

ΕΘΝΙΚΟ ΚΑΙ ΚΑΠΟΔΙΣΤΡΙΑΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΦΙΛΟΣΟΦΙΚΗ ΣΧΟΛΗ
ΤΜΗΜΑ ΨΥΧΟΛΟΓΙΑΣ

**Ιδιότυποι Τρόποι Απόκρισης: Σύγκριση μεταξύ
παραδοσιακών συνθηκών μέτρησης και συνθηκών
συμμετοχής σε διαδικτυακή έρευνα**

ΔΙΔΑΚΤΟΡΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ

Σοφία Παπάζογλου

ΑΘΗΝΑ 2018

Εθνικό και Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών
Τμήμα Ψυχολογίας



Διδακτορική Διατριβή της Σοφίας Παπάζογλου

**Ιδιότυποι Τρόποι Απόκρισης: Σύγκριση μεταξύ παραδοσιακών συνθηκών
μέτρησης και συνθηκών συμμετοχής σε διαδικτυακή έρευνα**

Τριμελής Συμβουλευτική Επιτροπή

Κωνσταντίνος Μυλωνάς,
Καθηγητής (Επόπτης)
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Σπυρίδων Τάνταρος,
Καθηγητής
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Πέτρος Ρούσσοις,
Αναπληρωτής Καθηγητής
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Επταμελής Εξεταστική Επιτροπή

Κωνσταντίνος Μυλωνάς,
Καθηγητής
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Σπυρίδων Τάνταρος,
Καθηγητής
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Πέτρος Ρούσσοις,
Αναπληρωτής Καθηγητής
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Χρυσή Χατζηχρήστου,
Καθηγήτρια
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Αικατερίνη Γκαρή,
Καθηγήτρια
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Αλεξάνδρα Οικονόμου,
Αναπληρώτρια Καθηγήτρια
Τμήμα Ψυχολογίας, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Βασίλειος Γιαλαμάς,
Καθηγητής
Τμήμα Εκπαίδευσης και Αγωγής στην
Προσχολική Ηλικία, Εθνικό και
Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Περιεχόμενα

Περίληψη.....	8
Ευχαριστίες.....	10
Πρόλογος.....	11
1. Εισαγωγή.....	13
1.1 Το ερευνητικό πλαίσιο στην Ψυχολογία	13
1.2 Επίδραση εξωγενών μεταβλητών στα ερευνητικά αποτελέσματα	16
1.3 Η διαδικτυακή έρευνα	19
1.3.1 Η παρούσα έρευνα	25
1.4 Ιδιότυποι τρόποι απόκρισης	26
1.4.1 Τάση για συμφωνία (<i>acquiescence</i>).....	28
1.4.2 Τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (<i>social desirability</i>).....	33
1.4.3 Τάση για ακραίες απαντήσεις (<i>extreme response style</i>)	37
1.5 Επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις μετρήσεις.....	42
1.5.1 Έρευνες για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο ηλεκτρονικό- διαδικτυακό και το έντυπο ερωτηματολόγιο	45
1.6 Μέθοδοι για τη μελέτη της επίδρασης και τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης	57
1.6.1 Ερωτηματολόγια μέτρησης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.....	57
1.6.2 Ισοσταθμισμένες κλίμακες (<i>balanced scales</i>) για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία (<i>acquiescence</i>).....	58
1.6.3 Ιεραρχικά γραμμικά υποδείγματα (<i>Hierarchical linear models</i>).....	64
1.6.4 Μέθοδοι για τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών και διερευνητικής ανάλυσης παραγόντων	67

1.6.5 Μέθοδοι για τον εντοπισμό και τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μέσω δομικών αιτιακών εξισώσεων (<i>structural equation modeling</i>).....	75
1.6.6 Μέθοδος για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις μέσω της τεχνικής <i>multigroup latent- class factor analysis</i>	84
1.6.7 Μέθοδοι για τη μελέτη ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με τον υπολογισμό δεικτών κατά άτομο	86
1.6.8 <i>Generalized IRT models</i> για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις.....	92
1.6.9 Μέθοδος <i>MDS-T</i>	93
1.7 Ερευνητικοί στόχοι.....	100
2. Μέθοδος	102
2.1 Δείγμα.....	102
2.1.1 Έντυπο ερωτηματολόγιο.....	103
2.1.2 Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.....	103
2.1.3 Συγκρίσεις υποομάδων του δείγματος ως προς δημογραφικά χαρακτηριστικά.....	105
2.2 Μέσα συλλογής ερευνητικών στοιχείων	115
2.2.1 Ερωτηματολόγιο <i>STAI</i>	117
2.2.2 Ερωτηματολόγιο <i>EPQ</i>	118
2.2.3 Ερωτηματολόγιο <i>Οικογενειακών Αξιών</i>	120
2.2.4 Τεστ γνώσεων.....	123
2.3 Διαδικασία της έρευνας.....	125
2.4 Στατιστικές αναλύσεις.....	127
2.4.1 Μελέτη της δομικής εγκυρότητας μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων ...	128
2.4.2. Σύγκριση μεταξύ παραμετρικών και μη-παραμετρικών δεικτών συνάφειας.....	130
2.4.3 Σύγκριση μεταξύ ομάδων μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (<i>multigroup CFA</i>).....	132

3. Ευρήματα.....	134
3.1 Σύγκριση μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών εντός του διαδικτυακού δείγματος.....	137
3.1.1 Ερωτηματολόγιο STAI.....	137
3.1.2 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (π.χ. Γεώργας, 1986. Γεώργας et al., 2009) και ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992).....	139
3.1.3 Ερωτηματολόγιο Eysenck Personality Questionnaire (EPQ).....	141
3.2 Σύγκριση παραμετρικών (Pearson r) με μη-παραμετρικούς δείκτες συνάφειας (Kendall tau) για κάθε συνθήκη χορήγησης των ερωτηματολογίων (έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο)	143
3.2.1 Ερωτηματολόγιο STAI.....	144
3.2.2 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και ερωτήματα ελέγχου	145
3.2.3 Ερωτηματολόγιο EPQ.....	146
3.3 Επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων για τον έλεγχο της δομής των ερωτηματολογίων	146
3.3.1 Ερωτηματολόγιο STAI.....	147
3.3.2 Eysenck Personality Questionnaire.....	163
3.3.3 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών.....	175
3.4 Διερευνητική ανάλυση παραγόντων για τον έλεγχο της δομής του STAI.....	180
3.4.1 Μονοπαραγοντική ανάλυση.....	181
3.4.2 Επίλυση δύο παραγόντων.....	186
3.5 Επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο	192
3.5.1 Καταλληλότητα των δεικτών μέτρησης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με βάση τα ερωτήματα ελέγχου.....	193
3.5.2 Υποδείγματα CFA για τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.....	205
3.5.3 Μελέτη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μέσω MDS-T.....	256

3.6 Συγκρίσεις υποομάδων του δείγματος ως προς τις διαστάσεις των ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς και των τεστ γνώσεων.....	281
3.6.1 Διαφορές υποομάδων του δείγματος ως προς το ερωτηματολόγιο STAI	281
3.6.2 Διαφορές υποομάδων του δείγματος ως προς το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών	286
3.6.3 Διαφορές υποομάδων του δείγματος ως προς το ερωτηματολόγιο EPQ.....	291
3.6.4 Αναλύσεις διαφοροποιητικής ισχύος	297
4. Συζήτηση.....	303
4.1 Συγκρισιμότητα των δειγμάτων που προέρχονται από τους δύο τρόπους χορήγησης	303
4.1.1 Δημογραφικά χαρακτηριστικά.....	304
4.1.2 Δομή των ερωτηματολογίων	305
4.2 Επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο	318
4.2.1 Τάση για συμφωνία.....	318
4.2.2. Τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις.....	325
4.2.3 Τάση για ακραίες απαντήσεις.....	333
4.3 Επίδραση της διατύπωσης των ερωτημάτων στην παραγοντική δομή για την κλίμακα State του STAI.....	338
4.3.1 Έντυπο ερωτηματολόγιο.....	339
4.3.2 Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.....	342
4.4 Γενικά συμπεράσματα.....	345
Βιβλιογραφία.....	349
Παράρτημα Α.....	369
Παράρτημα Β.....	370
Παράρτημα Γ.....	397

Παράρτημα Δ	410
Παράρτημα Ε.....	419

Περίληψη

Οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης αφορούν σε τάσεις των συμμετεχόντων σε μια έρευνα, να απαντούν στα ερωτήματα ενός ερωτηματολογίου με βάση κάτι διαφορετικό από τη θεωρητική έννοια που μελετάται. Στην παρούσα έρευνα εξετάστηκαν τρεις τέτοιοι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης, η τάση για συμφωνία με ερωτήματα ανεξαρτήτως εννοιολογικού περιεχομένου (*acquiescence*), η τάση των συμμετεχόντων να δίνουν κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability*) και η τάση για επιλογή των ακραίων σημείων της κλίμακας μέτρησης (*extreme response style*). Το διαδικτυο χρησιμοποιείται όλο και συχνότερα ως μέθοδος συλλογής ερευνητικών δεδομένων και οι ψυχολόγοι διεξάγουν μέσω αυτού διαφόρων ειδών έρευνες. Προκειμένου να χρησιμοποιηθεί εναλλακτικά με το έντυπο ερωτηματολόγιο, θα πρέπει να διασφαλιστεί ότι τα δεδομένα που προκύπτουν από τις δύο αυτές μεθόδους είναι συγκρίσιμα. Στόχος της παρούσας έρευνας ήταν η σύγκριση της επίδρασης των τριών ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στην έντυπη και στη διαδικτυική μορφή του ίδιου ερωτηματολογίου. Το ψυχομετρικό εργαλείο που χρησιμοποιήθηκε περιέχει τόσο ερωτήσεις αυτοαναφοράς, δηλαδή το State-Trait Anxiety Inventory (STAI) του Spielberger, το ερωτηματολόγιο προσωπικότητας του Eysenck (EPQ) και το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών του Γεώργια, όσο και ερωτήσεις γνώσεων ως συνθήκη ελέγχου, καθώς στη δεύτερη αυτή κατηγορία ερωτήσεων αναμενόταν να μην υπάρχει διαφορά μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Ο καθένας από τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης εξετάστηκε σε ένα από τα τρία ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς, καθώς και στο τεστ γνώσεων. Σχετικά με την τάση για συμφωνία, βρέθηκε να υπάρχει κάποια μικρή επίδραση στο έντυπο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, ενώ στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν παρατηρήθηκε επίδραση. Βρέθηκε επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στην κλίμακα του Ψυχωτισμού του EPQ, η οποία ήταν μεγαλύτερη για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, ενώ δεν παρατηρήθηκε διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις στο ερωτηματολόγιο STAI. Όσον αφορά στα τεστ γνώσεων, στις περισσότερες περιπτώσεις δεν υπήρχε στατιστικώς σημαντική διαφορά μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου, εκτός από μία περίπτωση σε σχέση με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Σε γενικές γραμμές, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο βρέθηκαν να καταλήγουν σε αρκετά παρόμοιες μετρήσεις, εκτός κάποιων περιπτώσεων που είναι σημαντικό να τις έχει υπόψη του ο ερευνητής.

Λέξεις-κλειδιά: τάση για συμφωνία, τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, τάση για ακραίες απαντήσεις, έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, πολυδειγματικές δομικές αιτιακές εξισώσεις, πολυδιάστατη γεωμετρική βαθμονόμηση ομοιοτήτων με τριγωνομετρική μετατροπή

Abstract

Response styles concern systematic tendencies of respondents to answer questions based on something else than the specific item content (Paulhus, 1991). Three such response styles were examined in the present study, acquiescence response style (ARS), the tendency to agree with items irrespective of content, social desirability (SDR), the tendency to give answers that are expected to be approved by significant others, and extreme response style (ERS), the tendency to use the extreme response options in a questionnaire. The internet is being increasingly used as a data collection method, and psychologists carry out various kinds of research through the internet. In order to use internet data collection as an alternative to traditional paper-and-pencil questionnaires, the two methods have to result in comparable data. The aim of the present study is to compare the online and the paper-and-pencil form of the same questionnaire in terms of the three response styles (ARS, SDR, ERS). The set of questionnaires administered via the two data collection methods, consists of self-report questionnaires (Spielberger's State-Trait Anxiety Inventory-STAI, Eysenck Personality Questionnaire-EPQ, and Georgas' Family Values Scale-FVS), and achievement or aptitude tests as a control condition, as differences in response styles between the two data collection modes were not expected in this latter condition. Each one of the three response styles was studied in one of the three self-report measures and in the control condition (achievement tests). Concerning acquiescence, there was a small effect in the paper-and-pencil questionnaire (FVS), but no effect in the internet version. Social desirability response style had an effect in the Psychoticism scale of EPQ for both data collection modes, and this effect was larger for the internet questionnaire. There was no difference between data collection modes in extreme response style in the State-Trait Anxiety Inventory. In most instances there was no difference between the internet and paper-and-pencil questionnaires in the control condition (achievement tests). In conclusion, administering the questionnaire in the paper-and-pencil and online forms resulted in comparable data, except for some small differences that are important for the researcher to take into consideration.

Keywords: acquiescence, social desirability, extreme response style, paper-and-pencil questionnaire, online questionnaire, multi-group structural equation modeling, multidimensional scaling with trigonometric transformation

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον Επόπτη της διατριβής, Καθηγητή Κ. Μυλωνά για τη βοήθεια και υποστήριξή του σε όλη τη διάρκεια εκπόνησης της διατριβής. Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τα μέλη της συμβουλευτικής επιτροπής, Καθηγητή Σ. Τάνταρο και Αναπληρωτή Καθηγητή Π. Ρούσσο για τις χρήσιμες συμβουλές τους.

Ευχαριστώ επίσης την κυρία Κ. Αργυροπούλου και την κυρία Ι. Κούστα για τη βοήθειά τους με το Τεστ Διαφορικών Ικανοτήτων (DAT).

Θα ήθελα ακόμη να ευχαριστήσω την κυρία Τ. Αναγνωστοπούλου για την αποστολή της ελληνικής έκδοσης του ερωτηματολογίου STAI, καθώς και τον κύριο Przemyslaw Lis για τη βοήθειά του με την πλατφόρμα Concerto για την κατασκευή του διαδικτυακού ερωτηματολογίου.

Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους γονείς μου, Θαλή και Βάπου και τον αδερφό μου Μιχάλη, καθώς και το σύζυγό μου Γιώργο και το γιό μας για την υπομονή και την υποστήριξή τους.

Πρόλογος

Στο πλαίσιο μιας έρευνας, όταν θέλουμε να πάρουμε πληροφορίες για διάφορα θέματα όπως η προσωπικότητα, οι στάσεις, οι αξίες, το άγχος και άλλα χαρακτηριστικά των ατόμων, είναι συνήθης πρακτική να χορηγούμε ερωτηματολόγια σε ένα δείγμα συμμετεχόντων. Οι ερωτήσεις που τα αποτελούν έχουν συνήθως τη μορφή προτάσεων που περιγράφουν κάποιο χαρακτηριστικό, συναίσθημα, συμπεριφορά κ.τ.λ., για τα οποία οι συμμετέχοντες δηλώνουν τη συμφωνία ή τη διαφωνία τους, κατά πόσο δηλαδή η συγκεκριμένη δήλωση πιστεύουν ότι ταιριάζει στον εαυτό τους. Πολλές φορές οι ερευνητές θεωρούν ότι οι απαντήσεις των συμμετεχόντων σε τέτοια ερωτηματολόγια εκφράζουν τις πραγματικές τους απόψεις, συναισθήματα και χαρακτηριστικά, ότι δίνουν δηλαδή μία ακριβή περιγραφή της προσωπικότητας και της συμπεριφοράς τους.

Όμως, έχει παρατηρηθεί ότι οι συμμετέχοντες σε μια έρευνα δεν προσπαθούν σε κάθε περίπτωση να δώσουν μία όσο το δυνατόν πιστή περιγραφή της πραγματικότητας, αλλά οι απαντήσεις τους καθορίζονται και από άλλους παράγοντες. Μία τέτοια ομάδα μεταβλητών είναι και οι συστηματικές τάσεις των ατόμων να απαντούν σε ερωτήματα με κάποιους ιδιαίτερους τρόπους, που ονομάζονται ιδιότυποι τρόποι απόκρισης. Έτσι, οι ερωτώμενοι, μπορεί να επιθυμούν, για παράδειγμα, να δώσουν θετική εικόνα για τον εαυτό τους, να τείνουν να συμφωνούν ή να διαφωνούν με οποιαδήποτε δήλωση ανεξαρτήτως περιεχομένου, να τείνουν να εκφράζουν έντονες-ισχυρές απόψεις, να επιλέγουν συχνά το μεσαίο σημείο μίας κλίμακας μέτρησης κ.τ.λ. Η γνώση των πραγματικών τιμών του ατόμου στα χαρακτηριστικά που αξιολογούνται με τις διάφορες ερωτήσεις, έτσι ώστε να διαπιστώσουμε αν οι απαντήσεις που έχει δώσει εκφράζουν την αλήθεια ή έχουν επηρεαστεί από συστηματικές τάσεις για επιλογή συγκεκριμένων απαντήσεων, θα ήταν δυνατή μόνο αν διαθέταμε ένα «κλειδί» για τις «σωστές» απαντήσεις κάθε ατόμου για κάθε ένα ερώτημα (Damarin & Messick, 1965, σελ. 63). Παρόλα αυτά, έχουν αναπτυχθεί διάφορες μέθοδοι μέτρησης και ελέγχου των ιδιότυπων αυτών τρόπων απόκρισης, για να μπορέσουμε να εκτιμήσουμε την επίδρασή τους στις απαντήσεις, επομένως και να προσεγγίσουμε τις πραγματικές τιμές των συμμετεχόντων.

Με την όλο και μεγαλύτερη χρήση του διαδικτύου για διάφορους σκοπούς, πολλά ερωτηματολόγια χορηγούνται μέσω αυτού. Η συμπλήρωση ενός ερωτηματολογίου στο διαδίκτυο, μπορεί να είναι μια πιο εύκολη και ευχάριστη διαδικασία για τους

ανθρώπους σε σχέση με το έντυπο, καθώς είναι κάτι σχετικά καινούριο και έχει ίσως περισσότερο ενδιαφέρον, ειδικά για τους νέους. Υπάρχουν πολλά πλεονεκτήματα αλλά και μειονεκτήματα στη συλλογή στοιχείων μέσω του διαδικτύου, όπως θα αναλυθεί σε επόμενη ενότητα. Είναι σημαντικό να μελετηθεί κατά πόσο τα ερευνητικά δεδομένα που λαμβάνονται μέσω του διαδικτύου έχουν παρόμοια χαρακτηριστικά (είναι συγκρίσιμα) με αυτά που προκύπτουν από το έντυπο ερωτηματολόγιο. Στην παρούσα έρευνα, η σύγκριση αυτή του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου έγινε ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, στους οποίους αναφερθήκαμε παραπάνω, ώστε να διερευνηθεί αν η μεταφορά ενός ψυχομετρικού εργαλείου από την έντυπη στη διαδικτυακή μορφή έχει κάποια επίδραση στις συστηματικές αυτές συνήθειες απάντησης των ερωτώμενων.

1. Εισαγωγή

1.1 Το ερευνητικό πλαίσιο στην Ψυχολογία

Τα ευρήματα της επιστημονικής έρευνας είναι ιδιαίτερα σημαντικά για την απόκτηση επιστημονικής γνώσης στις Κοινωνικές Επιστήμες, καθώς και ειδικότερα στην Ψυχολογία (Christensen, 1988. Howitt & Cramer, 2011). Ένα βασικό χαρακτηριστικό των επιστημονικών ερευνών είναι ότι ακολουθούν κάποιες μεθόδους έρευνας, οι οποίες αφορούν σε συγκεκριμένα βήματα και διαδικασίες για την επίτευξη των στόχων τους. Η επιστημονική έρευνα είναι μία συστηματική διαδικασία που ακολουθεί μία λογική-σχέδιο, ώστε να εξασφαλιστεί η αντικειμενικότητα στα δεδομένα και να ελαχιστοποιηθεί η επίδραση προκαταλήψεων και υποκειμενικών απόψεων του ερευνητή (Christensen, 1988). Μέσω της χρήσης των μεθόδων έρευνας μπορεί να ελεγχθεί η ορθότητα κάποιας ερευνητικής υπόθεσης, καθώς και να γίνει σύγκριση μεταξύ εναλλακτικών ερευνητικών υποθέσεων. Εφαρμόζοντας μία συγκεκριμένη μέθοδο έρευνας, ο ερευνητής είναι σε θέση να γνωρίζει το είδος των συμπερασμάτων και ερμηνειών στις οποίες μπορεί να προβεί, καθώς και το βαθμό των επιτρεπόμενων γενικεύσεων σε άτομα και πληθυσμούς (Christensen, 1988. Howitt & Cramer, 2011).

Ο σχεδιασμός μίας έρευνας στον τομέα της Ψυχολογίας απαιτεί μία σειρά επιλογών από την πλευρά του ερευνητή, αναλόγως των ερευνητικών ερωτημάτων και του σκοπού της έρευνας. Οι ερευνητικές προσεγγίσεις, βάσει των στόχων τους, διακρίνονται σε πειραματικές και περιγραφικές (Christensen, 1988). Στην πειραματική ερευνητική προσέγγιση βασικός στόχος είναι ο εντοπισμός σχέσεων αιτίου και αιτιατού μεταξύ μεταβλητών. Για το λόγο αυτό, η διαδικασία του πειράματος περιλαμβάνει αυστηρούς ελέγχους από την πλευρά του ερευνητή προκειμένου να υπάρχει βεβαιότητα ότι η μεταβολή σε κάποια κατάσταση ή χαρακτηριστικό προκαλεί ένα συγκεκριμένο αποτέλεσμα (π.χ. ότι μία καινούρια μέθοδος διδασκαλίας είναι η αιτία για την καλύτερη επίδοση κάποιων μαθητών και ότι αυτή η επίδοση δεν οφείλεται σε άλλους παράγοντες, Christensen, 1988. Howitt & Cramer, 2011. Παρασκευόπουλος, 1993α). Η περιγραφική ερευνητική προσέγγιση έχει ως στόχο την περιγραφή κάποιου φαινομένου, γεγονότος ή κατάστασης και βάσει των αποτελεσμάτων της, στις περισσότερες περιπτώσεις, δεν μπορούν να αποδοθούν αιτιώδεις σχέσεις (Christensen, 1988). Η ερευνητική αυτή προσέγγιση μπορεί να είναι ποσοτική, δηλαδή τα ερευνητικά δεδομένα είναι αριθμητικά και σκοπός είναι η περιγραφή του βαθμού μεταβολής

κάποιου φαινομένου (π.χ. πόσοι άνθρωποι έχουν μία συγκεκριμένη άποψη) ή ποιοτική όπου τα δεδομένα είναι μη-αριθμητικά, όπως αφηγήσεις ιστοριών, ενδυμασίες, εικόνες κ.τ.λ., ενώ ο ερευνητής ενδιαφέρεται για την περιγραφή μίας κατάστασης χωρίς ποσοτικούς όρους (π.χ. καταγραφή των διαφορετικών απόψεων των ανθρώπων σε κάποιο θέμα, Kumar, 2011). Στην Ψυχολογική έρευνα χρησιμοποιείται συχνά η μη-πειραματική ποσοτική ερευνητική προσέγγιση, όπου ο στόχος αφορά στην περιγραφή των σχέσεων μεταξύ μεταβλητών, ενώ τα δεδομένα είναι αριθμητικά (Christensen, 1988). Παραδείγματα αυτού του είδους των ερευνών είναι οι συσχετιστικές ή συναφειακές έρευνες που εστιάζονται στη μελέτη του βαθμού, της κατεύθυνσης και της μορφής της συνάφειας μεταξύ μεταβλητών (π.χ. με ποιόν τρόπο συσχετίζονται το άγχος και η επίδοση στις εξετάσεις), καθώς και η μελέτη εκ των υστέρων ή σύγκριση διαφορετικών ομάδων, όπου ο ερευνητής συγκρίνει μεταξύ τους ως προς κάποιο χαρακτηριστικό (π.χ. προσωπικότητα) ομάδες ατόμων που διαφέρουν ως προς κάποια μεταβλητή πριν τη διεξαγωγή της έρευνας, όπως είναι οι άνδρες και οι γυναίκες (Christensen, 1988. Kumar, 2011. Παρασκευόπουλος, 1993α). Είναι σημαντικό να γνωρίζει ο ερευνητής τις δυνατότητες και τους περιορισμούς της κάθε ερευνητικής προσέγγισης, ώστε να αποφασίσει ποιά από αυτές ταιριάζει καλύτερα στα ερευνητικά του ερωτήματα, να ερμηνεύει τα αποτελέσματα αναλόγως, καθώς και να γνωρίζει σε ποιο βαθμό και σε ποιούς πληθυσμούς μπορεί να γενικεύσει τα ευρήματά του (Christensen, 1988. Παρασκευόπουλος, 1993α).

Στο πλαίσιο του σχεδιασμού μίας έρευνας υπάρχουν πολλές άλλες επιμέρους αποφάσεις που θα πρέπει να ληφθούν, όπως ο τρόπος επιλογής των συμμετεχόντων (τυχαίο ή συμπτωματικό δείγμα), τα μέσα συλλογής των δεδομένων και η διαδικασία συλλογής των δεδομένων (Παρασκευόπουλος, 1993β. Φίλιας, 2007). Όσον αφορά στη συλλογή των ερευνητικών στοιχείων, αυτή μπορεί να γίνει με διάφορους τρόπους, όπως για παράδειγμα η συνέντευξη, τα ερωτηματολόγια, τα σταθμισμένα τεστ και η παρατήρηση. Η συνέντευξη αφορά σε μία προσωπική αλληλεπίδραση μεταξύ συνεντευκτή και ερωτώμενου η οποία γίνεται συνήθως πρόσωπο με πρόσωπο αλλά και με άλλον τρόπο (π.χ. τηλεφωνικά ή με άλλο ηλεκτρονικό μέσο) όπου τίθενται στους συμμετέχοντες μία σειρά από ερωτήσεις σχετικές με το μελετώμενο θέμα (Christensen, 1988. Kumar, 2011. Παρασκευόπουλος, 1993β. Φίλιας, 2007). Η μορφή της συνέντευξης μπορεί να διαφέρει ως προς το βαθμό δόμησης των ερωτήσεων, οι οποίες μπορεί να είναι εντελώς τυποποιημένες και να απαιτούν συγκεκριμένου τύπου

απαντήσεις ή να δίνεται περισσότερη ελευθερία για τροποποίηση της διαδικασίας, ενώ σε κάποιες περιπτώσεις η συνέντευξη παίρνει τη μορφή ελεύθερης συζήτησης πάνω σε κάποια κεντρικά θέματα σχετιζόμενα με την έρευνα (Christensen, 1988. Παρασκευόπουλος, 1993β. Φίλιας, 2007). Το ερευνητικό ερωτηματολόγιο αποτελείται από μία σειρά ερωτήσεων σχετικών με το θέμα της έρευνας τις οποίες διαβάζει ο ίδιος ο συμμετέχων και δίνει τις απαντήσεις του γραπτώς (Kumar, 2011. Φίλιας, 2007). Επειδή στη διάρκεια συμπλήρωσης του ερωτηματολογίου δεν υπάρχει αλληλεπίδραση με τον ερευνητή, είναι σημαντικό οι ερωτήσεις να είναι όσο το δυνατόν περισσότερο σαφείς για να είναι εύκολη η κατανόησή τους και το ερωτηματολόγιο να έχει κατασκευαστεί με τέτοιο τρόπο ώστε να κινεί το ενδιαφέρον των συμμετεχόντων (Kumar, 2011). Τα σταθμισμένα τεστ περιλαμβάνουν μία σειρά ερωτήσεων ή δοκιμασιών σχετιζόμενα με την αξιολογούμενη έννοια (π.χ. προσωπικότητα ή επίδοση) και ένα βασικό χαρακτηριστικό τους είναι ότι η διαδικασία χορήγησης και βαθμολόγησής τους είναι ομοιόμορφη για όλα τα εξεταζόμενα άτομα (Anastasi & Urbina, 1997. Μυλωνάς, 2012). Έτσι, όλα τα στοιχεία της διαδικασίας χορήγησης (π.χ. οδηγίες, χρόνος χορήγησης, τόνος της φωνής του εξεταστή, κ.τ.λ.) θα πρέπει να είναι όσο το δυνατόν όμοια για όλα τα άτομα, ώστε οι βαθμολογίες τους να είναι συγκρίσιμες. Ακόμη, τα σταθμισμένα τεστ έχουν χορηγηθεί σε μεγάλα αντιπροσωπευτικά δείγματα του πληθυσμού για τον οποίο προορίζονται και διαθέτουν νόρμες, δηλαδή βαθμολογίες που αντιστοιχούν στη μέση-φυσιολογική επίδοση σε κάποια κλίμακα για συγκεκριμένες ομάδες ατόμων (π.χ. ηλικιακές ομάδες, τα δύο φύλα). Έτσι, η βαθμολογία κάποιου συμμετέχοντος μπορεί να αξιολογηθεί ως προς την απόκλιση της από το μέσο-φυσιολογικό επίπεδο για την ομάδα στην οποία ανήκει (Anastasi & Urbina, 1997. Μυλωνάς, 2012). Η τεχνική της παρατήρησης για τη συλλογή ερευνητικών δεδομένων αφορά στη συστηματική, σκόπιμη και επιλεκτική θέαση και ακρόαση του μελετώμενου φαινομένου από τον ερευνητή τη στιγμή που το φαινόμενο αυτό λαμβάνει χώρα (Kumar, 2011. Παρασκευόπουλος, 1993β). Ο ίδιος ο ερευνητής που κάνει την παρατήρηση καταγράφει όποιες πληροφορίες είναι σχετικές με τους ερευνητικούς του στόχους. Η παρατήρηση μπορεί να είναι συμμετοχική, όπου ο ερευνητής λαμβάνει μέρος στις δραστηριότητες των παρατηρούμενων ατόμων ή μη-συμμετοχική όπου ο παρατηρητής είναι ουδέτερος και απλώς καταγράφει δεδομένα (Kumar, 2011).

1.2 Επίδραση εξωγενών μεταβλητών στα ερευνητικά αποτελέσματα

Σε μία έρευνα στον τομέα της Ψυχολογίας μελετώνται οι σχέσεις (είτε αιτιώδεις, είτε απλές συσχετίσεις) μεταξύ συγκεκριμένων μεταβλητών σχετικών με το ερευνητικό ερώτημα (π.χ. η σχέση χαρακτηριστικών προσωπικότητας με την επιθετικότητα). Εκτός όμως από τις μελετώμενες μεταβλητές, οι συμμετέχοντες διαφέρουν και σε άλλα χαρακτηριστικά (π.χ. νοημοσύνη) που μπορεί να επηρεάζουν τα ερευνητικά αποτελέσματα. Υπάρχουν ακόμη διάφορες άλλες συνθήκες (π.χ. ανία, κόπωση) που μπορεί να ασκούν επιδράσεις στα ευρήματα μίας έρευνας. Όλες αυτές οι επιδράσεις εκτός των μελετώμενων χαρακτηριστικών οι οποίες επηρεάζουν τα αποτελέσματα της έρευνας και αποτελούν εναλλακτικές ερμηνείες για αυτά, ονομάζονται εξωγενείς μεταβλητές (Christensen, 1988. Howitt & Cramer, 2011. Παρασκευόπουλος, 1993α). Μία τέτοια εξωγενής μεταβλητή είναι, για παράδειγμα, η ιστορία, δηλαδή εξωγενή ιστορικά συμβάντα που μπορεί να σημειωθούν κατά τη διάρκεια της έρευνας και να επηρεάσουν το αποτέλεσμα (Christensen, 1988. Fife-Schaw, 2006). Έτσι, σε μία έρευνα όπου οι συμμετέχοντες αξιολογούνται σε κάποιο χαρακτηριστικό (π.χ. στάσεις) δύο φορές, πριν και μετά από κάποια παρέμβαση, μπορεί ανάμεσα στις δύο αυτές αξιολογήσεις να συμβεί κάποιο γεγονός (π.χ. ένας σεισμός) που θα επηρεάσει τη δεύτερη μέτρηση και κατά συνέπεια τα ευρήματα δεν θα μπορούν να αποδοθούν αποκλειστικά στην παρέμβαση του ερευνητή. Η ωρίμανση είναι μία άλλη εξωγενής μεταβλητή που μπορεί να επιδράσει στα ερευνητικά ευρήματα και αφορά σε βιολογικές και ψυχολογικές αλλαγές στους συμμετέχοντες με την πάροδο του χρόνου (Christensen, 1988. Fife-Schaw, 2006. Kumar, 2011). Η καλύτερη επίδοση των συμμετεχόντων σε κάποιο γλωσσικό τεστ μετά την ολοκλήρωση ενός νέου εκπαιδευτικού προγράμματος, θα μπορούσε επίσης να οφείλεται στη βελτίωση των γλωσσικών δεξιοτήτων που θα λάμβανε χώρα και στις συνηθισμένες συνθήκες εκπαίδευσης. Ένας άλλος εξωγενής παράγοντας που μπορεί να επιδράσει στα ερευνητικά αποτελέσματα είναι η οργάνωση των μετρήσεων, δηλαδή αλλαγές στις μετρήσεις των μελετώμενων χαρακτηριστικών που μπορεί να συμβούν με την πάροδο του χρόνου (Christensen, 1988. Fife-Schaw, 2006). Για παράδειγμα, οι μετρήσεις που βασίζονται σε δεδομένα από ανθρώπινους παρατηρητές θα μπορούσαν να περιέχουν όλο και μεγαλύτερο σφάλμα όσο περισσότερο χρόνο οι παρατηρητές αυτοί καταγράφουν στοιχεία, λόγω της κόπωσής τους. Η στατιστική παλινδρόμηση είναι μία εξωγενής μεταβλητή που αναφέρεται στο γεγονός ότι οι πολύ υψηλές και οι πολύ

χαμηλές βαθμολογίες σε μία πρώτη μέτρηση κάποιου χαρακτηριστικού (π.χ. τεστ νοημοσύνης), τείνουν να μετακινούνται προς τον μέσο όρο σε μία επόμενη μέτρηση, δηλαδή οι υψηλές βαθμολογίες να γίνονται χαμηλότερες και οι χαμηλές βαθμολογίες να γίνονται υψηλότερες (Christensen, 1988. Fife-Schaw, 2006. Kumar, 2011). Έτσι, οι μικρότερες διαφορές μεταξύ των ακραίων αυτών ομάδων (άτομα με πολύ υψηλή και πολύ χαμηλή επίδοση) στη δεύτερη μέτρηση μπορεί να μην οφείλονται σε κάποια σκόπιμη παρέμβαση του ερευνητή αλλά στη στατιστική παλινδρόμηση. Ένας άλλος εξωγενής παράγοντας, η επιλογή, αφορά στην τοποθέτηση των συμμετεχόντων στις συγκρινόμενες ομάδες βάσει κάποιων χαρακτηριστικών στα οποία διαφέρουν (π.χ. κωφά παιδιά στη μία ομάδα και παιδιά με φυσιολογική ακοή στην άλλη) σε αντιδιαστολή με την τυχαία κατανομή στις ομάδες (Christensen, 1988. Fife-Schaw, 2006). Οι διαφορές μεταξύ των ομάδων αυτών μετά από κάποια πειραματική παρέμβαση θα μπορούσαν επίσης να οφείλονται σε διαφορές των ομάδων σε άλλα χαρακτηριστικά εκτός της κώφωσης. Ο εξωγενής παράγοντας της διαρροής αναφέρεται στην απώλεια συμμετεχόντων από τις συγκρινόμενες ομάδες που μπορεί να συμβεί σε μία έρευνα με επαναλαμβανόμενες μετρήσεις ενός χαρακτηριστικού (Christensen, 1988. Fife-Schaw, 2006). Έτσι, η διαφορά μεταξύ των ομάδων στην μέτρηση που ενδιαφέρει τον ερευνητή μπορεί να μην οφείλεται στη σκόπιμη παρέμβασή του, αλλά στο γεγονός ότι μερικοί συμμετέχοντες εγκατέλειψαν την έρευνα και οι ομάδες δεν αποτελούνται πλέον από τα ίδια άτομα.

Μία άλλη ομάδα εξωγενών παραγόντων που μπορεί να επηρεάσουν τα ερευνητικά αποτελέσματα είναι οι επιδράσεις του εξεταστή (Anastasi & Urbina, 1997. Christensen, 1988. Μυλωνάς, 2012). Υπάρχει πιθανότητα οι απαντήσεις και οι αντιδράσεις των συμμετεχόντων να επηρεαστούν από χαρακτηριστικά του ερευνητή, καθώς και από τις επιθυμίες και προσδοκίες του (Anastasi & Urbina, 1997. Christensen, 1988). Ένα χαρακτηριστικό, η επίδραση του οποίου στα ευρήματα της έρευνας έχει μελετηθεί, είναι το φύλο του ερευνητή. Για παράδειγμα, τα μικρά παιδιά αναφέρεται να έχουν καλύτερη επίδοση σε δοκιμασίες όταν ο ερευνητής είναι γυναίκα, ενώ οι ενήλικες να έχουν καλύτερη επίδοση όταν ο ερευνητής είναι άνδρας (Christensen, 1988). Οι προσδοκίες του ερευνητή σχετικά με τα ερευνητικά αποτελέσματα μπορούν επίσης να έχουν επίδραση στα ευρήματα (Anastasi & Urbina, 1997. Christensen, 1988. Μυλωνάς, 2012). Η συμπεριφορά του ερευνητή μπορεί να επηρεαστεί από αυτές τις προσδοκίες, χωρίς ο ίδιος να το συνειδητοποιήσει και στη συνέχεια η αλλαγή αυτή της

συμπεριφοράς επηρεάζει τους συμμετέχοντες έτσι ώστε οι προσδοκίες του ερευνητή να επιβεβαιώνονται (Christensen, 1988). Οι προσδοκίες του ερευνητή μεταδίδονται στους συμμετέχοντες μέσω ακούσιων λεκτικών και μη-λεκτικών αντιδράσεων του (Anastasi & Urbina, 1997. Μυλωνάς, 2012). Ένα υποθετικό παράδειγμα θα ήταν η περίπτωση μίας έρευνας με ένα νέο τεστ νοημοσύνης, όπου ο εξεταστής έχει πληροφορηθεί ότι κάποιοι εξεταζόμενοι είναι περισσότερο ευφυείς από τους υπόλοιπους, ενώ στην πραγματικότητα οι συμμετέχοντες δεν θα είχαν διαφορές ως προς τη νοημοσύνη. Οι συμμετέχοντες αυτοί τους οποίους ο ερευνητής θα θεωρούσε περισσότερο ευφυείς πιθανόν να λάμβαναν υψηλότερες βαθμολογίες από τους υπόλοιπους στο τεστ αυτό, ως αποτέλεσμα επίδρασης των προσδοκιών του ερευνητή. Εκτός από τις επιδράσεις του ερευνητή, μία άλλη ομάδα εξωγενών παραγόντων είναι οι επιδράσεις των συμμετεχόντων που αφορούν στη στάση των συμμετεχόντων απέναντι σε ένα ερωτηματολόγιο ή τεστ (ή η στάση τους προς όλα τα ερωτηματολόγια και τα τεστ γενικά), καθώς και σε όποιες θετικές και αρνητικές φορτίσεις του συμμετέχοντα κατά τη διάρκεια της αξιολόγησης (Μυλωνάς, 2012). Έτσι, αν οι συμμετέχοντες έχουν άγχος, νιώθουν «άβολα» ή εκνευρισμένοι ή είναι υπερβολικά ενθουσιασμένοι, τα αποτελέσματα της εξέτασης μπορεί να είναι διαφορετικά από ότι αν είχαν μια ουδέτερη διάθεση (Μυλωνάς, 2012). Ένας άλλος παράγοντας που μπορεί να επηρεάσει τα ερευνητικά ευρήματα είναι η επιθυμία των συμμετεχόντων να παρουσιάσουν τον εαυτό τους θετικά (Christensen, 1988). Οι συμμετέχοντες παίρνουν πληροφορίες από διάφορα στοιχεία της διαδικασίας αξιολόγησης (π.χ. τις οδηγίες, το περιβάλλον της εξέτασης, τον τύπο των ερωτήσεων που καλούνται να απαντήσουν) και διαμορφώνουν μία άποψη για το σκοπό της έρευνας. Αναλόγως της άποψής τους αυτής, προσπαθούν να δώσουν τέτοιες απαντήσεις ώστε οι άλλοι να σχηματίσουν θετική εικόνα για αυτούς (Christensen, 1988). Έτσι, οι απαντήσεις τους δεν θα ανταποκρίνονται στην πραγματική τους άποψη, συναισθήματα κ.τ.λ., αλλά σε αυτό το κίνητρο να δώσουν καλή εικόνα.

Η επίδραση των εξωγενών μεταβλητών στα ερευνητικά αποτελέσματα μπορεί να διαφέρει ανάλογα με τις ερευνητικές συνθήκες. Τέτοιες συνθήκες είναι για παράδειγμα η χορήγηση ενός ερωτηματολογίου κάτω από συνθήκες ανωνυμίας ή κάτω από συνθήκες όπου η ταυτότητα του ατόμου μπορεί να αναγνωριστεί, καθώς και η χορήγηση ενός ερωτηματολογίου σε έντυπη μορφή, μέσω τηλεφωνικής συνέντευξης ή μέσω του διαδικτύου (Joinson, 1999. Weijters, Schillewaert, & Geuens, 2008). Για

παράδειγμα, όταν οι συμμετέχοντες απαντούν σε ένα ερωτηματολόγιο κάτω από συνθήκες όπου οι απαντήσεις τους μπορούν να συνδεθούν με την ταυτότητά τους, ίσως να προσπαθήσουν να δώσουν καλή εικόνα για τον εαυτό τους σε μεγαλύτερο βαθμό σε σχέση με συνθήκες όπου οι απαντήσεις τους θα ήταν ανώνυμες (Joinson, 1999). Ένα άλλο παράδειγμα είναι η επίδραση των προσδοκιών του ερευνητή στα αποτελέσματα μέσω λεκτικών και μη-λεκτικών αντιδράσεων του (Anastasi & Urbina, 1997. Μυλωνάς, 2012), η οποία πιθανόν να υπάρχει σε συνθήκες όπου είναι παρών ο ερευνητής (π.χ. όταν οι συμμετέχοντες συμπληρώνουν ένα έντυπο ερωτηματολόγιο σε μία αίθουσα ή εργαστήριο), ενώ τέτοιες επιδράσεις δεν θα μπορούσαν να υπάρχουν σε συνθήκες όπου δεν υπάρχει φυσική παρουσία του ερευνητή (π.χ. όταν οι συμμετέχοντες συμπληρώνουν ένα ερωτηματολόγιο στο διαδίκτυο στο χώρο της κατοικίας τους).

1.3 Η διαδικτυακή έρευνα

Η συλλογή δεδομένων μέσω του διαδικτυακού ερωτηματολογίου στις κοινωνικές επιστήμες και στις επιστήμες της συμπεριφοράς έχει αυξηθεί με ταχείς ρυθμούς, ενώ οι ψυχολόγοι χρησιμοποιούν το διαδίκτυο για διάφορων ειδών έρευνες (Gnambs & Kaspar, 2016. Gosling, Vazire, Srivastava, & John, 2004. Granello & Wheaton, 2004. Stieger & Reips, 2010). Για παράδειγμα, έρευνες με τη χρήση διαδικτυακών ερωτηματολογίων έχουν γίνει για να μελετηθούν μεταβλητές σε σχέση με την εργασία (όπως οι εργασιακές αξίες, η ικανοποίηση από την εργασία και η σύγκλιση αξιών ατόμου και οργανισμού, Cennamo & Gardner, 2008), η επιθετικότητα των γυναικών προς το σύντροφό τους (Graham-Kevan & Archer, 2005), η κοινωνική υποστήριξη και η συναισθηματική νοημοσύνη (Kong, Zhao, & You, 2012), καθώς και η προσωπικότητα και η οδηγική συμπεριφορά (Machin & Sankey, 2008).

Όσον αφορά στις μεθόδους για τη διαδικτυακή συλλογή δεδομένων (Granello & Wheaton, 2004. Λιναρδής, Παπαγιαννόπουλος, & Καλησπεράτη, 2011), οι δύο πιο διαδεδομένες μέθοδοι είναι α) έρευνες μέσω ηλεκτρονικού ταχυδρομείου (*e-mail surveys*), όπου ο συμμετέχων λαμβάνει το ερωτηματολόγιο της έρευνας μέσω e-mail και το στέλνει συμπληρωμένο στον ερευνητή απαντώντας στο μήνυμα, β) διαδικτυακά ερωτηματολόγια (*web-based surveys*), όπου το ερωτηματολόγιο-ψυχομετρικό εργαλείο θα πρέπει να έχει αναρτηθεί σε κάποιο διαδικτυακό τόπο. Οι συμμετέχοντες καλούνται να λάβουν μέρος στην έρευνα με διάφορους τρόπους (π.χ. μέσω e-mail,

τηλεφωνικά, μέσω ανακοίνωσης, μέσω κάποιου άλλου διαδικτυακού τύπου), ενώ η συμπλήρωση και η υποβολή των απαντήσεων γίνεται στο διαδίκτυο.

Η συλλογή των δεδομένων μέσω του διαδικτύου παρουσιάζει πολλά πλεονεκτήματα έναντι των παραδοσιακών μεθόδων (Granello & Wheaton, 2004. Λιναρδής, Παπαγιαννόπουλος, & Καλησπεράτη, 2011. Wright, 2005). Πρώτον, το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζει πλεονεκτήματα σε σχέση με το χρόνο που χρειάζεται για τη διεξαγωγή της έρευνας (Granello & Wheaton, 2004. Wright, 2005). Η επιστροφή του συμπληρωμένου ερωτηματολογίου στον ερευνητή γίνεται σε μικρότερο χρονικό διάστημα σε σχέση με το ταχυδρομούμενο ερωτηματολόγιο (Granello & Wheaton, 2004), ενώ μπορεί να υπάρξει πρόσβαση σε μεγάλα δείγματα σε μικρό χρονικό διάστημα παρά τις γεωγραφικές αποστάσεις των συμμετεχόντων μεταξύ τους (Wright, 2005). Ακόμη, στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο υπάρχει η δυνατότητα αυτόματης καταχώρισης των στοιχείων σε βάσεις δεδομένων ή υπολογιστικά φύλλα (Granello & Wheaton, 2004), ενώ τα δεδομένα που συλλέγονται μέσω παραδοσιακών μεθόδων (π.χ. έντυπο ερωτηματολόγιο) θα πρέπει να καταχωρηθούν από τον ίδιο τον ερευνητή (Μυλωνάς, 2012). Η αυτόματη καταχώριση των δεδομένων από τις απαντήσεις των ερωτώμενων έχει ως αποτέλεσμα και τη μείωση σφαλμάτων καταγραφής των στοιχείων, αφού αυτά εισάγονται απευθείας από τους συμμετέχοντες (Granello & Wheaton, 2004. Λιναρδής et al., 2011). Το πλεονέκτημα της αυτόματης καταχώρισης δεν υπάρχει στις έρευνες μέσω e-mail, όπου η καταχώριση των δεδομένων πρέπει να γίνει από τον ερευνητή (Granello & Wheaton, 2004). Με την εξοικονόμηση του χρόνου που προσφέρει το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, δίνεται η δυνατότητα για εκτέλεση και άλλων εργασιών σχετικών με την έρευνα κατά τη διάρκεια της φάσης συλλογής των δεδομένων (Wright, 2005).

Η χρήση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου προσφέρει πλεονεκτήματα ως προς το κόστος σε σχέση με παραδοσιακές μεθόδους συλλογής δεδομένων (Wright, 2005). Για παράδειγμα, με το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο αποφεύγονται έξοδα όπως το κόστος της δημιουργίας, αναπαραγωγής και αποστολής εντύπων και τα μεταφορικά έξοδα για συλλογή δεδομένων σε μακρινές περιοχές (Granello & Wheaton, 2004. Wright, 2005). Βέβαια, μπορεί να υπάρξει στις διαδικτυακές έρευνες κάποιο κόστος για προγραμματισμό σε υπολογιστή, για χρήση χώρου σε κάποιο server, για κάποια περιορισμένη καταχώριση ή χειρισμό δεδομένων και για αμοιβές τεχνικού προσωπικού

σε περίπτωση τεχνικών δυσκολιών (Granello & Wheaton, 2004). Ειδικά για το τελευταίο, οι Granello και Wheaton (2004) αναφέρουν ότι μπορεί να ανεβάσει αρκετά το κόστος, επομένως προτείνουν κάποιες δοκιμές πριν την κυρίως έρευνα για την επίλυση τεχνικών προβλημάτων.

Άλλο πλεονέκτημα της διαδικτυακής συλλογής των δεδομένων είναι η πρόσβαση σε ειδικούς πληθυσμούς, η προσέγγιση ομάδων ή ατόμων που θα ήταν δύσκολο να προσεγγιστούν με άλλους τρόπους (Wright, 2005). Ο ερευνητής μπορεί να έχει πρόσβαση σε διαδικτυακές ομάδες συζήτησης/κοινότητες, δηλαδή ομάδες ανθρώπων με συγκεκριμένα κοινά ενδιαφέροντα, στάσεις, πεποιθήσεις και αξίες σχετικά με κάποιο θέμα (π.χ. μία ομάδα ατόμων μεγαλύτερης ηλικίας που χρησιμοποιούν υπολογιστή). Επίσης, είναι δυνατόν να προσεγγιστούν άτομα που ανήκουν σε ειδικές ομάδες, όπως άτομα με αναπηρία, άτομα με διαταραχές διατροφής κ.τ.λ., τα οποία θα ήταν δυσκολότερο να συγκεντρώσει ο ερευνητής εκτός διαδικτύου λόγω του κοινωνικού στίγματος (Wright, 2005). Ακόμη, με το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ο ερευνητής μπορεί να έχει πρόσβαση σε άτομα που ανήκουν σε ειδικούς πληθυσμούς (π.χ. άτομα με διαταραχές διατροφής) που δεν έχουν απευθυνθεί σε ειδικούς για αναζήτηση βοήθειας (Granello & Wheaton, 2004).

Επιπλέον πλεονεκτήματα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου αποτελούν η ευελιξία ως προς τη μορφή του ερωτηματολογίου (π.χ. καινοτόμοι τρόποι παρουσίασης ερωτημάτων, χρώματα, γραφικά), η συλλογή πληροφοριών σχετικά με τη διαδικασία απάντησης των συμμετεχόντων (π.χ. η ώρα της ημέρας που συμπληρώθηκε το ερωτηματολόγιο), καθώς και οι όλο και περισσότερες τεχνικές δυνατότητες για την κατασκευή ερωτηματολογίων με την πρόοδο της τεχνολογίας (Granello & Wheaton, 2004. Wright, 2005). Σύμφωνα με τους Granello και Wheaton (2004), ίσως να υπάρχει μεγαλύτερη αυτο-αποκάλυψη για ευαίσθητα θέματα στο διαδίκτυο σε σχέση με το έντυπο ερωτηματολόγιο. Αυτό δεν ισχύει για το e-mail όπου φαίνεται η διεύθυνση του αποστολέα. Επίσης, πλεονεκτήματα της διαδικτυακής συλλογής δεδομένων σε σχέση με το παραδοσιακό έντυπο ερωτηματολόγιο περιλαμβάνουν την ελκυστικότητα των υπολογιστών για τους νέους, τη συμπλήρωση των ερωτηματολογίων σε τόπο και χρόνο της επιλογής των συμμετεχόντων και τη δυνατότητα συλλογής δεδομένων από άτομα σε διάφορες γεωγραφικές περιοχές και χώρες (Λιναρδής et al., 2011). Η συλλογή δεδομένων μέσω του διαδικτύου παρουσιάζει επίσης κάποια μειονεκτήματα (Granello

& Wheaton, 2004. Λιναρδής et al., 2011. Wright, 2005), στα οποία συμπεριλαμβάνονται τα προβλήματα δειγματοληψίας. Για παράδειγμα, δεν υπάρχουν πολλές γνώσεις για τα χαρακτηριστικά των ατόμων που συμμετέχουν σε διαδικτυακές κοινότητες, ομάδες και οργανισμούς, όπως ο αριθμός των ατόμων του πληθυσμού και δημογραφικά στοιχεία, τα οποία, ακόμη και αν δηλώνονται, δεν είναι σίγουρο ότι είναι ακριβή (Wright, 2005). Επίσης, μπορεί να υπάρξουν πολλαπλές απαντήσεις από το ίδιο άτομο, ενώ ένα επιπλέον πρόβλημα είναι η αυτοεπιλογή του δείγματος που θα απαντήσει στην έρευνα (Wright, 2005). Στις διαδικτυακές έρευνες η αντιπροσωπευτικότητα του δείγματος μπορεί να είναι μειωμένη, στην περίπτωση που όλες οι ομάδες ενός πληθυσμού δεν έχουν πρόσβαση στο διαδίκτυο (Granello & Wheaton, 2004). Το ποσοστό επιστροφής συμπληρωμένων ερωτηματολογίων σε σχέση με τον αριθμό των ατόμων που προσεγγίζονται από τον ερευνητή, αναφέρεται να είναι μικρότερο για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο σε σχέση με το έντυπο (π.χ. Boschman, van der Molen, Frings-Dresen, & Sluiter, 2012. Cronk & West, 2002. Granello & Wheaton, 2004).

Υπάρχουν ακόμη προβλήματα πρόσβασης σε διαδικτυακές ομάδες, για παράδειγμα ο ερευνητής μπορεί να προσκαλέσει συμμετέχοντες στην έρευνά του, διαφημίζοντάς την σε διαδικτυακούς τόπους διαφόρων κοινοτήτων ή ομάδων συζήτησης. Οι διαφημίσεις αυτές της διαδικτυακής έρευνας μπορεί να θεωρηθούν ενοχλητικές από τα άτομα που ανήκουν στις ομάδες αυτές και ο ερευνητής μπορεί να λάβει e-mail με παράπονα από εκνευρισμένα μέλη της ομάδας (Wright, 2005). Ακόμη, ο διαχειριστής της διαδικτυακής ομάδας ίσως να σβήσει τη διαφήμιση της έρευνας. Επίσης, για τους ερευνητές που προσκαλούν τους συμμετέχοντες στην έρευνα μέσω e-mail, αυτά τα μηνύματα μπορεί επίσης να θεωρηθούν ανεπιθύμητα από τους παραλήπτες (Wright, 2005).

Επιπλέον μειονεκτήματα των διαδικτυακών ερωτηματολογίων αποτελούν τα τεχνικά προβλήματα που μπορεί να προκύψουν (π.χ. προβλήματα σύνδεσης στο διαδίκτυο), προβλήματα σχετικά με τις γνώσεις των συμμετεχόντων στο χειρισμό του υπολογιστή, τη δυνατότητα πρόσβασης σε τεχνολογίες αιχμής συμβατές με τα χαρακτηριστικά του ερωτηματολογίου, προβλήματα σχετικά με την κατανόηση των οδηγιών χειρισμού, κ.τ.λ. (Granello & Wheaton, 2004). Ως παράδειγμα των προβλημάτων χειρισμού, μπορεί να υπάρχουν σφάλματα μέτρησης, π.χ. όταν οι συμμετέχοντες δεν καταλάβουν ότι πρέπει να χρησιμοποιήσουν το scroll bar για να προχωρήσουν παρακάτω στη

σελίδα ώστε να δουν όλες τις εναλλακτικές απαντήσεις ενός ερωτήματος ή να μην έχουν κατανοήσει με ποιό τρόπο να αλλάξουν κάποια απάντηση στην περίπτωση που κάνουν λάθος (Granello & Wheaton, 2004). Γενικά, το διαδίκτυο είναι ένα σημαντικό εργαλείο για τη διεξαγωγή ερευνών, επειδή η δημοτικότητά του αυξάνεται και όλο και μεγαλύτερο μέρος του πληθυσμού το χρησιμοποιεί για απόκτηση πληροφοριών και για επικοινωνία (Wright, 2005). Επίσης, το κόστος της τεχνολογίας μειώνεται, ενώ πολλές ομάδες και οργανισμοί έχουν μεταφερθεί στο διαδίκτυο και διαφημίζονται μέσω αυτού (Wright, 2005). Έρευνες δείχνουν ότι το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο έχει αρκετές ομοιότητες ως προς τα χαρακτηριστικά του με το έντυπο. Συγκεκριμένα, υπάρχουν έρευνες που δείχνουν τη δομική ισοτιμία μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης, δηλαδή ότι η έντυπη και η διαδικτυακή μορφή του ίδιου ερωτηματολογίου μετρούν τις ίδιες έννοιες-χαρακτηριστικά. Έρευνες που δείχνουν τέτοιου είδους ομοιότητα μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης έχουν γίνει με ερωτηματολόγια μέτρησης διαφόρων θεωρητικών εννοιών, όπως για παράδειγμα του οργανωσιακού κλίματος (De Beuckelaer & Lievens, 2009), της επαγγελματικής εξουθένωσης (Campos, Zucoloto, Bonafé, Jordani, & Maroco, 2011), των επαγγελματικών ενδιαφερόντων (Barak & Cohen, 2002), των αξιών (Davidov & Depner, 2011), της επαγγελματικής εξουθένωσης αθλητών (Lonsdale, Hodge, & Rose, 2006), της μετασχηματιστικής ηγεσίας (Cole, Bedeian, & Feild, 2006) και της προσωπικότητας (Chuah, Drasgow, & Roberts, 2006). Σε άλλες έρευνες αναφέρονται διαφορές μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου, για παράδειγμα οι Denniston et al. (2010) σε έρευνα σχετικά με συμπεριφορές υψηλού ρίσκου σε μαθητές, βρέθηκε ότι η διαδικτυακή χορήγηση ερωτηματολογίου θεωρήθηκε λιγότερο ανώνυμη και ιδιωτική συνθήκη σε σχέση με το έντυπο ερωτηματολόγιο, επειδή στη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης οι απαντήσεις των ερωτώμενων στην οθόνη μπορεί να ήταν ορατές σε άλλα άτομα. Οι Ployhart, Weekley, Holtz και Kemp (2003) σε μία έρευνα με μετρήσεις που χρησιμοποιούνται για την επιλογή προσωπικού και με δείγματα υποψηφίων για θέσεις εργασίας βρήκαν υψηλότερες αξιοπιστίες για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο σε σχέση με το έντυπο, καθώς και γενικά υψηλότερες διασπορές και συσχετίσεις μεταξύ μετρήσεων για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Οι Potosky και Bobko (2004) αναφέρουν μέτριο βαθμό ισοτιμίας μεταξύ έντυπης και διαδικτυακής μορφής κάποιων τεστ γνώσεων που χρησιμοποιούνται στην επιλογή προσωπικού, με βάση συνάψεις των δύο τρόπων χορήγησης στα ίδια άτομα. Οι Hedman et al. (2010) σε μία έρευνα με ερωτηματολόγια

που χρησιμοποιούνται για τη μελέτη της κοινωνικής φοβίας, βρήκαν καλύτερη δομική εγκυρότητα ως προς τη διάκριση μεταξύ κλιμάκων που μετρούν διαφορετικές έννοιες για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Λόγω των σημαντικών πλεονεκτημάτων της συλλογής των δεδομένων μέσω του διαδικτύου, είναι σημαντικό να μελετηθεί περαιτέρω η ποιότητα των δεδομένων που προέρχονται από αυτόν τον τρόπο συλλογής τους. Η «μετάφραση» μίας έρευνας από έντυπη σε διαδικτυακή μορφή μπορεί να επηρεάσει την εγκυρότητά της, καθώς οι συμμετέχοντες μπορεί να αντιλαμβάνονται τα ερωτήματα με διαφορετικό τρόπο (Granello & Wheaton, 2004. Weijters et al., 2008. Wyatt, 2000). Γενικώς, η μορφή με την οποία εμφανίζονται τα ερωτήματα/ερεθίσματα (*items*) στην ερευνητική πραγματικότητα συνδέεται με τον τρόπο απόκρισης των συμμετεχόντων και, κατ' επέκτασιν, με τα ερευνητικά στοιχεία και αποτελέσματα. Επομένως, ο τρόπος με τον οποίο παρουσιάζονται τα ερεθίσματα ή ερωτήματα σε μια έρευνα συνδέεται με τις αποκρίσεις. Σύμφωνα με τον Cronbach (1946) η συνολική τιμή ενός ατόμου σε ένα τεστ προσδιορίζεται τόσο από επιδράσεις του εννοιολογικού περιεχόμενο του ερωτήματος όσο και από επιδράσεις της μορφής του ερωτήματος. Στον όρο «μορφή» περιλαμβάνονται κατά τον Cronbach (1946) η μορφή της δήλωσης, οι εναλλακτικές απαντήσεις, καθώς και οι οδηγίες. Όλα αυτά τα στοιχεία αποτελούν μέρος της περίπτωσης στην οποία αντιδρά το άτομο.

Ένα σημαντικό ερώτημα σύμφωνα με τους Weijters et al. (2008) είναι κατά πόσο και σε ποιο βαθμό οι διαφορετικοί τρόποι συλλογής δεδομένων προκαλούν διαφορετική διαδικασία απόκρισης. Τέτοιοι τρόποι συλλογής δεδομένων είναι για παράδειγμα η συνέντευξη πρόσωπο με πρόσωπο, η τηλεφωνική συνέντευξη, το έντυπο ερωτηματολόγιο, το ηλεκτρονικό ερωτηματολόγιο (χορηγείται μέσω υπολογιστή), καθώς και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Υπάρχουν διαφορές μεταξύ των τρόπων αυτών συλλογής δεδομένων οι οποίες πιθανόν να επηρεάζουν τις απαντήσεις των συμμετεχόντων. Για παράδειγμα, μία από τις διαφορές μεταξύ του εντύπου ερωτηματολογίου και της τηλεφωνικής συνέντευξης είναι η παρουσία του συνεντευκτή στη δεύτερη συνθήκη. Στην τηλεφωνική συνέντευξη οι εξεταζόμενοι μπορεί να κινητοποιούνται να δώσουν μία απάντηση διαφορετική από το μεσαίο σημείο της κλίμακας μέτρησης, λόγω της παρουσίας του συνεντευκτή, καθώς μπορεί να θεωρούν μη-ικανοποιητική μία απάντηση που δεν δηλώνει συγκεκριμένη άποψη (Weijters et al, 2008).

1.3.1 Η παρούσα έρευνα

Στόχος της παρούσας έρευνας είναι η σύγκριση μεταξύ του παραδοσιακού εντύπου ερωτηματολογίου με το ερωτηματολόγιο που χορηγείται μέσω του διαδικτύου, ως προς την επίδραση μίας κατηγορίας εξωγενών παραγόντων που ονομάζονται «ιδιότυποι τρόποι απόκρισης», δηλαδή τάσεις των συμμετεχόντων να απαντούν σε ερωτήματα με βάση κάτι διαφορετικό από την αξιολογούμενη θεωρητική έννοια (Paulhus, 1991). Οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης που θα εξεταστούν είναι η τάση των συμμετεχόντων να συμφωνούν με ερωτήματα (να λένε «ναι»), η τάση των συμμετεχόντων να δίνουν απαντήσεις που πιστεύουν ότι θα είναι κοινωνικά επιθυμητές, καθώς και η τάση τους να δίνουν ακραίες απαντήσεις σε ερωτήματα οι οποίες εκφράζουν ακραίες απόψεις (π.χ. ισχυρή συμφωνία ή διαφωνία). Η επίδραση των ιδιότυπων αυτών τρόπων απόκρισης θα συγκριθεί στην έντυπη και στη διαδικτυακή μορφή του ίδιου ψυχομετρικού εργαλείου. Σκοπός είναι να διερευνηθεί κατά πόσο υπάρχει επίδραση από ιδιότυπους τρόπους απόκρισης στα δεδομένα και στην περίπτωση που υπάρχει τέτοια επίδραση κατά πόσο αυτή είναι υψηλότερη στο έντυπο ή στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Επίσης, η σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωματολόγιο) θα γίνει για δύο ειδών ψυχομετρικά εργαλεία, μία σειρά ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς (π.χ. προσωπικότητας) όπου οι απαντήσεις είναι υποκειμενικές και μία σειρά ερωτημάτων γνώσεων (π.χ. συμπλήρωση αριθμητικών ακολουθιών) όπου υπάρχουν συγκεκριμένες σωστές και λανθασμένες απαντήσεις. Η όποια επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (αν υπάρχει) αναμένεται να εμφανιστεί στις ερωτήσεις αυτοαναφοράς, ενώ δεν αναμένεται επίδραση τέτοιων ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις απαντήσεις των αντικειμενικών τεστ γνώσεων. Δεν έχει εντοπιστεί άλλη έρευνα στον ελληνικό χώρο όπου να γίνεται σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Επιπλέον, στις λίγες διεθνείς προηγούμενες έρευνες που είναι συμβατές με το θέμα αυτό δεν υπάρχει σύγκριση μεταξύ ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς με τεστ γνώσεων, ενώ υπάρχουν και άλλες μεθοδολογικές διαφορές με την παρούσα έρευνα όπως και θα παρουσιαστούν αναλυτικά (βλ. Ενότητα 1.5.1).

1.4 Ιδιότυποι τρόποι απόκρισης

Οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης (*response styles* ή *response sets*) αφορούν σε μεροληπτικούς τρόπους απόκρισης (*response bias*) των συμμετεχόντων σε ερωτήματα ενός τεστ ή ερωτηματολογίου (Furnham, 1986. McGrath, Mitchell, Kim, & Hough, 2010. Nunnally & Bernstein, 1994). Οι μεροληπτικοί αυτοί τρόποι απόκρισης είναι δηλαδή συστηματικές τάσεις των συμμετεχόντων να απαντούν με έναν ιδιαίτερο τρόπο στα ερωτήματα ο οποίος δηλώνει κάτι διαφορετικό από την έννοια που αξιολογείται και οι τάσεις αυτές επηρεάζουν την ακρίβεια των αυτοαναφορών (Guilford, 1954. Paulhus, 1991, 2002). Οι McGrath et al. (2010) ορίζουν τους μεροληπτικούς τρόπους απόκρισης ως συστηματικές τάσεις για απαντήσεις που χαρακτηρίζονται από έλλειψη ακρίβειας και οδηγούν σε συστηματικό σφάλμα πρόβλεψης κάποιου κριτηρίου.

Σύμφωνα με τους Nunnally και Bernstein (1994), υπάρχουν μεροληπτικοί τρόποι απόκρισης που οδηγούν στην συστηματική επιλογή μίας συγκεκριμένης εναλλακτικής απάντησης σε σύγκριση με άλλες (π.χ. επιλογή των κοινωνικώς επιθυμητών απαντήσεων, επιλογή των καταφατικών απαντήσεων) και άλλοι μεροληπτικοί τρόποι απόκρισης που προκαλούν τυχειότητα στις απαντήσεις (π.χ. απροσεξία). Ο Hamilton (1968) ορίζει τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (*response styles*) ως μοναδικά και συνεπή πρότυπα απάντησης σε ερωτήματα. Η συνέπεια σε διάφορες περιστάσεις ως ιδιότητα αυτών των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης αναφέρεται και από τους Nunnally και Bernstein (1994). Οι ατομικές διαφορές στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης είναι αξιόπιστες και η εμφάνισή τους συνδέεται με συγκεκριμένες μεθόδους μέτρησης (Nunnally, 1978).

Στη βιβλιογραφία υπάρχει η διάκριση των μεροληπτικών τρόπων απόκρισης σε «response sets», δηλαδή πολώσεις στις απαντήσεις λόγω προσωρινών αντιδράσεων του ατόμου στις απαιτήσεις μίας περίπτωσης (π.χ. πίεση χρόνου, αναμενόμενη δημόσια έκθεση) ή λόγω επιδράσεων του πλαισίου (π.χ. η μορφή των ερωτημάτων ή τα χαρακτηριστικά των προηγούμενων ερωτημάτων σε ένα ερωτηματολόγιο) και «response styles», δηλαδή συστηματικές πολώσεις που εμφανίζει το άτομο στις απαντήσεις του ανεξαρτήτως χρονικής στιγμής και περιστάσεων (Paulhus, 1991, 2002). Κατά μία άλλη άποψη, ο όρος «response styles» αναφέρεται στην τάση να απαντούν οι συμμετέχοντες σε ερωτήματα με συγκεκριμένο τρόπο ανεξαρτήτως του περιεχομένου τους (το εννοιολογικό περιεχόμενο δηλαδή δεν έχει επίδραση στον

ιδιότυπο τρόπο απόκρισης), ενώ ο όρος «response sets» αναφέρεται στην επιθυμία των ερωτωμένων να παρουσιάσουν μία συγκεκριμένη εικόνα για τον εαυτό τους με τον τρόπο που απαντούν σε ερωτήματα, άρα οι απαντήσεις σχετίζονται με το περιεχόμενο των ερωτήσεων (π.χ. τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, όπου η κοινωνικώς επιθυμητή απάντηση είναι συνάρτηση του εννοιολογικού περιεχομένου, Baumgartner & Steenkamp, 2001). Η διάκριση των δύο όρων δεν είναι ευρέως αποδεκτή, ενώ χρησιμοποιούνται επίσης εναλλακτικά (Baumgartner & Steenkamp, 2001).

Το χαρακτηριστικό το οποίο αξιολογείται με ένα ψυχομετρικό εργαλείο και ο ιδιότυπος τρόπος απόκρισης είναι τουλάχιστον μερικώς ανεξάρτητα μεταξύ τους (Nunnally, 1978. Nunnally & Bernstein, 1994). Ένα ερωτηματολόγιο μπορεί να μετρά ταυτόχρονα τη θεωρητική έννοια και τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (*response style*), με αποτέλεσμα οι δύο πηγές διασποράς να «συγχέονται» και οι συνολικές τιμές του ατόμου μπορεί να εκφράζουν ένα συνδυασμό της τιμής του στο αξιολογούμενο χαρακτηριστικό και του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (Cronbach, 1946. Paulhus, 1991). Ως αποτέλεσμα αυτών των επιδράσεων, είναι πιθανό, για παράδειγμα, οι συνάφειες της συνολικής βαθμολογίας σε ένα ερωτηματολόγιο με άλλες μεταβλητές να έχουν τουλάχιστον δύο εναλλακτικές ερμηνείες (Paulhus, 1991, σελ. 17).

Παραδείγματα ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (Baumgartner & Steenkamp, 2001. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013) είναι η τάση για συμφωνία (*acquiescence*), δηλαδή η τάση να συμφωνεί το άτομο με διάφορα ερωτήματα ανεξαρτήτως του εννοιολογικού τους περιεχομένου, η τάση για διαφωνία (*disacquiescence*), δηλαδή η τάση του ατόμου να διαφωνεί με διάφορα ερωτήματα ανεξαρτήτως του περιεχομένου τους, η τάση για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style*), δηλαδή η τάση να χρησιμοποιούνται τα ακραία σημεία της κλίμακας μέτρησης ανεξαρτήτως του περιεχομένου των ερωτημάτων, η τάση να χρησιμοποιείται το μεσαίο σημείο της κλίμακας μέτρησης (*midpoint responding*), η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*socially desirable responding*), το εύρος των απαντήσεων (*response range*) που αφορά στο κατά πόσο το άτομο χρησιμοποιεί μεγάλο ή μικρό εύρος εναλλακτικών απαντήσεων γύρω από τη μέση απάντηση και η τάση για τυχαίες απαντήσεις (*noncontingent responding*), δηλαδή η τάση να απαντά το άτομο τυχαία, απρόσεκτα και χωρίς σκοπιμότητα. Αναφέρονται στη βιβλιογραφία επίσης, η τάση για περισσότερη συμφωνία σε σχέση με τη διαφωνία (*net acquiescence response style*), η τάση για

μετριοπαθείς απαντήσεις (*mild response style*), η τάση για αποκλίνουσες απαντήσεις (*deviant responding*), η τάση για συνέπεια στις απαντήσεις (*consistent responding*), η τάση να παραλείπει το άτομο να απαντά σε ερωτήματα (*omitting items*) και άλλοι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης (Jin & Wang, 2014. Paulhus, 1991), όπως ο αυθορμητισμός (*impulsion*, Guilford, 1954).

Οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης θεωρούνται ως ανεπιθύμητες επιδράσεις που εισάγουν σφάλμα στις μετρήσεις και πρέπει να εξαλειφθούν ή να ελεγχθούν (π.χ. Cronbach, 1946, 1950. Ferrando, Condon, & Chico, 2004. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013), ενώ σύμφωνα με άλλους μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως ενδείξεις χαρακτηριστικών της προσωπικότητας (Damarin & Messick, 1965. DiStefano, Morgan, & Motl, 2012. Naemi, Beal, & Payne, 2009).

Το σφάλμα μέτρησης που προκαλείται στις απαντήσεις λόγω των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης αποτελεί μεθοδολογικό σφάλμα (*method bias*), δηλαδή διασπορά αποδιδόμενη στη μέθοδο μέτρησης και όχι στις θεωρητικές έννοιες που αξιολογούνται (Podsakoff, MacKenzie, Lee, & Podsakoff, 2003). Στις πηγές αυτού του μεθοδολογικού σφάλματος εντάσσονται τόσο χαρακτηριστικά των ατόμων (π.χ. η τάση κάποιων ατόμων να επιθυμούν να παρουσιάσουν τον εαυτό τους θετικά), όσο και χαρακτηριστικά των ερωτηματολογίων (σχετιζόμενα με τη μορφή και το περιεχόμενο των ερωτημάτων, το ευρύτερο πλαίσιο εντός του οποίου παρουσιάζονται τα ερωτήματα) και χαρακτηριστικά των συνθηκών της αξιολόγησης (Podsakoff et al., 2003).

Στην παρούσα έρευνα θα εξεταστούν τρεις ιδιότυποι τρόποι απόκρισης ως προς την επίδρασή τους στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, δηλαδή η τάση για συμφωνία, η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις και η τάση για ακραίες απαντήσεις. Οι ιδιότυποι αυτοί τρόποι απόκρισης περιγράφονται αναλυτικότερα στις αμέσως επόμενες ενότητες.

1.4.1 Τάση για συμφωνία (*acquiescence*)

Ένας από τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης που έχουν μελετηθεί, όπως αναφέρθηκε παραπάνω, ονομάζεται τάση για συμφωνία (*acquiescence response style, ARS*). Υπάρχουν διάφοροι ορισμοί του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης, αναλόγως και του λειτουργικού ορισμού του, όπως π.χ. η τάση του ατόμου να συμφωνεί ή να διαφωνεί

με ερωτήματα ανεξάρτητα από το εννοιολογικό περιεχόμενό τους (Cheung & Rensvold, 2000. Fischer, Fontaine, van de Vijver, & van Hemert, 2009), η τάση του ατόμου να απαντάει «ναι», «ισχύει» ή «συμφωνώ» σε ερωτήματα ανεξαρτήτως περιεχομένου (Martin, 1964) ή η τάση του ατόμου να συμφωνεί παρά να διαφωνεί με διάφορες δηλώσεις (Paulhus, 1991). Οι ορισμοί αυτοί δηλαδή επικεντρώνονται είτε στη συμφωνία (καταφατικές απαντήσεις), είτε σε ένα δίπολο συνεχές από τη διαφωνία (περισσότερες αρνητικές απαντήσεις) στη συμφωνία (περισσότερες καταφατικές απαντήσεις). Η τάση να διαφωνεί το άτομο με ερωτήματα ανεξαρτήτως εννοιολογικού περιεχομένου έχει επίσης ονομαστεί «disacquiescence» (Baumgartner & Steenkamp, 2001. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Ο λειτουργικός ορισμός της τάσης για συμφωνία εξαρτάται και από την κλίμακα μέτρησης των ερωτημάτων. Αν τα ερωτήματα ενός ερωτηματολογίου έχουν μόνο δύο επιλογές απάντησης, όπως για παράδειγμα «συμφωνώ»-«διαφωνώ» ή «ναι»-«όχι», ο βαθμός της τάσης για συμφωνία ενός ατόμου μπορεί να αξιολογηθεί μετρώντας τις θετικές απαντήσεις («συμφωνώ», «ναι»). Ο δείκτης που προκύπτει με τον τρόπο αυτόν (αριθμός των «συμφωνώ» ή «ναι») θα εκφράζει τόσο την τάση του να απαντάει καταφατικά όσο και το δίπολο συνεχές, δηλαδή τη συμφωνία σε σχέση με τη διαφωνία. Αυτό συμβαίνει επειδή στις δίτιμες ερωτήσεις όσα περισσότερα είναι τα «συμφωνώ» ή τα «ναι», τόσα λιγότερα θα είναι τα «διαφωνώ» ή τα «όχι» και το αντίστροφο. Γνωρίζοντας δηλαδή πόσα είναι τα «ναι» ή «συμφωνώ» θα γνωρίζουμε ταυτόχρονα και πόσα είναι τα «όχι» ή τα «διαφωνώ», χωρίς να χρειαστεί να τα μετρήσουμε, αν βέβαια το άτομο έχει απαντήσει σε όλες ή τις περισσότερες ερωτήσεις (δεν υπάρχουν πολλά απόντα στοιχεία, βλ. Μυλωνάς, 2012). Αν τα ερωτήματα του ερωτηματολογίου έχουν και άλλες επιλογές απάντησης εκτός των «ναι-όχι» ή «συμφωνώ-διαφωνώ», π.χ. να υπάρχουν εναλλακτικές απαντήσεις όπως «δεν ξέρω», ή «μάλλον συμφωνώ», τότε ο παραπάνω δείκτης τάσης για συμφωνία (αριθμός των «ναι» ή των «συμφωνώ») δεν θα εκφράζει απαραίτητα το δίπολο συνεχές «συμφωνία σε σχέση με τη διαφωνία», επειδή οι απαντήσεις που δεν είναι «συμφωνώ» ή «ναι», δεν θα είναι απαραίτητα «διαφωνώ» ή «όχι», αλλά θα μπορούσαν να είναι π.χ. «δεν ξέρω» ή «μάλλον συμφωνώ». Προκειμένου να υπολογιστεί ένας δείκτης που να εκφράζει τη συμφωνία σε σχέση με τη διαφωνία στην περίπτωση που υπάρχουν περισσότερες των δύο εναλλακτικές απαντήσεις, θα έπρεπε π.χ. να μετρηθεί τόσο ο αριθμός των «ναι» όσο και ο αριθμός των «όχι» και να γίνει σύγκριση των δύο αυτών αριθμών.

Ο Cronbach (1946) αναφέρει σχετικά με την τάση για συμφωνία ότι, όταν δίνονται ερωτήματα με δύο εναλλακτικές απαντήσεις στους φοιτητές, όπως π.χ. «μου αρέσει- δεν μου αρέσει», «συμφωνώ- διαφωνώ» ή «ισχύει- δεν ισχύει», κάποια άτομα χρησιμοποιούν τη μία από τις δύο απαντήσεις με μεγαλύτερη συχνότητα από ό,τι την άλλη. Η τάση για συμφωνία μπορεί επίσης να οριστεί για οποιαδήποτε ερώτηση με θετικές-καταφατικές και αρνητικές εναλλακτικές επιλογές απάντησης, εκτός από αυτές που αναφέρθηκαν παραπάνω, όπως π.χ. «επιδοκιμάζω-αποδοκιμάζω», «υποστηρίζω-αντιτίθεμαι» (Johnson, Shavitt, & Holbrook, 2011).

Υπάρχει η άποψη ότι η τάση για συμφωνία (*acquiescence*) δεν αποτελεί ένα ενιαίο χαρακτηριστικό (μονοδιάστατη έννοια). Ο Martin (1964) χρησιμοποιώντας διάφορες κλίμακες για τη μέτρηση της τάσης αυτής (κλίμακες που θεωρούνται ανεξάρτητες γενικές μετρήσεις της τάσης για συμφωνία, καθώς και τιμές των ατόμων στην τάση για συμφωνία όπως υπολογίστηκαν από κλίμακες μέτρησης της τάσης για κοινωνικά αποδεκτές απαντήσεις και κλίμακες αυταρχισμού - authoritarian scales), κατέληξε σε δύο ανεξάρτητους παράγοντες οι οποίοι, με βάση δεδομένα συναφειών, θεωρήθηκαν αρκετά ανεπηρέαστοι από την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Οι κλίμακες με τις υψηλότερες φορτίσεις στον πρώτο παράγοντα αποτελούνταν από γενικές προτάσεις ή αποφθέγματα, ενώ οι κλίμακες με τις υψηλότερες φορτίσεις στο δεύτερο παράγοντα αποτελούνταν από προσωπικές ερωτήσεις που αφορούν τον ίδιο το συμμετέχοντα.

Έτσι, ο πρώτος παράγοντας στην έρευνα αυτή (Martin, 1964) περιγράφηκε ως η τάση για συμφωνία με κάτι που το άτομο θεωρεί ως λογικό ή προερχόμενο από κάποια αυθεντία και μπορεί να ερμηνευθεί ως τάση για συμμόρφωση με γενικά αποδεκτές αλήθειες. Το είδος της τάσης για συμφωνία που εκφράζεται με τον παράγοντα αυτόν μπορεί να εμφανιστεί όταν η μορφή ή το περιεχόμενο των ερωτημάτων δεν ενεργοποιούν την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (είναι ουδέτερα ως προς την τάση αυτή). Η μορφή της τάσης για συμφωνία που εκφράζει ο δεύτερος παράγοντας, αφορά στην προσωπική τάση του ατόμου να συμφωνεί ή να διαφωνεί όταν δεν υπάρχουν ερεθίσματα για την εμφάνιση είτε της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις είτε της τάσης για συμφωνία που μετρά ο πρώτος παράγοντας.

Σύμφωνα με μία παρόμοια διάκριση, υπάρχουν δύο είδη τάσης για συμφωνία (Billiet & Davidov, 2008. Billiet & McClendon, 2000. Paulhus, 1991), που ονομάζονται

«agreement acquiescence», δηλαδή η τάση για συμφωνία με διάφορα ερωτήματα, ακόμη και αν είναι αντίθετα ως προς το νόημα και «acceptance acquiescence», δηλαδή η τάση του ατόμου να δηλώνει ότι πολλά χαρακτηριστικά είναι αληθή για τον εαυτό του, ακόμη και αντίθετα (π.χ. ευτυχισμένος και δυστυχισμένος). Η διάσταση «acceptance acquiescence» αφορά σε ερωτηματολόγια προσωπικότητας, χαρακτηριστικά δηλαδή που περιγράφουν τον εαυτό, ενώ η διάσταση «agreement acquiescence» αφορά σε γενικότερες δηλώσεις (Billiet & McClendon, 2000).

Στο γεγονός ότι η τάση για συμφωνία μπορεί να μην αποτελεί μονοδιάστατη έννοια αναφέρεται και ο Ray (1983). Βασισμένος σε αποτελέσματα αναλύσεων (δείκτες συνάφειας) προτείνει ότι η τάση για συμφωνία πιθανόν να αποτελείται από δύο σχετικά ανεξάρτητες διαστάσεις, την τάση για συμφωνία σε κλίμακες μέτρησης της προσωπικότητας και την τάση για συμφωνία σε κλίμακες μέτρησης στάσεων. Η τάση για συμφωνία έχει θεωρηθεί από άλλους ερευνητές ως ένα γενικό και ενιαίο χαρακτηριστικό, το οποίο μπορεί να μετρηθεί με βάση τις καταφατικές απαντήσεις των ατόμων σε ένα μεγάλο αριθμό ετερογενών ερωτημάτων (π.χ. Bass, 1956. Couch & Keniston, 1960).

Η εμφάνιση της τάσης για συμφωνία έχει σχετιστεί με χαρακτηριστικά των ερωτηματολογίων. Ο ιδιότυπος αυτός τρόπος απόκρισης είναι μία πιθανή αντίδραση των συμμετεχόντων σε ερωτήματα με κάποιο βαθμό ασάφειας ως προς το περιεχόμενο (Cronbach, 1946. Johnson et al., 2011. Ray, 1983) και γενικά είναι πιθανότερο να εμφανιστεί όταν ο ερωτώμενος δεν είναι σίγουρος για την απάντηση (Paulhus, 1991). Η ασάφεια των ερωτημάτων είναι υποκειμενική, καθώς τα ερωτήματα που θεωρείται ότι έχουν ασάφεια για κάποιο συγκεκριμένο άτομο ή πληθυσμό μπορεί να μην θεωρούνται ασαφή από κάποιο διαφορετικό άτομο ή πληθυσμό (Ray, 1983). Ερωτήσεις που έχουν περισσότερο νόημα για το άτομο (π.χ. ερωτήσεις για την πραγματική συμπεριφορά του) μπορεί να επηρεάζονται λιγότερο από την τάση για συμφωνία σε σχέση με άλλες περισσότερο γενικές ερωτήσεις (π.χ. κοινωνικές στάσεις, Ray, 1983. Watson, 1992). Είναι δύσκολο να προσδιοριστεί πότε υπάρχει ασάφεια στα ερωτήματα, καθώς αυτό εξαρτάται από τη συγκεκριμένη ομάδα των συμμετεχόντων. Οποιοδήποτε ερωτηματολόγιο μπορεί να παρουσιάζει ασάφεια σε κάποιες περιστάσεις. Ο Kline (2000) αναφέρεται επίσης στην πιθανότητα εμφάνισης του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης σε σχέση με το βαθμό ασάφειας των ερωτημάτων. Είναι για

παράδειγμα ευκολότερο να συμφωνήσει κάποιος με ένα ερώτημα όπως «μου αρέσει να διαβάσω βιβλία» παρά με ένα ερώτημα του τύπου «επισκέπτομαι τη βιβλιοθήκη τρεις φορές την εβδομάδα» στην περίπτωση που δεν ισχύει στην πραγματικότητα.

Άλλο χαρακτηριστικό των ερωτηματολογίων που μπορεί να σχετίζεται με την επίδραση της τάσης για συμφωνία στις μετρήσεις είναι ο τύπος των ερωτημάτων, π.χ. οι κλίμακες Likert και οι δίτιμες κλίμακες (π.χ. «ναι-όχι») είναι πιθανότερο να επηρεάζονται από την τάση για συμφωνία σε αντίθεση με κλίμακες αναγκαστικής επιλογής (π.χ. Allport, Vernon, & Lindzey, 1951) και τεστ πολλαπλής επιλογής (Cronbach, 1950). Επίσης, οι συνολικές βαθμολογίες σε ισοσταθμισμένες κλίμακες (*balanced scales*, Cloud & Vaughan, 1970. Martin, 1964. Paulhus, 1991) στις οποίες τα μισά ερωτήματα έχουν διατυπωθεί ώστε η συμφωνία να δηλώνει υψηλότερες τιμές στο αξιολογούμενο χαρακτηριστικό, ενώ τα υπόλοιπα μισά είναι αντίστροφα διατυπωμένα, αναμένεται να είναι σχετικά ανεπηρέαστες από την τάση για συμφωνία. Σχετικά με τη διατύπωση των ερωτημάτων, οι DiStefano, Morgan και Motl (2012) αναφέρουν μεγαλύτερη πιθανότητα επίδρασης της τάσης για συμφωνία σε ερωτήματα που είναι «θετικά» διατυπωμένα, δηλαδή η συμφωνία δηλώνει υψηλότερη τιμή στο αξιολογούμενο χαρακτηριστικό σε σχέση με αντίστροφα διατυπωμένα ερωτήματα (όπου η συμφωνία δηλώνει χαμηλότερη τιμή στο χαρακτηριστικό).

Η τάση για συμφωνία έχει θεωρηθεί από κάποιους ερευνητές ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, για παράδειγμα οι Couch και Keniston (1960) δημιούργησαν ένα εργαλείο για την αξιολόγηση της τάσης για συμφωνία και αναφέρουν διαφορές στην προσωπικότητα μεταξύ των ατόμων που τείνουν να συμφωνούν («*yeasayers*») και των ατόμων που τείνουν να διαφωνούν («*naysayers*»). Στην έρευνα των DiStefano et al. (2012) περιγράφονται συσχετίσεις του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης με χαρακτηριστικά της προσωπικότητας. Συγκεκριμένα, η τάση για συμφωνία είχε αρνητική συνάφεια με την αυτοεκτίμηση, ενώ για τις γυναίκες παρατηρήθηκαν θετικές συνάφειες της τάσης για συμφωνία με το φόβο αρνητικής αξιολόγησης και με μετρήσεις αυτοσυνειδησίας. Για τους άνδρες, η τάση για συμφωνία είχε θετική συνάφεια με μία μέτρηση ανάληψης ρίσκου και αυθορμητισμού.

Αναφέρονται επίσης συσχετίσεις της τάσης για συμφωνία με δημογραφικά χαρακτηριστικά (Van Vaerenbergh & Thomas, 2013), δηλαδή αρνητική συσχέτιση με το εκπαιδευτικό επίπεδο και τη νοημοσύνη, θετική συσχέτιση με την ηλικία, αρνητική

συσχέτιση με το κοινωνικό-οικονομικό επίπεδο και το εισόδημα, θετική συσχέτιση με το χρονικό διάστημα απασχόλησης και πιθανότητα υψηλότερης τάσης για συμφωνία για τις γυναίκες και για άτομα που ανήκουν σε μειονότητες.

Υπάρχουν ερωτηματολόγια που έχουν κατασκευαστεί ειδικά για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία και βασίζονται σε έναν μεγάλο αριθμό ετερογενών ως προς το εννοιολογικό περιεχόμενο ερωτημάτων, στα οποία μετράται ο αριθμός των θετικών/καταφατικών απαντήσεων των συμμετεχόντων ανεξαρτήτως του περιεχομένου τους. Τα ερωτηματολόγια αυτά βασίζονται στην άποψη ότι η τάση για συμφωνία αποτελεί ένα ενιαίο χαρακτηριστικό, δηλαδή μία μονοδιάστατη έννοια, η οποία μπορεί να μετρηθεί με ένα σύνολο ερωτημάτων τα οποία είναι επαρκώς ετερογενή. Τέτοιες κλίμακες για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία είναι, για παράδειγμα, το ερωτηματολόγιο Bass Social Acquiescence (Bass, 1956) και η κλίμακα Overall Agreement Scale και η σύντομη μορφή της Agreement Response Set (Couch & Keniston, 1960). Η προσέγγιση αυτή χρησιμοποιήθηκε και από τους Weijters et al. (2008) για την επιλογή ανεξάρτητων μεταξύ τους ερωτημάτων μέτρησης της τάσης για συμφωνία.

1.4.2 Τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability*)

Η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability*) αποτελεί επίσης έναν ιδιότυπο τρόπο απόκρισης. Αφορά στην τάση του ερωτώμενου για απαντήσεις οι οποίες δίνουν θετική εικόνα για τον ίδιο (Paulhus, 1991) και αναμένεται να επιδοκιμαστούν από σημαντικούς άλλους (Fischer et al., 2009). Οι Crowne και Marlowe (1960) ορίζουν την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ως την ανάγκη του ατόμου να παρουσιάσει τον εαυτό του θετικά (ή με τον αντίθετο τρόπο, δηλαδή μη-επιθυμητό/αρνητικά). Σύμφωνα με τον Paulhus (2002) είναι η τάση για υπερβολικά θετικές περιγραφές του εαυτού, οι οποίες αποκλίνουν από την πραγματικότητα.

Υποστηρίζεται ότι η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις δεν είναι μονοδιάστατη. Ο Paulhus (1984, 2002) αναφέρεται σε εμπειρικά δεδομένα προηγούμενων ερευνών (αναλύσεις παραγόντων διαφόρων κλιμάκων που μετρούν την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) με βάση τα οποία προέκυψαν δύο παράγοντες που ονομάστηκαν «alpha» και «gamma», στους οποίους φορτίζουν διαφορετικές κλίμακες. Αρχικά, οι ερευνητές πίστευαν ότι αυτές οι διαστάσεις διακρίνουν μεταξύ συνειδητής και μη διαστρέβλωσης της παρουσίασης του εαυτού.

Στη συνέχεια, οι δύο αυτές διαστάσεις ερμηνεύτηκαν θεωρητικά από διάφορους ερευνητές, οι οποίοι τις ονόμασαν αναλόγως της ερμηνείας αυτής. Οι Damarin και Messick (1965) πρότειναν τους όρους «autistic bias in self-regard» και «propagandistic bias», για να δηλώσουν την αμυντική πόλωση στην προσωπική αυτοεικόνα του ατόμου και τη σκόπιμη προώθηση κοινωνικώς επιθυμητής δημόσιας εικόνας. Οι Sackeim και Gur (βλ. Paulhus, 1984, 2002) ονόμασαν τις δύο διαστάσεις ως «self-deception» που αφορά στην υπερβολικά θετική (σε μη-ρεαλιστικό βαθμό) περιγραφή του εαυτού, η οποία είναι ειλικρινής από την πλευρά του ατόμου και «other deception» που αφορά στην σκόπιμη και συνειδητή διαστρέβλωση των αυτοαναφορών προκειμένου να δοθεί συγκεκριμένη εικόνα στους άλλους.

Ο Paulhus (1984) προτείνει τις ονομασίες «impression management» (διαχείριση εντυπώσεων) και «self-deceptive enhancement» (εξαπάτηση του εαυτού). Οι διαστάσεις αυτές έχουν προκύψει από αναλύσεις παραγόντων διαφόρων κλιμάκων μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (Paulhus, 1984, 1991). Ο πρώτος παράγοντας αφορά στη συνειδητή τάση του ατόμου να προσπαθεί να παρουσιάσει σκόπιμα τον εαυτό του με θετικό τρόπο (αναλόγως του «ακροατηρίου», του «κοινού» στο οποίο παρουσιάζει τον εαυτό του, Paulhus, 1991) και συγκεκριμένα, να δώσει την εικόνα μίας προσωπικότητας που είναι αξιόπιστη και κοινωνικά συμβατική. Σύμφωνα με τον Paulhus (1991), ο όρος «διαχείριση εντυπώσεων» είναι προτιμότερος για την περιγραφή του παράγοντα αυτού από τον όρο «ψεύδος», καθώς ο δεύτερος όρος θεωρείται υπερβολικά σκληρός/αυστηρός (μάλλον τα άτομα προσπαθούν να αποφύγουν την κοινωνική αποδοκιμασία). Η βαθμολογία του ατόμου στη διάσταση αυτή αναμένεται να διαφέρει αναλόγως των απαιτήσεων της περίπτωσης και των παροδικών κινήτρων (Paulhus, 1991). Ο δεύτερος παράγοντας είναι η μη-συνειδητή τάση του ατόμου να δίνει υπερβολικά θετική εικόνα για τον εαυτό του, το άτομο δηλαδή πιστεύει ότι οι απαντήσεις του είναι αληθείς. Ο Paulhus (1991, 2002) αναφέρει συσχετίσεις της διάστασης αυτής με διάφορες θεωρητικές έννοιες (π.χ. θετική συσχέτιση με μετρήσεις προσαρμογής αλλά και αρνητική συσχέτιση με τη διαπροσωπική προσαρμογή, θετικές συσχετίσεις με τους πέντε παράγοντες της προσωπικότητας) και εφόσον συνδέεται με θεωρητικές έννοιες, η αφαίρεση της επίδρασής της μπορεί να μειώσει την προβλεπτική εγκυρότητα μετρήσεων, επομένως η επίδρασή της ίσως δεν θα έπρεπε να αφαιρείται σε κάποιες περιπτώσεις (βλ. Paulhus, 1991, σελ. 22-23). Από την άλλη, η διασπορά της διαχείρισης εντυπώσεων θα πρέπει

να αφαιρείται όταν είναι εννοιολογικώς ανεξάρτητη από την κυρίως έννοια, αλλά έχει επίδραση στις μετρήσεις (Paulhus, 1991, σελ. 23).

Κατά τον Paulhus (2002), η διάκριση μεταξύ των διαστάσεων self-deception και impression management είχε τα προβλήματα της σχετικά υψηλής συνάφειας μεταξύ των κλιμάκων και την εννοιολογική σύγχυση της πρώτης διάστασης (κάποιων ερωτημάτων) με μετρήσεις προσαρμογής. Με βάση αποτελέσματα διαφόρων αναλύσεων, κατέληξε σε ένα διαφορετικό μοντέλο, στο οποίο ο καθένας από τους δύο παράγοντες, self-deception και impression management έχει τόσο συνειδητά, όσο και μη-συνειδητά στοιχεία. Σε αυτή την προσέγγιση του Paulhus, διακρίνονται δύο γενικότεροι παράγοντες σε σχέση με χαρακτηριστικά προσωπικότητας που συσχετίζονται με αυτούς και ο καθένας από αυτούς έχει έναν ιδιότυπο τρόπο απόκρισης σχετικό με την εξαπάτηση του εαυτού (*self-deceptive style*) και μία διάσταση διαχείρισης εντυπώσεων (*impression management style*). Στο τελικό σύστημα που προτάθηκε, υπάρχουν δύο ευρύτερες διαστάσεις που ονομάζονται egoistic bias (εγωιστική πόλωση) και moralistic bias (ηθική πόλωση), καθεμία από τις οποίες αποτελείται επίσης από δύο ειδικότερες διαστάσεις. Στο επίπεδο self-deception, στην «εγωιστική πόλωση» εντάσσεται η διάσταση «self-deceptive enhancement» (τάση να έχει κάποιος υπερβολικά θετική εικόνα για την κοινωνική του θέση και τις νοητικές του ικανότητες), ενώ στην «ηθική πόλωση» ανήκει η διάσταση «self-deceptive denial» (τάση να αρνείται κάποιος κοινωνικά αποκλίνουσες παρορμήσεις και να αποδίδει στον εαυτό του χαρακτηριστικά «αγίου»). Στο επίπεδο της διαχείρισης εντυπώσεων, η «εγωιστική πόλωση» έχει τη διάσταση «agency management» όπου το άτομο με υψηλές τιμές παρουσιάζεται σκόπιμα ως ικανός, γενναίος, συναισθηματικά σταθερός, ευφυής κ.τ.λ., ενώ η «ηθική πόλωση» έχει τη διάσταση «communion management» όπου το άτομο με υψηλές τιμές σκόπιμα υποτιμάει τα ελαττώματά του που σχετίζονται με την εικόνα του ως καλός και υπεύθυνος άνθρωπος ο οποίος ακολουθεί τις κοινωνικές συμβάσεις. Παρόλα αυτά η αρχική διάκριση της τάσης για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις σε διαχείριση εντυπώσεων (*impression management*) και εξαπάτηση του εαυτού (*self-deception*) χρησιμοποιείται ακόμη και σε νεότερες έρευνες (π.χ. Fang, Prybutok, & Wen, 2016. Gnambs & Kaspar, 2016).

Σε σχέση με την τάση για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις, υπάρχουν ακόμη στη βιβλιογραφία οι όροι (βλ. π.χ. Burns & Christiansen, 2011. Furnham, 1986. Furnham

& Henderson, 1982. McGrath et al., 2010) «faking good», «faking bad» (malinger), «faking mad». Ο όρος «faking» αναφέρεται γενικά στην περίπτωση που οι συμμετέχοντες δίνουν σκόπιμα εσφαλμένες απαντήσεις (που δεν ισχύουν στην πραγματικότητα) προκειμένου να δημιουργήσουν συγκεκριμένη εντύπωση για τον εαυτό τους (Furnham, 1986). Ο όρος «faking good» αφορά στη σκόπιμη διαστρέβλωση των απαντήσεων για τη δημιουργία θετικής εντύπωσης για τον εαυτό (αντιστοιχεί στη «διαχείριση εντυπώσεων»), ενώ ο όρος «faking bad (mad)» ή «malinger» αφορά στη σκόπιμη δημιουργία της εντύπωσης ότι ο συμμετέχων είναι «ασθενής» (σωματικά, ψυχικά) και αφορά κυρίως σε πλαίσια όπως οι φυλακές, ο στρατός κ.τ.λ. όπου μπορεί να υπάρχει κίνητρο για παρόμοιες απαντήσεις (Furnham, 1986. McGrath et al., 2010).

Σχετικά με τη σύνδεση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις με την τάση για συμφωνία (*acquiescence*), ο Martin (1964) προτείνει τη θεωρία των τριών παραγόντων. Σύμφωνα με αυτήν, η μορφή ή το περιεχόμενο ενός ερωτήματος μπορεί να ενεργοποιήσουν την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Αν το ερώτημα είναι ουδέτερο σε σχέση με το τι είναι κοινωνικά επιθυμητό (σε σχέση με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις), το άτομο μπορεί να απαντήσει με βάση αυτό που θεωρεί ως λογικό ή προερχόμενο από κάποια αυθεντία (αυτό το συμπέρασμα θα βασίζεται σε πληροφορίες που προέρχονται από την κοινωνική αλληλεπίδραση/επικοινωνία). Εμφανίζεται δηλαδή ο τύπος της τάσης για συμφωνία που σχετίζεται με γενικές προτάσεις. Η τάση αυτή μπορεί να θεωρηθεί ως συμμόρφωση του ατόμου με γενικά αποδεκτές αλήθειες κατ' αναλογία με τη συμμόρφωση με κάποια γενικά αποδεκτά πρότυπα περιγραφής του εαυτού στην τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Αν τα ερωτήματα είναι ουδέτερα τόσο ως προς την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις όσο και ως προς την τάση συμφωνίας με ό,τι θεωρείται λογικό ή προερχόμενο από κάποια αυθεντία, τότε μπορεί να εμφανιστεί η προσωπική τάση του ατόμου να συμφωνεί ή να διαφωνεί (ο παράγοντας τάσης για συμφωνία που σχετίζεται με πιο προσωπικές ερωτήσεις).

Υπάρχουν ερωτηματολόγια που έχουν δημιουργηθεί ειδικά για τη μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, όπως το ερωτηματολόγιο Marlowe-Crowne Social Desirability Scale (Crowne & Marlowe, 1960), το ερωτηματολόγιο Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR, Paulhus, 1984, 1991), το ερωτηματολόγιο Children's Social Desirability Scale (CSD, Crandall, Crandall, & Katovsky, 1965) η

κλίμακα Ψεύδους του Eysenck Personality Questionnaire (Αλεξόπουλος, 2002. Δημητρίου, 1986) και οι κλίμακες ελέγχου & fake good-bad του MMPI, Lie και K (Meehl & Hathaway, 1946. Paulhus, 1991). Οι ερωτήσεις στις κλίμακες αξιολόγησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις συνήθως αφορούν σε συμπεριφορές/απόψεις που είναι κοινωνικά επιθυμητές αλλά σπάνιες (π.χ. να είναι κανείς πάντα προσεκτικός σχετικά με την ενδυμασία του), ή εμφανίζονται συχνά αλλά είναι μη-επιθυμητές (π.χ. να επιμείνει κανείς να γίνει «το δικό του»). Το άτομο που θα δηλώσει ότι πολλά από αυτά τα θετικά χαρακτηριστικά ισχύουν για τον ίδιο, ενώ πολλά αρνητικά χαρακτηριστικά δεν ισχύουν, γεγονός που έχει μικρή πιθανότητα να συμβαίνει, θεωρείται ότι δεν παρουσιάζει τον εαυτό του όπως είναι στην πραγματικότητα, αλλά δίνει μία υπερβολικά θετική εικόνα.

1.4.3 Τάση για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style*)

Η τάση για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style, ERS*) αναφέρεται στην τάση των συμμετεχόντων να προτιμούν ή να αποφεύγουν τα ακραία σημεία της κλίμακας μέτρησης των ερωτημάτων, ανεξαρτήτως του περιεχομένου τους (Fischer et al., 2009. Greenleaf, 1992. Kline, 2000. Weijters et al., 2008). Ο ιδιότυπος αυτός τρόπος απόκρισης έχει παρατηρηθεί συχνά σε ερωτηματολόγια στα οποία οι εναλλακτικές απαντήσεις των ερωτημάτων αποτελούν μία κλίμακα διαβαθμίσεων που διαφέρουν ως προς την ένταση (Hamilton, 1968). Τέτοιες κλίμακες μέτρησης είναι, για παράδειγμα, οι κλίμακες Likert που δηλώνουν το βαθμό συμφωνίας του συμμετέχοντος με τα ερωτήματα (π.χ. 1 = «συμφωνώ απόλυτα», 2 = «μάλλον συμφωνώ», 3 = «μάλλον διαφωνώ», 4 = «διαφωνώ απόλυτα»). Στην περίπτωση αυτή ο ερωτώμενος με υψηλό βαθμό τάσης για ακραίες απαντήσεις θα τείνει να χρησιμοποιεί με μεγαλύτερη συχνότητα τις εναλλακτικές απαντήσεις «συμφωνώ απόλυτα» και «διαφωνώ απόλυτα» ανεξάρτητα από το περιεχόμενο του ερωτήματος, ενώ αν έχει τον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης σε χαμηλό βαθμό θα τείνει να χρησιμοποιεί περισσότερο τα μεσαία σημεία της κλίμακας. Αναλόγως της κλίμακας μέτρησης του συγκεκριμένου ερωτηματολογίου που χορηγείται, οι ακραίες απαντήσεις θα έχουν διαφορετικές αριθμητικές τιμές. Έτσι, σε ένα ερωτηματολόγιο με κλίμακα μέτρησης επτά διαβαθμίσεων από το 1 (συμφωνώ απόλυτα) έως το 7 (διαφωνώ απόλυτα) οι συμμετέχοντες που έχουν την τάση αυτήν σε υψηλό βαθμό θα τείνουν να επιλέγουν τις εναλλακτικές απαντήσεις 1 και 7. Οι συμμετέχοντες που διαθέτουν την τάση αυτήν σε χαμηλό βαθμό θα τείνουν να χρησιμοποιούν τις υπόλοιπες εναλλακτικές απαντήσεις (2 έως 6) με μεγαλύτερη

συχνότητα (Van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Η τελευταία αυτή τάση (για αποφυγή των ακραίων σημείων) έχει ονομαστεί mild response style (Van Vaerenbergh & Thomas, 2013).

Σύμφωνα με τον Hamilton (1968) οι ατομικές διαφορές στην τάση για ακραίες απαντήσεις παρουσιάζουν ικανοποιητική αξιοπιστία (είτε με βάση τις επαναληπτικές μετρήσεις είτε ως προς την εσωτερική συνέπεια) και η γενίκευση της τάσης αυτής από το ένα τεστ στο άλλο με βάση δείκτες συνάφειας είναι επίσης ικανοποιητική. Θεωρείται ότι σε αντίθεση με άλλους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (όπως η τάση για συμφωνία και η τάση για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις), η τάση για ακραίες απαντήσεις είναι σχετικά σταθερή σε ερωματολογία/μετρήσεις διαφορετικών εννοιών και στο χρόνο (Greenleaf, 1992. Naemi, Beal, & Payne, 2009). Έτσι, η τάση για ακραίες απαντήσεις μπορεί να αποτελεί συμπεριφορική ένδειξη σταθερών χαρακτηριστικών προσωπικότητας (Naemi et al., 2009).

Αναφέρονται συσχετίσεις της τάσης για ακραίες απαντήσεις με δημογραφικά και πολιτισμικά στοιχεία, καθώς και χαρακτηριστικά προσωπικότητας (Greenleaf, 1992. Hamilton, 1968. Naemi et al. 2009. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Ως προς τη σχέση του φύλου με την τάση για ακραίες απαντήσεις, υπάρχουν στοιχεία που δείχνουν ότι οι γυναίκες έχουν υψηλότερες τιμές (Austin, Deary, & Egan, 2006) και έρευνες που δείχνουν ότι δεν υπάρχουν διαφορές μεταξύ των δύο φύλων (Greenleaf, 1992. Naemi et al., 2009), ενώ αναφέρεται επίσης υψηλότερη τάση για ακραίες απαντήσεις για τους άνδρες (Van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Υπάρχουν ακόμη κάποια στοιχεία για υψηλότερη τάση για ακραίες απαντήσεις σε άτομα που ανήκουν σε μειονότητες (Bachman & O'Malley, 1984. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013), ενώ άλλοι δεν έχουν βρει παράμοια αποτελέσματα (Naemi et al., 2009). Η τάση για ακραίες απαντήσεις έχει βρεθεί να είναι υψηλότερη όταν το επίπεδο προσαρμογής των ατόμων είναι χαμηλότερο σε σχέση με άτομα με υψηλότερο επίπεδο προσαρμογής (π.χ. φυσιολογικά άτομα και άτομα με διαταραχές, Hamilton, 1968). Αναφέρεται ακόμη συσχέτιση μεταξύ της τάσης για ακραίες απαντήσεις και του άγχους, όπου άτομα με υψηλό άγχος είχαν υψηλότερη τάση για ακραίες απαντήσεις σε σχέση με άτομα με χαμηλό άγχος. Παρατηρήθηκαν και κάποιες αλληλεπιδράσεις, όπου ανάμεσα στα άτομα με υψηλό άγχος, οι γυναίκες σε σχέση με τους άνδρες είχαν υψηλότερη τάση για ακραίες απαντήσεις και άτομα με υψηλότερη νοημοσύνη σε σχέση με άτομα με

χαμηλότερη νοημοσύνη είχαν υψηλότερες τιμές ERS (Hamilton, 1968). Η τάση για ακραίες απαντήσεις έχει βρεθεί να σχετίζεται θετικά με την εξωστρέφεια και την ευσυνειδησία (Austin et al., 2006). Υπάρχει επίσης, πιθανή αρνητική σχέση της τάσης για ακραίες απαντήσεις με τη νοημοσύνη (Hamilton, 1968. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013) και τις γνωστικές ικανότητες (άτομα με χαμηλότερες ικανότητες παρουσιάζουν υψηλότερο ERS). Οι Naemi et al. (2009) δε βρήκαν συσχέτιση της τάσης για ακραίες απαντήσεις με τις γνωστικές ικανότητες. Το επαγγελματικό επίπεδο, το κοινωνικό-οικονομικό επίπεδο και το εισόδημα αναφέρονται επίσης να συσχετίζονται αρνητικά με την τάση για ακραίες απαντήσεις (Hamilton, 1968. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013), π.χ. ειδικευμένοι και ανειδίκευτοι εργάτες έχει βρεθεί να έχουν υψηλότερο ERS σε σχέση με επαγγέλματα όπως ακαδημαϊκούς και επιχειρηματίες, ενώ άτομα μέσου-κατώτερου κοινωνικού-οικονομικού επιπέδου είχαν υψηλότερη τάση για ακραίες απαντήσεις από άτομα μέσου-άνωτερου επιπέδου. Η σχέση της τάσης για ακραίες απαντήσεις με την ηλικία φαίνεται να είναι καμπυλόγραμμη με μικρά παιδιά και άτομα μεγάλης ηλικίας να έχουν τις υψηλότερες τιμές (Hamilton, 1968. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Επίσης, η τάση για ακραίες απαντήσεις αναφέρεται να έχει αρνητική συσχέτιση με το εκπαιδευτικό επίπεδο (Greenleaf, 1992).

Όσον αφορά στη σχέση της τάσης για ακραίες απαντήσεις με μεταβλητές προσωπικότητας, ένα χαρακτηριστικό της προσωπικότητας που έχει συνδεθεί με τον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης είναι η χαμηλή ανοχή της αβεβαιότητας/ασάφειας (*intolerance of ambiguity*), δηλαδή η τάση να αντιλαμβάνεται κανείς τις ασαφείς καταστάσεις ως απειλητικές (Naemi et al., 2009). Έτσι, οι ερωτώμενοι με χαμηλή ανοχή της αβεβαιότητας, θα τείνουν να αποφεύγουν τις πιο ασαφείς εναλλακτικές απαντήσεις (προς το μέσο της κλίμακας μέτρησης) και να προτιμούν τα ακραία σημεία που χαρακτηρίζονται από σαφήνεια. Άλλη μεταβλητή προσωπικότητας που σχετίζεται με την τάση για ακραίες απαντήσεις, είναι η απλοϊκή σκέψη (*simplistic thinking*), η τάση να βλέπει κανείς τον κόσμο με απλοποιημένο τρόπο ή με βάση διχοτομημένες διακρίσεις (π.χ. άσπρο-μαύρο, ναι-όχι, Naemi et al., 2009). Η αποφασιστικότητα (*decisiveness*) μπορεί επίσης να σχετίζεται με την τάση για ακραίες απαντήσεις (Naemi et al., 2009). Έτσι, οι υψηλές τιμές σε αυτήν αναμένεται να σχετίζονται με επιλογή ακραίων απαντήσεων (εκφράζουν την πιο ισχυρή απόφαση), ενώ η αναποφασιστικότητα πιθανώς σχετίζεται με αποφυγή των ακραίων απαντήσεων. Στην έρευνα των Naemi et al. (2009), η χαμηλή ανοχή της ασάφειας, η απλοϊκή σκέψη και

η αποφασιστικότητα είχαν θετικές συσχετίσεις με την τάση για ακραίες απαντήσεις, αλλά η επίδραση της απλοϊκής σκέψης εξαφανιζόταν όταν εκτιμήθηκε η επίδραση και των τριών μεταβλητών στην τάση για ακραίες απαντήσεις ταυτόχρονα. Επίσης, υπήρχαν στην ίδια έρευνα κάποιες σημαντικές αλληλεπιδράσεις των χαρακτηριστικών προσωπικότητας με το χρόνο που χρειάστηκαν οι ερωτώμενοι για να συμπληρώσουν τα ερωτηματολόγια, με τη μεγαλύτερη πιθανότητα για να εμφανίσουν τάση για ακραίες απαντήσεις να έχουν όσοι συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο σε σύντομο χρόνο και είχαν υψηλές τιμές στη μη-ανοχή της ασάφειας και στην απλοϊκή σκέψη (όσον αφορά στην αποφασιστικότητα, υπήρχε παρόμοια τάση, αλλά δεν ήταν στατιστικώς σημαντική). Οι Naemi et al. (2009) υποστηρίζουν ότι η τάση για ακραίες απαντήσεις αποτελεί σταθερό χαρακτηριστικό και προδιάθεση (σελ. 279). Αναφέρεται ακόμη θετική σχέση της τάσης για ακραίες απαντήσεις με την ακαμψία/ αυστηρότητα (*rigidity*), η τάση για ακραίες απαντήσεις δηλαδή είναι χαρακτηριστικό της «άκαμπτης» προσωπικότητας (Hamilton, 1968). Ο Hamilton (1968) περιγράφει κάποιες θεωρητικές ερμηνείες της τάσης για ακραίες απαντήσεις:

Κατά μία ερμηνεία, η τάση για ακραίες απαντήσεις εκφράζει μία γενική αποκλίνουσα συμπεριφορά, με την έννοια ότι ο ερωτώμενος χρησιμοποιεί ακραίες απαντήσεις επειδή αδυνατεί να μετριάσει τις αντιδράσεις του στα ερωτήματα. Παρόλα αυτά, ατομικές διαφορές στον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης έχουν παρατηρηθεί και σε έρευνες με φυσιολογικά άτομα. Σύμφωνα με μία άλλη ερμηνεία οι ατομικές διαφορές στην τάση για ακραίες απαντήσεις εκφράζουν ατομικές διαφορές στην ανοχή της ασάφειας και την ακαμψία (*intolerance of ambiguity, rigidity*), όπου οι περισσότεροι ακραίες απαντήσεις δείχνουν χαμηλή ανοχή της ασάφειας η οποία είναι συνάρτηση της ανάγκης για σιγουριά. Με το να απαντάει κανείς χρησιμοποιώντας τα άκρα, μειώνει την ασάφεια, προσπαθώντας να πετύχει μεγαλύτερο βαθμό δομής στο περιβάλλον.

Η τάση για ακραίες απαντήσεις μπορεί να δηλώνει υψηλή συναισθηματική διέγερση (άγχος), ή να σχετίζεται με το επίπεδο διαφοροποίησης της γνωστικής δομής (π.χ. οι ενήλικες έχουν λιγότερο *ERS* σε σχέση με παιδιά, ηλικιωμένους). Επίσης, η τάση για ακραίες απαντήσεις μπορεί να δηλώνει ότι το ερέθισμα/ερώτημα είναι σημαντικό (έχει ιδιαίτερη σημασία) για τον ερωτώμενο. Επομένως, η απάντηση θα έχει μεγάλη ένταση. Παρόλα αυτά, η τάση για ακραίες απαντήσεις έχει παρατηρηθεί και ως αντίδραση σε ερωτήματα χωρίς ιδιαίτερο νόημα. Έτσι, το πόσο σημαντικό είναι ένα θέμα για το

άτομο επηρεάζει την τάση για ακραίες απαντήσεις, αλλά όταν δεν υπάρχουν ατομικές διαφορές ως προς τη σημαντικότητα του ερεθίσματος για το άτομο και όταν υπάρχει ασάφεια στα ερωτήματα, η τάση για ακραίες απαντήσεις εκφράζει άλλα χαρακτηριστικά του ατόμου (Hamilton, 1968).

Επίσης, σύμφωνα με τον Paulhus (1991) παράγοντες όπως η ασάφεια, η συναισθηματική διέγερση και η χρονομέτρηση (*speededness*) της αξιολόγησης μπορούν να αυξήσουν την τάση για ακραίες απαντήσεις. Ο ίδιος επίσης αναφέρει ότι η τάση για ακραίες απαντήσεις μπορεί να εκφράζει πραγματικές ακραίες απόψεις και είναι δύσκολο να ξεχωρίσει κανείς τον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης από πραγματικά ακραίες/έντονες απόψεις. Όσον αφορά στις επιδράσεις της περιστασης στην τάση για ακραίες απαντήσεις (Naemi et al. 2009), αυτή είναι πιο πιθανό να εμφανιστεί στο τέλος του ερωτηματολογίου λόγω πλήξης, κόπωσης κ.τ.λ. Επίσης, άτομα που αφιερώνουν λιγότερο χρόνο στη συμπλήρωση του ερωτηματολογίου, πιθανώς να επιλέγουν περισσότερο τις ακραίες απαντήσεις, ως την πιο γρήγορη και απλή επιλογή. Ακόμη, η επιλογή ακραίων σημείων (όπως και η τάση για συμφωνία και η τάση για επιλογή του μεσαίου σημείου) μπορεί να γίνει και λόγω του ότι ο συμμετέχων δεν καταβάλλει αρκετή προσπάθεια για να απαντήσει (Fang et al., 2016). Η τάση για ακραίες απαντήσεις (και η τάση για επιλογή του μεσαίου σημείου) έχει ερμηνευτεί επίσης ως απροσεξία στον τρόπο απάντησης (*inattentive/careless responding*, Bjornsdottir et al., 2014).

Η τάση των ερωτώμενων να επιλέγουν το μεσαίο σημείο της κλίμακας μέτρησης των ερωτημάτων ανεξαρτήτως περιεχομένου αναφέρεται και με τον όρο *midpoint response style*. Στην περίπτωση αυτή είναι δύσκολο να μάθει κανείς οποιαδήποτε άλλη πληροφορία σχετικά με τη συμπεριφορά του ατόμου εκτός από το γεγονός ότι προτιμά να χρησιμοποιεί τη μεσαία εναλλακτική απάντηση η οποία δηλώνει έλλειψη βεβαιότητας (Baumgartner & Steenkamp, 2001. Kline, 2000. Weijters et al., 2008). Σύμφωνα με τον Guilford (1954) όταν σε ένα ερωτηματολόγιο υπάρχει μία ουδέτερη εναλλακτική απάντηση όπως π.χ. «μου είναι αδιάφορο» και «δεν είμαι σίγουρος/-η» η προτίμηση της απάντησης αυτής θα μπορούσε να οφείλεται στην επιφυλακτικότητα σε ερωτηματολόγια ιδιοσυγκρασίας ή ενδιαφερόντων. Η έλλειψη επιφυλακτικότητας από την άλλη, μπορεί να οδηγήσει σε επιτυχείς απαντήσεις λόγω τύχης στο πλαίσιο των τεστ επίδοσης.

Η τάση για ακραίες απαντήσεις μπορεί να μετρηθεί με βάση τον αριθμό των ακραίων απαντήσεων του ατόμου σε έναν ικανό αριθμό ετερογενών ερωτημάτων (Greenleaf, 1992. Naemi et al., 2009. Weijters et al., 2008). Ο Greenleaf (1992) κατασκεύασε ένα ερωτηματολόγιο ειδικά για τη μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις, στο οποίο τα ερωτήματα επιλέχθηκαν, ώστε να έχουν μικρές συνάφειες μεταξύ τους (ετερογενή ερωτήματα), να μην μετρούν κάποιο ενιαίο ψυχολογικό χαρακτηριστικό. Αυτό είναι σημαντικό, καθώς οι συμμετέχοντες που θα δίνουν ακραίες απαντήσεις στα περισσότερα ερωτήματα, θα το κάνουν μάλλον λόγω του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης και όχι λόγω των ιδιαίτερα έντονων απόψεών τους στο μελετώμενο θέμα (επειδή τα ερωτήματα δεν μετράνε ως σύνολο μία θεωρητική έννοια).

1.5 Επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις μετρήσεις

Οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης αποτελούν πηγή συστηματικού σφάλματος μέτρησης και οδηγούν σε απόκλιση της αληθούς τιμής του ατόμου στη μελετώμενη θεωρητική έννοια από την παρατηρούμενη τιμή του σε κάποιο ερωτηματολόγιο (Baumgartner & Steenkamp, 2001. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Η εγκυρότητα των ερευνητικών αποτελεσμάτων επηρεάζεται με δύο κυρίως τρόπους από την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (Van Vaerenbergh & Thomas, 2013), δηλαδή επιδράσεις στις μονομεταβλητές κατανομές των μετρήσεων (στους μέσους όρους και στις διασπορές) και επιδράσεις στις πολυμεταβλητές κατανομές (συνάφειες μεταξύ μετρήσεων). Επηρεάζονται επομένως οι συγκρίσεις μεταξύ ομάδων σε μέσες τιμές/διασπορές, στην περίπτωση που οι ομάδες αυτές διαφέρουν ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Επίσης, οι συνάφειες μεταξύ μετρήσεων αποτελούν τη βάση για πολλές στατιστικές τεχνικές (π.χ. ανάλυση παραγόντων), επομένως αν οι συνάφειες περιέχουν σφάλμα λόγω ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, τα αποτελέσματα των αναλύσεων αυτών δεν θα είναι έγκυρα.

Οι Baumgartner και Steenkamp (2001) περιγράφουν την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνολικές τιμές (αθροίσματα) των συμμετεχόντων σε αξιολογητικές κλίμακες (ερωτηματολόγια), δηλαδή μπορεί να προκαλέσουν πλασματική αύξηση ή μείωση τιμών σε αξιολογητικές κλίμακες, πλασματική αύξηση ή μείωση των συναφειών μεταξύ αξιολογητικών κλιμάκων, καθώς και συνάφειες σφαλμάτων. Η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνολικές τιμές σε αξιολογητικές κλίμακες περιγράφεται από τους Baumgartner και Steenkamp (2001)

βάσει ενός υποδείγματος πρόβλεψης των συνολικών τιμών σε μία αξιολογητική κλίμακα από διάφορους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης ως προβλεπτικούς παράγοντες, όπου το πρόσημο του συντελεστή παλινδρόμησης που αντιστοιχεί σε κάθε ιδιότυπο τρόπο απόκρισης δηλώνει την κατεύθυνση της επίδρασής του στις συνολικές τιμές.

Η σχέση μεταξύ ιδιότυπων τρόπων απόκρισης και συνολικών τιμών σε μία αξιολογητική κλίμακα εξαρτάται και από το ποσοστό των ερωτημάτων της αξιολογητικής κλίμακας που είναι θετικά (ή αρνητικά) διατυπωμένα ως προς την αξιολογούμενη θεωρητική έννοια και από τη διαφορά του μέσου όρου της αξιολογητικής κλίμακας από το μεσαίο σημείο της κλίμακας μέτρησης των ερωτημάτων (Baumgartner & Steenkamp, 2001). Πιο αναλυτικά, η τάση για συμφωνία θα προκαλέσει πλασματική αύξηση των συνολικών τιμών στην αξιολογητική κλίμακα, αν τα περισσότερα ερωτήματα είναι θετικά διατυπωμένα (η συμφωνία δηλώνει υψηλότερες τιμές στο αξιολογούμενο χαρακτηριστικό) και πλασματική μείωση των τιμών, αν τα περισσότερα ερωτήματα είναι αρνητικά διατυπωμένα (η συμφωνία δηλώνει χαμηλότερες τιμές στο αξιολογούμενο χαρακτηριστικό). Η επίδραση της τάσης για συμφωνία θα είναι ισχυρότερη, όσο μεγαλύτερο είναι το ποσοστό των ερωτημάτων στην κλίμακα που είναι διατυπωμένα προς τη μία κατεύθυνση, θετικά ή αρνητικά (Baumgartner & Steenkamp, 2001). Στην περίπτωση της ισοσταθμισμένης κλίμακας (*balanced scale*), όπου ο αριθμός των «θετικά» και «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων είναι ίδιος, η επίδραση της τάσης για συμφωνία στις συνολικές τιμές (αθροίσματα) είναι η ελάχιστη (Baumgartner & Steenkamp, 2001. Cloud & Vaughan, 1970. Martin, 1964. Ray, 1983). Οι επιδράσεις που περιγράφηκαν έχουν αντίθετη κατεύθυνση στην περίπτωση της τάσης για διαφωνία (*disaquietence*, Baumgartner & Steenkamp, 2001), για παράδειγμα όταν τα περισσότερα ερωτήματα είναι αρνητικά διατυπωμένα (η συμφωνία δηλώνει χαμηλότερες τιμές), η τάση για διαφωνία οδηγεί σε πλασματική αύξηση των συνολικών βαθμολογιών.

Όσον αφορά στην επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style*) και της τάσης για επιλογή του μεσαίου σημείου (*midpoint response style*), σύμφωνα με τους Baumgartner και Steenkamp (2001), το μέγεθος και η κατεύθυνση της επίδρασής τους στις συνολικές βαθμολογίες των ατόμων σε μία αξιολογητική κλίμακα εξαρτάται από την απόκλιση (θετική ή αρνητική) του αληθούς μέσου όρου όλων των ατόμων στην κλίμακα από το μεσαίο σημείο της κλίμακας μέτρησης των ερωτημάτων (π.χ. το σημείο

3 σε μία κλίμακα από 1 έως 5). Όσο περισσότερο ο αληθής μέσος όρος όλων των ατόμων στην αξιολογητική κλίμακα διαφέρει από το μεσαίο σημείο της κλίμακας απάντησης, τόσο μεγαλύτερη η επίδραση της τάσης για επιλογή του μεσαίου σημείου στις συνολικές τιμές. Όσον αφορά στην τάση για ακραίες απαντήσεις, στην περίπτωση που οι απαντήσεις των ατόμων βασίζονται εν μέρει στο εννοιολογικό περιεχόμενο (δηλαδή η τάση για ακραίες απαντήσεις απλώς «μετακινεί» τις απαντήσεις περισσότερο προς τα άκρα με τις οι θετικές απαντήσεις να γίνονται ακραίες θετικές και οι αρνητικές απαντήσεις να γίνονται ακραίες αρνητικές), τότε η πόλωση στις αθροιστικές βαθμολογίες που προκαλείται από την τάση για ακραίες απαντήσεις είναι προς την κατεύθυνση (θετική ή αρνητική) της απόκλισης του αληθούς μέσου όρου των ατόμων από το μεσαίο σημείο της κλίμακας μέτρησης.

Σχετικά με την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνάψεις μεταξύ αξιολογητικών κλιμάκων (Baumgartner & Steenkamp, 2001), το συστηματικό σφάλμα μέτρησης μπορεί να οδηγήσει σε πλασματική αύξηση, πλασματική μείωση ή σε λάθος πρόσημο στις συνάψεις αυτές. Η πλασματική αύξηση ή μείωση της συνάφειας εξαρτάται από το πρόσημο (θετικό ή αρνητικό) της συνάφειας των αληθών τιμών και της συνάφειας των συστηματικών σφαλμάτων (ιδιότυποι τρόποι απόκρισης). Έτσι, για παράδειγμα, όταν δύο αξιολογητικές κλίμακες έχουν θετική (αληθή) συνάφεια (Baumgartner & Steenkamp, 2001):

α) Η συνάφεια αυξάνεται πλασματικά, αν η συνάφεια των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (συστηματικών σφαλμάτων) είναι και αυτή θετική.

β) Η συνάφεια μειώνεται πλασματικά ή μπορεί να γίνει και αρνητική, αν η συνάφεια των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης είναι αρνητική. Τα αντίστροφα συμβαίνουν αν η συνάφεια των αληθών τιμών είναι αρνητική.

Οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης μπορεί να επηρεάσουν την παραγοντική δομή ενός ερωτηματολογίου (Weijters et al., 2008. Welkenhuysen-Gybels, Billiet, & Cambré, 2003), προκαλώντας πόλωση στις φορτίσεις των ερωτημάτων στους παράγοντες, όπως π.χ. να οδηγήσουν σε πλασματική αύξηση των φορτίσεων (μεγαλύτερη εσωτερική συνέπεια του παράγοντα). Επίσης, η διαφορική επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (π.χ. acquiescence) σε διαφορετικές ομάδες συμμετεχόντων (π.χ. έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), μπορεί να οδηγήσει σε πλασματικές

διαφορές σε μέσους όρους παραγόντων για τις ομάδες αυτές (Weijters et al., 2008). Οι διαφορές σε ιδιότυπους τρόπους απόκρισης μεταξύ ομάδων μπορεί να μην φανούν σε μία ανάλυση δομικής ισοτιμίας ως προς τη μελετώμενη θεωρητική έννοια (ειδικά αν η πόλωση λόγω ιδιότυπων τρόπων απόκρισης είναι ομοιόμορφη στα διάφορα επιμέρους ερωτήματα, Little, 2000), αλλά να εμφανιστούν ως πλασματικές διαφορές στους μέσους όρους των παραγόντων (Weijters et al., 2008).

1.5.1 Έρευνες για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο ηλεκτρονικό-διαδικτυακό και το έντυπο ερωτηματολόγιο

Σε προηγούμενες διεθνείς έρευνες έχει επιχειρηθεί η σύγκριση της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο ερωτηματολόγιο με εκείνη στο ηλεκτρονικό ερωτηματολόγιο (χρησιμοποιείται μέσω υπολογιστή) ή στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (μέσω σύνδεσης στο διαδίκτυο).

Ένα πρώτο ζήτημα αφορά στη χορήγηση ερωτηματολογίων μέσω του διαδικτύου με την οποία μοιάζει η χορήγηση μέσω υπολογιστή, αν και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο έχει και κάποια ιδιαίτερα χαρακτηριστικά που το διαφοροποιούν από τους άλλους τρόπους χορήγησης (Lozar Manfreda & Vehovar, 2002). Τίθεται επομένως θέμα σύγκρισης και μεταξύ των τρόπων συλλογής δεδομένων με τη χρήση τεχνολογιών ηλεκτρονικού υπολογιστή. Έτσι, μπορεί να υπάρχουν ιδιαιτερότητες ως προς την αίσθηση ιδιωτικότητας (*privacy*) των συμμετεχόντων. Οι ερωτώμενοι πιθανόν να έχουν την ανησυχία ότι η ζωή τους μπορεί να παρακολουθείται και να ελέγχεται μέσω των υπολογιστών (*Big Brother Syndrome*, Rosenfeld, Booth-Kewley, Edwards, & Thomas, 1996), ενώ η ανησυχία αυτή μπορεί να είναι μεγαλύτερη σε σχέση με το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, επειδή είναι νεότερος τρόπος συλλογής δεδομένων, υπάρχει μεγαλύτερη πιθανότητα για συνδυασμό στοιχείων για το συμμετέχοντα που προέρχονται από διαφορετικές πηγές (π.χ. διαφορετικές βάσεις δεδομένων) και λόγω της δυνατότητας να συλλεγούν επιπλέον πληροφορίες χωρίς οι συμμετέχοντες να το γνωρίζουν (Lozar Manfreda & Vehovar, 2002. Rosenfeld et al., 1996). Όταν οι ερωτώμενοι υποβάλλουν τις απαντήσεις τους στους ερευνητές στέλνοντάς τις μέσω του διαδικτύου, ίσως να ανησυχούν περισσότερο για την ιδιωτικότητα και την ασφάλεια των δεδομένων τους σε σχέση με τη συνθήκη χορήγησης ερωτηματολογίων μέσω υπολογιστή, όπου η αποθήκευση των απαντήσεων γίνεται τοπικά (Bjornsdottir et al., 2014). Η αίσθηση αυτή του ελέγχου και της παρακολούθησης μπορεί να οδηγήσει

σε μεγαλύτερη τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις σε ερωτήματα στα οποία η αλήθεια των απαντήσεων δεν μπορεί να επιβεβαιωθεί αντικειμενικά, όπως π.χ. οι ερωτήσεις προσωπικότητας (Rosenfeld et al., 1996). Επίσης, παράλληλα με τη συμπλήρωση ενός διαδικτυακού ερωτηματολογίου οι συμμετέχοντες μπορεί να κάνουν και άλλες εργασίες ή δραστηριότητες, όπως π.χ. να στέλνουν e-mail, να συμμετέχουν σε διαδικτυακές συζητήσεις, να αναζητούν πληροφορίες σε άλλες ιστοσελίδες κ.τ.λ., με αποτέλεσμα να επηρεάζεται η συγκέντρωσή τους στην απάντηση των ερωτήσεων (Lozar Manfreda & Vehovar, 2002). Τα άτομα που περιηγούνται στο διαδίκτυο συχνά έχουν την εμπειρία της έλλειψης κοινωνικού ελέγχου και οι κοινωνικοί κανόνες θεωρούνται λιγότερο σημαντικοί από ότι στην πραγματική ζωή, με αποτέλεσμα ίσως να απαντούν ευκολότερα σε ερωτήσεις με ευαίσθητο περιεχόμενο ή να αναφέρουν κοινωνικά ανεπιθύμητες συμπεριφορές (Lozar Manfreda & Vehovar, 2002). Έτσι, αυτή η αίσθηση της ανωνυμίας στο διαδίκτυο μπορεί να οδηγήσει κάποιους συμμετέχοντες να έχουν λιγότερη τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, ενώ άλλοι συμμετέχοντες μπορεί να δίνουν λιγότερο αξιόπιστα δεδομένα αν δεν έχουν υψηλό κίνητρο να απαντήσουν με ειλικρίνεια ή αν τους αρέσει να παρουσιάζουν διαφορετικές ταυτότητες από την πραγματική τους. Επίσης, εκείνα τα άτομα που ανησυχούν για την ασφάλεια των δεδομένων τους στο διαδίκτυο μπορεί να δίνουν λιγότερο ειλικρινείς απαντήσεις (Lozar Manfreda & Vehovar, 2002). Η χορήγηση ερωτηματολογίων μέσω υπολογιστή τα οποία δεν βρίσκονται στο διαδίκτυο, επειδή το λογισμικό είναι εγκατεστημένο σε κάποιους υπολογιστές τοπικά, θα πρέπει να γίνει σε κάποιο συγκεκριμένο (περισσότερο ελεγχόμενο) χώρο όπως π.χ. κάποιο εργαστήριο, ενώ η συμπλήρωση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου μπορεί να γίνει είτε σε παρόμοιο χώρο με το ηλεκτρονικό, είτε σε οποιοδήποτε χώρο και χρόνο επιλέξουν οι συμμετέχοντες, π.χ. στο χώρο της οικίας τους, στο χώρο εργασίας τους ή αλλού (Hardré, Crowson, Xie, & Ly, 2007). Έτσι, αν η συμπλήρωση των δύο αυτών ειδών ερωτηματολογίων γίνει σε διαφορετικού είδους πλαίσια, οι εξωγενείς παράγοντες που πιθανόν να επιδράσουν στα δεδομένα θα είναι διαφορετικοί (Christensen, 1988).

Συγκρίνοντας μεταξύ διαδικτυακού και εντύπου ερωτηματολογίου ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, υπάρχουν διεθνώς λίγες σε πλήθος σχετιζόμενες έρευνες και ελάχιστες που μοιράζονται κοινούς τόπους με την παρούσα έρευνα. Τα λίγα διαθέσιμα ερευνητικά αποτελέσματα συνοψίζονται ακολούθως.

Χρησιμοποιώντας διάφορες μεθοδολογίες, κάποιες έρευνες (Bjornsdottir et al., 2014. Dillman et al., 2009. Dolnicar, Laesser, & Matus, 2009. Fang, Prybutok, & Wen, 2016. Hancock & Flowers, 2001. Hardré, Crowson, & Xie, 2012. Joinson, 1999. Pettit, 2002. Risko, Quilty, & Oakman, 2006. Rowe, Poortinga, & Pidgeon, 2006. Uriell & Dudley, 2009. Weigold, Weigold, & Russell, 2013) συγκρίνουν μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, τάση για συμφωνία, τάση για ακραίες απαντήσεις) εξετάζοντας χαρακτηριστικά της κατανομής μετρήσεων των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (π.χ. μέσοι όροι, ποσοστά επιλογής συγκεκριμένων απαντήσεων), καθώς και τις συνάφειες του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης με άλλες μετρήσεις (Weigold et al., 2013) και συγκεκριμένα χρησιμοποιούν για τη σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης μεθόδους όπως ανάλυση διακύμανσης, t-test και χ^2 -κριτήριο, σύγκριση ποσοστών επιλογής συγκεκριμένων εναλλακτικών απαντήσεων μέσω απλής επισκόπησης και μετατροπή σε Fisher's z-τιμές για σύγκριση δεικτών συνάφειας. Σχετικά με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, αυτή μετρήθηκε με ειδικό ερωτηματολόγιο (π.χ. BIDR του Paulhus, ερωτηματολόγιο των Marlowe και Crowne, κλίμακα Ψεύδους του ερωτηματολογίου προσωπικότητας του Eysenck). Σε αρκετές από αυτές τις έρευνες δεν βρέθηκε διαφορά μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Fang, Prybutok, & Wen, 2016. Hancock & Flowers, 2001. Pettit, 2002. Risko, Quilty, & Oakman, 2006. Uriell & Dudley, 2009. Weigold et al., 2013), ενώ χαμηλότερη τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο αναφέρεται από τον Joinson (1999). Όσον αφορά στην τάση για συμφωνία και την τάση για ακραίες απαντήσεις, η μέτρηση τους έγινε κυρίως με αθροιστικούς δείκτες που βασίστηκαν στα ποσοστά των αντίστοιχων εναλλακτικών απαντήσεων (θετικές/καταφατικές ή ακραίες απαντήσεις). Δεν βρέθηκαν διαφορές μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου στην τάση για συμφωνία στις έρευνες των Pettit (2002), Dolnicar et al. (2009), και Hardré et al. (2012) και στην τάση για ακραίες απαντήσεις στις έρευνες των Pettit (2002), Dillman et al. (2009), Bjornsdottir et al. (2014) και Dolnicar et al. (2009). Στην έρευνα των Bjornsdottir et al. (2014), βρέθηκε σε ερωτηματολόγιο προσωπικότητας περισσότερη τάση για συμφωνία, λιγότερη τάση για διαφωνία και λιγότερη τάση επιλογής του μεσαίου σημείου της κλίμακας στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Για ένα ερωτηματολόγιο ιστορικού αναγνωστικών δυσκολιών για ενήλικες στην ίδια έρευνα βρέθηκε περισσότερη τάση επιλογής του μεσαίου σημείου

της κλίμακας στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στην έρευνα των Rowe et al. (2006) όπου εξετάστηκαν οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για συμφωνία και την τάση για ακραίες απαντήσεις, οι διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης που βρέθηκαν δεν είχαν συστηματική κατεύθυνση. Παρόλο που το ερευνητικό ερώτημα στις έρευνες αυτές είναι παρόμοιο, η κύρια διαφορά τους από την παρούσα έρευνα έγκειται τόσο στη μεθοδολογία και τις τεχνικές στατιστικής ανάλυσης όσο και στις ίδιες τις μετρήσεις που δεν διαθέτουν σημείο αναφοράς εν είδει ομάδας ελέγχου, δηλαδή μετρήσεις ελέγχου όπου οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης δεν αναμένεται να επιδρούν (όπως τα τεστ γνώσεων στην παρούσα έρευνα), ενώ υπάρχουν διαφορές και στις ψυχολογικές έννοιες που μετέχουν όσον αφορά στα χρησιμοποιούμενα ψυχομετρικά εργαλεία.

Επιπλέον των παραπάνω ερευνών, έχουν εντοπιστεί δύο έρευνες οι οποίες έχουν κοινά στοιχεία με την παρούσα έρευνα ως προς τη μεθοδολογία τους, αλλά έχουν και σημαντικές διαφορές που θα παρουσιαστούν αναλυτικά. Στην έρευνα των Meade, Michels και Lautenschlager (2007) μελετήθηκε κατά πόσο η έντυπη και η διαδικτυακή μορφή 11 κλιμάκων μέτρησης προσωπικότητας που χρησιμοποιούνται σε πλαίσιο επιλογής προσωπικού μετρούν τις ίδιες θεωρητικές έννοιες στους δύο τρόπους χορήγησης (χρησιμοποιήθηκαν μάλιστα παρόμοιοι στατιστικοί τρόποι προσέγγισης με αυτούς της παρούσας μελέτης, όπως ανάλυση δομικής ισοτιμίας μέσω δομικών αιτιακών εξισώσεων, means and covariance structure analysis, MACS). Οι κλίμακες αυτές αφορούσαν στην αξιολόγηση εννοιών όπως «ευσυνειδησία», «αποφασιστικότητα», «αισιοδοξία», ενώ ανάμεσα σε αυτές υπήρχε και μία κλίμακα μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Ο στόχος της έρευνας ήταν να εξεταστεί η ομοιότητα της δομής μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης για κάθε κλίμακα χωριστά, π.χ. αν η κλίμακα μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις μπορεί να θεωρηθεί ότι μετρά την ίδια έννοια (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) τόσο στην έντυπη όσο και στη διαδικτυακή μορφή. Σε αντίθεση όμως με την παρούσα έρευνα, οι Meade et al. (2007) δεν διερεύνησαν τη συσχέτιση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις με άλλες μεταβλητές, δηλαδή αν επιδρά στις απαντήσεις των υπόλοιπων κλιμάκων προσωπικότητας. Στην παρούσα έρευνα στόχος ήταν να εξεταστεί η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης σε ερωτηματολόγια που μετρούν άλλες έννοιες (π.χ. άγχος, προσωπικότητα). Επίσης, στην έρευνα των Meade et al. (2007) χρησιμοποιήθηκε

μόνον δείγμα φοιτητών (N=727) μετά από τυχαία κατανομή στις ομάδες τρόπου χορήγησης (έντυπο, διαδικτυακό ή δυνατότητα επιλογής μεταξύ έντυπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου). Σχετικά με την κλίμακα μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις βρέθηκε ότι η έντυπη και η διαδικτυακή μορφή της έχουν την ίδια δομή (δομική ισοτιμία), μετρούν δηλαδή την ίδια έννοια (ιδιότυπος τρόπος απόκρισης). Ακόμη, οι μέσοι όροι του παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις προέκυψαν ίσοι για τους δύο τρόπους χορήγησης.

Στην δεύτερη έρευνα (Weijters et al., 2008) έγινε σύγκριση τριών τρόπων συλλογής δεδομένων marketing, και συγκεκριμένα της τηλεφωνικής συνέντευξης, του έντυπου ερωτηματολογίου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση τεσσάρων ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, δηλαδή της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*), της τάσης για διαφωνία (*disacquiescence*), καθώς και των τάσεων για επιλογή του μεσαίου σημείου (*midpoint response style*) και των ακραίων σημείων της κλίμακας (*extreme response style*). Οι ερευνητές όμως δεν συμπεριέλαβαν την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, μια κομβική έννοια στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, εν αντιθέσει με την παρούσα έρευνα. Στην έρευνα των Weijters et al. (2008), καθώς οι μετρήσεις αφορούσαν στον τομέα του marketing, χρησιμοποιήθηκαν δείγματα γενικού πληθυσμού (N=501 για το έντυπο ερωτηματολόγιο, N=496 για την τηλεφωνική συνέντευξη και N=535 για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Για τη μέτρηση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης έγινε τυχαία επιλογή 52 ερωτημάτων χωρίς συσχετίσεις μεταξύ τους από ερωτηματολόγια σχετικά με το marketing, από τα οποία υπολογίστηκαν ξεχωριστοί αθροιστικοί δείκτες για καθέναν από τους τέσσερις ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, μέσω καταμέτρησης των συχνοτήτων συγκεκριμένων εναλλακτικών απαντήσεων (π.χ. για την τάση για συμφωνία οι συχνότητες των θετικών/καταφατικών απαντήσεων). Για κάθε ιδιότυπο τρόπο απόκρισης υπολογίστηκαν τρεις αθροιστικοί δείκτες (τα 52 ερωτήματα χωρίστηκαν σε τρεις ομάδες), οι οποίοι στη συνέχεια συμπεριλήφθηκαν σε αναλύσεις μέσω δομικών αιτιακών εξισώσεων (*structural equation modeling*), όπου κάθε ιδιότυπος τρόπος απόκρισης αποτελούσε έναν παράγοντα με τον οποίο συσχετίστηκαν οι τρεις αντίστοιχοι αθροιστικοί δείκτες. Συνεπώς, ο τρόπος ανάλυσης των Weijters et al. διαφέρει από την προσέγγιση στην παρούσα έρευνα (όπως θα γίνει σαφές αργότερα). Οι Weijters et al. (2008) εξέτασαν τις διαφορές των τριών τρόπων χορήγησης ως προς τα επίπεδα (μέσοι όροι παραγόντων) των ιδιότυπων τρόπων

απόκρισης (π.χ. ποιός τρόπος χορήγησης έχει την υψηλότερη τάση για συμφωνία), ενώ στην παρούσα έρευνα η εστίαση ήταν στις συσχετίσεις των επιμέρους ερωτημάτων των κυρίως ερωτηματολογίων (π.χ. ερωτήματα προσωπικότητας) με τους παράγοντες ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (π.χ. σχέσεις ερωτημάτων που μετρούν τον ψυχωτισμό με τον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις). Σχετικά με τις διαφορές του διαδικτυακού και του εντύπου ερωτηματολογίου στην έρευνα των Weijters et al., βρέθηκε ότι η ομάδα των ατόμων που συμπλήρωσαν τη διαδικτυακή μορφή του ερωτηματολογίου είχε χαμηλότερα επίπεδα (μέσους όρους) στην τάση για διαφωνία και στην τάση για επιλογή των ακραίων σημείων. Δεν βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για συμφωνία και την τάση για επιλογή του μεσαίου σημείου.

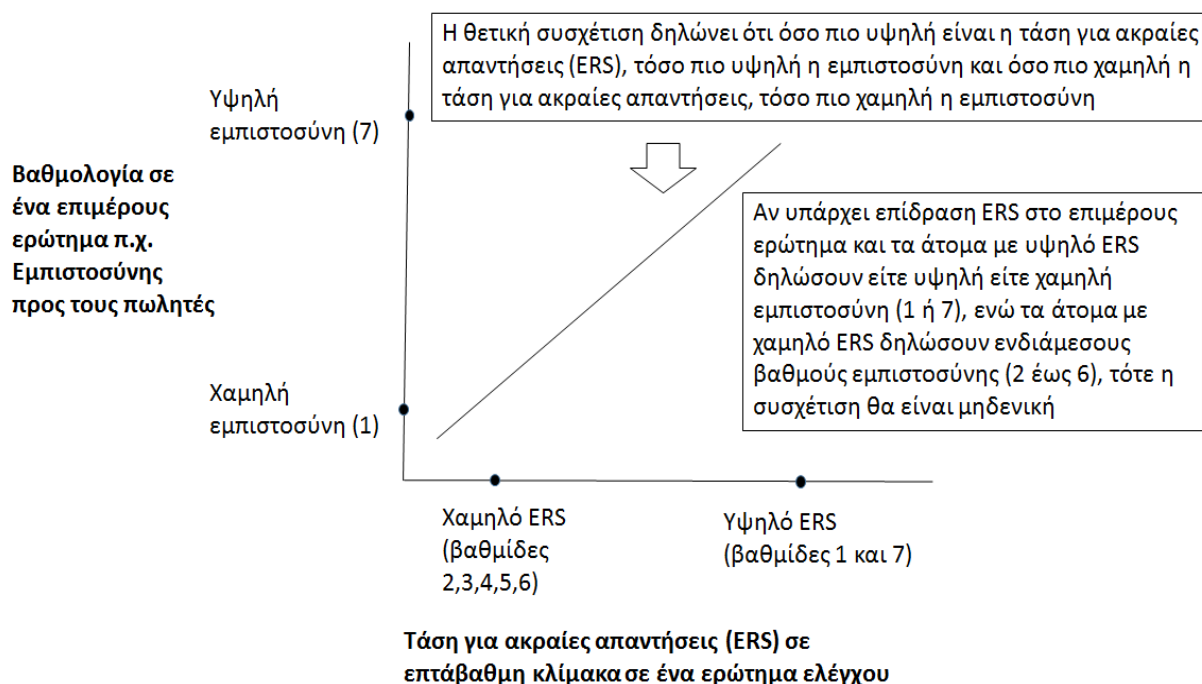
Εκτός των ανωτέρω, στο υπόδειγμα των Weijters et al. (2008), μελετήθηκε η επίδραση των διαφορών των τριών τρόπων χορήγησης ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης σε ένα ερωτηματολόγιο αξιολόγησης της εμπιστοσύνης προς τους πωλητές ενδυμάτων. Το ερωτηματολόγιο αυτό αποτελούνταν από τέσσερα ερωτήματα και εξετάστηκε η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στην ομοιότητα των τριών τρόπων χορήγησης στον παράγοντα της εμπιστοσύνης προς τους πωλητές (δομική ισοτιμία) και στις διαφορές των μέσων όρων στον παράγοντα αυτόν. Ο στόχος δηλαδή ήταν να μελετηθεί κατά πόσο οι διαφορές στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (π.χ. χαμηλότερη τάση για διαφωνία για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) έχουν επίδραση στο πόσο όμοιος είναι ο παράγοντας που εκφράζει την εμπιστοσύνη προς τους πωλητές μεταξύ τρόπων χορήγησης, καθώς και στις διαφορές στα επίπεδα της εμπιστοσύνης (π.χ. οι συμμετέχοντες στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο μπορεί να εμφανίζονταν να έχουν υψηλότερα επίπεδα εμπιστοσύνης λόγω της μικρότερης τάσης τους για διαφωνία και όχι λόγω πραγματικής διαφοράς στις απόψεις τους). Επομένως, οι Weijters et al. επικεντρώθηκαν στις συγκερασμένες τιμές (*aggregate scores*) και όχι στις επιμέρους πηγές πληροφοριών, δηλαδή στην κάθε πληροφοριακή μονάδα χωριστά (*item level*). Εν αντιθέσει, στην παρούσα έρευνα εξετάστηκε η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης σε κάθε επιμέρους ερώτημα των κυρίως ερωτηματολογίων (π.χ. ερωτηματολόγιο προσωπικότητας), δηλαδή κατά πόσο κάποια συγκεκριμένα ερωτήματα σχετίζονται με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης και κατά πόσο οι συσχετίσεις αυτές διαφέρουν μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου. Οι Weijters et al. (2008) θεώρησαν τις συσχετίσεις των τεσσάρων ερωτημάτων

εμπιστοσύνης προς τους πωλητές με ιδιότυπους τρόπους απόκρισης ίσες μεταξύ τους για έναν συγκεκριμένο τρόπο χορήγησης και για συγκεκριμένο ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (π.χ. οι συσχετίσεις της τάσης για συμφωνία με τα τέσσερα κυρίως ερωτήματα για το έντυπο ερωτηματολόγιο θεωρήθηκαν όλες ίσες μεταξύ τους). Έτσι, δεν μπορούσε να διερευνηθεί πιθανή διαφορική επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης σε επιμέρους ερωτήματα. Τέλος, δεν έγινε σύγκριση των τριών τρόπων χορήγησης (έντυπο, διαδικτυακό, τηλεφωνική συνέντευξη) ως προς το βαθμό συσχέτισης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με τα τέσσερα ερωτήματα εμπιστοσύνης προς τους πωλητές.

Ακόμη, οι Weijters et al. (2008) εξέτασαν την επίδραση των τεσσάρων ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στην ομοιότητα ως προς τη δομή και στις διαφορές μέσω των όρων του κυρίως ερωτηματολογίου (εμπιστοσύνη προς τους πωλητές) ταυτόχρονα σε ένα υπόδειγμα. Ένα τέτοιο υπόδειγμα με όλους τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης υπό μελέτη ταυτόχρονα θα ήταν δύσκολο να εκτιμηθεί στην παρούσα έρευνα, επειδή τα κυρίως ερωτηματολόγια είχαν μεγαλύτερη έκταση, επομένως μελετήθηκε η επίδραση κάθε ιδιότυπου τρόπου απόκρισης σε χωριστό υπόδειγμα. Στην παρούσα έρευνα επίσης, χρησιμοποιήθηκε επιπλέον ένα τεστ γνώσεων ως συνθήκη ελέγχου, καθώς σε αυτό δεν αναμενόταν να υπάρχει επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης και επίσης η επίδρασή τους εξετάστηκε επιπρόσθετα και με μία εναλλακτική στατιστική μέθοδο (MDS-T, βλ. ενότητα 1.6.9).

Ένας άλλος σοβαρός περιορισμός της έρευνας των Weijters et al. (2008) αφορά στον τρόπο που έχουν οριστεί οι σχέσεις κάποιων ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (τάση για ακραίες απαντήσεις, τάση για επιλογή του μεσαίου σημείου) με το κυρίως ερωτηματολόγιο (εμπιστοσύνη προς τους πωλητές). Έτσι, προσδιορίστηκε στο υπόδειγμα η σχέση των ιδιότυπων αυτών τρόπων απόκρισης με τα κυρίως ερωτήματα στην αρχική τους κλίμακα μέτρησης. Η κλίμακα μέτρησης όλων των ερωτημάτων ήταν επτάβαθμη Likert, επομένως, για παράδειγμα, η τάση για ακραίες απαντήσεις μετρήθηκε ως η συχνότητα με την οποία κάθε άτομο χρησιμοποίησε τις εναλλακτικές απαντήσεις «1» και «7» στα ερωτήματα που χρησιμοποιήθηκαν για τη μέτρηση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (ερωτήματα ελέγχου). Ένας τέτοιος δείκτης εκφράζει το πόσο ακραία είναι η απάντηση και όχι πόσο μεγάλη είναι η συμφωνία με το ερώτημα. Ο δείκτης αυτός συσχετίστηκε με τα ερωτήματα του κυρίως ερωτηματολογίου στην

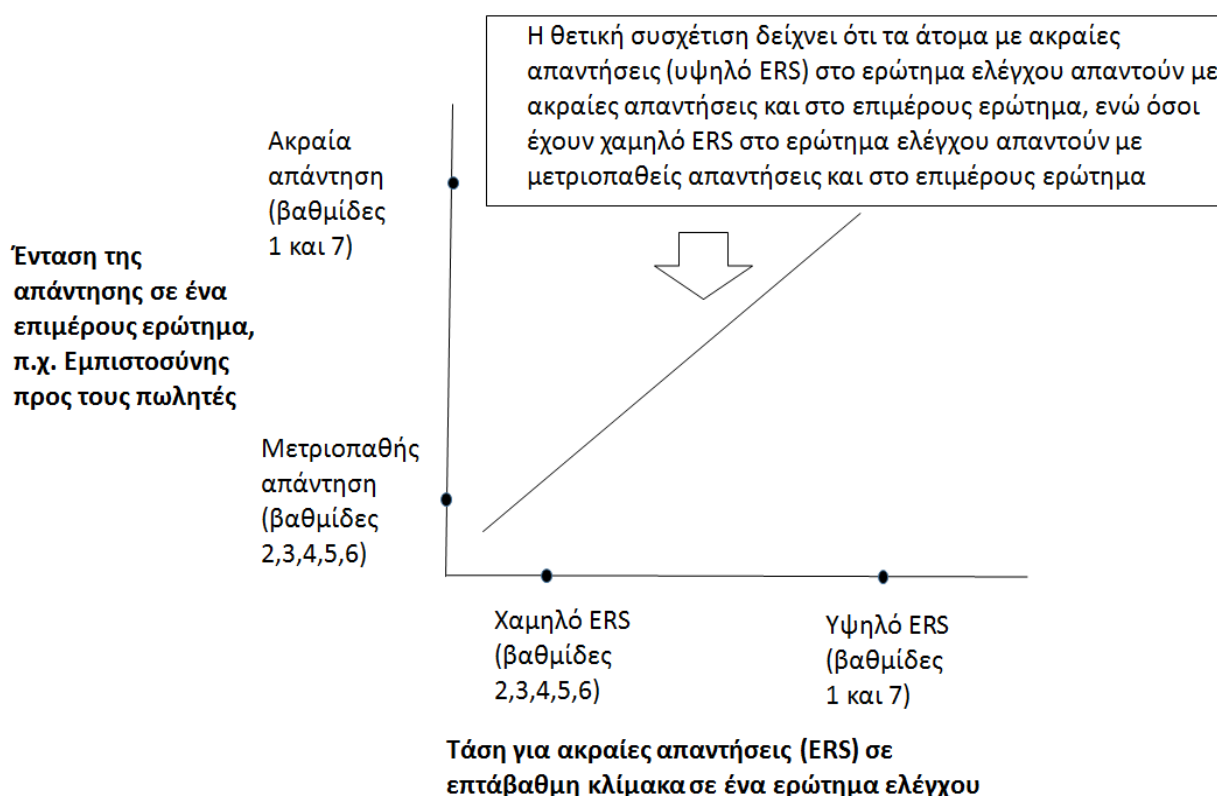
αρχική τους κωδικοποίηση (1=χαμηλή εμπιστοσύνη έως 7=υψηλή εμπιστοσύνη) που εκφράζει το βαθμό της εμπιστοσύνης προς τους πωλητές και όχι το κατά πόσο η απάντηση είναι ακραία ή όχι. Το πρόβλημα που δημιουργείται με τη συσχέτιση δεικτών που εκφράζουν τάση για ακραίες απαντήσεις με ερωτήματα στην αρχική τους βαθμολόγηση φαίνεται στο παρακάτω απλοποιημένο σχήμα (Σχήμα 1).



Σχήμα 1. Συσχέτιση της τάσης για ακραίες απαντήσεις με ένα υποθετικό ερώτημα με επτάβαθμη κλίμακα Likert.

Όπως φαίνεται στο σχήμα αυτό, αν βρεθεί θετική συσχέτιση ενός δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις (οριζόντιος άξονας) με ένα ερώτημα που έχει μετρηθεί με επτάβαθμη κλίμακα Likert (κάθετος άξονας), αυτό θα σημαίνει ότι τα άτομα που έχουν υψηλή τάση για ακραίες απαντήσεις (τείνουν να χρησιμοποιούν τις απαντήσεις 1 και 7) θα έχουν υψηλές τιμές στο επιμέρους ερώτημα, δηλαδή θα τείνουν να χρησιμοποιούν την εναλλακτική απάντηση 7. Όμως, αυτό δεν δείχνει ότι όσοι έχουν τάση για ακραίες απαντήσεις θα τείνουν να δίνουν ακραίες απαντήσεις και στο επιμέρους ερώτημα, επειδή εκτός της εναλλακτικής απάντησης 7, η εναλλακτική απάντηση 1 είναι επίσης ακραία. Μάλιστα η παραπάνω θετική συσχέτιση θα έδειχνε ότι όσοι έχουν χαμηλό βαθμό τάσης για ακραίες απαντήσεις (μικρή συχνότητα των απαντήσεων 1 και 7) τείνουν να χρησιμοποιούν την εναλλακτική απάντηση 1 στο επιμέρους ερώτημα (η οποία όμως είναι ακραία). Στην περίπτωση που το επιμέρους

ερώτημα επηρεαζόταν από την τάση για ακραίες απαντήσεις, δηλαδή όσοι είχαν υψηλή τάση για ακραίες απαντήσεις (οριζόντιος άξονας) έτειναν να χρησιμοποιούν τόσο την εναλλακτική 1, όσο και την εναλλακτική 7 στο επιμέρους ερώτημα (κάθετος άξονας), τότε η παραπάνω συσχέτιση θα προέκυπτε μάλλον μηδενική. Η λύση στο πρόβλημα αυτό θα ήταν να κωδικοποιηθεί εκ νέου το επιμέρους ερώτημα του κάθετου άξονα με δίτιμη κλίμακα μέτρησης, έτσι ώστε οι απαντήσεις 1 και 7 να κωδικοποιηθούν ως «1» (ακραία απάντηση), ενώ οι υπόλοιπες απαντήσεις (2,3,4,5,6) να κωδικοποιηθούν ως «0» (μετριοπαθής απάντηση), όπως απεικονίζεται στο Σχήμα 2.



Σχήμα 2. Σχέση της τάσης για ακραίες απαντήσεις με το βαθμό τάσης για ακραίες απαντήσεις σε ένα υποθετικό ερώτημα.

Η θετική συσχέτιση στο σχήμα αυτό δείχνει ότι τα άτομα που έχουν υψηλή τάση για ακραίες απαντήσεις (οριζόντιος άξονας), τείνουν να δίνουν ακραίες απαντήσεις (1 ή 7) στο υποθετικό επιμέρους ερώτημα (κάθετος άξονας). Ο τελευταίος αυτός τρόπος κωδικοποίησης των ερωτημάτων του κυρίως ερωτηματολογίου (ένταση της απάντησης, ακραία ή μετριοπαθής), χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα έρευνα για τη

μελέτη του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης σε αντίθεση με την έρευνα των Weijters et al. (2008).

Τέλος, στη βιβλιογραφία υπάρχουν μετα-αναλύσεις όπου έχουν συνοψιστεί αποτελέσματα διαφόρων ερευνών για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο έντυπο ερωτηματολόγιο και στο ηλεκτρονικό (μέσω υπολογιστή) ή διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στη μετα-ανάλυση των Richman, Kiesler, Weisband και Drasgow (1999) εξετάστηκε η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο παραδοσιακό ερωτηματολόγιο, στο ερωτηματολόγιο που χορηγείται μέσω υπολογιστή και στη συνέντευξη. Όσον αφορά στη σύγκριση μεταξύ του παραδοσιακού ερωτηματολογίου και του ηλεκτρονικού ερωτηματολογίου, από ανάλυση ερευνών όπου χρησιμοποιήθηκαν μετρήσεις σχεδιασμένες να αξιολογήσουν το επίπεδο της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις βρέθηκε ότι γενικά δεν υπήρχαν διαφορές ως προς την τάση αυτή. Παρατηρήθηκε όμως σημαντικά μικρότερη επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο ηλεκτρονικό ερωτηματολόγιο σε σύγκριση με το έντυπο όταν και στις δύο συνθήκες οι συμμετέχοντες ήταν μόνοι τους, καθώς και όταν οι ερωτώμενοι μπορούσαν κατά τη διάρκεια της συμπλήρωσης του ηλεκτρονικού ερωτηματολογίου να επιστρέφουν σε προηγούμενα ερωτήματα ώστε να ελέγξουν τις απαντήσεις τους. Όταν οι συμμετέχοντες δεν ήταν μόνοι τους ή δεν μπορούσαν να ελέγχουν τις προηγούμενες απαντήσεις τους, οι παραπάνω διαφορές ήταν μικρότερες. Στην ίδια μετα-ανάλυση έγινε σύγκριση του εντύπου και του ηλεκτρονικού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις σε μετρήσεις προσωπικότητας, στάσεων, αξιολογήσεις της συμπεριφοράς και καταλόγους καταγραφής συμπτωμάτων. Στην περίπτωση αυτή, ενώ το γενικό μέγεθος επίδρασης ήταν μικρό, βρέθηκε σημαντικά μεγαλύτερη επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο ηλεκτρονικό σε σύγκριση με το έντυπο ερωτηματολόγιο όταν δεν υπήρχε ανωνυμία, όταν η αξιολόγηση των ερωτώμενων γινόταν παρουσία άλλων ατόμων, καθώς και όταν κατά τη συμπλήρωση του ηλεκτρονικού ερωτηματολογίου οι ερωτώμενοι δεν μπορούσαν να ελέγχουν τις απαντήσεις τους σε προηγούμενα ερωτήματα. Όταν οι εξεταζόμενοι ήταν μόνοι τους, υπήρχε διαβεβαίωση για την ανωνυμία και δυνατότητα ελέγχου των προηγούμενων απαντήσεων οι διαφορές αυτές ήταν μικρότερες σε μέγεθος.

Η επίδραση της χορήγησης ενός ερωτηματολογίου μέσω υπολογιστή στην τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις εξετάστηκε και στη μετα-ανάλυση των Dwight και Feigelson (2000). Συγκεκριμένα, έγινε σύγκριση της ηλεκτρονικής χορήγησης του ερωτηματολογίου από τη μία με το έντυπο ερωτηματολόγιο και τη συνέντευξη από την άλλη ως προς δύο διαστάσεις της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις που ονομάζονται διαχείριση εντυπώσεων (*impression management*) και εξαπάτηση του εαυτού (*self-deceptive enhancement*). Βρέθηκε ότι οι τιμές των ατόμων στη διαχείριση εντυπώσεων ήταν ελαφρώς μικρότερες στην ηλεκτρονική μορφή σε σχέση με τις άλλες δύο μορφές συλλογής δεδομένων, αν και το μέγεθος επίδρασης ήταν πολύ μικρό. Το ίδιο μέγεθος επίδρασης παρατηρήθηκε και στη σύγκριση του ηλεκτρονικού ερωτηματολογίου με το έντυπο ερωτηματολόγιο. Η επίδραση της ηλεκτρονικής χορήγησης του ερωτηματολογίου στη διαχείριση εντυπώσεων (σε σύγκριση με την έντυπη μορφή και τη συνέντευξη) φάνηκε να μειώνεται όσο νεότερη ήταν η έρευνα. Έτσι, στις περισσότερες από τις νεότερες έρευνες που συμπεριλήφθηκαν στη μετα-ανάλυση το μέγεθος επίδρασης ήταν μηδενικό ή κοντά στο μηδέν.

Στη μετα-ανάλυση των Dodou και de Winter (2014) εξετάστηκαν οι διαφορές των μέσων όρων του εντύπου και του ηλεκτρονικού ή διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στις έρευνες που συμπεριλήφθηκαν αξιολογήθηκε με ειδικά ερωτηματολόγια μέτρησης του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης (π.χ. κλίμακα των Marlowe και Crowne, κλίμακα Ψεύδους του EPQ). Επίσης, οι διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης εξετάστηκαν με βάση μεταβλητές που πιθανόν να αλληλεπιδρούν με τη συνθήκη χορήγησης, για παράδειγμα, κατά πόσο υπήρχαν διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου αναλόγως της ανωνυμίας ή όχι της συνθήκης χορήγησης ή αναλόγως της ύπαρξης ή όχι σύνδεσης στο διαδίκτυο. Συνολικά, προέκυψε ότι δεν υπήρχε ουσιαστική διαφορά μεταξύ εντύπου και ηλεκτρονικού ή διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις.

Στη μετά-ανάλυση των Gnambs & Kaspar (2016) εξετάστηκε επίσης η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο ηλεκτρονικό ή διαδικτυακό και στο έντυπο ερωτηματολόγιο. Δεν βρέθηκε διαφορά στον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης στο ηλεκτρονικό ερωτηματολόγιο (μέσω υπολογιστή) ή διαδικτυακό ερωτηματολόγιο από

τη μία μεριά και στο έντυπο ερωτηματολόγιο από την άλλη. Συγκεκριμένα, έγιναν τρεις μετα-αναλύσεις (Gnambs & Kaspar, 2016) για τις διαφορές στην τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ανάμεσα στο έντυπο και το ηλεκτρονικό ή διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, στις οποίες εξετάστηκαν διαφορές στους μέσους όρους σε α) ερωτηματολόγια αξιολόγησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, β) μετρήσεις των πέντε παραγόντων προσωπικότητας, γ) μετρήσεις ψυχοπαθολογίας. Στη μετά-ανάλυση με κλίμακες τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (π.χ. BIDR του Paulhus, MCSDS των Marlowe & Crowne), στις έρευνες που συμπεριλήφθηκαν, η κατανομή του δείγματος στις ομάδες τρόπου χορήγησης είτε ήταν τυχαία, είτε επαναληπτικές μετρήσεις, ενώ οι συνθήκες χορήγησης εντύπου και ηλεκτρονικού ή διαδικτυακού ερωτηματολογίου ήταν ίδιες (π.χ. και οι δύο τρόποι χορήγησης σε συνθήκες χωρίς επιτήρηση). Δεν βρέθηκε στατιστικώς σημαντική επίδραση του τρόπου χορήγησης στους μέσους όρους της τάσης για κοινωνικώς αποδεκτές απαντήσεις.

Από τα παραπάνω φαίνεται ότι στις προηγούμενες διεθνείς έρευνες σχετικά με την επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, μελετώνται κυρίως χαρακτηριστικά της κατανομής ειδικών μετρήσεων των ιδιότυπων αυτών τρόπων απόκρισης και γίνεται σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς αυτά. Μελετώνται δηλαδή ερωτήματα όπως, το κατά πόσο οι συμμετέχοντες στην έντυπη συνθήκη χορήγησης έχουν υψηλότερες ή χαμηλότερες βαθμολογίες ως προς κάποιον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης από τους συμμετέχοντες στη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης. Σε ελάχιστες έρευνες εξετάζεται η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης σε μετρήσεις άλλων θεωρητικών εννοιών, για παράδειγμα μετρήσεις προσωπικότητας, άγχους ή επιθετικότητας, οι οποίες αποτελούν το αντικείμενο πολλών ερευνών και θα ήταν χρήσιμο να γνωρίζει ο ερευνητής το κατά πόσο οι απαντήσεις σε αυτές επηρεάζονται από ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Ακόμη και σε έρευνες στις οποίες η επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης υπολογίζεται με βάση κάποιο ερωτηματολόγιο που δεν αξιολογεί τέτοιους τρόπους απόκρισης αλλά κάποια θεωρητική έννοια (όπως π.χ. ο αριθμός των «ναι» σε ένα ερωτηματολόγιο μέτρησης εξωστρέφειας), η μέτρηση αυτή του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης δεν είναι ανεξάρτητη της θεωρητικής αυτής έννοιας και θα μπορούσε να εκφράζει εν μέρει διαφορές των ατόμων στο χαρακτηριστικό που αξιολογεί το ερωτηματολόγιο (εκτός αν πρόκειται για ισοσταθμισμένες κλίμακες, βλ. ενότητα 1.6.2). Επίσης, στις

προηγούμενες έρευνες δεν χρησιμοποιείται κάποια συνθήκη ελέγχου στην οποία να μην αναμένεται επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, όπως οι ερωτήσεις τύπου γνώσεων στην παρούσα έρευνα. Επομένως, στόχος της παρούσας έρευνας (όπως θα περιγραφεί αναλυτικά σε επόμενες ενότητες) είναι η σύγκριση της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, όπως εκτιμάται με βάση ειδικές μετρήσεις, στις απαντήσεις των συμμετεχόντων σε ερωτηματολόγια μέτρησης θεωρητικών εννοιών. Ακόμη, στόχος της παρούσας έρευνας είναι να προταθεί κάποια μεθοδολογία μελέτης της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στους δύο τρόπους χορήγησης ως επέκταση αυτών που αναφέρονται στη βιβλιογραφία, λόγω και των αδυναμιών των χρησιμοποιούμενων μεθόδων που περιγράφηκαν παραπάνω. Το σημαντικό αυτό ζήτημα των μεθόδων που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη μελέτη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης εξετάζεται στην αμέσως επόμενη ενότητα.

1.6 Μέθοδοι για τη μελέτη της επίδρασης και τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης

Στην ενότητα αυτή θα αναφερθούν οι κυριότερες μέθοδοι με τις οποίες μπορεί να μελετηθεί η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης σε ερευνητικά σχέδια όπου γίνεται σύγκριση μεταξύ ομάδων, όπως στην παρούσα έρευνα το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Οι περισσότερες από τις μεθόδους αυτές έχουν χρησιμοποιηθεί για τη σύγκριση διαφόρων άλλων ειδών ομάδων (π.χ. μεταξύ διαφορετικών χωρών), αλλά οι μέθοδοι αυτές μπορούν να εφαρμοστούν κατ' επέκτασιν και για τη σύγκριση μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου.

1.6.1 Ερωτηματολόγια μέτρησης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης

Σε προηγούμενη ενότητα σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (ενότητα 1.4), αναφέρθηκε ότι υπάρχουν ερωτηματολόγια που έχουν κατασκευαστεί ειδικά για την αξιολόγηση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (π.χ. ερωτηματολόγιο των Marlowe και Crowne, κλίμακα Ψεύδους του EPQ, MMPI fake good-bad). Τα ερωτηματολόγια αυτά μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε διάφορες αναλύσεις για τη σύγκριση μεταξύ ομάδων σε ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, όπως για παράδειγμα σε ανάλυση διακύμανσης για τη σύγκριση μέσω όρων μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (βλ. π.χ. Joinson, 1999. Hancock & Flowers, 2001). Η συνολική βαθμολογία των συμμετεχόντων σε ερωτηματολόγια μέτρησης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μπορεί να χρησιμοποιηθεί επίσης ως συμμεταβλητή και να γίνει στη συνέχεια αφαίρεση της

επίδρασης της ή διόρθωση των βαθμολογιών των ατόμων σε ένα ερωτηματολόγιο αξιολόγησης κάποιου ψυχολογικού χαρακτηριστικού ως προς την επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (Mylonas & Furnham, 2014. Mylonas, Veligekas, Gari, & Kontaxoroulou, 2012. Paulhus, 1991). Ακόμη, μπορούν να υπολογιστούν συνάφειες μεταξύ των τιμών των συμμετεχόντων σε κάποιο ερωτηματολόγιο μέτρησης μίας θεωρητικής έννοιας (π.χ. εξωστρέφεια) με τις τιμές τους σε ένα ερωτηματολόγιο αξιολόγησης ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (π.χ. κλίμακα Ψεύδους του EPQ) και οι συνάφειες αυτές να συγκριθούν μεταξύ των ομάδων που ενδιαφέρουν τον ερευνητή (π.χ. έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), ώστε να εξεταστεί αν σε κάποια από τις ομάδες η συσχέτιση αυτή είναι μεγαλύτερη (επομένως θα υπάρχει και μεγαλύτερη επίδραση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης). Οι βαθμολογίες των ατόμων σε κλίμακες μέτρησης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μπορούν ακόμη να ενσωματωθούν σε άλλες αναλύσεις, όπως η ανάλυση παραγόντων, για τον έλεγχο της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (π.χ. Podsakoff, MacKenzie, Lee, & Podsakoff, 2003), όπως θα περιγραφεί σε επόμενες ενότητες. Έτσι, για παράδειγμα, στην ανάλυση παραγόντων η συνολική βαθμολογία των ατόμων σε μία κλίμακα μέτρησης της τάσης για συμφωνία μπορεί να χρησιμοποιηθεί προκειμένου να προσδιοριστεί ένας παράγοντας, ο οποίος να εκφράζει τη θεωρητική έννοια του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης (π.χ. Watson, 1992).

1.6.2 Ισοσταθμισμένες κλίμακες (*balanced scales*) για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*)

Οι ισοσταθμισμένες κλίμακες (*balanced scales* ή «*acquiescence-free*», για την απόδοση του όρου στα ελληνικά, βλ. Μυλωνάς, 2012, σελ. 95. Cloud & Vaughan, 1970. Martin, 1964. Ray, 1983) αποτελούν ερωτηματολόγια με ίσο αριθμό θετικά διατυπωμένων και αρνητικά διατυπωμένων (ως προς την έννοια-μεταβλητή που αξιολογεί η κλίμακα) ερωτημάτων. «Θετικά διατυπωμένα» είναι τα ερωτήματα, η συμφωνία με τα οποία αντιστοιχεί σε υψηλότερη βαθμολογία στον υπολογισμό της συνολικής τιμής του ατόμου στο αξιολογούμενο χαρακτηριστικό και «αρνητικά διατυπωμένα» είναι τα ερωτήματα, η διαφωνία με τα οποία αντιστοιχεί σε υψηλότερη βαθμολογία (τα ερωτήματα για τα οποία χρειάζεται αντιστροφή κωδικοποίησης). Ένα υποθετικό παράδειγμα θα ήταν μία κλίμακα 20 ερωτημάτων για τη μέτρηση της εξωστρέφειας, με τις εναλλακτικές απαντήσεις «ναι» και «όχι» για κάθε ερώτημα.

Προκειμένου η κλίμακα αυτή να είναι ισοσταθμισμένη θα πρέπει 10 από τα ερωτήματα να έχουν διατυπωθεί προς την κατεύθυνση της εξωστρέφειας (η απάντηση «ναι» θα σήμαινε εξωστρέφεια, όπως π.χ. το ερώτημα υπ' αριθμόν 29 του Eysenck Personality Questionnaire «Έχεις πολλούς φίλους;») και τα υπόλοιπα 10 ερωτήματα να έχουν διατυπωθεί προς την κατεύθυνση της εσωστρέφειας (η απάντηση «ναι» να δηλώνει εσωστρέφεια, όπως π.χ. το ερώτημα υπ' αριθμόν 19 του EPQ «Έχεις την τάση να μένεις στο περιθώριο, όταν βρίσκεσαι σε κοινωνικές εκδηλώσεις;»). Για να υπολογιστεί η συνολική τιμή κάθε ατόμου στην εξωστρέφεια θα μετρηθεί ο αριθμός των «ναι» στα 10 ερωτήματα που είναι διατυπωμένα προς την κατεύθυνση της εξωστρέφειας (θετικά διατυπωμένα) και ο αριθμός των «όχι» στα ερωτήματα που είναι διατυπωμένα προς την κατεύθυνση της εσωστρέφειας (αρνητικά διατυπωμένα). Σύμφωνα με τον Martin (1964, σελ. 216) στις κλίμακες με θετικά και αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα, η τάση για συμφωνία (*acquiescence*) οδηγεί σε αντιφάσεις στις απαντήσεις του ατόμου (π.χ. ταυτόχρονη συμφωνία με ερωτήματα αντίθετα ως προς το νόημα).

Σε μία ισοσταθμισμένη κλίμακα, οι συνολικές τιμές των ατόμων στην έννοια που αξιολογεί το ερωτηματολόγιο (οι τιμές στην εξωστρέφεια στο παραπάνω παράδειγμα) δεν επηρεάζονται ιδιαίτερα από την τάση για συμφωνία. Στο ερωτηματολόγιο για τη μέτρηση της εξωστρέφειας με τα 20 ερωτήματα, αν όλα ήταν διατυπωμένα προς την κατεύθυνση της εξωστρέφειας (το «ναι» σήμαινε πάντα εξωστρέφεια) και για κάθε απάντηση «ναι» το άτομο έπαιρνε ένα βαθμό, τότε κάποιος συμμετέχων θα μπορούσε να πάρει το μέγιστο βαθμό στην εξωστρέφεια (υψηλή εξωστρέφεια) λόγω της τάσης του να λέει «ναι» ανεξαρτήτως περιεχομένου (απαντώντας «ναι» και στα 20 ερωτήματα). Στην ισοσταθμισμένη κλίμακα του παραδείγματος όμως, το ίδιο αυτό άτομο που θα απαντούσε «ναι» σε όλα τα ερωτήματα θα έπαιρνε 10 βαθμούς από τα «ναι» στα ερωτήματα που μετρούν εξωστρέφεια αλλά δεν θα έπαιρνε κανένα βαθμό για τα 10 «ναι» στα ερωτήματα που μετρούν εσωστρέφεια, διότι για τα τελευταία αυτά ερωτήματα η απάντηση «όχι» δηλώνει εξωστρέφεια και προστίθεται ένας βαθμός στην τιμή της εξωστρέφειας για κάθε «όχι». Έτσι, ο συνολικός βαθμός στην εξωστρέφεια για το άτομο αυτό στην ισοσταθμισμένη κλίμακα θα ήταν 10 που σημαίνει ότι το άτομο δεν είναι ούτε εξωστρεφές ούτε εσωστρεφές, επειδή ο βαθμός 10 βρίσκεται στη μέση της κλίμακας των πιθανών βαθμών εξωστρέφειας (0 έως 20). Γενικά, σε μία ισοσταθμισμένη κλίμακα, τα άτομα τα οποία απαντούν αποκλειστικά με βάση το βαθμό της τάσης τους για συμφωνία (από χαμηλός μέχρι υψηλός) λαμβάνουν μέτριες τιμές

(στο μέσο της κλίμακας των συνολικών βαθμολογιών) ως προς την έννοια-χαρακτηριστικό που αξιολογείται, γεγονός το οποίο σημαίνει (ορθώς) ότι δεν παίρνουν συγκεκριμένη θέση (συμφωνία ή διαφωνία) ως προς τη μεταβλητή που αξιολογεί το ερωτηματολόγιο, αλλά οι απαντήσεις τους εκφράζουν τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (Ray, 1983).

Σύμφωνα με τον Martin (1964), η συνάφεια μεταξύ των δύο ημίσεων μίας ισοσταθμισμένης κλίμακας (το ήμισυ με τις «θετικά» διατυπωμένες ερωτήσεις και το ήμισυ με τις «αρνητικά» διατυπωμένες ερωτήσεις) δίνει πληροφορίες για την επίδραση ή όχι της τάσης για συμφωνία στις απαντήσεις. Στην περίπτωση αυτή, οι δύο βαθμολογίες των ατόμων, μία για κάθε ήμισυ, μπορούν να θεωρηθούν ως δύο εκτιμήσεις των τιμών τους στο αξιολογούμενο χαρακτηριστικό (π.χ. δύο εκτιμήσεις της βαθμολογίας ενός ατόμου στην εξωστρέφεια). Ένα υποθετικό παράδειγμα παρουσιάζεται στον Πίνακα 1, όπου υπάρχουν οι απαντήσεις πέντε συμμετεχόντων σε 20 ερωτήματα μέτρησης εξωστρέφειας (q1 έως q20), από τα οποία τα 10 πρώτα (q1 έως q10) είναι θετικά διατυπωμένα και τα 10 τελευταία (q11 έως q20) είναι αρνητικά διατυπωμένα. Κάθε ερώτημα έχει δύο εναλλακτικές απαντήσεις «ναι» και «όχι». Στην ενότητα Α του Πίνακα 1 θεωρείται ότι οι πέντε συμμετέχοντες απαντούν αποκλειστικά με βάση το βαθμό της τάσης τους για συμφωνία (δεν δίνουν σημασία στο εννοιολογικό περιεχόμενο των ερωτημάτων). Ο βαθμός αυτός της τάσης για συμφωνία (δεύτερη στήλη, «βαθμός ARS») έχει εκφραστεί ως ποσοστό (0% = ο χαμηλότερος βαθμός, 100% = ο μέγιστος βαθμός). Για παράδειγμα, ο συμμετέχων υπ' αριθμόν 1 έχει πολύ υψηλή τάση για συμφωνία (100%), επομένως θα απαντήσει «ναι» σε όλα τα ερωτήματα, δηλαδή 10 «ναι» για τα θετικά διατυπωμένα και 10 «ναι» για τα αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα (3^η και 4^η στήλη). Ο συμμετέχων υπ' αριθμόν 2 έχει πάλι υψηλή, αλλά κάπως μικρότερη τάση για συμφωνία (70%), επομένως θα έχει 7 «ναι» στα θετικά διατυπωμένα ερωτήματα και 7 «ναι» στα αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα. Στην 5^η και την 6^η στήλη του πίνακα έχουν υπολογιστεί για κάθε άτομο δύο βαθμολογίες στην εξωστρέφεια, μία για κάθε ήμισυ, με το βαθμό για τα θετικά διατυπωμένα ερωτήματα να αντιστοιχεί στον αριθμό των «ναι» και το βαθμό στα αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα να αντιστοιχεί στον αριθμό των «όχι» (10 ερωτήματα μείον τον αριθμό των «ναι»). Παρατηρείται ότι η συνάφεια μεταξύ των δύο βαθμολογιών εξωστρέφειας (στην τελευταία στήλη του πίνακα) είναι ίση με -1,00.

Πίνακας 1. Συσχέτιση μεταξύ βαθμολογιών στα δύο ημίσεα ισοσταθμισμένης κλίμακας μέτρησης εξωστρέφειας
A. Οι συμμετέχοντες απαντούν με βάση την τάση για συμφωνία

Συμμετέχων	Βαθμός ARS %	Αριθμός των "ναι"		Βαθμός εξωστρέφειας		Συνάφεια Βαθμών εξωστρέφειας
		q1 έως q10	q11 έως q20	q1 έως q10	q11 έως q20	
1	100	10	10	10	0	-1,00
2	70	7	7	7	3	
3	40	4	4	4	6	
4	60	6	6	6	4	
5	20	2	2	2	8	

B. Οι συμμετέχοντες απαντούν με βάση το βαθμό εξωστρέφειας

Συμμετέχων	Βαθμός ARS %	Αριθμός των "ναι"		Βαθμός εξωστρέφειας		Συνάφεια Βαθμών εξωστρέφειας
		q1 έως q10	q11 έως q20	q1 έως q10	q11 έως q20	
1	0	10	0	10	10	1,00
2	0	7	3	7	7	
3	0	4	6	4	4	
4	0	6	4	6	6	
5	0	2	8	2	2	

Γ. Οι συμμετέχοντες απαντούν με βάση ένα συνδυασμό εξωστρέφειας και τάσης για συμφωνία

Συμμετέχων	Βαθμός ARS %	Βαθμός εξωστρέφειας %	Αριθμός των "ναι"		Βαθμός εξωστρέφειας		Συνάφεια Βαθμών εξωστρέφειας
			q1 έως q10	q11 έως q20	q1 έως q10	q11 έως q20	
1	100	70	10	3	10	7	-0,10
2	60	50	8	3	8	7	
3	50	20	6	4	6	6	
4	33,3	40	6	2	6	8	
5	25	60	7	1	7	9	

Στην ενότητα Β του Πίνακα 1 θεωρείται ότι οι πέντε συμμετέχοντες απαντούν αποκλειστικά με βάση το βαθμό εξωστρέφειάς τους (δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία). Ο συμμετέχων υπ' αριθμόν 1 έχει πολύ υψηλή εξωστρέφεια, επομένως έχει απαντήσει «ναι» στα 10 πρώτα ερωτήματα που έχουν διατυπωθεί στην κατεύθυνση της εξωστρέφειας, ενώ έχει απαντήσει 10 «όχι» (έχει μηδέν «ναι») στα 10 αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα. Ο συμμετέχων υπ' αριθμόν 2 έχει επίσης υψηλή εξωστρέφεια με 7 «ναι» στα θετικά διατυπωμένα ερωτήματα και 7 «όχι» (3 «ναι» στα αρνητικά διατυπωμένα). Ο βαθμός εξωστρέφειας (5^η και 6^η στήλη του πίνακα) είναι ο ίδιος για τα δύο ημίσεα (μετά από αντιστροφή των αρνητικά διατυπωμένων), ενώ η συνάφεια μεταξύ των βαθμών αυτών είναι ίση με +1,00 (τελευταία στήλη).

Στην ενότητα Γ του Πίνακα 1 θεωρείται ότι οι βαθμολογίες των συμμετεχόντων καθορίζονται με βάση ένα συνδυασμό της τιμής τους στην εξωστρέφεια και της τιμής τους στην τάση για συμφωνία. Ο πραγματικός βαθμός της τάσης για συμφωνία (2^η στήλη) και ο πραγματικός βαθμός εξωστρέφειας (3^η στήλη) για κάθε συμμετέχοντα έχουν εκφραστεί ως ποσοστά (100% = η μέγιστη τιμή). Ο συμμετέχων υπ' αριθμόν 1

έχει αρκετά υψηλό βαθμό εξωστρέφειας (70%), επομένως στο πρώτο ήμισυ του ερωτηματολογίου (θετικά διατυπωμένα ερωτήματα) θα απαντήσει 7 «ναι» με βάση την τιμή του στην εξωστρέφεια. Επειδή ο βαθμός της τάσης του για συμφωνία είναι πολύ υψηλός (100%) θα απαντήσει «ναι» και στα υπόλοιπα 3 ερωτήματα (σύνολο 10 «ναι»). Στα αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα θα απαντήσει με 7 «όχι» με βάση το βαθμό της εξωστρέφειάς του (αντιστοιχούν σε 7 μονάδες εξωστρέφειας μετά την αντιστροφή) και στα υπόλοιπα 3 ερωτήματα θα απαντήσει «ναι» λόγω της τάσης του για συμφωνία (100%), οπότε θα έχει συνολικά 3 «ναι». Ο συμμετέχων υπ' αριθμόν 2 έχει μέτριο βαθμό εξωστρέφειας (50%), επομένως με βάση την τιμή αυτή θα απαντήσει με 5 «ναι» στα θετικά διατυπωμένα ερωτήματα. Στα υπόλοιπα 5 ερωτήματα θα απαντήσει με βάση το βαθμό της τάσης του για συμφωνία (60%), οπότε θα απαντήσει «ναι» σε 3 επιπλέον ερωτήματα (3/5), συνολικά 8 «ναι». Στα 10 αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα θα απαντήσει 5 «όχι» βάσει του βαθμού εξωστρέφειάς του και στα υπόλοιπα 5 ερωτήματα θα απαντήσει με 3 «ναι» βάσει του βαθμού του στην τάση για συμφωνία, επομένως θα έχει συνολικά 3 «ναι». Η συνάφεια μεταξύ των βαθμών εξωστρέφειας (μετά από αντιστροφές των αρνητικά διατυπωμένων ερωτημάτων) είναι ίση με -0,10 (τελευταία στήλη).

Έτσι, στην περίπτωση που η συνάφεια μεταξύ των δύο ημίσεων είναι ίση με +1,00 δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία, ενώ αν η συνάφεια αυτή είναι ίση με -1,00 οι απαντήσεις καθορίζονται αποκλειστικά με βάση το επίπεδο της τάσης για συμφωνία και δεν υπάρχει επίδραση του εννοιολογικού περιεχομένου των ερωτημάτων στις απαντήσεις των συμμετεχόντων. Ενδιάμεσοι βαθμοί συνάφειας δηλώνουν τον καθορισμό των απαντήσεων με βάση τόσο το περιεχόμενο των ερωτημάτων όσο και τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης.

Αν και η συνολική βαθμολογία των συμμετεχόντων σε μία ισοσταθμισμένη κλίμακα δεν επηρεάζεται ιδιαίτερα από την τάση για συμφωνία, οι συνάφειες μεταξύ των ζευγών των επιμέρους ερωτημάτων μίας ισοσταθμισμένης κλίμακας μπορεί να επηρεαστούν από τον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης, επειδή τα ερωτήματα αυτά δεν έχουν αθροιστεί για να εξουδετερωθεί η επίδρασή του (Lorenzo-Seva & Rodríguez-Fornells, 2006). Για παράδειγμα, αν σε μία ομάδα ατόμων κάποιοι συμμετέχοντες έχουν υψηλές τιμές σε δύο ερωτήματα λόγω της τάσης για συμφωνία (συμφωνούν και με τα δύο) και άλλοι συμμετέχοντες έχουν χαμηλές τιμές και στα δύο λόγω της τάσης

για διαφωνία (διαφωνούν και με τα δύο), τότε για την ομάδα αυτή των ατόμων η συνάφεια των δύο ερωτημάτων θα είναι θετική λόγω της επίδρασης της τάσης για συμφωνία και στα δύο ερωτήματα. Έτσι, αν γίνει ανάλυση παραγόντων για έναν πίνακα συναφειών μεταξύ ερωτημάτων μίας ισοσταθμισμένης κλίμακας στα οποία υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία, η επίλυση θα επηρεαστεί από την ύπαρξη διασποράς ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (Lorenzo-Seva & Rodríguez-Fornells, 2006).

Οι ισοσταθμισμένες κλίμακες μπορούν να χρησιμοποιηθούν με διάφορους τρόπους για τη σύγκριση μεταξύ ομάδων ως προς την τάση για συμφωνία. Με βάση αυτές, υπάρχει τρόπος να υπολογιστούν τιμές για κάθε άτομο στην τάση για συμφωνία (βλ. Ενότητα 1.6.7) και να μελετηθεί η κατανομή τους (π.χ. αν τα περισσότερα άτομα γενικά έχουν υψηλές ή χαμηλές τιμές στην τάση για συμφωνία, αν υπάρχει μεγάλη διασπορά στην τάση αυτή κ.τ.λ.). Θα μπορούσε να γίνει σύγκριση μεταξύ των ομάδων που ενδιαφέρουν τον ερευνητή ως προς διάφορα χαρακτηριστικά της κατανομής αυτών των βαθμολογιών στο ιδιότυπο τρόπο απόκρισης. Ακόμη, η επίδραση της τάσης για συμφωνία μπορεί να διερευνηθεί αν τα δύο ημίσεια της ισοσταθμισμένης κλίμακας («θετικά» διατυπωμένες ερωτήσεις και «αρνητικά» διατυπωμένες ερωτήσεις) θεωρηθούν ως δύο μετρήσεις της ίδιας έννοιας και υπολογιστεί ο δείκτης αξιοπιστίας διαμερισμού μετρήσεων (split-half, Cloud & Vaughan, 1970. Μυλωνάς, 2012). Αν ο δείκτης αυτός αξιοπιστίας για τα δύο αυτά ημίσεια είναι χαμηλότερος από τον ίδιο δείκτη αξιοπιστίας που θα προέκυπτε από έναν τυχαίο διαμερισμό των ερωτημάτων, αυτό δείχνει ότι υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία στις απαντήσεις. Αυτό συμβαίνει επειδή στην περίπτωση του πρώτου δείκτη θα υπάρχουν άτομα που έχουν υψηλές ή χαμηλές τελικές τιμές και στα δύο ημίσεια (απαντούν με βάση το εννοιολογικό περιεχόμενο) και άλλοι που θα έχουν υψηλές τιμές στις θετικά διατυπωμένες ερωτήσεις και χαμηλές τιμές στις αρνητικά διατυπωμένες ερωτήσεις και το αντίστροφο (απαντούν με βάση τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης) με αποτέλεσμα να μειώνεται ο δείκτης συνάφειας των δύο ημίσεων. Στην περίπτωση ενός διαφορετικού διαμερισμού των ερωτημάτων, θα υπάρχουν και στα δύο ημίσεια τόσο θετικά διατυπωμένες όσο και αρνητικά διατυπωμένες ερωτήσεις (θα είναι πιο «ισοσταθμισμένα») με αποτέλεσμα οι βαθμολογίες κάθε ατόμου στις δύο «υποκλίμακες» να είναι περισσότερο παρόμοιες επειδή θα εξουδετερώνονται σε κάποιο βαθμό οι επιδράσεις της τάσης για συμφωνία. Επίσης, η επίδραση της τάσης για συμφωνία στις μετρήσεις μπορεί να διαπιστωθεί αν γίνει σύγκριση των μέσων όρων των ατόμων στις θετικά διατυπωμένες ερωτήσεις και

στις αρνητικά διατυπωμένες ερωτήσεις (Cloud & Vaughan, 1970). Αν ο μέσος όρος στις θετικά διατυπωμένες ερωτήσεις (όπου η συμφωνία παίρνει υψηλότερο βαθμό) είναι υψηλότερος σε σχέση με το μέσο όρο στις αρνητικά διατυπωμένες ερωτήσεις (όπου η συμφωνία παίρνει χαμηλότερο βαθμό) αυτό δείχνει ότι υπάρχει τάση για συμφωνία στις απαντήσεις των ατόμων. Η επίδραση της τάσης για συμφωνία, όπως εκτιμάται με τους παραπάνω τρόπους σε μία ισοσταθμισμένη κλίμακα, θα μπορούσε να συγκριθεί μεταξύ δύο ή περισσότερων ομάδων συμμετεχόντων, όπως το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

1.6.3 Ιεραρχικά γραμμικά υποδείγματα (*Hierarchical linear models*)

Οι Baumgartner και Steenkamp (2001) πρότειναν μία μέθοδο μελέτης της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνολικές τιμές (αθροίσματα) των ατόμων σε αξιολογητικές κλίμακες μέσω ιεραρχικών γραμμικών υποδειγμάτων (*hierarchical linear models*). Στόχος των ερευνητών ήταν να προβλέψουν τις συνολικές τιμές (αθροίσματα) των συμμετεχόντων σε διάφορες αξιολογητικές κλίμακες, με βάση διάφορους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (*response styles*) ως προβλεπτικούς παράγοντες. Στις αναλύσεις τους χρησιμοποίησαν ερωτήσεις που χωρίζονται σε ενότητες που αξιολογούν διαφορετικές μεταξύ τους θεωρητικές έννοιες και οι συμμετέχοντες προέρχονταν από διάφορες χώρες. Οι επιδράσεις των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνολικές βαθμολογίες των ατόμων μπορούσαν να διαφέρουν μεταξύ αξιολογητικών κλιμάκων (που μετρούν διαφορετικές έννοιες) και μεταξύ χωρών.

Οι προβλεπτικοί παράγοντες στα υποδείγματα αυτά, δηλαδή οι τιμές των συμμετεχόντων σε ιδιότυπους τρόπους απόκρισης υπολογίζονται ως αθροιστικοί δείκτες. Για παράδειγμα, οι τιμές των ατόμων στην τάση για συμφωνία μπορούν να υπολογιστούν βάσει του ποσοστού όλων των ερωτημάτων, σε όλες τις αξιολογητικές κλίμακες, με τα οποία το άτομο συμφωνεί. Οι τιμές στην τάση για ακραίες απαντήσεις μπορούν να υπολογιστούν βάσει του ποσοστού όλων των ερωτημάτων στα οποία το άτομο έχει δώσει ακραία απάντηση (π.χ. «συμφωνώ απόλυτα» ή «διαφωνώ απόλυτα», ανάλογα με τις βαθμίδες της κλίμακας μέτρησης).

Έτσι, το υπόδειγμα πρόβλεψης των συνολικών τιμών των συμμετεχόντων στις διάφορες ομάδες ερωτημάτων είχε τρία επίπεδα (επίπεδο ατόμων, επίπεδο αξιολογητικών κλιμάκων και επίπεδο χωρών). Το πρώτο επίπεδο (επίπεδο ατόμων) εκφράζεται με μία εξίσωση πρόβλεψης της συνολικής τιμής του ατόμου σε μία

αξιολογητική κλίμακα με βάση ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (*response styles*) ως προβλεπτικούς παράγοντες. Σε αυτή την εξίσωση υπάρχει μία σταθερά, οι συντελεστές παλινδρόμησης που εκφράζουν την επίδραση καθενός ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στη συνολική τιμή του ατόμου, καθώς και ένας τυχαίος παράγοντας που αντιστοιχεί στη διαφορά της παρατηρούμενης τιμής του ατόμου σε μία αξιολογητική κλίμακα από την προβλεπόμενη τιμή με βάση τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης.

Όσον αφορά στο δεύτερο επίπεδο του ιεραρχικού υποδείγματος (επίπεδο αξιολογητικής κλίμακας), οι συντελεστές για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνολικές τιμές των ατόμων στις αξιολογητικές κλίμακες μπορούν να διαφέρουν μεταξύ αξιολογητικών κλιμάκων και μεταξύ χωρών. Η επίδραση των διαφορετικών αξιολογητικών κλιμάκων στους συντελεστές επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (που εξετάζεται στο επίπεδο αυτό) σχετίζεται με χαρακτηριστικά των αξιολογητικών κλιμάκων. Για παράδειγμα, η επίδραση της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) και της τάσης για διαφωνία (*disacquiescence*) συναρτάται με το ποσοστό των θετικά (ή αρνητικά) διατυπωμένων ερωτημάτων κάθε αξιολογητικής κλίμακας. Η επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις και της τάσης για επιλογή του μεσαίου σημείου (*extreme* και *midpoint response styles*) συναρτάται με την απόκλιση του μέσου όρου των αληθών τιμών όλων των ατόμων στην αξιολογητική κλίμακα από το μεσαίο σημείο της κλίμακας απάντησης (βλ. ενότητα 1.5). Επίσης, εκτιμάται κάποια επίδραση της αξιολογητικής κλίμακας στη σταθερά της εξίσωσης του πρώτου επιπέδου. Στο τρίτο επίπεδο (διαφορετικές χώρες) εκτιμώνται επιδράσεις της κάθε χώρας στους συντελεστές επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις αθροιστικές βαθμολογίες στις αξιολογητικές κλίμακες. Συγκεκριμένα, θεωρείται ότι οι συντελεστές (και σταθερές) που εκτιμώνται στο προηγούμενο επίπεδο (διαφορές αξιολογητικών κλιμάκων) εμπεριέχουν τις επιδράσεις των χωρών.

Οι ίδιοι ερευνητές (Baumgartner & Steenkamp, 2001) μελέτησαν την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνάψεις μεταξύ αξιολογητικών κλιμάκων, μέσω ενός ιεραρχικού γραμμικού υποδείγματος με δύο επίπεδα. Το πρώτο επίπεδο εκφράζεται μέσω ενός υποδείγματος που προβλέπει την παρατηρούμενη συνάφεια μεταξύ δύο αξιολογητικών κλιμάκων με βάση την αληθή τους συνάφεια και τη συνάφεια σφαλμάτων (*response styles*). Στο δεύτερο επίπεδο εκτιμώνται οι επιδράσεις των χωρών (το παράδειγμα των ερευνητών αυτών περιλαμβάνει διαφορετικές χώρες,

θα μπορούσε να είναι και κάποια άλλη ομαδοποίηση) στους συντελεστές της αληθούς συνάφειας και της συνάφειας σφαλμάτων, καθώς και στη σταθερά της εξίσωσης. Όσον αφορά στην εξίσωση για τη σχέση της παρατηρούμενης συνάφειας δύο αξιολογητικών κλιμάκων με την αληθή συνάφεια και τη συνάφεια των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, αν η αληθής συνάφεια και η παρατηρούμενη συνάφεια δεν διαφέρουν πολύ, η επίδραση της συνάφειας των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης είναι κοντά στο μηδέν. Αν η συνάφεια των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης είναι θετική, η παρατηρούμενη συνάφεια γίνεται περισσότερο θετική (ή λιγότερο αρνητική) αναλόγως της κατεύθυνσής της, ενώ αν η συνάφεια ιδιότυπων τρόπων απόκρισης είναι αρνητική, η παρατηρούμενη συνάφεια γίνεται περισσότερο αρνητική (ή λιγότερο θετική) αναλόγως της κατεύθυνσής της.

Βάσει των ιεραρχικών γραμμικών υποδειγμάτων που προτείνουν οι Baumgartner και Steenkamp (2001) μπορούν να υπολογιστούν διορθωμένες τιμές των συμμετεχόντων σε αξιολογητικές κλίμακες, χωρίς επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης. Ως διορθωμένες τιμές των ατόμων σε διάφορες αξιολογητικές κλίμακες ορίζονται τα υπόλοιπα (*regression residuals*) του υποδείγματος πρόβλεψης των συνολικών τιμών από τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Αυτά τα υπόλοιπα προκύπτουν με την αφαίρεση των προβλεπόμενων βαθμολογιών με βάση τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης από τις αρχικές βαθμολογίες των συμμετεχόντων στις αξιολογητικές κλίμακες. Είναι δηλαδή το μέρος εκείνο των βαθμολογιών των συμμετεχόντων στις αξιολογητικές κλίμακες που δεν προβλέπεται από τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης.

Η μέθοδος των Baumgartner και Steenkamp (2001) προβλέπει τις επιδράσεις των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συνολικές τιμές στις κλίμακες, επομένως ίσως να «χάνεται» η επίδραση σε κάθε επιμέρους ερώτημα, π.χ. στις ισοσταθμισμένες κλίμακες (*balanced scales*), όπου μπορεί να υπάρχει τάση για συμφωνία, αλλά δεν φαίνεται στις συνολικές τιμές. Επίσης, θα πρέπει να διαθέτει κανείς πολλές αξιολογητικές κλίμακες με ομοιόμορφη κλίμακα μέτρησης. Σύμφωνα με τους Weijters et al. (2008), ένα μειονέκτημα της μεθόδου είναι ότι οι μετρήσεις ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (αθροιστικοί δείκτες) έχουν σφάλμα μέτρησης, επομένως οι διορθωμένες μετρήσεις (*residuals*) θα έχουν και αυτές τυχαίο σφάλμα προερχόμενο από το σφάλμα των μετρήσεων ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.

1.6.4 Μέθοδοι για τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών και διερευνητικής ανάλυσης παραγόντων

Ο Paulhus (1981) προτείνει μία μέθοδο ελέγχου της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, μέσω διερευνητικής ανάλυσης παραγόντων. Στη μέθοδο αυτή (*principal-factor deletion*), γίνεται διαγραφή ενός παράγοντα που αντιστοιχεί στην τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, πριν από την περιστροφή των αξόνων. Σύμφωνα με τον Paulhus (1981), ο πρώτος παράγοντας πριν την περιστροφή συχνά είναι ένας παράγοντας που δηλώνει την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (αυτό θα μπορούσε να εξεταστεί με τον υπολογισμό της συνάφειας των παραγοντικών τιμών των ατόμων σε αυτό τον παράγοντα με τιμές των ίδιων ατόμων σε μία κλίμακα μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις). Στη μέθοδο *principal-factor deletion* γίνεται, πρώτον, ανάλυση παραγόντων των συναφειών μεταξύ των ερωτημάτων ενός ερωτηματολογίου που ενδιαφέρει τον ερευνητή, στην οποία υπολογίζεται ένας παραπάνω παράγοντας από ό,τι είναι ο αριθμός των θεωρητικών παραγόντων οι οποίοι υποτίθεται ότι περιγράφουν τη δομή του ερωτηματολογίου. Για παράδειγμα, αν ένα ερωτηματολόγιο προσωπικότητας αποτελείται σύμφωνα με τη θεωρία από τρεις παράγοντες, υπολογίζεται μία επίλυση με τέσσερις παράγοντες. Στη συνέχεια, πριν γίνει περιστροφή των αξόνων, αφαιρείται από την επίλυση ο παράγοντας που αντιστοιχεί στην τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Γίνεται ακόμη διόρθωση της διασποράς κάθε ερωτήματος που αποδίδεται στους παράγοντες (*communalities*), αν κάτι τέτοιο χρειάζεται για τον αλγόριθμο περιστροφής, με την αφαίρεση του μέρους της διασποράς που αντιστοιχεί στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (τετραγωνισμένη φόρτιση κάθε ερωτήματος στον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις). Το επόμενο στάδιο είναι η περιστροφή των υπόλοιπων παραγόντων που αντιστοιχούν στις θεωρητικές διαστάσεις. Η επίλυση που προκύπτει, θεωρείται ανεξάρτητη από την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις.

Ο Ten Berge (1999) έχει προτείνει μία μέθοδο για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*), όπου χρησιμοποιείται η ανάλυση κύριων συνιστωσών (*principal components analysis*) και έχει δημιουργηθεί για χρήση με ισοσταθμισμένες κλίμακες (*balanced scales*). Η τάση για συμφωνία ορίζεται ως ο μέσος όρος όλων των ερωτημάτων κατά άτομο σε μία ισοσταθμισμένη κλίμακα και υπολογίζεται για τα ερωτήματα χωρίς αντιστροφές κωδικοποίησης. Αυτός ο δείκτης της τάσης για

συμφωνία (μέσος όρος) υπολογίζεται για τα ερωτήματα χωρίς αντιστροφές κωδικοποίησης, έτσι ώστε οι υψηλότερες τιμές να δηλώνουν περισσότερες θετικές απαντήσεις (π.χ. «συμφωνώ») ανεξαρτήτως διατύπωσης (θετική ή αρνητική). Η κλίμακα για την οποία χρησιμοποιείται η μέθοδος αυτή, θα πρέπει να είναι ισοσταθμισμένη, ώστε ένα άθροισμα τιμών των ερωτημάτων χωρίς αντιστροφές (από το οποίο θα προκύψει ο μέσος όρος) να είναι ανεξάρτητο της επίδρασης του εννοιολογικού περιεχομένου (π.χ. αν τα περισσότερα ερωτήματα ήταν «θετικά» διατυπωμένα, θα μπορούσαν να προκύψουν υψηλές τιμές στην τάση για συμφωνία που να δηλώνουν στην πραγματικότητα υψηλές τιμές στο αξιολογούμενο ψυχολογικό χαρακτηριστικό). Έτσι, ο μέσος όρος των ερωτημάτων χωρίς αντιστροφές κωδικοποίησης δηλώνει την τάση για συμφωνία, με τον υψηλότερο μέσο όρο να δηλώνει μεγαλύτερο βαθμό συμφωνίας, ανεξαρτήτως της κατεύθυνσης διατύπωσης των ερωτημάτων.

Η επίδραση της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) σε κάθε ερώτημα στη μέθοδο του Ten Berge (1999) ορίζεται ως η συνάφεια κάθε ερωτήματος με το μέσο όρο όλων των ερωτημάτων κατά άτομο χωρίς αντιστροφές κωδικοποίησης. Σκοπός της μεθόδου είναι να αφαιρεθεί από τον πίνακα συναφειών των ερωτημάτων η διασπορά που αποδίδεται στις διαφορές των ατόμων στην τάση για συμφωνία (μέσος όρος όλων των ερωτημάτων χωρίς αντιστροφές). Προκειμένου να γίνουν οι υπολογισμοί για το σκοπό αυτό, οι συσχετίσεις κάθε ερωτήματος με τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης τοποθετούνται σε ένα διάνυσμα (*vector*), δηλαδή μία στήλη που περιέχει τις συνάφειες κάθε ερωτήματος με το μέσο όρο¹ όλων των ερωτημάτων χωρίς αντιστροφές. Αυτό το διάνυσμα συμβολίζεται ως **a** και υπολογίζεται με βάση τον πίνακα συναφειών των ερωτημάτων², ο οποίος συμβολίζεται με **R**. Στη συνέχεια, με βάση το διάνυσμα **a** (που εκφράζει την επίδραση της τάσης για συμφωνία σε κάθε επιμέρους ερώτημα), ο αρχικός πίνακας συναφειών των ερωτημάτων διορθώνεται για την επίδραση της τάσης για συμφωνία με

¹ Ο μέσος όρος όλων των ερωτημάτων κατά άτομο υπολογίζεται με βάση τις z-τιμές των ατόμων στα ερωτήματα (Lorenzo-Seva & Rodríguez-Fornells, 2006). Δηλαδή, οι τιμές κάθε ερωτήματος μετατρέπονται πρώτα σε z-τιμές και στη συνέχεια προστίθενται οι z-τιμές κάθε ατόμου σε όλα τα ερωτήματα και τα αθροίσματα διαιρούνται με τον αριθμό των ερωτημάτων. Υπάρχει και υπολογιστικό υπόδειγμα βάσει του πίνακα συναφειών των ερωτημάτων, βλ. υποσημείωση 2.

² Το υπολογιστικό υπόδειγμα για τις συνάφειες των ερωτημάτων με τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης είναι το εξής: $\mathbf{a} = \mathbf{R}(\mathbf{1}'\mathbf{R}\mathbf{1})^{-1/2}$ (Lorenzo-Seva & Rodríguez-Fornells, 2006. Ten Berge, 1999), όπου το $\mathbf{1}$ ($\neq \mathbf{L}$) είναι ένα διάνυσμα (*vector*) με μία στήλη και τόσες σειρές όσες τα ερωτήματα και με όλα τα στοιχεία του να είναι μονάδες (*all ones matrix*) ενώ το $\mathbf{1}'$ είναι η αντιμετάθεση του $\mathbf{1}$, δηλαδή είναι πίνακας με μία σειρά και τόσες στήλες όσες και τα ερωτήματα, και με όλα του τα στοιχεία ίσα με 1.

την αφαίρεση της διασποράς που αποδίδεται στην τάση αυτή. Ο διορθωμένος πίνακας συναφειών \mathbf{R}^* υπολογίζεται ως εξής: $\mathbf{R}^* = (\mathbf{R} - \mathbf{a}\mathbf{a}')$. Το $\mathbf{a}\mathbf{a}'$ είναι ένας τετράγωνος πίνακας με τόσες σειρές και στήλες όσες τα ερωτήματα και προκύπτει από τον πολλαπλασιασμό του διανύσματος \mathbf{a} , το οποίο περιέχει σε μορφή στήλης τη συνάφεια κάθε ερωτήματος με το μέσο όρο των ερωτημάτων χωρίς αντιστροφές με την αντιμετάθεση του διανύσματος αυτού \mathbf{a}' όπου οι ίδιες συνάφειες έχουν τοποθετηθεί ως μία σειρά. Για παράδειγμα, έστω οι συνάφειες τεσσάρων ερωτημάτων με την τάση για

συμφωνία $\mathbf{a} = \begin{bmatrix} 0,23 \\ 0,68 \\ 0,27 \\ -0,21 \end{bmatrix}$ και η αντιμετάθεση του διανύσματος $\mathbf{a}' =$

$[0,23 \ 0,68 \ 0,27 \ -0,21]$, τότε ο πίνακας $\mathbf{a}\mathbf{a}' =$

$$\begin{bmatrix} 0,23 \\ 0,68 \\ 0,27 \\ -0,21 \end{bmatrix} \times [0,23 \ 0,68 \ 0,27 \ -0,21] = \begin{bmatrix} 0,23^2 & 0,23 \times 0,68 & 0,23 \times 0,27 & 0,23 \times (-0,21) \\ 0,68 \times 0,23 & 0,68^2 & 0,68 \times 0,27 & 0,68 \times (-0,21) \\ 0,27 \times 0,23 & 0,27 \times 0,68 & 0,27^2 & 0,27 \times (-0,21) \\ -0,21 \times 0,23 & -0,21 \times 0,68 & -0,21 \times 0,27 & -0,21^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,053 & 0,156 & 0,062 & -0,048 \\ 0,156 & 0,462 & 0,184 & -0,143 \\ 0,062 & 0,184 & 0,073 & -0,057 \\ -0,048 & -0,143 & -0,057 & 0,044 \end{bmatrix}$$

δηλαδή στη διαγώνιο του πίνακα βρίσκονται οι τετραγωνισμένες συνάφειες κάθε ερωτήματος με τον μέσο όρο των ερωτημάτων (η διασπορά κάθε ερωτήματος που αποδίδεται στην επίδραση της τάσης για συμφωνία), ενώ εκτός διαγωνίου βρίσκονται για κάθε ζεύγος ερωτημάτων το γινόμενο των συναφειών τους με το μέσο όρο (το μέρος της συνάφειας των ερωτημάτων που αποδίδεται στην επίδραση της τάσης για συμφωνία). Στη συνέχεια, η επίδραση της τάσης για συμφωνία αφαιρείται από τον αρχικό πίνακα συναφειών των ερωτημάτων. Έτσι, ο διορθωμένος πίνακας συναφειών υπολογίζεται ως εξής:

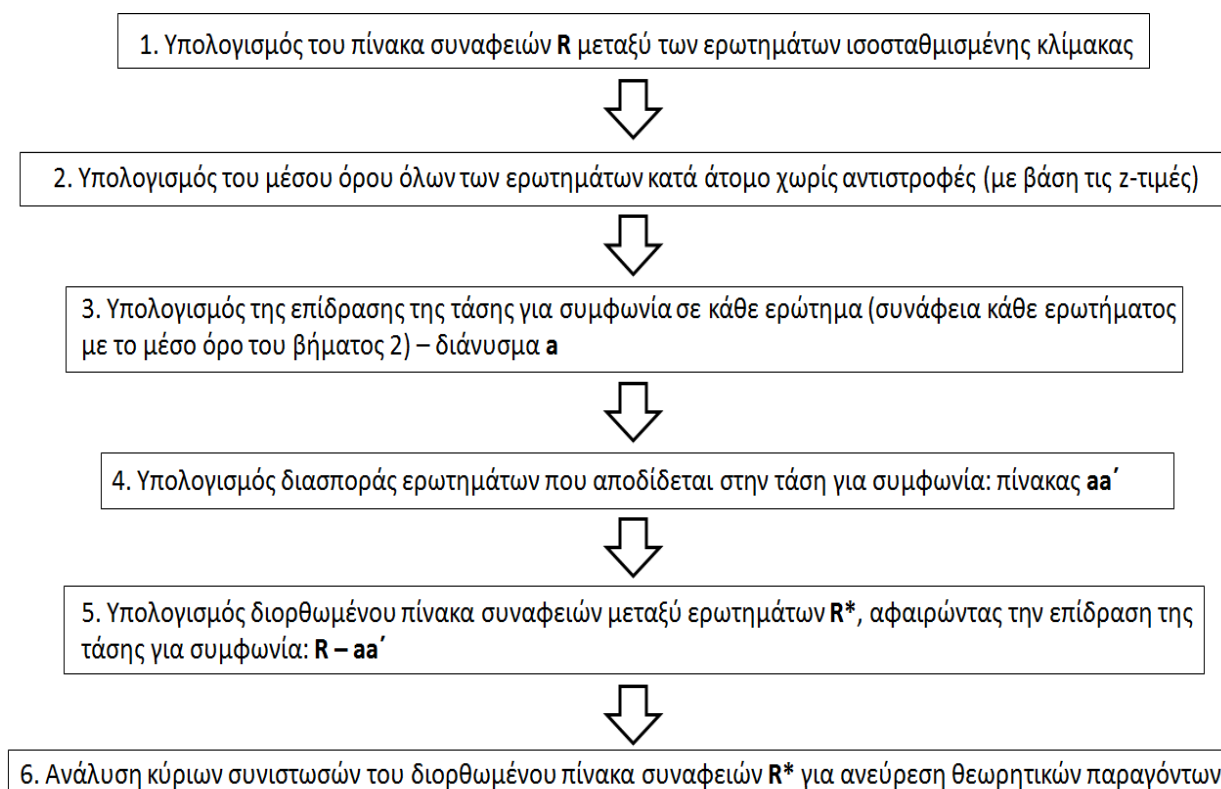
$$\mathbf{R}^* = \mathbf{R} - \mathbf{a}\mathbf{a}' =$$

$$\begin{bmatrix} 1,00 & 0,84 & -0,68 & -0,93 \\ 0,84 & 1,00 & -0,47 & -0,70 \\ -0,68 & -0,47 & 1,00 & 0,42 \\ -0,93 & -0,70 & 0,42 & 1,00 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 0,053 & 0,156 & 0,062 & -0,048 \\ 0,156 & 0,462 & 0,184 & -0,143 \\ 0,062 & 0,184 & 0,073 & -0,057 \\ -0,048 & -0,143 & -0,057 & 0,044 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-0,053 & 0,84-0,156 & -0,68-0,062 & -0,93-(-0,048) \\ 0,84-0,156 & 1-0,462 & -0,47-0,184 & -0,70-(-0,143) \\ -0,68-0,062 & -0,47-0,184 & 1-0,073 & 0,42-(-0,057) \\ -0,93-(-0,048) & -0,70-(-0,143) & 0,42-(-0,057) & 1-0,044 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} 0,947 & 0,684 & -0,742 & -0,882 \\ 0,684 & 0,538 & -0,654 & -0,557 \\ -0,742 & -0,654 & 0,927 & 0,477 \\ -0,882 & -0,557 & 0,477 & 0,956 \end{bmatrix}$$

Ο διορθωμένος πίνακας συναφειών (\mathbf{R}^*), αναλύεται στη συνέχεια μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών με αποτέλεσμα οι συνιστώσες που προκύπτουν να είναι

ανεξάρτητες της τάσης για συμφωνία, διότι ο διορθωμένος πίνακας συναφειών δεν περιέχει διασπορά που να αποδίδεται στον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης. Συνοπτικά, η μέθοδος του Ten Berge (1999) παρουσιάζεται με τη μορφή διαγράμματος στο Σχήμα 3.



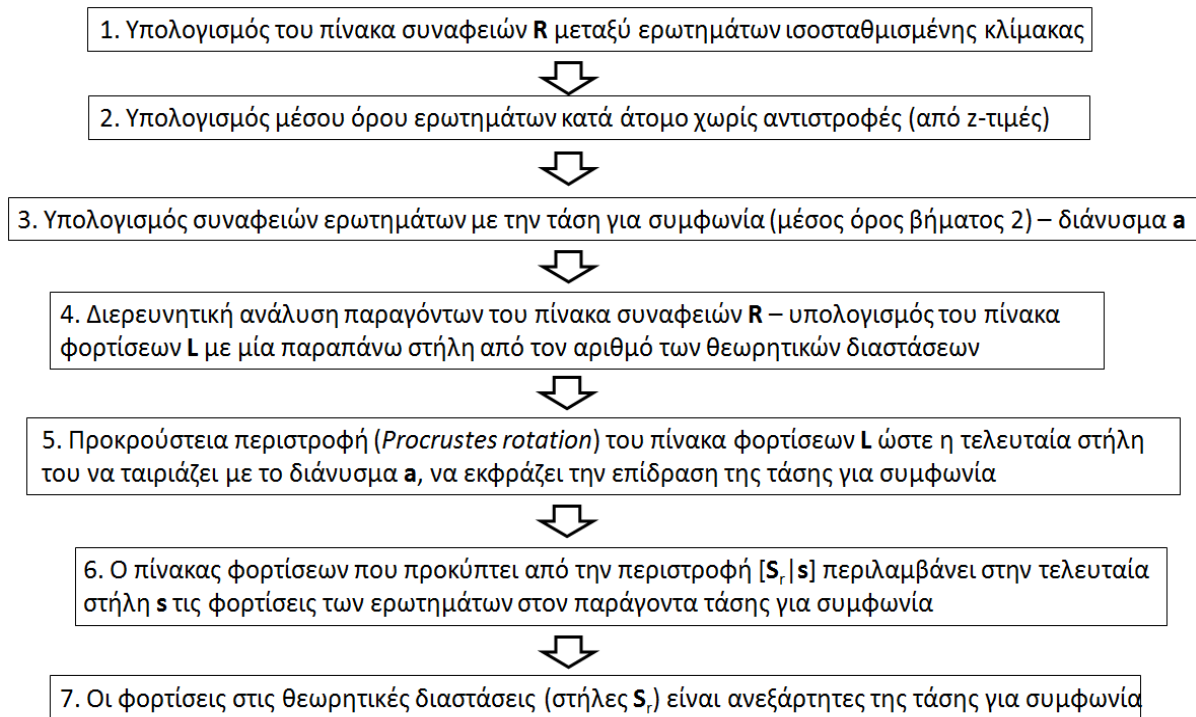
Σχήμα 3. Μέθοδος του Ten Berge (1999) για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία

Μία παρόμοια μέθοδος όπου χρησιμοποιείται η διερευνητική ανάλυση παραγόντων (*exploratory factor analysis*) έχει προταθεί από τους Lorenzo-Seva και Rodríguez-Fornells (2006). Σκοπός της μεθόδου είναι να υπολογιστεί η παραγοντική δομή ενός ερωτηματολογίου με τέτοιον τρόπο ώστε οι διαστάσεις που θα προκύψουν να μην περιέχουν επίδραση της τάσης για συμφωνία. Έτσι, στόχος είναι η διασπορά στις τιμές των ατόμων που αποδίδεται στην τάση για συμφωνία να απομονωθεί σε έναν ανεξάρτητο παράγοντα που θα εκφράζει τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης. Η τελική παραγοντική δομή θα αποτελείται από τόσες διαστάσεις όσες οι θεωρητικές έννοιες που αξιολογεί το ερωτηματολόγιο (π.χ. εξωστρέφεια, διεκδικητικότητα και ευσυνειδησία) και μία επιπλέον διάσταση που θα εκφράζει τον ιδιότυπο τρόπο

απόκρισης (τάση για συμφωνία). Επομένως, υπολογίζονται οι φορτίσεις των ερωτημάτων σε τόσους παράγοντες όσες είναι οι εννοιολογικές διαστάσεις του ερωτηματολογίου, καθώς και σε έναν επιπλέον παράγοντα (ιδιότυπος τρόπος απόκρισης). Η μέθοδος προϋποθέτει η κλίμακα για την οποία χρησιμοποιείται να είναι ισοσταθμισμένη (*balanced*). Η επίδραση της τάσης για συμφωνία σε κάθε ερώτημα, ορίζεται με τον ίδιο τρόπο όπως στη μέθοδο του Ten Berge (1999) και εκφράζεται με το διάνυσμα **a** (περιέχει τις συνάφειες των επιμέρους ερωτημάτων με το μέσο όρο όλων των ερωτημάτων κατά άτομο χωρίς αντιστροφές κωδικοποίησης). Ως μέθοδο διερευνητικής ανάλυσης παραγόντων οι συγγραφείς προτιμούν τη μέθοδο *minimum rank factor analysis*³ (Ten Berge & Kiers, 1991). Ο πίνακας με τις φορτίσεις των ερωτημάτων στους επιλεγμένους παράγοντες συμβολίζεται ως **L** και έχει μία παραπάνω στήλη από όσες οι θεωρητικές διαστάσεις του ερωτηματολογίου. Στη συνέχεια, ο πίνακας αυτός των φορτίσεων (**L**) περιστρέφεται (ορθογώνια περιστροφή) με τέτοιο τρόπο ώστε η τελευταία στήλη να αντιστοιχεί στη συσχέτιση κάθε ερωτήματος με την τάση για συμφωνία. Η περιστροφή του πίνακα φορτίσεων **L** γίνεται με στόχο να μεγιστοποιηθεί η συμφωνία (*congruence coefficient*, Korth & Tucker, 1976) ανάμεσα σε μία στήλη του πίνακα αυτού και στο διάνυσμα **a** (*Procrustes rotation*, Korth & Tucker, 1976), δηλαδή η συμφωνία μίας στήλης του πίνακα φορτίσεων και της επίδρασης της τάσης για συμφωνία σε κάθε ερώτημα να είναι η μέγιστη δυνατή. Η διαδικασία αυτή γίνεται υπολογίζοντας το γινόμενο του πίνακα **L** με έναν πίνακα ορθογώνιας περιστροφής **W**, ο οποίος προσδιορίζεται με τη μέθοδο των Korth και Tucker (1976) με βάση τον πίνακα **L** και το διάνυσμα **a** (βλ. Lorenzo-Seva & Rodríguez-Fornells, 2006, σελ. 772). Ο πίνακας μετά την παραπάνω περιστροφή (το γινόμενο **LW**) συμβολίζεται και ως **[S]_r[s]**, όπου *r* ο αριθμός των θεωρητικών διαστάσεων. Το διάνυσμα **s** είναι η τελευταία στήλη του πίνακα μετά την περιστροφή και περιλαμβάνει τις φορτίσεις των ερωτημάτων στον παράγοντα που αντιστοιχεί στην τάση για συμφωνία. Οι υπόλοιπες στήλες του πίνακα των φορτίσεων (**S**), δηλαδή οι φορτίσεις των ερωτημάτων στις θεωρητικές διαστάσεις του ερωτηματολογίου δεν περιλαμβάνουν διασπορά που να αποδίδεται στην τάση για συμφωνία (καθώς οι

³ Η μέθοδος *minimum rank factor analysis* (Ten Berge & Kiers, 1991) εκτιμάει με τέτοιο τρόπο τις διασπορές των ερωτημάτων που αποδίδονται στους παράγοντες (*communalities*), για ένα συγκεκριμένο αριθμό παραγόντων, ώστε να μεγιστοποιεί το ποσοστό της κοινής διασποράς (*common variance*) που αποδίδεται στον επιλεγμένο αριθμό παραγόντων και να ελαχιστοποιεί την κοινή διασπορά (στόχος είναι να είναι μηδενική) που αποδίδεται στους κοινούς παράγοντες (*common factors*) οι οποίοι αντιστοιχούν σε μικρές ιδιοτιμές.

παράγοντες -acquiescence και θεωρητικοί παράγοντες- είναι ορθογώνιοι μεταξύ τους). Μπορεί να γίνει περιστροφή του πίνακα S (ορθογώνια ή πλάγια) για καλύτερη ερμηνεία. Αν η αφαίρεση της διασποράς λόγω της τάσης για συμφωνία απλοποιεί την ερμηνεία των φορτίσεων στους εννοιολογικούς παράγοντες, τότε ο έλεγχος της τάσης για συμφωνία μπορεί να θεωρηθεί χρήσιμος. Τα βήματα που ακολουθούνται στη μέθοδο των Lorenzo-Seva και Rodríguez-Fornells (2006) παρουσιάζονται στο Σχήμα 4.

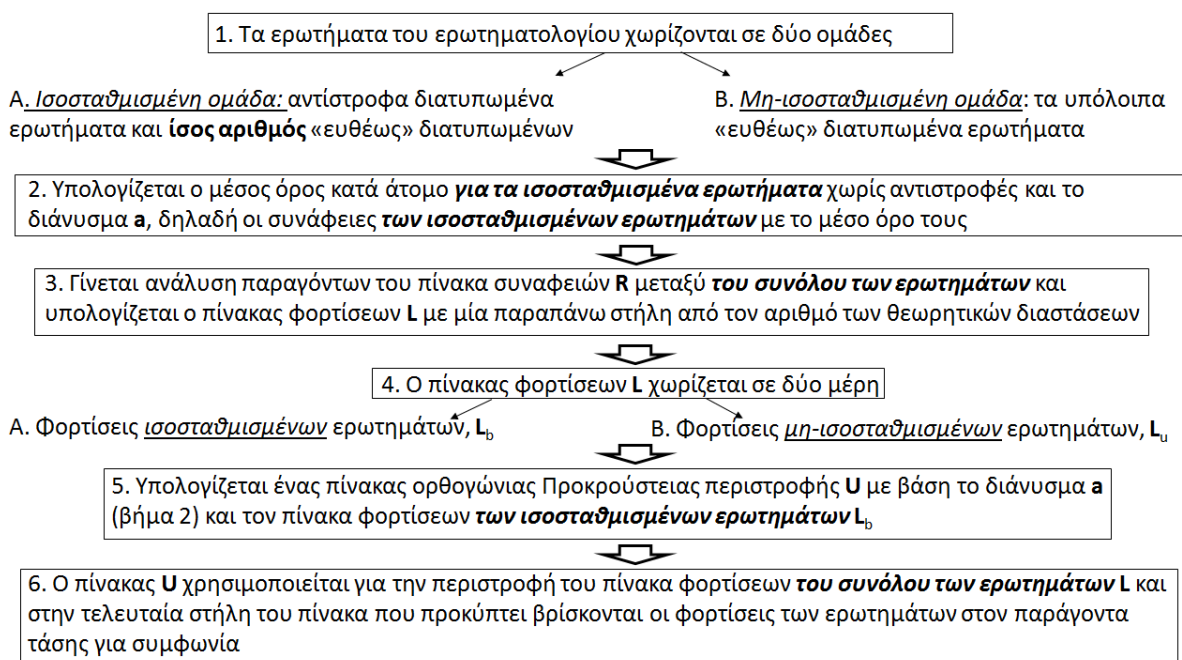


Σχήμα 4. Η μέθοδος των Lorenzo-Seva και Rodríguez-Fornells (2006) για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία

Οι Lorenzo-Seva και Ferrando (2009) προτείνουν μία επέκταση της μεθόδου των Lorenzo-Seva και Rodríguez-Fornells (2006) για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία σε ερωτηματολόγια που δεν είναι ισοσταθμισμένα, αλλά στα οποία μόνο λίγα ερωτήματα είναι διατυπωμένα προς την αντίθετη κατεύθυνση σε σχέση με τα υπόλοιπα (*partially balanced scales*). Ένα παράδειγμα θα ήταν ένα ερωτηματολόγιο 20 ερωτημάτων για τη μέτρηση του άγχους, με 15 ερωτήματα διατυπωμένα ώστε η συμφωνία να δηλώνει άγχος και 5 ερωτήματα διατυπωμένα ώστε η συμφωνία να δηλώνει έλλειψη άγχους. Το ερωτηματολόγιο στο οποίο ο ερευνητής σκοπεύει να ελέγξει την επίδραση της τάσης για συμφωνία με τη μέθοδο των Lorenzo-Seva και

Ferrando (2009) χωρίζεται σε δύο ομάδες ερωτημάτων. Στη μία ομάδα συμπεριλαμβάνονται τα λίγα «αντίθετα διατυπωμένα» ερωτήματα, καθώς και ίσος αριθμός «ευθέως» διατυπωμένων ερωτημάτων (ισοσταθμισμένη ομάδα ερωτημάτων, *balanced items*). Στο παράδειγμα με το ερωτηματολόγιο μέτρησης άγχους, η ομάδα αυτή θα περιλάμβανε τα πέντε ερωτήματα που δηλώνουν έλλειψη άγχους και πέντε επιπλέον ερωτήματα που δηλώνουν άγχος (σύνολο 10 ερωτήματα). Στη δεύτερη ομάδα ερωτημάτων περιλαμβάνονται όλα τα υπόλοιπα ερωτήματα, τα οποία είναι όλα διατυπωμένα προς την ίδια κατεύθυνση (μη-ισοσταθμισμένη ομάδα ερωτημάτων, *unbalanced items*). Σε αυτή την ομάδα θα ανήκαν τα υπόλοιπα 10 ερωτήματα που δηλώνουν άγχος. Η επίδραση της τάσης για συμφωνία ορίζεται με βάση το πρώτο υποσύνολο ερωτημάτων (τα 10 ισοσταθμισμένα ερωτήματα) ως ο μέσος όρος κατά άτομο στα ερωτήματα αυτά (στο παρόν παράδειγμα θα ήταν ο μέσος όρος κάθε ατόμου στα 5 ερωτήματα «έλλειψης άγχους» και στα 5 επιπλέον ερωτήματα που δηλώνουν άγχος). Οι συσχετίσεις των ισοσταθμισμένων ερωτημάτων με τους μέσους όρους αυτούς τοποθετούνται σε ένα διάνυσμα που συμβολίζεται ως \mathbf{a} όπως και στις προηγούμενες δύο μεθόδους. Στη συνέχεια, στη μέθοδο των Lorenzo-Seva και Ferrando (2009) για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία αναλύεται ο πίνακας συναφειών (\mathbf{R}) μεταξύ όλων των ερωτημάτων του ερωτηματολογίου (δηλαδή του συνόλου των 20 ερωτημάτων μέτρησης άγχους στο παράδειγμα) μέσω ανάλυσης παραγόντων και υπολογίζεται ένας πίνακας φορτίσεων των ερωτημάτων σε τόσους παράγοντες όσες οι θεωρητικές (εννοιολογικές) διαστάσεις του ερωτηματολογίου, καθώς και σε έναν επιπλέον παράγοντα, ο οποίος θα αντιστοιχεί στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης. Ο πίνακας των φορτίσεων που προκύπτει συμβολίζεται ως \mathbf{L} . Ο πίνακας αυτός μπορεί να χωριστεί σε δύο μέρη, στον πίνακα \mathbf{L}_b ($b = \text{balanced}$) ο οποίος περιέχει τις φορτίσεις των «ισοσταθμισμένων ερωτημάτων» (τα 5 ερωτήματα που δηλώνουν έλλειψη άγχους μαζί με 5 ερωτήματα που δηλώνουν άγχος) και τον πίνακα \mathbf{L}_u ($u = \text{unbalanced}$) με τις φορτίσεις των υπόλοιπων ερωτημάτων (τα υπόλοιπα 10 ερωτήματα που δηλώνουν άγχος). Στο επόμενο βήμα, θα πρέπει να υπολογιστούν οι συσχετίσεις του συνόλου των ερωτημάτων (20 ερωτήματα στο παράδειγμα) με τον παράγοντα τάσης για συμφωνία, δηλαδή οι φορτίσεις τους στον παράγοντα αυτόν. Για το σκοπό αυτόν, με βάση το διάνυσμα \mathbf{a} και τον πίνακα φορτίσεων των ισοσταθμισμένων ερωτημάτων \mathbf{L}_b , υπολογίζεται ένας πίνακας ορθογώνιας προκρούστειας περιστροφής (*Procrustes transformation*, Korth & Tucker, 1976) που συμβολίζεται με \mathbf{U} . Ο πίνακας

U θα είναι τέτοιος ώστε όταν χρησιμοποιηθεί για την περιστροφή του πίνακα φορτίσεων των ισοσταθμισμένων ερωτημάτων μέσω του γινομένου $L_b U$, η τελευταία στήλη του πίνακα που θα προκύψει να έχει τη μέγιστη συμφωνία (*congruence coefficient*, Korth & Tucker, 1976) με το διάνυσμα \mathbf{a} , θα εκφράζει δηλαδή την επίδραση της τάσης για συμφωνία σε κάθε ερώτημα. Ο πίνακας U χρησιμοποιείται στη συνέχεια για την περιστροφή του πίνακα των φορτίσεων όλων των ερωτημάτων (ισοσταθμισμένων και μη, του συνόλου των 20 ερωτημάτων μέτρησης άγχους του παραδείγματος) και στην τελευταία στήλη του πίνακα μετά την περιστροφή προκύπτουν οι φορτίσεις όλων των ερωτημάτων στον παράγοντα της τάσης για συμφωνία. Η περιστροφή αυτή συμβολίζεται με το γινόμενο $LU = [C_r | \mathbf{c}]$, όπου r ο αριθμός των θεωρητικών παραγόντων. Η στήλη \mathbf{c} περιλαμβάνει τις φορτίσεις των ερωτημάτων στον παράγοντα της τάσης για συμφωνία, ενώ ο πίνακας C_r περιλαμβάνει τις φορτίσεις στους θεωρητικούς παράγοντες και δεν περιλαμβάνει διασπορά λόγω της τάσης για συμφωνία (επειδή ο παράγοντας της τάσης για συμφωνία και οι θεωρητικοί παράγοντες είναι ορθογώνιοι μεταξύ τους). Για καλύτερη ερμηνεία, μπορεί να γίνει περιστροφή του πίνακα φορτίσεων στους θεωρητικούς παράγοντες (C_r) με οποιαδήποτε μέθοδο ορθογωνίας ή πλάγιας περιστροφής. Τα βήματα της μεθόδου των Lorenzo-Seva και Ferrando (2009) παρουσιάζονται στο Σχήμα 5.



Σχήμα 5. Έλεγχος της τάσης για συμφωνία με τη μέθοδο των Lorenzo-Seva και Ferrando (2009)

Στην περίπτωση που η κλίμακα δεν είναι ισοσταθμισμένη, για να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος των Lorenzo-Seva και Ferrando (2009), θα πρέπει έστω μερικά ερωτήματα να είναι διατυπωμένα προς την αντίθετη κατεύθυνση σε σχέση με τα υπόλοιπα. Αν τα αντίστροφα διατυπωμένα ερωτήματα ενός ερωτηματολογίου είναι πολύ λίγα σε σχέση με το συνολικό αριθμό των ερωτημάτων, ο προσδιορισμός του παράγοντα της τάσης για συμφωνία ίσως να μην είναι επιτυχής. Για παράδειγμα, αν σε ένα ερωτηματολόγιο 20 ερωτημάτων υπήρχε μόνο ένα (1) αντίστροφα διατυπωμένο ερώτημα, τότε ο μέσος όρος κατά άτομο στην ισοσταθμισμένη ομάδα ερωτημάτων που εκφράζει την επίδραση της τάσης για συμφωνία θα βασιζόταν σε δύο μόνο ερωτήματα. Τα αποτελέσματα που θα προέκυπταν για την επίδραση της τάσης για συμφωνία θα ήταν μάλλον ασταθή.

1.6.5 Μέθοδοι για τον εντοπισμό και τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μέσω δομικών αιτιακών εξισώσεων (structural equation modeling)

Η μέθοδος των Cheung και Rensvold (2000) εξετάζει τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (τάση για συμφωνία και τάση για ακραίες απαντήσεις) μέσω ανάλυσης δομικής ισοτιμίας μεταξύ ομάδων. Θεωρείται ότι η ύπαρξη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης οδηγεί σε πλασματική αύξηση ή μείωση στις φορτίσεις των ερωτημάτων, καθώς και σε πλασματική αύξηση ή μείωση στις τιμές των παραμέτρων που ονομάζονται intercepts, δηλαδή στις τιμές των ερωτημάτων (μεταβλητών που μετρώνται) όταν οι τιμές στους παράγοντες (αξιολογούμενες έννοιες) είναι μηδέν, σε ένα υπόδειγμα που εκφράζει τη δομή ενός ερωτηματολογίου. Ο όρος intercepts αναφέρεται δηλαδή στο «σημείο μηδέν» των ερωτημάτων⁴, δηλαδή στην τιμή που αναμένεται να λάβει ένα άτομο σε κάποιο ερώτημα όταν έχει τιμή μηδέν στην έννοια (παράγοντα) που αξιολογεί το ερώτημα (Brown, 2006). Η τάση για συμφωνία έχει επίδραση στις παραμέτρους των intercepts των ερωτημάτων, δηλαδή στο γενικό επίπεδο των ατόμων ως προς κάποιο ερώτημα. Συγκεκριμένα, όταν αυξάνεται η τάση για συμφωνία, τότε τα intercepts γίνονται υψηλότερα (και αντίστροφα, όταν η τάση για συμφωνία μειώνεται, τα intercepts γίνονται χαμηλότερα), επειδή η αυξημένη τάση για συμφωνία έχει ως αποτέλεσμα οι συμμετέχοντες να έχουν σταθερά υψηλότερες

⁴ Όταν ο μέσος όρος του παράγοντα είναι ίσος με το μηδέν, τα intercepts των ερωτημάτων θα είναι ίσα με τους μέσους όρους των ερωτημάτων (Brown, 2006, σελ. 257, υπόδειγμα 7.7)

βαθμολογίες (μεγαλύτερη συμφωνία) στα ερωτήματα από ότι αν δεν είχαν τον ιδιότυπο αυτόν τρόπο απόκρισης. Η τάση για ακραίες απαντήσεις συνδέεται με τις φορτίσεις των ερωτημάτων στους παράγοντες και με τις παραμέτρους των intercepts. Αυτό συμβαίνει διότι αν μία ομάδα ατόμων έχει υψηλή τάση για ακραίες απαντήσεις, θα υπάρχουν μεγαλύτερες συχνότητες ακραίων βαθμολογιών και μεγαλύτερη διασπορά τιμών σε σχέση με μία ομάδα ατόμων που τείνουν να δίνουν πιο μετριοπαθείς απαντήσεις και οι τιμές τους συγκεντρώνονται στις μεσαίες βαθμίδες της κλίμακας μέτρησης. Έτσι, όταν υπάρχει υψηλός βαθμός τάσης για ακραίες απαντήσεις, τότε οι φορτίσεις αυξάνονται πλασματικά λόγω της μεγαλύτερης διασποράς τιμών που έχει ως αποτέλεσμα ισχυρότερη συσχέτιση του ερωτήματος με την έννοια (παράγοντα) που μετρά, ενώ όταν η τάση για ακραίες απαντήσεις είναι χαμηλή, οι φορτίσεις μειώνονται πλασματικά λόγω της μικρότερης διασποράς στις τιμές που έχει ως αποτέλεσμα χαμηλότερη συσχέτιση με τον παράγοντα. Επίσης, οι παράμετροι των intercepts αυξάνονται πλασματικά, όταν μειώνεται η τάση για ακραίες απαντήσεις. Αυτό συμβαίνει επειδή η χαμηλή τάση για ακραίες απαντήσεις έχει ως συνέπεια η κατανομή των απαντήσεων σε κάποιο ερώτημα να συγκεντρώνεται στις μεσαίες βαθμίδες της κλίμακας μέτρησης, δηλαδή να μην υπάρχουν πολύ υψηλές ή πολύ χαμηλές βαθμολογίες. Έτσι, τα άτομα που έχουν στην πραγματικότητα χαμηλή τιμή στον παράγοντα (έννοια που αξιολογείται) θα τείνουν να αποφεύγουν τη χαμηλότερη (ακραία) βαθμίδα της κλίμακας μέτρησης αλλά θα ξεκινούν από κάποιο υψηλότερο σημείο που θα εκφράζει λιγότερο ακραία άποψη. Επομένως, άτομα με πολύ χαμηλή τιμή στον παράγοντα (έστω τιμή μηδέν) θα έχουν μία πιο μετριοπαθή προς τα πάνω τιμή στο ερώτημα (intercept).

Η ανάλυση δομικής ισοτιμίας χρησιμοποιείται στη μέθοδο των Cheung και Rensvold (2000) για να διερευνηθούν οι διαφορές μεταξύ ομάδων (π.χ. διαφορές μεταξύ χωρών, μεταξύ των δύο φύλων κ.τ.λ.) ως προς την τάση για συμφωνία και την τάση για ακραίες απαντήσεις. Όταν βρεθούν διαφορές μεταξύ ομάδων ως προς τις φορτίσεις των ερωτημάτων στους παράγοντες, θεωρείται ότι διαφέρουν ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις, ενώ όταν οι ομάδες βρεθεί να έχουν ίσες φορτίσεις αλλά να διαφέρουν στις παραμέτρους των intercepts, θεωρείται ότι διαφέρουν ως προς την τάση για συμφωνία. Η ύπαρξη δομικής ισοτιμίας όμως, δεν αποκλείει την ύπαρξη διαφορών στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης μεταξύ ομάδων, διότι, όταν η πόλωση (τάση για συμφωνία ή τάση για ακραίες απαντήσεις) είναι ομοιόμορφη σε όλα τα ερωτήματα, οι

διαφορές αυτές μεταξύ των ομάδων μπορεί να εμφανιστούν ως διαφορές στις διαφορές των παραγόντων ή στους μέσους όρους των παραγόντων (Little, 2000. Weijters et al., 2008). Στην προσέγγιση της δομικής ισοτιμίας (αν δεν υπάρχει ισοτιμία) δεν μπορεί να γίνει διόρθωση για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις τιμές των ερωτημάτων (Weijters et al., 2008).

Για τη μελέτη της τάσης για συμφωνία μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*confirmatory factor analysis, CFA*) οι Billiet και McClendon (2000) χρησιμοποίησαν δύο ομάδες ερωτημάτων, οι οποίες αξιολογούσαν διαφορετικές θεωρητικές έννοιες. Κάθε ομάδα ερωτημάτων αποτελούσε μία ισοσταθμισμένη κλίμακα, δηλαδή τα μισά από τα ερωτήματα είχαν θετική διατύπωση και τα υπόλοιπα μισά αρνητική διατύπωση ως προς την αντίστοιχη θεωρητική έννοια. Η κλίμακα απάντησης των ερωτημάτων ήταν κλίμακα Likert πέντε διαβαθμίσεων («συμφωνώ έντονα», «συμφωνώ», «ούτε συμφωνώ ούτε διαφωνώ», «διαφωνώ», «διαφωνώ έντονα»). Επίσης, τα ερωτήματα που χρησιμοποιήθηκαν για τις αναλύσεις αποτελούσαν κατά τους συγγραφείς ζεύγη ερωτημάτων με σχεδόν αντίθετο εννοιολογικό περιεχόμενο, αν και τα θετικά διατυπωμένα ερωτήματα δεν ήταν καθαρές αντιστροφές (εννοιολογικά) των αρνητικά διατυπωμένων. Για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία υπήρχαν δύο θεωρητικά υποδείγματα. Στο πρώτο υπόδειγμα προσδιορίστηκαν δύο θεωρητικοί παράγοντες, ένας για κάθε ομάδα ερωτημάτων που εξέφραζαν το εννοιολογικό τους περιεχόμενο. Στους παράγοντες αυτούς, τα ερωτήματα με θετική διατύπωση αναμενόταν να φορτίζουν θετικά και τα ερωτήματα με αρνητική διατύπωση να έχουν αρνητικές φορτίσεις. Θεωρήθηκε επίσης ότι οι δύο αυτοί παράγοντες έχουν συνάφεια μεταξύ τους. Η τάση για συμφωνία προστέθηκε στο υπόδειγμα ως ένας τρίτος παράγοντας στον οποίο όλα τα ερωτήματα (και των δύο ομάδων- ερωτηματολογίων) αναμενόταν να έχουν την ίδια θετική φόρτιση (θεωρήθηκαν ίσες με σταθερή τιμή) παρόλο που τα μισά από αυτά είχαν θετική διατύπωση και τα υπόλοιπα μισά αρνητική. Η υπόθεση στο υπόδειγμα αυτό ήταν ότι η τάση για συμφωνία επηρεάζει όλα τα ερωτήματα στον ίδιο βαθμό. Δεν αναμενόταν να υπάρχει συνάφεια μεταξύ του παράγοντα της τάσης για συμφωνία και των δύο θεωρητικών παραγόντων. Στο δεύτερο υπόδειγμα που προσδιορίστηκε υπήρχαν οι δύο θεωρητικοί παράγοντες που εξέφραζαν τις δύο αξιολογούμενες θεωρητικές έννοιες, όπως παραπάνω και επιπλέον δύο παράγοντες που εξέφραζαν τάση για συμφωνία, ένας για κάθε ομάδα ερωτημάτων. Σε αυτούς τους τελευταίους παράγοντες όλα τα ερωτήματα της αντίστοιχης ομάδας (θετικά

διατυπωμένα και αρνητικά διατυπωμένα) αναμένονταν να έχουν την ίδια θετική φόρτιση (ίση με σταθερή τιμή). Προσδιορίστηκαν δύο εκδοχές του υποδείγματος αυτού, όπου στη μία εκδοχή η συνάφεια μεταξύ των παραγόντων τάσης για συμφωνία θεωρήθηκε ίση με το μηδέν και στη δεύτερη εκδοχή εκτιμήθηκε ελεύθερα. Έτσι, στην πρώτη εκδοχή του δεύτερου υποδείγματος η υπόθεση ήταν ότι οι δύο ομάδες ερωτημάτων επηρεάζονται από δύο ανεξάρτητους παράγοντες ιδιότυπου τρόπου απόκρισης. Στη δεύτερη εκδοχή η υπόθεση ήταν ότι υπάρχουν συμμετέχοντες που παρουσιάζουν ιδιότυπο τρόπο απόκρισης μόνο σε σχέση με μία συγκεκριμένη θεωρητική έννοια και άλλοι συμμετέχοντες που παρουσιάζουν τέτοιο τρόπο απόκρισης σε κάθε περίπτωση ερωτημάτων όπου καλούνται να εκφράσουν τη συμφωνία ή τη διαφωνία τους (Billiet & McClendon, 2000).

Προκειμένου να διαπιστωθεί αν υπάρχει επίδραση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στα δεδομένα, τα υποδείγματα με έναν και δύο παράγοντες ιδιότυπου τρόπου απόκρισης που περιγράφηκαν, εξετάζονται ως προς την αντιστοιχία τους με τα δεδομένα. Αν κάποιο από αυτά τα υποδείγματα ταιριάζει καλύτερα με τα δεδομένα (και καλύτερα σε σχέση με ένα υπόδειγμα χωρίς παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης), προκύπτει το συμπέρασμα ότι υπάρχει κάποια επίδραση ατομικών διαφορών στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης στα ερευνητικά αποτελέσματα (Billiet & McClendon, 2000).

Οι Welkenhuysen-Gybels, Billiet και Cambré (2003) προτείνουν μία μέθοδο για τον εντοπισμό και τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) κατά τη διαδικασία εξέτασης της δομικής ισοτιμίας ως προς μία έννοια μεταξύ (πολιτισμικών) ομάδων (λόγω της πιθανής διαφορετικής επίδρασης της τάσης αυτής στη μέτρηση της έννοιας μεταξύ ομάδων). Στη μέθοδο αυτή η επίδραση της τάσης για συμφωνία εξετάζεται μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων. Η τάση για συμφωνία ενσωματώνεται ως παράγοντας ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στο υπόδειγμα που εκφράζει τη δομή της μελετώμενης έννοιας- μεταβλητής. Για τη μέτρηση της θεωρητικής αυτής έννοιας χρησιμοποιείται μία ισοσταθμισμένη κλίμακα, δηλαδή ένα ερωτηματολόγιο στο οποίο τα μισά από τα ερωτήματα έχουν διατυπωθεί αντίστροφα από τα υπόλοιπα ως προς το χαρακτηριστικό που αξιολογείται. Όσον αφορά στην επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων, προσδιορίζεται ένα υπόδειγμα με δύο παράγοντες, ο ένας από τους οποίους εκφράζει τη μελετώμενη θεωρητική έννοια και ο δεύτερος την τάση για συμφωνία. Η μελετώμενη θεωρητική έννοια εκφράζεται ως ένας δίπολος παράγοντας

με τον οποίο τα μισά ερωτήματα αναμένεται να συσχετίζονται θετικά και τα υπόλοιπα μισά αρνητικά, επειδή έχουν αντίστροφη διατύπωση βάσει της κατασκευής του ερωτηματολογίου. Η τάση για συμφωνία εκφράζεται με έναν παράγοντα με τον οποίο όλα τα ερωτήματα αναμένεται να συσχετίζονται θετικά παρόλο που τα μισά από αυτά είναι αντίστροφα διατυπωμένα. Ο παράγοντας αυτός δηλαδή δηλώνει τη συμφωνία με ερωτήματα που αξιολογούν το ίδιο χαρακτηριστικό αλλά η διατύπωσή τους είναι αντίστροφη (συμφωνία ανεξαρτήτως περιεχομένου/διατύπωσης). Οι φορτίσεις των ερωτημάτων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, περιορίζονται ώστε να έχουν την ίδια τιμή επειδή θεωρείται ότι η τάση για συμφωνία επηρεάζει όλα τα ερωτήματα στον ίδιο βαθμό. Αν το υπόδειγμα αυτό με τους δύο παράγοντες αντιστοιχεί καλύτερα με τα δεδομένα από ότι ένα υπόδειγμα χωρίς το δεύτερο παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, τότε υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία στα δεδομένα. Επίσης, αν οι φορτίσεις των ερωτημάτων στο δεύτερο παράγοντα που εκφράζει τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης διαφέρουν μεταξύ των συγκρινόμενων ομάδων, τότε υπάρχει διαφορετική επίδραση της τάσης για συμφωνία στις ομάδες αυτές.

Η επίδραση της τάσης για συμφωνία μπορεί να μελετηθεί μέσω ανάλυσης δομικών αιτιακών εξισώσεων (*structural equation modeling*) ακόμη και στην περίπτωση που το ερωτηματολόγιο στο οποίο αυτή εξετάζεται δεν περιλαμβάνει ίσο αριθμό θετικά διατυπωμένων και αρνητικά διατυπωμένων ερωτήσεων (δεν αποτελεί ισοσταθμισμένη κλίμακα). Η Watson (1992) πρότεινε μία μέθοδο μελέτης της επίδρασης της τάσης για συμφωνία, χρησιμοποιώντας ως παράδειγμα ένα ερωτηματολόγιο οκτώ ερωτημάτων, όπου επτά ερωτήματα είχαν θετική διατύπωση ως προς τη θεωρητική έννοια που αυτό αξιολογούσε και ένα ερώτημα είχε αρνητική διατύπωση. Η δομή του ερωτηματολογίου αναμενόταν να είναι μονοπαραγοντική, με τα επτά θετικά διατυπωμένα ερωτήματα να φορτίζουν θετικά και το αρνητικά διατυπωμένο ερώτημα να έχει αρνητική φόρτιση. Η κλίμακα μέτρησης του ερωτηματολογίου ήταν κλίμακα Likert με τέσσερις διαβαθμίσεις («συμφωνώ έντονα», «συμφωνώ κάπως», «διαφωνώ κάπως», «διαφωνώ έντονα»). Για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία χρησιμοποιήθηκαν επτά ερωτήματα με όμοια κλίμακα μέτρησης (τετράβαθμη Likert), αλλά τα οποία αξιολογούσαν διαφορετικές θεωρητικές έννοιες σε σχέση με το πρώτο ερωτηματολόγιο. Από αυτά τα ερωτήματα ελέγχου τα τέσσερα είχαν θετική διατύπωση και τα τρία αρνητική διατύπωση ως προς τις έννοιες που αξιολογούνταν. Επίσης, τουλάχιστον δύο ζεύγη

ερωτημάτων από αυτά είχαν περίπου αντίθετο νόημα, με αποτέλεσμα να είναι δύσκολο να υπάρχει ένας παράγοντας με θεωρητική σημασία που θα οδηγούσε τους συμμετέχοντες να τείνουν να συμφωνούν με όλα τα ερωτήματα ελέγχου. Με βάση τα επτά αυτά ερωτήματα υπολογίστηκε ένας δείκτης της τάσης για συμφωνία ως το ποσοστό των απαντήσεων «συμφωνώ έντονα» από τις έγκυρες απαντήσεις κάθε συμμετέχοντα στα επτά ερωτήματα (Watson, 1992).

Προκειμένου να ελεγχθεί η τάση για συμφωνία, εκτιμήθηκε ένα υπόδειγμα δομικών αιτιακών εξισώσεων στο οποίο υπήρχαν δύο παράγοντες. Ο πρώτος παράγοντας, ο οποίος εξέφραζε τη μελετώμενη με το βασικό ερωτηματολόγιο θεωρητική έννοια προσδιορίστηκε με βάση τα οκτώ ερωτήματα που αποτελούσαν το ερωτηματολόγιο. Οι φορτίσεις σε αυτόν εκτιμήθηκαν για επτά ερωτήματα και για ένα ερώτημα η φόρτιση τέθηκε ίση με σταθερή τιμή ώστε να προσδιοριστεί η κλίμακα μέτρησης του παράγοντα. Ο δεύτερος παράγοντας, ο οποίος εξέφραζε την τάση για συμφωνία προσδιορίστηκε με βάση τα οκτώ ερωτήματα του βασικού ερωτηματολογίου, καθώς και το δείκτη της τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ έντονα» στα ερωτήματα ελέγχου). Η φόρτιση του δείκτη αυτού στο δεύτερο παράγοντα θεωρήθηκε ίση με σταθερή τιμή, ενώ οι φορτίσεις των οκτώ ερωτημάτων εκτιμήθηκαν ελεύθερα. Στο υπόδειγμα αυτό προστέθηκε επίσης η εξωγενής μεταβλητή «εκπαιδευτικό επίπεδο», διότι αναμενόταν να συσχετίζεται με τους δύο παράγοντες (και για λόγους ταυτοποίησης των παραμέτρων). Με βάση τα αποτελέσματα της ανάλυσης, προέκυψαν στοιχεία που ενίσχυσαν την ερμηνεία του δεύτερου παράγοντα ως «τάση για συμφωνία». Έτσι, οι φορτίσεις όλων των μεταβλητών που τον αποτελούσαν ήταν θετικές, ακόμη και του ερωτήματος του βασικού ερωτηματολογίου με αρνητική διατύπωση. Επίσης, η φόρτιση του τελευταίου αυτού ερωτήματος στον πρώτο (θεωρητικό) παράγοντα, ενώ αρχικά (σε ένα υπόδειγμα στο οποίο εκτιμήθηκε ένας μόνο παράγοντας, χωρίς έλεγχο της τάσης για συμφωνία) ήταν στατιστικώς ασήμαντη (σχεδόν μηδέν), προέκυψε αρνητική και στατιστικώς σημαντική στο υπόδειγμα όπου εκτιμήθηκε ξεχωριστός παράγοντας για την τάση για συμφωνία. Η συσχέτιση ακόμη του εκπαιδευτικού επιπέδου με τον παράγοντα της τάσης για συμφωνία ήταν αρνητική, όπως και αναμενόταν (Watson, 1992).

Προκειμένου να γίνει σύγκριση μεταξύ ομάδων ως προς την τάση για συμφωνία με την παραπάνω μέθοδο της Watson (1992), το υπόδειγμα με παράγοντα ιδιότυπου τρόπου

απόκρισης μπορεί να συγκριθεί μεταξύ των ομάδων που ενδιαφέρουν τον ερευνητή. Έτσι, μπορεί να διερευνηθεί κατά πόσο οι φορτίσεις των ερωτημάτων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης είναι ίδιες ή διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό μεταξύ των συγκρινόμενων ομάδων. Αν οι φορτίσεις των ερωτημάτων στον παράγοντα τάσης για συμφωνία είναι μεγαλύτερες σε κάποια ομάδα, τότε μπορεί να θεωρηθεί ότι η επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης είναι περισσότερο έντονη για το δείγμα αυτό.

Οι Weijters et al. (2008) προτείνουν μία μέθοδο για τη μελέτη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μέσω δομικών αιτιακών εξισώσεων (*structural equation modeling, SEM*) που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τη σύγκριση μεταξύ διαφορετικών τρόπων χορήγησης ερωτηματολογίων (όπως έντυπο, διαδικτυακό, τηλεφωνική συνέντευξη κ.τ.λ.) ως προς τους τρόπους αυτούς απόκρισης. Η μέθοδος αυτή ονομάζεται *representative indicators response style means and covariance structure (RIRSMACS)*. Για τη μέτρηση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης χρησιμοποιούνται ειδικά ερωτήματα (διαφορετικά από το κυρίως ερωτηματολόγιο της έρευνας). Συγκεκριμένα, επιλέγεται ένα τυχαίο αντιπροσωπευτικό δείγμα ερωτημάτων (*representative indicators*) από διάφορες αξιολογητικές κλίμακες σχετικές με κάποια επιστημονική περιοχή (οι συγγραφείς έκαναν έρευνα στον τομέα του marketing), ώστε να υπάρχει μέγιστη ετερογένεια ως προς το περιεχόμενο και τα αποτελέσματα να γενικεύονται στον πληθυσμό των ερωτημάτων από τον οποίο έχουν ληφθεί. Για τη μέτρηση και τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης προσδιορίζονται υποδείγματα δομικών αιτιακών εξισώσεων, στα οποία κάθε ιδιότυπος τρόπος απόκρισης αντιπροσωπεύεται από έναν εξωγενή παράγοντα. Στόχος είναι η σύγκριση μεταξύ τρόπων συλλογής δεδομένων (π.χ. έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, τηλεφωνική συνέντευξη) ή όποιων άλλων ομάδων, ως προς τους μέσους όρους στους παράγοντες ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (στην εργασία των Weijters et al., 2008 εξετάστηκαν οι εξής ιδιότυποι τρόποι απόκρισης: *acquiescence, disacquiescence, extreme response style, midpoint response style*).

Τα ερωτήματα που προορίζονται για τη μέτρηση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, επιλέγονται από διάφορα ερωτηματολόγια, έτσι ώστε να έχουν μικρές συσχετίσεις μεταξύ τους. Από αυτά τα ερωτήματα υπολογίζονται αθροιστικοί δείκτες ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, με βάση τις συχνότητες με τις οποίες οι συμμετέχοντες έχουν

επιλέξει τις διάφορες επιμέρους εναλλακτικές απαντήσεις της κλίμακας μέτρησης. Για παράδειγμα, για τον υπολογισμό του δείκτη τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) σε μία κλίμακα Likert επτά διαβαθμίσεων, αθροίζονται οι συχνότητες επιλογής των εναλλακτικών απαντήσεων 5, 6 και 7 (προς το θετικό άκρο), αφού προηγουμένως πολλαπλασιαστούν με τους συντελεστές 1, 2 και 3 αντίστοιχα (μεγαλύτερη βαρύτητα δίνεται στις περισσότερο ακραίες απαντήσεις – πιο θετικές) και το άθροισμα που προκύπτει διαιρείται με τον αριθμό των ερωτημάτων από τον οποίο προέκυψαν οι συχνότητες. Αντίστοιχη διαδικασία ακολουθείται για τον υπολογισμό δεικτών για κάθε συμμετέχοντα σε άλλους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (για παράδειγμα, τάσης για διαφωνία με βάση τις εναλλακτικές απαντήσεις 1, 2 και 3, τάσης για ακραίες απαντήσεις με βάση τις εναλλακτικές 1 και 7 και τάσης επιλογής του μεσαίου σημείου με βάση τη συχνότητα της απάντησης 4).

Στη μέθοδο των Weijters et al. (2008), υπολογίζονται περισσότεροι του ενός αθροιστικοί δείκτες για κάθε ιδιότυπο τρόπο απόκρισης, ώστε ο κάθε ιδιότυπος τρόπος απόκρισης να αντιπροσωπεύεται από έναν παράγοντα (αποτελούμενο από περισσότερες της μίας μεταβλητές) στο υπόδειγμα που θα εκτιμηθεί. Στην έρευνα των Weijters et al. τα ερωτήματα που χρησιμοποιήθηκαν για τη μέτρηση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης χωρίστηκαν με τυχαίο τρόπο σε τρεις ομάδες και από κάθε τέτοια ομάδα ερωτημάτων υπολογίστηκε ένας δείκτης για κάθε ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (έτσι, υπήρχαν για κάθε ιδιότυπο τρόπο απόκρισης τρεις αθροιστικοί δείκτες).

Η σύγκριση μεταξύ των τρόπων συλλογής δεδομένων (π.χ. έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, τηλεφωνική συνέντευξη) ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, καθώς και η διόρθωση της κυρίως μεταβλητής της έρευνας (θεωρητική έννοια που ενδιαφέρει τον ερευνητή) για τη επίδρασή τους, γίνεται σε δύο φάσεις. Στην πρώτη φάση γίνεται σύγκριση των τρόπων συλλογής δεδομένων, ώστε να διαπιστωθεί κατά πόσο υπάρχει διαφορική επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης. Προσδιορίζεται ένα υπόδειγμα δομικών αιτιακών εξισώσεων στο οποίο εκτιμώνται και οι μέσοι όροι των παραγόντων (*means and covariance structure, MACS*) που συμπεριλαμβάνει τόσους παράγοντες όσοι οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης που πρόκειται να μελετηθούν και το υπόδειγμα αυτό εκτιμάται ταυτόχρονα για τις ομάδες τρόπων χορήγησης των ερωτηματολογίων (*multigroup*). Έτσι, σε ένα υπόδειγμα στο οποίο οι διαφορετικοί τρόποι χορήγησης συγκρίνονται ως προς την τάση για συμφωνία

(*acquiescence response style, ARS*), την τάση για διαφωνία (*disacquiescence response style, DRS*), την τάση για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style, ERS*) και την τάση επιλογής του μεσαίου σημείου (*midpoint response style, MRS*), υπάρχουν τέσσερις παράγοντες, ένας για κάθε ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (ARS, DRS, ERS και MRS). Σε κάθε παράγοντα φορτίζουν οι αθροιστικοί δείκτες του αντίστοιχου ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (που προέρχονται από διαφορετικές υποομάδες ερωτημάτων). Οι συνάφειες μεταξύ των παραγόντων εκτιμώνται ελεύθερα, ενώ προσδιορίζονται συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των αθροιστικών δεικτών διαφορετικών ιδιότυπων τρόπων απόκρισης που υπολογίστηκαν με βάση των ίδια ομάδα ερωτημάτων.

Προκειμένου να συγκριθούν οι τρόποι χορήγησης του ερωτηματολογίου (π.χ. έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, τηλεφωνική συνέντευξη) ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, γίνεται ανάλυση δομικής ισοτιμίας (μέσω SEM) με το παραπάνω υπόδειγμα μέτρησης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης. Σε κάθε φάση της ανάλυσης τίθενται περιορισμοί ισότητας μεταξύ τρόπων χορήγησης σε διαφορετικές παραμέτρους του υποδείγματος, ώστε να εκτιμηθεί το επίπεδο δομικής ισοτιμίας ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (π.χ. ίσες φορτίσεις, intercepts). Πρώτον, εκτιμάται ένα υπόδειγμα χωρίς περιορισμούς ισότητας μεταξύ ομάδων τρόπου χορήγησης, ως μέτρο σύγκρισης. Στη συνέχεια υπολογίζεται το ίδιο υπόδειγμα, στο οποίο προστίθεται ο περιορισμός οι ομάδες τρόπου χορήγησης να έχουν ίσες φορτίσεις στους παράγοντες ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (ελέγχεται η υπόθεση ότι οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης έχουν την ίδια μονάδα μέτρησης, δηλαδή οι αθροιστικοί δείκτες σχετίζονται στον ίδιο βαθμό με τους παράγοντες). Στο επόμενο υπόδειγμα προστίθεται επιπλέον ο περιορισμός οι παράμετροι των intercepts των ομάδων χορήγησης των ερωτηματολογίων να είναι ίσες (ελέγχεται η υπόθεση ότι όταν οι παράγοντες έχουν την τιμή μηδέν, οι αθροιστικοί δείκτες ιδιότυπων τρόπων απόκρισης έχουν την ίδια τιμή σε όλους τους τρόπους χορήγησης). Αν πληρούνται οι συνθήκες της ισότητας τόσο των φορτίσεων όσο και των intercepts μεταξύ των τρόπων χορήγησης των ερωτηματολογίων, τότε μπορεί να γίνει σύγκριση των τρόπων χορήγησης ως προς τους μέσους όρους των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (μέσοι όροι παραγόντων).

Στη συνέχεια, το υπόδειγμα αυτό για τη μέτρηση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να γίνει διόρθωση του υποδείγματος μέτρησης της κυρίως μελετώμενης έννοιας σε μία έρευνα, ενώνοντας το υπόδειγμα μέτρησης της

θεωρητικής αυτής έννοιας με το υπόδειγμα για τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, οι οποίοι επηρεάζουν τα επιμέρους ερωτήματα του βασικού ερωτηματολογίου της έρευνας. Για παράδειγμα, αν σε μία έρευνα το κυρίως ερωτηματολόγιο σχετίζεται με την εξωστρέφεια, προσδιορίζεται ένα υπόδειγμα όπου τα επιμέρους ερωτήματα της εξωστρέφειας φορτίζουν σε έναν παράγοντα (εξωστρέφεια), καθώς και στους παράγοντες των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης που προσδιορίζονται με βάση τους αθροιστικούς δείκτες από τα ερωτήματα ελέγχου.

1.6.6 Μέθοδος για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις μέσω της τεχνικής multigroup latent- class factor analysis

Μία μέθοδος για τη μελέτη της επίδρασης της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο πλαίσιο της εξέτασης της ισοτιμίας της μέτρησης μίας θεωρητικής έννοιας μεταξύ ομάδων προτείνεται από τους Kankaraš και Moors (2011). Χρησιμοποιούν την τεχνική multigroup latent- class factor analysis η οποία είναι παρόμοια με την επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων με την κύρια διαφορά ότι οι παράγοντες και τα συγκεκριμένα ερωτήματα θεωρούνται ως κατηγορικές μεταβλητές. Έτσι, ένας παράγοντας αποτελείται από διακριτές κατηγορίες, π.χ. στην περίπτωση ενός παράγοντα που εκφράζει στάσεις οι κατηγορίες θα μπορούσαν να είναι τα άτομα με θετική στάση και τα άτομα με αρνητική στάση. Εκτιμώνται παραγοντικές τιμές σε κατηγορικές μεταβλητές, δηλαδή η κατηγορία στην οποία ανήκει το κάθε άτομο. Επίσης, καθένα από τα συγκεκριμένα ερωτήματα θεωρείται ως κατηγορική μεταβλητή με τόσες κατηγορίες όσες οι διαβαθμίσεις της κλίμακας μέτρησης. Για παράδειγμα, ένα ερώτημα με τετράβαθμη κλίμακα μέτρησης αποτελείται από τέσσερις κατηγορίες (Kankaraš & Moors, 2011). Στη μέθοδο αυτή μελετάται κατά πόσο το υπόδειγμα που εκφράζει τη δομή των ερευνητικών δεδομένων είναι το ίδιο ή διαφορετικό (και σε ποιο βαθμό) για διάφορες κατηγορίες μιας εξωγενούς μεταβλητής βάσει της οποίας ομαδοποιούνται οι συμμετέχοντες. Οι συγγραφείς παρουσιάζουν ένα παράδειγμα στο οποίο τα δεδομένα αφορούν σε ένα ερωτηματολόγιο που μετράει στάσεις το οποίο έχει χορηγηθεί σε δείγματα από διαφορετικές χώρες. Στο υπόδειγμα που εκφράζει τη θεωρητική δομή των δεδομένων υπάρχει ένας εξωγενής παράγοντας που εκφράζει την ομάδα στην οποία ανήκουν τα άτομα (οι διαφορετικές χώρες) που συσχετίζεται με δύο παράγοντες από τους οποίους ο ένας εκφράζει τη μελετώμενη θεωρητική έννοια (στάσεις) και ο δεύτερος την τάση για ακραίες απαντήσεις. Οι δύο τελευταίοι παράγοντες στη συνέχεια

συσχετίζονται ο καθένας με όλα τα συγκεκριμένα ερωτήματα της κλίμακας που ενδιαφέρει τον ερευνητή. Ως αποτέλεσμα της ανάλυσης, προκύπτουν για κάθε κατηγορία ενός παράγοντα και για κάθε συγκεκριμένο ερώτημα οι πιθανότητες για όλες τις εναλλακτικές απαντήσεις της κλίμακας μέτρησης του ερωτήματος. Κάθε εναλλακτική απάντηση ενός ερωτήματος δηλαδή έχει μία «φόρτιση» (πιθανότητα) σε κάθε κατηγορία ενός παράγοντα. Για παράδειγμα, ένας παράγοντας που εκφράζει στάσεις μπορεί να έχει δύο κατηγορίες, τα άτομα με θετική στάση και τα άτομα με αρνητική στάση. Αν η κλίμακα μέτρησης των ερωτημάτων ήταν τετράβαθμη με τις διαβαθμίσεις 1 έως 4 να δηλώνουν «πολύ αρνητική», «αρνητική», «θετική» και «πολύ θετική» στάση, τότε οι πιθανότητες των τεσσάρων εναλλακτικών απαντήσεων για τα άτομα που ανήκουν στην κατηγορία π.χ. της θετικής στάσης ως προς τον παράγοντα, θα είχαν την ίδια τακτική σειρά με αυτήν των εναλλακτικών απαντήσεων. Δηλαδή, η απάντηση 4 (πολύ θετική στάση) θα είχε τη μεγαλύτερη πιθανότητα και η απάντηση 1 (πολύ αρνητική στάση) τη μικρότερη. Το αντίστροφο θα συνέβαινε για τα άτομα που ανήκουν στην κατηγορία της αρνητικής στάσης ως προς τον παράγοντα (η απάντηση 1 που δηλώνει πολύ αρνητική στάση θα είχε τη μεγαλύτερη πιθανότητα και η απάντηση 4 που δηλώνει πολύ θετική στάση τη μικρότερη).

Ο παράγοντας «τάση για ακραίες απαντήσεις» κατά τους συγγραφείς έχει δύο κατηγορίες, την πρώτη που περιλαμβάνει τους συμμετέχοντες που δίνουν ακραίες απαντήσεις και τη δεύτερη που περιλαμβάνει όσους δίνουν μετριοπαθείς απαντήσεις. Για τους συμμετέχοντες που ανήκουν στην πρώτη κατηγορία οι μεγαλύτερες πιθανότητες θα αντιστοιχούσαν στα δύο ακραία σημεία της κλίμακας (απαντήσεις 1 και 4) και οι μικρότερες πιθανότητες στα δύο μεσαία σημεία (απαντήσεις 2 και 3). Για τους συμμετέχοντες που ανήκουν στη δεύτερη ομάδα οι μεγαλύτερες πιθανότητες θα αντιστοιχούσαν στα δύο μεσαία σημεία της κλίμακας (απαντήσεις 2 και 3) και οι μικρότερες στα δύο ακραία σημεία (απαντήσεις 1 και 4). Αν το υπόδειγμα με τους δύο παράγοντες (μελετώμενη έννοια και τάση για ακραίες απαντήσεις) ταιριάζει καλύτερα με τα δεδομένα από ένα υπόδειγμα με τον πρώτο παράγοντα μόνο και αν οι πιθανότητες των εναλλακτικών απαντήσεων των ερωτημάτων παρουσιάζουν το παραπάνω πρότυπο, τότε υπάρχει επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις. Η μέθοδος αυτή είναι διερευνητική, επομένως οι πιθανότητες επιλογής των διαφόρων εναλλακτικών απαντήσεων για τις διάφορες κατηγορίες των παραγόντων, που να ακολουθούν τα

συγκεκριμένα πρότυπα όπως περιγράφηκαν παραπάνω, μπορεί να μην προκύψουν από τα δεδομένα.

1.6.7 Μέθοδοι για τη μελέτη ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με τον υπολογισμό δεικτών κατά άτομο

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται τρόποι υπολογισμού βαθμολογιών σε ιδιότυπους τρόπους απόκρισης για κάθε άτομο στο δείγμα της έρευνας. Οι βαθμολογίες αυτές δηλώνουν το βαθμό στον οποίο χρησιμοποιεί ο κάθε συμμετέχων ένα συγκεκριμένο ιδιότυπο τρόπο απόκρισης. Σχετικά με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, τέτοιοι αθροιστικοί δείκτες είναι οι συνολικές τιμές σε διάφορες κλίμακες αξιολόγησης του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης, π.χ. σε κλίμακες ψεύδους, στο ερωτηματολόγιο των Marlowe και Crowne κ.τ.λ. Παρόμοιοι δείκτες μπορούν να υπολογιστούν και για άλλους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, όπως περιγράφεται αμέσως παρακάτω.

Ο Messick (1961) αναφέρεται σε υποδείγματα υπολογισμού τιμών κατά άτομο σε κάποιο τεστ ή ερωτηματολόγιο, χωριστά για τη μελετώμενη μεταβλητή – εννοιολογικό περιεχόμενο (*content score*) και χωριστά για τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (*set score*). Τα υποδείγματα τα οποία εξετάζει αφορούν σε ερωτήματα με δίτιμη κλίμακα μέτρησης, δηλαδή ερωτήματα με δύο εναλλακτικές απαντήσεις, έστω Α και Β (π.χ. Α = «ισχύει», Β = «δεν ισχύει», Α = «ναι», Β = «όχι»). Αν υποτεθεί ότι πρόκειται για τεστ επίδοσης, προκειμένου να υπολογιστεί η συνολική βαθμολογία του κάθε συμμετέχοντα στο τεστ αθροίζεται ο αριθμός των σωστών απαντήσεων (ένας βαθμός για κάθε σωστή απάντηση). Σε κάποιες ερωτήσεις η σωστή απάντηση είναι η εναλλακτική επιλογή Α και δίνεται ένας βαθμός αν η απάντηση του ατόμου είναι το Α και σε άλλες ερωτήσεις η σωστή απάντηση είναι η εναλλακτική επιλογή Β και δίνεται ένας βαθμός για την απάντηση Β. Ένα υπόδειγμα για τον υπολογισμό χωριστών βαθμολογιών κατά άτομο για το εννοιολογικό περιεχόμενο του τεστ (π.χ. ικανότητα) και τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (π.χ. acquiescence) το οποίο έχει χρησιμοποιηθεί για τεστ ικανοτήτων/επίδοσης και προσωπικότητας, βασίζεται στην υπόθεση ότι οι συμμετέχοντες απαντούν με βάση τη γνώση τους σε όσα ερωτήματα μπορούν και σε ερωτήματα για τα οποία δεν έχουν γνώση απαντούν με βάση κάποιο ιδιότυπο τρόπο απόκρισης ή με βάση την εικασία. Οι τιμές κατά άτομο για τη μελετώμενη μεταβλητή (*content*) υπολογίζονται μέσω του υποδείγματος (1) (Messick, 1961):

$$C = \frac{R_A}{N_A} + \frac{R_B}{N_B} - 1, \quad -1 \leq C \leq 1 \quad (1)$$

όπου C η τιμή του ατόμου στη μελετώμενη μεταβλητή (*content score*), N_A ο αριθμός των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση A (η επιλογή A είναι η σωστή απάντηση), R_A το υποσύνολο των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση A στα οποία το άτομο έδωσε την απάντηση A, N_B ο αριθμός των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση B (η επιλογή B είναι η σωστή απάντηση) και R_B το υποσύνολο των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση B στα οποία το άτομο έδωσε την απάντηση B. Επομένως, η τιμή του ατόμου στην αξιολογούμενη έννοια (π.χ. ικανότητα) εκφράζεται ως το άθροισμα των ποσοστών των σωστών απαντήσεων κάθε κατηγορίας ερωτημάτων (αυτά στα οποία η επιλογή A είναι η σωστή και αυτά στα οποία η επιλογή B είναι η σωστή). Η σταθερά -1 χρησιμοποιείται για τη ρύθμιση της κλίμακας μέτρησης των τιμών, ώστε να κυμαίνονται από -1 έως +1.

Οι τιμές κατά άτομο για τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (*set*) υπολογίζονται μέσω του υποδείγματος (2) (Messick, 1961):

$$S = \frac{\frac{R_A}{N_A} - \frac{R_B}{N_B}}{1 - C}, \quad -1 \leq S \leq 1, \quad (2)$$

όπου C η τιμή του ατόμου στη μελετώμενη μεταβλητή (*content score*), S η τιμή του ατόμου για τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (*set score*), N_A ο αριθμός των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση A (η απάντηση A είναι η σωστή), R_A το υποσύνολο των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση A στα οποία το άτομο έδωσε την απάντηση A, N_B ο αριθμός των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση B (η απάντηση B είναι η σωστή) και R_B το υποσύνολο των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται η απάντηση B στα οποία το άτομο έδωσε την απάντηση B. Η τιμή δηλαδή του ατόμου στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης εκφράζεται ως η διαφορά των ποσοστών των σωστών απαντήσεων στις δύο κατηγορίες ερωτήσεων, αυτές για τις οποίες η απάντηση A είναι η σωστή και αυτές για τις οποίες η απάντηση B είναι η σωστή. Δηλώνει δηλαδή κατά πόσο το άτομο έχει την τάση να χρησιμοποιεί περισσότερο τη μία από τις δύο εναλλακτικές απαντήσεις, επομένως και θα «πετύχαινε» να απαντήσει σωστά σε περισσότερες ερωτήσεις της συγκεκριμένης

κατηγορίας. Η διαφορά αυτή των ποσοστών εκφράζεται ως ποσοστό του μέρους των ερωτημάτων που το άτομο δεν γνωρίζει ($1-C$, όπως επεξηγείται αμέσως παρακάτω).

Σύμφωνα με τις υποθέσεις στις οποίες βασίζεται το υπόδειγμα (2), ο αριθμός των ερωτημάτων για τα οποία βαθμολογείται μία συγκεκριμένη απάντηση (π.χ. η απάντηση Α είναι η σωστή) και στα οποία δίνεται από το άτομο η συγκεκριμένη απάντηση (R_A) προκύπτει με βάση τα ερωτήματα τα οποία το άτομο γνωρίζει, καθώς και τον αριθμό των ερωτημάτων τα οποία απαντά προς τη συγκεκριμένη κατεύθυνση με βάση την πιθανότητα να δώσει τη συγκεκριμένη απάντηση σε ερωτήματα τα οποία δεν γνωρίζει. Για παράδειγμα, έστω ένα τεστ με 20 ερωτήματα με δύο εναλλακτικές απαντήσεις («σωστό», «λάθος»), στο οποίο σε 10 ερωτήσεις η σωστή απάντηση είναι η εναλλακτική «σωστό» και σε άλλες 10 ερωτήσεις η σωστή απάντηση είναι η εναλλακτική «λάθος». Όσον αφορά στις 10 ερωτήσεις στις οποίες η σωστή απάντηση είναι η εναλλακτική επιλογή «σωστό», έστω ότι ένα άτομο γνωρίζει τις 6 από αυτές, στις οποίες και δίνει την απάντηση «σωστό». Έστω επίσης ότι το άτομο αυτό έχει την τάση να δίνει περισσότερες απαντήσεις «σωστό» σε ερωτήματα που δεν γνωρίζει παρά απαντήσεις «λάθος». Αν η πιθανότητα να δώσει την απάντηση «σωστό» σε κάποιο ερώτημα που δεν γνωρίζει είναι π.χ. 0,75, τότε από τα 4 ερωτήματα που δεν γνωρίζει θα δώσει στα 3 την απάντηση «σωστό» και στο ένα την απάντηση «λάθος». Στο υπόδειγμα αυτό θεωρείται επίσης ότι το ποσοστό των ερωτημάτων που το άτομο γνωρίζει είναι το ίδιο και στις δύο κατηγορίες ερωτήσεων (αυτές για τις οποίες η σωστή απάντηση είναι «σωστό» και εκείνες για τις οποίες η σωστή απάντηση είναι «λάθος»), οι δύο «υποκλίμακες» δηλαδή έχουν τον ίδιο βαθμό δυσκολίας.

Σχετικά με τις δύο βαθμολογίες (περιεχόμενο-ικανότητα και ιδιότυπος τρόπος απόκρισης-acquiescence) που υπολογίζονται για κάθε άτομο, η τιμή του C (υπόδειγμα 1) εκφράζει το ποσοστό των ερωτημάτων που απαντώνται με βάση το περιεχόμενό τους και η τιμή του S (υπόδειγμα 2) εκφράζει τη διαφορά των ποσοστών των ερωτημάτων (επί του συνόλου των ερωτημάτων της υποκλίμακας) στα οποία δίνεται η κάθε εναλλακτική απάντηση όταν δεν υπάρχει γνώση, ως ποσοστό του μέρους των ερωτημάτων που το άτομο δεν γνωρίζει ($1-C$). Στον τρόπο αυτό υπολογισμού τιμών για το περιεχόμενο του τεστ και για τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης, οποιαδήποτε και αν είναι η τιμή του ατόμου στο περιεχόμενο του τεστ-ικανότητα (εκτός της μονάδας), μπορεί να πάρει τη μέγιστη τιμή (1) στην τάση για συμφωνία (ή -1 στην τάση για

διαφωνία). Αυτό συμβαίνει επειδή η διαφορά του αριθμητή διαιρείται με το μέρος των ερωτημάτων που δεν γνωρίζει το άτομο. Έτσι, για παράδειγμα, αν $\frac{R_A}{N_A} = 1$ και

$\frac{R_B}{N_B} = 0,9$, τότε ο αριθμητής του υποδείγματος (2), δηλαδή η διαφορά $1 - 0,9 = 0,1$ θα

διαιρεθεί με την ποσότητα $1 - C = 1 - 0,9 = 0,1$ (διότι η τιμή στο περιεχόμενο – content, C θα είναι ίση με $1 + 0,9 - 1 = 0,9$ σύμφωνα με το υπόδειγμα 1), επομένως $S = 0,1 / 0,1 = 1$. Δηλαδή, ακόμη και αν το άτομο απαντά στο 90% των ερωτήσεων βάσει του περιεχομένου (γνώση), μπορεί να λάβει τη μέγιστη τιμή στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης.

Σύμφωνα με τον Messick (1961) στα ερωτηματολόγια προσωπικότητας και στάσεων, το υπόδειγμα υπολογισμού της τιμής του ατόμου στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (S, υπόδειγμα 2) δεν δίνει σωστές τιμές όταν η τιμή του ατόμου στο περιεχόμενο του ερωτηματολογίου (μελετώμενη έννοια) είναι αρνητική. Για παράδειγμα, έστω ότι η τιμή ενός ατόμου στην εξωστρέφεια σε ένα ερωτηματολόγιο 20 ερωτήσεων (10 διατυπωμένα προς την κατεύθυνση της εξωστρέφειας και 10 διατυπωμένα προς την κατεύθυνση της εσωστρέφειας) στην κλίμακα από -1 έως +1 είναι ίση με -0,9 (απάντησε στο 90% των ερωτημάτων-18 ερωτήματα- με βάση την εσωστρέφεια). Αν στα υπόλοιπα 2 ερωτήματα απαντήσει «ναι» με βάση την τάση για συμφωνία, το υπόδειγμα (2) θα δώσει την τιμή 0,05 στην τάση αυτή, αν και η πραγματική του τιμή είναι +1, επειδή απάντησε «ναι» σε όλα τα ερωτήματα στα οποία δεν απάντησε με βάση το εννοιολογικό περιεχόμενο (εσωστρέφεια). Αυτό συμβαίνει διότι προκειμένου να υπολογιστεί το ποσοστό των ερωτημάτων που δεν απαντήθηκαν με βάση το περιεχόμενο (παρονομαστής στο υπόδειγμα 2), αφαιρείται από τη μονάδα το ποσοστό των ερωτημάτων που απαντήθηκαν με βάση το περιεχόμενο που εκφράζεται με την τιμή C, η οποία είναι αρνητική στην προκειμένη περίπτωση με αποτέλεσμα ο παρονομαστής του υποδείγματος 2 να προκύπτει μεγαλύτερος της μονάδας. Έτσι, ο Messick (1961) προτείνει το υπόδειγμα (3) για να διορθωθεί το πρόβλημα αυτό, στο οποίο στον παρονομαστή αφαιρείται από τη μονάδα η απόλυτη τιμή της βαθμολογίας στη μελετώμενη έννοια (C).

$$S = \frac{\frac{R_A}{N_A} - \frac{R_B}{N_B}}{1 - |C|} \quad -1 \leq S \leq 1 \quad (3)$$

Σύμφωνα με τον Messick (1961), το πρόβλημα αυτό δεν είναι συχνό στην περίπτωση των τεστ γνώσεων επειδή οι αρνητικές τιμές στο περιεχόμενο του τεστ (*content scores*) μπορούν να προκύψουν μόνο λόγω τύχης. Παραλλαγή του υποδείγματος αυτού αποτελούν οι τιμές για την τάση για συμφωνία (*acquiescence*) των Cloud και Vaughan (1970) όπου λαμβάνονται υπόψη τα ερωτήματα στα οποία το άτομο έχει απαντήσει «δεν ξέρω». Αποτελούν τροποποίηση του υποδείγματος (3) με την αφαίρεση του αριθμού των ερωτημάτων που έχουν απαντηθεί «δεν ξέρω» από τους συνολικούς αριθμούς ερωτημάτων στις δύο «υποκλίμακες» (N_A, N_B).

$$S = \frac{\frac{R_A}{N_A - R_{A'}} - \frac{R_B}{N_B - R_{B'}}}{1 - \left| \frac{R_A}{N_A - R_{A'}} + \frac{R_B}{N_B - R_{B'}} - 1 \right|} \quad (4)$$

όπου $R_{A'}$ και $R_{B'}$ ο αριθμός των ερωτημάτων στα οποία δόθηκε η απάντηση «δεν ξέρω» για τις δύο «υποκλίμακες» του ερωτηματολογίου αντίστοιχα (ερωτήματα στα οποία βαθμολογείται η εναλλακτική A και ερωτήματα στα οποία βαθμολογείται η εναλλακτική B).

Ο Ray (1983) αναφέρεται στον υπολογισμό συνολικών τιμών στην τάση για συμφωνία σε ισοσταθμισμένες κλίμακες ως το άθροισμα των τιμών στα επιμέρους ερωτήματα χωρίς αντιστροφές κωδικοποίησης των «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων. Οι Baumgartner και Steenkamp (2001) αναφέρονται σε υπολογισμό δεικτών τάσης για συμφωνία και τάσης για διαφωνία που βασίζονται α) στη συμφωνία ή διαφωνία με ετερογενή ερωτήματα β) στην ταυτόχρονη συμφωνία με θετικά και αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα. Συγκεκριμένα, στην έρευνά τους χρησιμοποίησαν ετερογενή ερωτήματα με πεντάβαθμη κλίμακα Likert (από το «διαφωνώ απόλυτα» έως το «συμφωνώ απόλυτα»). Ο δείκτης τάσης για συμφωνία για κάθε συμμετέχοντα υπολογίστηκε με βάση τη συχνότητα των απαντήσεων «συμφωνώ» και «συμφωνώ απόλυτα» σε 60 ετερογενή ερωτήματα, όπου δόθηκε ο συντελεστής 2 για κάθε απάντηση «συμφωνώ απόλυτα» και ο συντελεστής 1 για κάθε απάντηση «συμφωνώ».

Ο δείκτης τάσης για διαφωνία υπολογίστηκε με την ίδια λογική αλλά από τις απαντήσεις «διαφωνώ» και «διαφωνώ απόλυτα». Οι Baumgartner και Steenkamp (2001), υπολόγισαν επίσης εναλλακτικούς δείκτες τάσης για συμφωνία και διαφωνία. Ως προς την τάση για συμφωνία, οι δείκτες αυτοί για κάθε άτομο βασίστηκαν στη ταυτόχρονη συμφωνία σε ερωτήματα εντός του ίδιου ερωτηματολογίου με αντίστροφη διατύπωση ως προς το εννοιολογικό περιεχόμενο. Για κάθε άτομο εξετάστηκαν (για κάθε ερωτηματολόγιο) όλοι οι συνδυασμοί μεταξύ ενός «θετικά» διατυπωμένου και ενός «αρνητικά» διατυπωμένου ερωτήματος και μετρήθηκε ο αριθμός των ταυτόχρονων συμφωνιών. Υπήρχαν και εδώ συντελεστές ανάλογα με την ένταση της συμφωνίας στα δύο αντίθετα διατυπωμένα ερωτήματα κάθε ζεύγους και η τελική τιμή του ατόμου στην τάση για συμφωνία εκφράστηκε ως ένα είδος μέσης τιμής. Ο δείκτης τάσης για διαφωνία ορίστηκε με παρόμοιο τρόπο.

Σύμφωνα με τους Baumgartner και Steenkamp (2001) και van Herk, Poortinga και Verhallen (2004), ένας δείκτης για τη μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις μπορεί να υπολογιστεί ως η σχετική συχνότητα των απαντήσεων στα δύο ακραία σημεία της κλίμακας μέτρησης των ερωτημάτων. Για παράδειγμα, για μία κλίμακα μέτρησης με πέντε διαβαθμίσεις υπολογίζεται για κάθε άτομο ο αριθμός των ερωτημάτων στα οποία έδωσε τις απαντήσεις 1 και 5. Ο αριθμός που προκύπτει διαιρείται στη συνέχεια με το συνολικό αριθμό των ερωτημάτων. Ο δείκτης που υπολογίζεται με τον τρόπο αυτό κυμαίνεται μεταξύ του 0,00 και του 1,00. Για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία οι van Herk et al. (2004) προτείνουν να υπολογιστεί για κάθε άτομο ο αριθμός των ερωτημάτων στα οποία οι απαντήσεις του είναι καθαρά θετικές, δηλαδή ανήκουν στις υψηλότερες κατηγορίες της κλίμακας μέτρησης (εκφράζουν συμφωνία) και από τον αριθμό αυτόν να αφαιρεθεί ο αριθμός των ερωτημάτων στα οποία δόθηκαν καθαρά αρνητικές απαντήσεις, δηλαδή ανήκουν στις χαμηλότερες κατηγορίες της κλίμακας μέτρησης (εκφράζουν διαφωνία). Στην περίπτωση της πεντάβαθμης κλίμακας χρησιμοποιούνται οι απαντήσεις 1 και 2 από τη μία και οι απαντήσεις 4 και 5 από την άλλη. Ο αριθμός που προκύπτει διαιρείται στη συνέχεια με το συνολικό αριθμό των ερωτημάτων, ενώ ο δείκτης που υπολογίζεται με τον τρόπο αυτόν κυμαίνεται μεταξύ -1,00 και 1,00.

Αφού υπολογιστούν για κάθε συμμετέχοντα οι δείκτες-βαθμολογίες στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, μπορεί στη συνέχεια να γίνει σύγκριση διαφόρων ομάδων (π.χ.

χώρες, διαφορετικοί τρόποι χορήγησης του ερωτηματολογίου) ως προς τους μέσους όρους των δεικτών αυτών ή οι δείκτες αυτοί να χρησιμοποιηθούν σε άλλες αναλύσεις (π.χ. ανάλυση παλινδρόμησης, Baumgartner & Steenkamp, 2001, ανάλυση παραγόντων, Weijters et al., 2008, κ.τ.λ.).

1.6.8 Generalized IRT models για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις

Οι Jin και Wang (2014) προτείνουν μία μέθοδο για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις μέσω της θεωρίας των λανθάνοντων χαρακτηριστικών (*item response theory*, για την απόδοση του όρου στα ελληνικά, βλ. Μυλωνάς, 2012). Στα υποδείγματα που παρουσιάζουν, ο βαθμός της τάσης για ακραίες απαντήσεις εκφράζεται μέσω μίας παραμέτρου που εκτιμάται για κάθε συμμετέχοντα, την οποία συμβολίζουν με το γράμμα ω . Η παράμετρος « ω » αποτελεί έναν συντελεστή με τον οποίο πολλαπλασιάζονται οι ουδοί (*thresholds*, παράμετροι που εκφράζουν τιμές του λανθάνοντος χαρακτηριστικού στις οποίες υπάρχει ίση πιθανότητα επιλογής δύο διαδοχικών εναλλακτικών απαντήσεων). Συγκεκριμένα, στα υποδείγματα που αναφέρουν οι Jin και Wang (2014), προκύπτουν για κάθε εναλλακτική απάντηση της κλίμακας μέτρησης των ερωτημάτων (π.χ. για τις εναλλακτικές απαντήσεις 1, 2, 3 και 4 όταν η κλίμακα είναι τετράβαθμη) μία χαρακτηριστική καμπύλη που δείχνει τις πιθανότητες επιλογής κάθε εναλλακτικής απάντησης για τα διάφορα επίπεδα του λανθάνοντος χαρακτηριστικού. Όταν οι συμμετέχοντες απαντούν με βάση το εννοιολογικό περιεχόμενο των ερωτημάτων, η μεγαλύτερη πιθανότητα επιλογής της εναλλακτικής απάντησης 1 θα πρέπει να αντιστοιχεί σε χαμηλά επίπεδα του λανθάνοντος χαρακτηριστικού, ενώ αντίστοιχα η μεγαλύτερη πιθανότητα επιλογής της εναλλακτικής απάντησης 4 θα πρέπει να αντιστοιχεί σε υψηλά επίπεδα του λανθάνοντος χαρακτηριστικού.

Έτσι, το λανθάνον χαρακτηριστικό και η παράμετρος ω αποτελούν τυχαίες μεταβλητές και θεωρούνται ανεξάρτητες μεταξύ τους. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του συντελεστή ω για ένα άτομο, τόσο περισσότερο θα απέχουν οι ουδοί (*thresholds*) μεταξύ τους, επομένως θα είναι λιγότερο πιθανό το άτομο να επιλέξει ακραίες απαντήσεις (θα χρειάζονται μεγαλύτερα επίπεδα λανθάνοντος χαρακτηριστικού προκειμένου να επιλεγούν ακραίες θετικές απαντήσεις και μικρότερα επίπεδα λανθάνοντος χαρακτηριστικού για να επιλεγούν ακραίες αρνητικές απαντήσεις). Τα άτομα με μικρότερους συντελεστές ω , θα έχουν μεγαλύτερες πιθανότητες να επιλέξουν

τα ακραία σημεία της κλίμακας μέτρησης, επειδή θα χρειάζονται λιγότερο ακραίες τιμές στο λανθάνον χαρακτηριστικό για να επιλέξουν τις ακραίες αυτές απαντήσεις.

1.6.9 Μέθοδος MDS-T

Μία εναλλακτική μέθοδος για τη μελέτη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης και τη σύγκριση της επίδρασής τους σε διαφορετικές ομάδες συμμετεχόντων (π.χ. ομάδες τρόπου χορήγησης του ερωτηματολογίου σε έντυπη και διαδικτυακή μορφή) είναι η μέθοδος MDS-T (Mylonas, 2009, 2016. Mylonas et al., 2011. Mylonas, Lawrence, Zajenkowska, & Bower Russa, 2017. Papazoglou & Mylonas, 2016). Η μέθοδος αυτή αφορά σε επίλυση πολυδιάστατης γεωμετρικής βαθμονόμησης ομοιοτήτων (*multidimensional scaling, MDS*, π.χ. Borg & Groenen, 2005) με τριγωνομετρική μετατροπή των συντεταγμένων στην περιφέρεια κύκλου ή στην επιφάνεια σφαίρας. Γενικός στόχος της πολυδιάστατης γεωμετρικής βαθμονόμησης ομοιοτήτων είναι η απεικόνιση των ομοιοτήτων μεταξύ ερωτημάτων, ατόμων, ερεθισμάτων κ.τ.λ. στο χώρο με λίγες σε αριθμό διαστάσεις, έτσι ώστε οι αποστάσεις των σημείων (που αντιπροσωπεύουν αυτά τα ερωτήματα, άτομα, ερεθίσματα κ.τ.λ.) στο χώρο να έχουν την καλύτερη δυνατή αντιστοιχία με τις αρχικές μετρήσεις ομοιότητας. Για παράδειγμα, αν οι αρχικές μετρήσεις ήταν ομοιότητες μεταξύ ερωτημάτων, ο στόχος είναι στην τελική απεικόνιση στο χώρο (π.χ. δύο διαστάσεων) τα ερωτήματα που είναι παρόμοια ως προς το εννοιολογικό περιεχόμενο (και οι συμμετέχοντες απαντούν σε αυτά με παρόμοιο τρόπο) να βρίσκονται σε κοντινές μεταξύ τους αποστάσεις, ενώ ερωτήματα που είναι διαφορετικά μεταξύ τους να έχουν σχετικά μεγάλες αποστάσεις το ένα από το άλλο.

Στις απεικονίσεις που προκύπτουν από τις επιλύσεις της πολυδιάστατης γεωμετρικής βαθμονόμησης ομοιοτήτων, έχουν παρατηρηθεί προβλήματα ερμηνείας (βλ. π.χ. Sidiropoulou-Dimakakou, Mylonas, & Argyropoulou, 2008) όταν οι σχετικές θέσεις των σημείων κατά μήκος των διαστάσεων δεν αντιστοιχούν ακριβώς στις σχέσεις των ερωτημάτων αυτών ως προς τις θεωρητικές διαστάσεις που αξιολογούν. Προκειμένου να διευκολυνθεί η ερμηνεία της απεικόνισης σε δύο ή σε τρεις διαστάσεις, έχει προταθεί η μέθοδος MDS-T για τη μετατροπή της απεικόνισης δύο διαστάσεων στην περιφέρεια κύκλου και της απεικόνισης τριών διαστάσεων στην επιφάνεια σφαίρας. Στις απεικονίσεις αυτές στον κύκλο και στη σφαίρα, όλα τα σημεία (ερωτήματα, άτομα, ερεθίσματα κ.τ.λ.) βρίσκονται πάνω στο ίδιο συνεχές (περιφέρεια κύκλου ή επιφάνεια

σφαίρας), επομένως μπορεί να παρατηρηθούν ομοιογενείς ομάδες ερωτημάτων (ατόμων, ερεθισμάτων κ.τ.λ.) που αποτελούνται από γειτονικά σημεία και ξεχωρίζουν από άλλες τέτοιες ομοιογενείς ομάδες, οι οποίες βρίσκονται σε διαφορετικές περιοχές του συνεχούς.

Στη μέθοδο MDS-T υπολογίζεται πρώτον μία επίλυση πολυδιάστατης γεωμετρικής βαθμονόμησης ομοιοτήτων με τον αλγόριθμο ALSCAL (Takane, Young, & de Leeuw, 1977) σε δύο διαστάσεις ή σε τρεις διαστάσεις. Στη συνέχεια, γίνεται τριγωνομετρική μετατροπή των συντεταγμένων που προκύπτουν (στην περιφέρεια κύκλου για την επίλυση δύο διαστάσεων και στην επιφάνεια σφαίρας για την επίλυση τριών διαστάσεων), μέσω μετατροπής των δύο ή τριών συντεταγμένων κάθε ερωτήματος σε ακτίνια (αναλόγως του τεταρτημορίου στο οποίο βρίσκονται τα σημεία στην αρχική απεικόνιση) και στη συνέχεια σε μοίρες. Για την περίπτωση της απεικόνισης στην περιφέρεια κύκλου, οι γωνίες σε μοίρες για κάθε ερώτημα εκφράζουν την απόσταση των ερωτημάτων αυτών κατά μήκος της περιφέρειας από το σημείο μηδέν (0 μοίρες). Έτσι, για κάθε ζεύγος συντεταγμένων σε δύο διαστάσεις (x, y) ενός ερωτήματος που προκύπτουν μέσω του αλγορίθμου ALSCAL, υπολογίζεται η γωνία που σχηματίζεται από την ευθεία γραμμή που ενώνει το αντίστοιχο σημείο (ερώτημα) με την αρχή των αξόνων (σημείο 0,0) και το θετικό άξονα x. Η γωνία αυτή είναι θετική για τα σημεία που βρίσκονται στο πρώτο και στο δεύτερο τεταρτημόριο, ενώ είναι αρνητική για τα σημεία που βρίσκονται στο τρίτο και στο τέταρτο τεταρτημόριο. Συνολικά, οι γωνίες που υπολογίζονται έχουν εύρος από $-\pi$ έως π ακτίνια (-180 έως 180 μοίρες). Προκειμένου να υπολογιστούν οι γωνίες αυτές που προσδιορίζουν τη θέση κάθε σημείου στην περιφέρεια του κύκλου χρησιμοποιείται η συνάρτηση του τόξου εφαπτομένης (αντίστροφη εφαπτομένη, βλ. Beecher, Penna, & Bittinger, 2007) για κάθε ζεύγος συντεταγμένων x και y. Η συνάρτηση αυτή δίνει τη γωνία σε ακτίνια που αντιστοιχεί στο κάθε σημείο-ερώτημα. Η υπολογιστική διαδικασία είναι η εξής (Mylonas 2009, 2016. Papazoglou & Mylonas, 2016):

Δεδομένου του υποδείγματος για τη μετατροπή μίας γωνίας από ακτίνια σε μοίρες

$$\text{μοίρες} = \text{ακτίνια} \frac{180}{\pi}, \quad (5)$$

του υποδείγματος που δίνει το πρόσημο ενός πραγματικού αριθμού

$$\operatorname{sgn}(\alpha) = \frac{\alpha}{|\alpha|}, \quad \alpha \in \mathfrak{R}, \quad (6)$$

όπου \mathfrak{R} το σύνολο των πραγματικών αριθμών και της συνάρτησης υπολογισμού της εφαπτομένης μίας γωνίας φ

$$\tan(\varphi) = \frac{y}{x}, \quad (7)$$

όπου \tan η εφαπτομένη μίας γωνίας και x και y οι συντεταγμένες ενός σημείου σε δύο διαστάσεις, το τόξο εφαπτομένης που εκφράζει τη θέση του κάθε σημείου-ερωτήματος στην περιφέρεια του κύκλου, υπολογίζεται με τα παρακάτω υποδείγματα:

α) αν το σημείο βρίσκεται στο πρώτο ή στο τέταρτο τεταρτημόριο ($y \neq 0$ και $x > 0$),

$$\text{ακτίνια}(x, y) = \tan^{-1}\left(\left|\frac{y}{x}\right|\right) [\operatorname{sgn}(y)], \quad (8)$$

όπου το \tan^{-1} συμβολίζει το τόξο εφαπτομένης (αντίστροφη εφαπτομένη)⁵

β) αν το σημείο βρίσκεται πάνω στον άξονα y ($y \neq 0$ και $x = 0$),

$$\text{ακτίνια}(x, y) = \left(\frac{\pi}{2}\right) [\operatorname{sgn}(y)] \quad (9)$$

γ) αν το σημείο βρίσκεται στο δεύτερο ή στο τρίτο τεταρτημόριο ($y \neq 0$ και $x < 0$)

$$\text{ακτίνια}(x, y) = \left\{ \pi - \left[\tan^{-1}\left(\left|\frac{y}{x}\right|\right) \right] \right\} [\operatorname{sgn}(y)] \quad (10) \text{ και}$$

δ) αν το σημείο βρίσκεται πάνω στον άξονα x ($y = 0$ και $x \neq 0$)

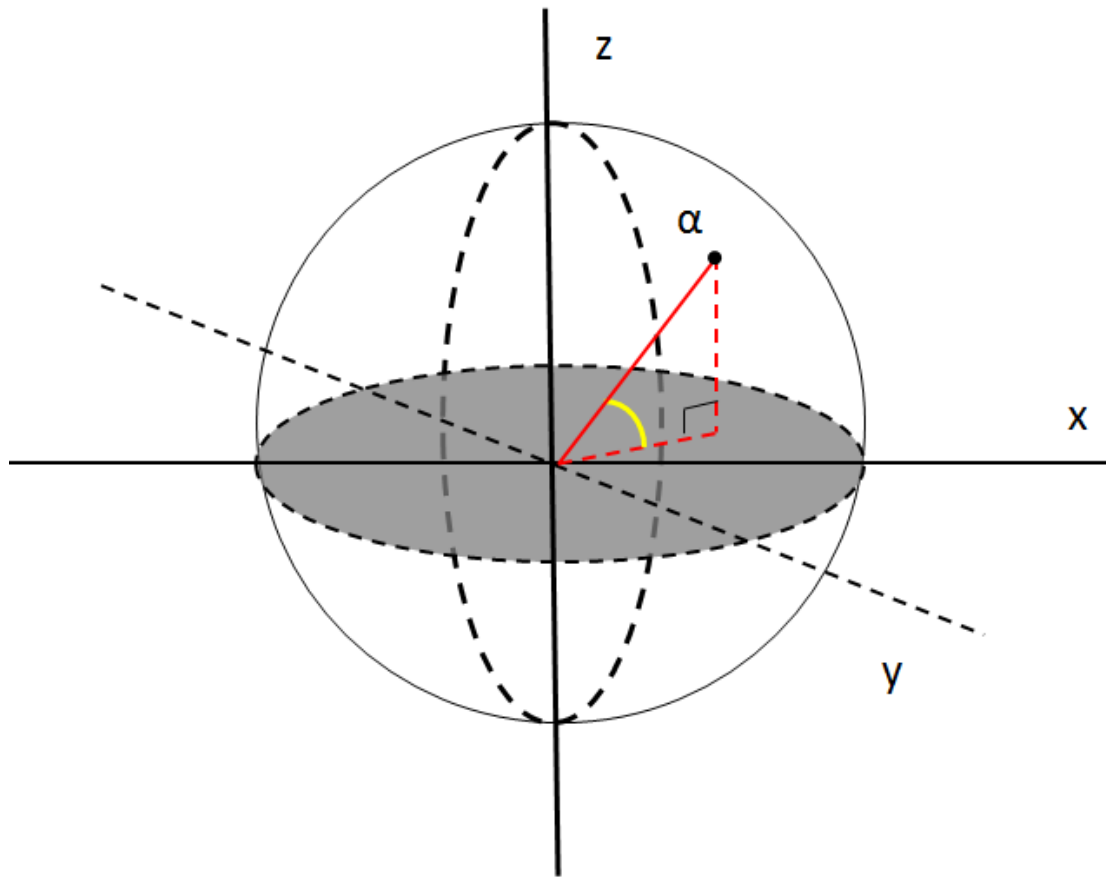
$$\text{αν } x > 0, \text{ ακτίνια}(x, y) = 0, \text{ ή αν } x < 0, \text{ ακτίνια}(x, y) = \pi. \quad (11)$$

⁵ Ταχεία σύγκλιση στη διαδικασία υπολογισμού του τριγωνομετρικού αριθμού $\tan^{-1}\left(\frac{y}{x}\right) = \tan^{-1}(z)$

επιτυγχάνεται μέσω της συνάρτησης του Euler $\tan^{-1}(z) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{2^{2n} (n!)^2}{(2n+1)!} \frac{z^{2n+1}}{(1+z^2)^{n+1}}$.

Στη συνέχεια, οι γωνίες σε ακτίνια που προκύπτουν για κάθε σημείο-ερώτημα μετατρέπονται σε μοίρες και μπορούν να απεικονιστούν στην περιφέρεια του κύκλου.

Για τη μετατροπή μίας επίλυσης ALSCAL με τρεις συντεταγμένες για κάθε ερώτημα στην επιφάνεια σφαίρας, υπολογίζονται δύο γωνίες για κάθε ερώτημα που προσδιορίζουν τη θέση του στη σφαίρα και αντιστοιχούν στο «γεωγραφικό μήκος» και στο «γεωγραφικό πλάτος» του. Όσον αφορά στην υπολογιστική διαδικασία, η πρώτη γωνία («γεωγραφικό μήκος») δηλώνει τη θέση του ερωτήματος ως προς το σημείο μηδέν του «ισημερινού» (την απόστασή του από το θετικό άξονα x στο επίπεδο των αξόνων x και y σαν να υπήρχαν δύο μόνο διαστάσεις). Η γωνία αυτή υπολογίζεται με βάση τις δύο πρώτες συντεταγμένες του σημείου (x και y) με τα υποδείγματα (8) έως (11). Η δεύτερη γωνία («γεωγραφικό πλάτος») δηλώνει το ύψος στο οποίο βρίσκεται ένα σημείο (ερώτημα) πάνω ή κάτω από τον «ισημερινό», αν δηλαδή βρίσκεται κοντά στον «ισημερινό», προς το «βόρειο πόλο», προς το «νότιο πόλο» ή σε κάποιο ενδιάμεσο ύψος (Papazoglou & Mylonas, 2016). Είναι δηλαδή η γωνία που σχηματίζεται από την ευθεία γραμμή που ενώνει το σημείο με το κέντρο της σφαίρας και το επίπεδο των αξόνων x και y . Η γωνία που υπολογίζεται για το «γεωγραφικό πλάτος», απεικονίζεται στο Σχήμα 6.



Σχήμα 6. Απεικόνιση της γωνίας που εκφράζει το «γεωγραφικό πλάτος» ενός υποθετικού σημείου α.

Στο σχήμα αυτό, το σημείο α βρίσκεται σε χώρο τριών διαστάσεων με συντεταγμένες x , y , z . Ο κυκλικός δίσκος με γκρι χρώμα συμβολίζει το επίπεδο του «ισημερινού» που ορίζεται από τους άξονες x και y , ενώ περνάει από το κέντρο της σφαίρας. Η γωνία που συμβολίζεται με το κίτρινο τόξο αντιστοιχεί στο «γεωγραφικό πλάτος» του σημείου α. Αναλυτικότερα, η γωνία που εκφράζει το «γεωγραφικό πλάτος» σχηματίζεται αν, πρώτον, φέρει κανείς από το σημείο α μία κάθετη γραμμή προς το επίπεδο των αξόνων x και y (η κάθετη κόκκινη διακεκομμένη γραμμή στο Σχήμα 6). Στη συνέχεια το σημείο στο οποίο η κάθετη αυτή γραμμή συναντά το επίπεδο των αξόνων x και y ενώνεται με το κέντρο της σφαίρας με μία δεύτερη ευθεία γραμμή (οριζόντια κόκκινη διακεκομμένη γραμμή στο Σχήμα 6). Η ευθεία που ενώνει το σημείο α με το κέντρο της σφαίρας (κόκκινη συνεχόμενη γραμμή) μαζί με τη δεύτερη από τις παραπάνω ευθείες (οριζόντια κόκκινη διακεκομμένη γραμμή, με μήκος ίσο με $(x^2+y^2)^{1/2}$, βλ. Hargood, 1992. Papazoglou & Mylonas, 2016) σχηματίζουν τη γωνία που αναζητείται (συμβολίζεται με το κίτρινο τόξο). Προκειμένου να υπολογιστεί το «γεωγραφικό

πλάτος» του σημείου a σε μοίρες, υπολογίζεται το τόξο εφαπτομένης (αντίστροφη εφαπτομένη) της γωνίας που περιγράφηκε αμέσως παραπάνω. Οι συναρτήσεις υπολογισμού του «γεωγραφικού πλάτους» ενός σημείου με τρεις συντεταγμένες (x , y και z) είναι οι εξής (βλ. Hargood, 1992. Papazoglou & Mylonas, 2016):

α) αν η ποσότητα $(x^2+y^2)^{1/2}$ διαφέρει από το μηδέν (0), τότε χρησιμοποιείται το υπόδειγμα

$$\alpha κ \acute{\alpha} ν ι α(x, y, z) = \tan^{-1} \left(\left| \frac{z}{(x^2 + y^2)^{1/2}} \right| \right) [\text{sgn}(z)], \quad (12)$$

β) αν η ποσότητα $(x^2+y^2)^{1/2}$ είναι ίση με το μηδέν (το σημείο βρίσκεται πάνω στον άξονα z), τότε χρησιμοποιείται το υπόδειγμα

$$\alpha κ \acute{\alpha} ν ι α(x, y, z) = \left(\frac{\pi}{2} \right) [\text{sgn}(z)]. \quad (13)$$

Οι γωνίες σε ακτίνια που προκύπτουν (με εύρος από $-\pi/2$ έως $\pi/2$) μπορούν στη συνέχεια να μετατραπούν σε μοίρες (με εύρος από -90 έως 90) με το υπόδειγμα (5). Έτσι, με βάση το «γεωγραφικό μήκος» και το «γεωγραφικό πλάτος» τους, τα ερωτήματα απεικονίζονται στην επιφάνεια της σφαίρας. Αριθμητικά παραδείγματα για τη μετατροπή των συντεταγμένων που προκύπτουν μέσω πολυδιάστατης γεωμετρικής βαθμονόμησης ομοιοτήτων (*MDS*) στην περιφέρεια κύκλου ή στην επιφάνεια σφαίρας παρουσιάζονται στο Papazoglou και Mylonas (2016). Το λογισμικό⁶ που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για το σκοπό αυτό, καθώς και οδηγίες για τη χρήση του υπάρχουν στην ιστοσελίδα <http://psychlabuoa.psych.uoa.gr/psychlab/mdst>.

Στην παρούσα έρευνα προτείνεται η χρήση των μεθόδων *MDS-T* στην περιφέρεια κύκλου και στην επιφάνεια σφαίρας για τη μελέτη της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (τάση για συμφωνία, τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, τάση για ακραίες απαντήσεις) στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στην προσέγγιση αυτή, για να εξεταστεί η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης σε ένα ερωτηματολόγιο, π.χ. προσωπικότητας, οι απαντήσεις των συμμετεχόντων στα

⁶ Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κύριο Γιώργο Σαντιπαντάκη, μεταδιδακτορικό ερευνητή στο Πανεπιστήμιο Πειραιώς, για τη δημιουργία του λογισμικού αυτού, καθώς και της ιστοσελίδας.

επιμέρους ερωτήματα του ερωτηματολογίου προσωπικότητας θα αναλυθούν μέσω MDS-T στον κύκλο και στη σφαίρα, μαζί με έναν αθροιστικό δείκτη του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης που ενδιαφέρει τον ερευνητή (π.χ. βαθμολογία σε μία κλίμακα ψεύδους για την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις). Οι αναλύσεις MDS-T στον κύκλο και στη σφαίρα θα γίνουν χωριστά για το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο και χωριστά για το δείγμα που το συμπλήρωσε στο διαδίκτυο. Έτσι για κάθε τρόπο χορήγησης (έντυπο, διαδικτυακό) θα υπάρχουν δύο απεικονίσεις των ερωτημάτων προσωπικότητας μαζί με τις βαθμολογίες των ατόμων στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης, μία απεικόνιση στην περιφέρεια κύκλου και μία απεικόνιση στην επιφάνεια σφαίρας. Η ύπαρξη επίδρασης του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης σε αυτές τις απεικονίσεις θα φανεί από την τοποθέτηση του δείκτη ιδιότυπου τρόπου απόκρισης σε σχέση με τα ερωτήματα προσωπικότητας. Αν ο δείκτης αυτός είναι κοντά σε κάποια ομάδα ερωτημάτων, τότε υπάρχει επίδραση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στα συγκεκριμένα ερωτήματα. Επίσης, αν σε κάποιον τρόπο χορήγησης (έντυπο ή διαδικτυακό) ο δείκτης ιδιότυπου τρόπου απόκρισης είναι περισσότερο κοντά στα ερωτήματα προσωπικότητας, τότε σε αυτόν τον τρόπο χορήγησης υπάρχει μεγαλύτερη επίδραση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης. Θα γίνει ακόμη σύγκριση μεταξύ της ίδιας απεικόνισης (για τον ίδιο τρόπο χορήγησης και τον ίδιο ιδιότυπο τρόπο απόκρισης) στον κύκλο και στη σφαίρα, ώστε να εξεταστεί αν κάποια από αυτές δείχνει καλύτερα την πιθανή επίδραση ή απουσία επίδρασης του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (για τη σύγκριση επιλύσεων MDS-T στον κύκλο και στη σφαίρα, βλ. Papazoglou & Mylonas, 2016). Τα αποτελέσματα των αναλύσεων αυτών παρουσιάζονται με περισσότερη λεπτομέρεια στην ενότητα των Ευρημάτων.

Συνοψίζοντας, οι μέθοδοι μελέτης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης που παρουσιάστηκαν στις ενότητες 1.6.1 έως 1.6.9 μπορούν να χρησιμοποιηθούν για οποιαδήποτε μέθοδο συλλογής δεδομένων, όπως το έντυπο ερωτηματολόγιο, η τηλεφωνική συνέντευξη, το ηλεκτρονικό ερωτηματολόγιο (μέσω υπολογιστή) και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Επίσης, μπορεί να γίνει σύγκριση ομάδων τρόπου συλλογής δεδομένων ως προς την επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης για να διαπιστωθεί κατά πόσο αυτή είναι μεγαλύτερη σε κάποιον από τους τρόπους συλλογής δεδομένων.

1.7 Ερευνητικοί στόχοι

Σκοπός της παρούσας έρευνας είναι να γίνει σύγκριση της επίδρασης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στη διαδικτυακή και την έντυπη μορφή του ίδιου ψυχομετρικού εργαλείου. Οι συγκεκριμένοι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης που θα εξεταστούν είναι η τάση για συμφωνία (*acquiescence response style*), η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability*), καθώς και η τάση για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style*).

Θα μελετηθεί δηλαδή, πρώτον, κατά πόσο οι απαντήσεις των συμμετεχόντων στις δύο μορφές χορήγησης ερωτηματολογίων (έντυπη και διαδικτυακή) επηρεάζονται από τους παραπάνω ιδιότυπους τρόπους απόκρισης.

Ένα δεύτερο ερώτημα είναι κατά πόσο η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης είναι μεγαλύτερη στο έντυπο ή στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ή αν η επίδραση αυτή είναι η ίδια στις δύο μορφές χορήγησης.

Επίσης, θα διερευνηθεί κατά πόσο η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης θα είναι διαφορετική σε δύο ειδών ψυχομετρικά εργαλεία, δηλαδή σε ένα αντικειμενικό τεστ από τη μία, στο οποίο οι απαντήσεις των συμμετεχόντων είναι είτε σωστές είτε λάθος (τεστ γνώσεων) και σε ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς από την άλλη τα οποία είναι περισσότερο υποκειμενικά και δεν υπάρχουν σωστές και λάθος απαντήσεις (π.χ. ερωτηματολόγιο προσωπικότητας). Η επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης αναμένεται να είναι μικρότερη έως μηδενική στα αντικειμενικά τεστ γνώσεων σε σύγκριση με τα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς (προσωπικότητας), επειδή η δοκιμασία είναι περισσότερο συγκεκριμένη (ο συμμετέχων είτε γνωρίζει, είτε δεν γνωρίζει την απάντηση), επομένως δεν αναμένεται να υπάρχει μεγάλος βαθμός ασάφειας ως προς το τι ζητείται και καθώς όλοι θα προσπαθήσουν να επιτύχουν τις ορθές απαντήσεις μειώνοντας στο ελάχιστο την επίδραση της κοινωνικής αποδοχής. Ακόμη, η μορφή των απαντήσεων είναι τέτοια, ώστε οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης να έχουν μικρή πιθανότητα να τις επηρεάσουν (ζητούνται συγκεκριμένες απαντήσεις-πληροφορίες, δεν είναι του τύπου «σωστό»-«λάθος», «ισχύει»-«δεν ισχύει», όπου ο συμμετέχων που έχει αμφιβολίες για την απάντηση να επιλέγει συστηματικά κάποια συγκεκριμένη εναλλακτική απάντηση, π.χ. «σωστό»). Ακόμη, τα ερωτηματολόγια ήταν ανώνυμα, χωρίς κάποια οδηγία που να προκαλεί τάση για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις (π.χ. πλαίσιο επιλογής προσωπικού, κάποιο άλλο πλαίσιο αξιολόγησης

όπου τα άτομα να έχουν κίνητρο να παρουσιάσουν τον εαυτό τους με μη-επιθυμητό τρόπο, να μην θέλουν να επιλεγούν). Κάποιες αναμενόμενες συσχετίσεις των ικανοτήτων με ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (π.χ. μέσω της αναφερόμενης στη βιβλιογραφία αρνητικής συσχέτισης εκπαιδευτικού επιπέδου και τάσης για συμφωνία, Watson, 1992), αν παρατηρηθούν, δεν αναμένεται να είναι διαφορετικές λόγω του τρόπου χορήγησης. Σε προηγούμενες έρευνες σχετικά με την επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, δεν έχει χορηγηθεί τεστ γνώσεων ως μέτρο σύγκρισης. Στην παρούσα έρευνα το τεστ γνώσεων χρησιμοποιείται ως ένας έλεγχος ότι η μέθοδος μελέτης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης είναι σωστή, δηλαδή στη συνθήκη που δεν αναμένεται επίδραση ή διαφορές μεταξύ ομάδων, δεν προκύπτουν διαφορές από τα αποτελέσματα.

Ένας κεντρικός μεθοδολογικός και στατιστικός στόχος της παρούσας έρευνας είναι να προταθεί μία νέα μέθοδος για τη μελέτη της επίδρασης των παραπάνω ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ως επέκταση των μεθόδων που περιγράφονται στη βιβλιογραφία. Όπως αναφέρθηκε παραπάνω και θα παρουσιαστεί αναλυτικότερα στο κεφάλαιο των Ευρημάτων της έρευνας, προτείνεται η χρήση της μεθόδου MDS-T (βλ. ενότητα 1.6.9) για τη μελέτη της επίδρασης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης ως εναλλακτικής μεθόδου στις ήδη υπάρχουσες.

Στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιείται η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων για τη σύγκριση της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μεταξύ τρόπων χορήγησης (έντυπο ερωτηματολόγιο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Όπως αναφέρθηκε στην ενότητα 1.5.1, δύο έρευνες έχουν εντοπιστεί όπου η ανάλυση δομικών αιτιακών εξισώσεων ή η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων έχουν χρησιμοποιηθεί για το σκοπό αυτό (Meade et al., 2007. Weijters et al., 2008). Όμως οι έρευνες αυτές έχουν γίνει σε διαφορετικές επιστημονικές περιοχές, με διαφορετικές μετρήσεις και τα ερευνητικά ερωτήματα που εξετάστηκαν, καθώς και ο τρόπος χρήσης των στατιστικών τεχνικών ήταν διαφορετικά σε σχέση με την παρούσα έρευνα (βλ. ενότητα 1.5.1 για περισσότερες λεπτομέρειες). Ακόμη, στην παρούσα έρευνα προτείνεται ένας εναλλακτικός τρόπος χρήσης της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων για τη διερεύνηση της επίδρασης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, θεωρώντας ότι η επίδραση αυτή μπορεί να περιορίζεται σε μερικά ερωτήματα (να μην είναι απαραίτητα τόσο γενικευμένα, όπως π.χ. προϋποθέτουν οι Billiet & McClendon, 2000, Watson, 1992 και

Welkenhuysen-Gybels, Billiet, & Cambré, 2003) και να αναζητούνται έστω και μικρές διαφορές (αν υπάρχουν) μεταξύ των τρόπων χορήγησης. Η διαδικασία χρήσης της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις, με τον τρόπο που χρησιμοποιείται στην παρούσα έρευνα, δεν έχει παρουσιαστεί σε προηγούμενες έρευνες. Οι Weijters et al. (2008), όπως αναφέρθηκε στην ενότητα 1.5.1, χρησιμοποίησαν ανάλυση δομικών αιτιακών εξισώσεων για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις, αλλά ο τρόπος με τον οποίο συσχετίστηκε ο ιδιότυπος αυτός τρόπος απόκρισης με τη θεωρητική έννοια που ενδιέφερε τους ερευνητές παρουσιάζει αδυναμίες. Ο περιορισμός αυτός αντιμετωπίστηκε στην παρούσα έρευνα με διαφορετική μεθοδολογία μελέτης της τάσης για ακραίες απαντήσεις.

Η παρούσα εργασία επίσης θα εστιαστεί στην εξέταση των παραπάνω ερωτημάτων στο ελληνικό πλαίσιο. Δεν έχει εντοπιστεί κάποια άλλη έρευνα στην Ελλάδα στην οποία να γίνεται σύγκριση του παραδοσιακού εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης ερωτημάτων και στην οποία να γίνεται επιπλέον σύγκριση μεταξύ τεστ γνώσεων και ερωτηματολογίου αυτοαναφοράς.

2. Μέθοδος

2.1 Δείγμα

Το συνολικό δείγμα των συμμετεχόντων της έρευνας αποτελείται από 690 άτομα, 158 (22,9%) άνδρες και 531 (77%) γυναίκες, ενώ ένα άτομο (0,1%) δεν δήλωσε το φύλο του. Ως προς την ηλικία, το έτος γέννησης των συμμετεχόντων κυμάνθηκε από το έτος 1950 έως το έτος 2000. Οι περισσότεροι από τους συμμετέχοντες (588 άτομα, ποσοστό 85,2%) δήλωσαν ότι ήταν φοιτητές, 101 άτομα (14,6%) δήλωσαν ότι δεν ήταν φοιτητές, ενώ ένα άτομο (0,1%) δεν δήλωσε τη φοιτητική του ιδιότητα. Από το συνολικό δείγμα των συμμετεχόντων, 275 άτομα (39,9%) συμπλήρωσαν τα ερωτηματολόγια της έρευνας σε έντυπη μορφή και 415 άτομα (60,1%) τα συμπλήρωσαν στο διαδίκτυο. Οι δύο ομάδες τρόπου χορήγησης των ερωτηματολογίων (έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) παρουσιάζονται στις ενότητες που ακολουθούν.

Όσον αφορά στο φύλο των συμμετεχόντων, τόσο στο συνολικό δείγμα, όσο και στις διάφορες υποομάδες που θα παρουσιαστούν παρακάτω (έντυπο-διαδικτυακό, φοιτητές και μη-φοιτητές εντός του διαδικτυακού δείγματος) το μεγαλύτερο ποσοστό των ατόμων ήταν γυναίκες. Το γεγονός ότι οι γυναίκες αποτελούσαν την πλειοψηφία των ατόμων σε όλες τις επιμέρους ομάδες που εξετάστηκαν δείχνει ότι το φύλο μάλλον δεν έχει μεγάλη πιθανότητα να προκαλεί τις όποιες διαφορές βρεθούν μεταξύ ομάδων.

2.1.1 Έντυπο ερωτηματολόγιο

Το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο αποτελείται από 275 άτομα, από τα οποία τα 272 (98,9%) ήταν φοιτητές, ενώ 3 άτομα (1,1%) δήλωσαν ότι δεν ήταν φοιτητές. Όσον αφορά στο φύλο, 34 συμμετέχοντες (12,4%) ήταν άνδρες και 241 (87,6%) ήταν γυναίκες. Επειδή στο δείγμα αυτό η πλειοψηφία των ατόμων ήταν φοιτητές και η ομάδα των μη-φοιτητών ήταν πολύ μικρή (μόνο τρία άτομα) για να αναλυθεί ξεχωριστά, στις περαιτέρω αναλύσεις χρησιμοποιήθηκε μόνο η ομάδα των 272 φοιτητών. Ως προς το φύλο των φοιτητών, 33 άτομα (12,1%) ήταν άνδρες και 239 άτομα (87,9%) ήταν γυναίκες. Οι περισσότεροι από τους φοιτητές και φοιτήτριες δήλωσαν ως πανεπιστημιακό ίδρυμα φοίτησης το ΕΚΠΑ, ενώ ένα άτομο δήλωσε ότι φοιτούσε στο Πανεπιστήμιο Κρήτης. Σχετικά με το τμήμα φοίτησης, 7 άτομα (2,6%) σπούδαζαν Φιλολογία, 262 άτομα (96,3%) φοιτούσαν στο τμήμα ΦΠΨ ή σε τμήμα Ψυχολογίας, ενώ τρία άτομα (1,1%) δεν δήλωσαν το τμήμα φοίτησης. Το έτος γέννησης των φοιτητών κυμάνθηκε μεταξύ των ετών 1957 και 1996 και όσον αφορά στο επίπεδο φοίτησης, 269 άτομα (98,9%) δήλωσαν ότι ήταν προπτυχιακοί φοιτητές και τρία άτομα (1,1%) δεν δήλωσαν το επίπεδο φοίτησης.

2.1.2 Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Το δείγμα των συμμετεχόντων που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο αποτελείται από 415 άτομα, από τα οποία 316 άτομα (76,1%) δήλωσαν ότι ήταν φοιτητές, 98 άτομα (23,6%) δεν ήταν φοιτητές, ενώ ένα άτομο (0,2%) δεν δήλωσε την φοιτητική του ιδιότητα. Το συνολικό διαδικτυακό δείγμα περιλαμβάνει 124 (29,9%) άνδρες, 290 (69,9%) γυναίκες, ενώ ένα άτομο (0,2%) δεν δήλωσε το φύλο του.

2.1.2.1 Φοιτητικό υποσύνολο του δείγματος διαδικτυακής συλλογής δεδομένων

Όσον αφορά στο δείγμα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο της έρευνας στο διαδίκτυο (N = 316), ως προς το φύλο, 105 άτομα (33,2%) ήταν άνδρες,

210 άτομα (66,5%) ήταν γυναίκες, ενώ ένα άτομο (0,3%) δεν δήλωσε το φύλο του. Από τους φοιτητές αυτούς, 251 άτομα (79,4%) φοιτούσαν στο ΕΚΠΑ, 10 άτομα (3,2%) στο Πάντειο πανεπιστήμιο, 8 άτομα (2,5%) στο Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο Θεσσαλονίκης και 47 άτομα (14,9%) σε διάφορα άλλα πανεπιστημιακά ιδρύματα. Σχετικά με το τμήμα φοίτησης, 89 φοιτητές (28,2%) ήταν στο ΦΠΨ ή σε τμήμα Ψυχολογίας, 67 συμμετέχοντες (21,2%) φοιτούσαν σε τμήμα Πληροφορικής, 34 άτομα (10,8%) σε τμήμα Φυσικής, 17 άτομα (5,4%) σε τμήμα Γαλλικής Φιλολογίας, 13 άτομα (4,1%) σε τμήμα Φιλολογίας, 10 άτομα (3,2%) σε τμήμα Ιστορίας και Αρχαιολογίας, 9 άτομα (2,8%) σε τμήμα Μαθηματικών ή Εφαρμοσμένων Μαθηματικών και Φυσικών Επιστημών, 9 άτομα (2,8%) σε Παιδαγωγικό Τμήμα Δημοτικής Εκπαίδευσης ή Παιδαγωγικών, 8 άτομα (2,5%) σε τμήμα Αγγλικής Φιλολογίας, 8 άτομα (2,5%) σε τμήμα Μουσικών Σπουδών, 51 άτομα (16,1%) φοιτούσαν σε διάφορα άλλα τμήματα, ενώ 2 άτομα (0,6%) δεν δήλωσαν το τμήμα φοίτησής τους.

Σχετικά με τη ηλικία των φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, το έτος γέννησης κυμάνθηκε μεταξύ των ετών 1964 και 1996, ενώ ως προς το επίπεδο φοίτησης, 285 άτομα (90,2%) δήλωσαν ότι ήταν προπτυχιακοί φοιτητές, 19 άτομα (6%) ήταν μεταπτυχιακοί φοιτητές, 9 άτομα (2,8%) ήταν υποψήφιοι διδάκτορες και 3 άτομα (0,9%) δεν δήλωσαν το επίπεδο φοίτησης.

2.1.2.2 Μη-φοιτητικό υποσύνολο του δείγματος διαδικτυακής συλλογής δεδομένων

Το δείγμα των μη-φοιτητών που συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο στο διαδίκτυο (N = 98) αποτελείται από 19 (19,4%) άνδρες και 79 (80,6%) γυναίκες, με έτος γέννησης από το 1950 έως το έτος 2000. Από αυτούς τους συμμετέχοντες, 66 άτομα (67,3%) δήλωσαν ότι εργάζονταν, ενώ 32 άτομα (32,7%) δεν εργάζονταν. Σχετικά με το είδος της εργασίας των συμμετεχόντων, 41 άτομα (62,1%) ασκούσαν επιστημονικά και καλλιτεχνικά επαγγέλματα, 14 άτομα (21,2%) ήταν υπάλληλοι γραφείου, 4 άτομα (6,1%) ανήκαν στην κατηγορία των τεχνολόγων και τεχνικών βοηθών, 3 άτομα (4,5%) εργάζονταν στην παροχή υπηρεσιών ή ήταν πωλητές, 1 άτομο (1,5%) ήταν ανώτερο διοικητικό στέλεχος, 1 άτομο (1,5%) δήλωσε ότι έκανε εθελοντική εργασία, ενώ 2 άτομα (3%) δεν δήλωσαν το είδος της εργασίας τους (σχετικά με τις επαγγελματικές αυτές κατηγορίες, βλ. Μυλωνάς & Ξανθοπούλου, 2007). Όσον αφορά στο εκπαιδευτικό επίπεδο των μη-φοιτητών που συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο διαδικτυακά, 72 άτομα (73,5%) ήταν απόφοιτοι πανεπιστημίου ή πολυτεχνείου, 13

άτομα (13,3%) ήταν απόφοιτοι ανώτερης σχολής ή ΤΕΙ, 9 άτομα (9,2%) ήταν απόφοιτοι λυκείου ή εξαταξίου γυμνασίου, 1 άτομο (1%) είχε ολοκληρώσει το τριτάξιο γυμνάσιο, ενώ 3 άτομα (3,1%) δεν δήλωσαν το εκπαιδευτικό τους επίπεδο.

2.1.3 Συγκρίσεις υποομάδων του δείγματος ως προς δημογραφικά χαρακτηριστικά

Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, οι γυναίκες ήταν η πλειοψηφία των συμμετεχόντων σε όλες τις υποομάδες που παρουσιάστηκαν (φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Στην περίπτωση που η κατανομή του φύλου είναι πολύ διαφορετική στις συγκρινόμενες ομάδες σχετικά με τα κύρια ερευνητικά ερωτήματα (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), τότε το φύλο θα μπορούσε να αποτελεί εναλλακτική εξήγηση για όποιες διαφορές προκύψουν μεταξύ των ομάδων αυτών. Έτσι, έγινε σύγκριση των ποσοστών των δύο φύλων για τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο και τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, μέσω υπολογισμού του δείκτη συνάφειας Φ και του χ^2 κριτηρίου για τη στατιστική σημαντικότητα του δείκτη αυτού (βλ. Μυλωνάς, 2012). Τα ποσοστά των δύο φύλων στις δύο ομάδες τρόπου χορήγησης (φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, $N = 272$, φοιτητές και μη-φοιτητές⁷ που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, $N = 414$, συνολικό $N = 686$) παρουσιάζονται στον Πίνακα 2.

Πίνακας 2. Σύγκριση ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς το φύλο

			Φύλο		Σύνολο
			άνδρες	γυναίκες	
Τρόπος χορήγησης ερωτηματολογίου	έντυπο	Αριθμός ατόμων	33	239	272
		Ποσοστό % εντός εντύπου ερωτηματολογίου	12,1%	87,9%	100,0%
	διαδικτυακό	Αριθμός ατόμων	124	289	413*
		Ποσοστό % εντός διαδικτυακού ερωτηματολογίου	30,0%	70,0%	100,0%
Συνολικό δείγμα		Αριθμός ατόμων	157	528	685*
		Ποσοστό % στο συνολικό δείγμα	22,9%	77,1%	100,0%

* Ένα άτομο δεν δήλωσε το φύλο του

⁷ Το ένα άτομο της διαδικτυακής ομάδας συλλογής δεδομένων που δεν δήλωσε τη φοιτητική του ιδιότητα, δεν συμπεριλήφθηκε στις αναλύσεις.

Το στατιστικό κριτήριο χ^2 για τη σύγκριση των ομάδων τρόπου χορήγησης του ερωτηματολογίου ως προς το φύλο ήταν στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 29,716$, $df = 1$, $p < 0,001$), αλλά ο δείκτης συνάφειας Φ μεταξύ φύλου και τρόπου χορήγησης ήταν μικρός σε μέγεθος (τιμή $-0,208$). Η συσχέτιση μεταξύ φύλου και τρόπου χορήγησης δεν είναι ισχυρή, επομένως η διαφορά στην κατανομή του φύλου μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού τρόπου συλλογής δεδομένων δεν αποτελεί πρόβλημα για τη σύγκριση των δύο ομάδων στα κύρια ερευνητικά ερωτήματα.

Η ηλικία των συμμετεχόντων έχει αναφερθεί να σχετίζεται με ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Οι δύο ομάδες τρόπου χορήγησης (φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο $N = 272$, φοιτητές και μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο $N = 414$) συγκρίθηκαν ως προς την ηλικία μέσω ανάλυσης διακύμανσης. Τα ερωτηματολόγια της έρευνας χορηγήθηκαν το έτος 2014, επομένως η ηλικία υπολογίστηκε αφαιρώντας από το 2014 το έτος γέννησης των συμμετεχόντων. Ένα άτομο που συμπλήρωσε το ερωτηματολόγιο διαδικτυακά δεν δήλωσε το έτος γέννησης, επομένως ο αριθμός ατόμων για τον τρόπο αυτό χορήγησης ήταν $N = 413$ στη σύγκριση ως προς την ηλικία. Βρέθηκε στατιστικώς σημαντική διαφορά των δύο ομάδων ως προς την ηλικία [$F(1, 683) = 127,805$, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,158$] με τη διαδικτυακή ομάδα συλλογής δεδομένων να έχει υψηλότερο μέσο όρο (M.O. = 25,23, T.A. = 7,70) σε σχέση με τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο (M.O. = 19,61, T.A. = 3,49). Η διαφορά αυτή των δύο ομάδων τρόπου χορήγησης του ερωτηματολογίου ως προς την ηλικία δεν θα αποτελέσει πρόβλημα για τις συγκρίσεις ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, αφού τα ερευνητικά ερωτήματα αφορούν στη συσχέτιση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με άλλες μεταβλητές και όχι στο επίπεδο των δύο ομάδων στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Στο διαδικτυακό δείγμα, η διασπορά της ηλικίας είναι μεγαλύτερη [$F(412, 271) = 4,87$, $p < 0,0001$], γεγονός που θα μπορούσε να επηρεάσει τις συσχετίσεις των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με άλλες μεταβλητές (αν αυτοί οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης συσχετίζονται με την ηλικία). Ως παράδειγμα αναφέρονται οι συσχετίσεις της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές

απαντήσεις⁸ (συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους) με την ηλικία. Δεν υπήρχε τέτοια συσχέτιση σε καμία από τις υποομάδες ($r = 0,07$ για το έντυπο ερωτηματολόγιο και $r = 0,165$ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) ούτε για το συνολικό δείγμα ($r = 0,105$). Επομένως, η μεταβλητή της ηλικίας δεν θα αποτελέσει πρόβλημα για τις συγκρίσεις ως προς τα κύρια ερευνητικά ερωτήματα.

Σύμφωνα με τους van Vaerenbergh και Thomas (2013), το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο σχετίζεται επίσης με ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Στην παρούσα έρευνα υπήρχαν κάποιες δημογραφικές ερωτήσεις μέσω των οποίων μπορεί να προσεγγιστεί το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο των συμμετεχόντων (βλ. Μυλωνάς & Ξανθοπούλου, 2007). Επομένως, εξετάστηκαν οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου στις αντίστοιχες δημογραφικές ερωτήσεις, ώστε να διερευνηθεί κατά πόσο οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν σημαντικά σε αυτές, με αποτέλεσμα οι μεταβλητές αυτές να αποτελούν πιθανές εναλλακτικές εξηγήσεις για τις όποιες διαφορές προκύπτουν. Αντί των μεταβλητών «επάγγελμα» και «μορφωτικό επίπεδο» που αναφέρονται από τους Μυλωνάς και Ξανθοπούλου (2007), οι δύο ομάδες τρόπου χορήγησης συγκρίθηκαν ως προς τις κατανομές του επαγγέλματος των γονέων και του εκπαιδευτικού επιπέδου των γονέων, καθώς, από τους συμμετέχοντες στην έντυπη συνθήκη χορήγησης μόνο 51 άτομα (18,9%) εργάζονταν και ως προς το εκπαιδευτικό τους επίπεδο ήταν όλοι φοιτητές, ενώ από τους συμμετέχοντες στη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης 159 άτομα (38,7%) εργάζονταν και ένα μεγάλο ποσοστό τους ήταν επίσης φοιτητές. Ακόμη, οι δύο τρόποι χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) συγκρίθηκαν και ως προς άλλες μεταβλητές εκτίμησης του κοινωνικο-οικονομικού επιπέδου (Μυλωνάς & Ξανθοπούλου, 2007), οι οποίες στο ερωτηματολόγιο της παρούσας έρευνας, ήταν ο τόπος μόνιμης κατοικίας, το είδος της τοποθεσίας των διακοπών (η ερώτηση «Πού πηγαίνεις συνήθως για διακοπές;»), η συχνότητα και η διάρκεια των διακοπών, καθώς και ο αριθμός των δωματίων της μόνιμης κατοικίας.

⁸ Όπως θα παρουσιαστεί στα Ευρήματα, βρέθηκε μεγαλύτερη επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, το οποίο θα μπορούσε να αποδοθεί στη μεγαλύτερη διασπορά της ηλικίας, αν αυτή συσχετιζόταν με τον ιδιότυπο αυτόν τρόπο απόκρισης.

Όσον αφορά στο εκπαιδευτικό επίπεδο του πατέρα, η κατανομή του στις διάφορες υποκατηγορίες για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζεται στον Πίνακα 3.

Πίνακας 3. Σύγκριση ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς το εκπαιδευτικό επίπεδο του πατέρα

			τρόπος χορήγησης		Σύνολο
			έντυπο	διαδικτυακό	
εκπαιδευτικό επίπεδο πατέρα	μερικές τάξεις δημοτικού	Αριθμός ατόμων	5	11	16
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	1,9%	2,7%	2,4%
	δημοτικό	Αριθμός ατόμων	22	39	61
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	8,1%	9,5%	9,0%
	1 ή 2 τάξεις γυμνασίου	Αριθμός ατόμων	8	10	18
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	3,0%	2,4%	2,7%
	γυμνάσιο (τρεις τάξεις)	Αριθμός ατόμων	14	27	41
	Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	5,2%	6,6%	6,0%	
λύκειο ή εξατάξιο γυμνάσιο	Αριθμός ατόμων	79	118	197	
	Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	29,3%	28,9%	29,0%	
ανώτερη σχολή - ΤΕΙ	Αριθμός ατόμων	52	74	126	
	Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	19,3%	18,1%	18,6%	
πανεπιστήμιο/πολυτεχ νείο	Αριθμός ατόμων	90	130	220	
	Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	33,3%	31,8%	32,4%	
Σύνολο	Αριθμός ατόμων	270	409	679*	
	Συνολικό ποσοστό	100,0%	100,0%	100,0%	

*7 άτομα δεν δήλωσαν το εκπαιδευτικό επίπεδο του πατέρα

Ο δείκτης χ^2 για τη σύγκριση των δύο ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς το εκπαιδευτικό επίπεδο του πατέρα ήταν στατιστικώς ασήμαντος ($\chi^2 = 1,786$, $df = 6$, $p > 0,05$), επομένως το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διαφέρουν ως προς την κατανομή του εκπαιδευτικού επιπέδου του πατέρα.

Όσον αφορά στο εκπαιδευτικό επίπεδο της μητέρας, τα ποσοστά στις διάφορες υποκατηγορίες για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.

Πίνακας 4. Σύγκριση ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς το εκπαιδευτικό επίπεδο της μητέρας

			τρόπος χορήγησης		Σύνολο
			έντυπο	διαδικτυακό	
εκπαιδευτικό επίπεδο μητέρας	μερικές τάξεις δημοτικού	Αριθμός ατόμων	4	8	12
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	1,5%	2,0%	1,8%
	δημοτικό	Αριθμός ατόμων	8	33	41
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	3,0%	8,0%	6,0%
	1 ή 2 τάξεις γυμνασίου	Αριθμός ατόμων	7	17	24
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	2,6%	4,1%	3,5%
	γυμνάσιο (τρεις τάξεις)	Αριθμός ατόμων	9	15	24
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	3,3%	3,7%	3,5%
	λύκειο ή εξατάξιο γυμνάσιο	Αριθμός ατόμων	91	143	234
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	33,7%	34,9%	34,4%
	ανώτερη σχολή - ΤΕΙ	Αριθμός ατόμων	63	70	133
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	23,3%	17,1%	19,6%
	πανεπιστήμιο/πολυτεχνείο	Αριθμός ατόμων	88	124	212
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	32,6%	30,2%	31,2%
Σύνολο		Αριθμός ατόμων	270	410	680*
		Συνολικό ποσοστό	100,0%	100,0%	100,0%

* 6 άτομα δεν δήλωσαν το εκπαιδευτικό επίπεδο της μητέρας

Στην περίπτωση του εκπαιδευτικού επιπέδου της μητέρας, η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης ήταν στατιστικώς ασήμαντη ($\chi^2 = 11,965$, $df = 6$, $p > 0,05$), αλλά το αποτέλεσμα αυτό λαμβάνεται υπόψη με επιφυλάξεις, καθώς υπήρχε μία θεωρητική συχνότητα μικρότερη του 5 (Μυλωνάς, 2012). Επισκόπηση των ποσοστών του Πίνακα 4 δείχνει ότι οι κατανομές των δύο τρόπων χορήγησης φαίνονται αρκετά παρόμοιες, επομένως το εκπαιδευτικό επίπεδο της μητέρας δεν αποτελεί πρόβλημα για τις συγκρίσεις ως προς τα κυρίως ερευνητικά ερωτήματα.

Οι κατανομές των δύο τρόπων χορήγησης ως προς τον τόπο της μόνιμης κατοικίας παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.

Πίνακας 5. Σύγκριση ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς τον τόπο μόνιμης κατοικίας

			τρόπος χορήγησης		Σύνολο
			έντυπο	διαδικτυακό	
Τόπος μόνιμης κατοικίας	αστικό κέντρο	Αριθμός ατόμων	173	302	475
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	69,8%	80,5%	76,2%
	μεγάλη πόλη	Αριθμός ατόμων	28	32	60
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	11,3%	8,5%	9,6%
	ημιαστική περιοχή/μικρή πόλη	Αριθμός ατόμων	36	30	66
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	14,5%	8,0%	10,6%
	χωριό/αγροτική περιοχή	Αριθμός ατόμων	11	11	22
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	4,4%	2,9%	3,5%
Σύνολο		Αριθμός ατόμων	248	375	623*
		Συνολικό ποσοστό	100,0%	100,0%	100,0%

* 63 άτομα δεν δήλωσαν τόπο μόνιμης κατοικίας

Η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την κατανομή του τόπου μόνιμης κατοικίας ήταν στατιστικώς σημαντική ($\chi^2 = 10,388$, $df = 3$, $p < 0,05$), αλλά ο δείκτης συνάφειας C που εκφράζει το μέγεθος της διαφοράς είχε την τιμή 0,128 που δηλώνει χαμηλή συσχέτιση. Επομένως, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν έχουν ουσιαστική διαφορά ως προς την κατανομή του τόπου μόνιμης κατοικίας.

Οι συχνότητες και τα ποσοστά για τις κατηγορίες του είδους τόπου διακοπών για τους δύο τρόπους χορήγησης παρουσιάζονται στον Πίνακα 6.

Πίνακας 6. Σύγκριση ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς τον τόπο διακοπών

			τρόπος χορήγησης		Σύνολο
			έντυπο	διαδικτυακό	
Τόπος διακοπών	πουθενά	Αριθμός ατόμων	1	9	10
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	,4%	2,3%	1,5%
	κάπου φθηνά/στο χωριό	Αριθμός ατόμων	126	168	294
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	46,3%	43,6%	44,7%
	σε ξενοδοχείο/καλό κατάλυμα	Αριθμός ατόμων	111	155	266
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	40,8%	40,3%	40,5%
	σε πολύ καλό ξενοδοχείο/θέρετρο	Αριθμός ατόμων	34	53	87
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	12,5%	13,8%	13,2%
Σύνολο		Αριθμός ατόμων	272	385	657*
		Συνολικό ποσοστό	100,0%	100,0%	100,0%

* 29 άτομα δεν δήλωσαν τον τόπο διακοπών

Ο δείκτης χ^2 για τη σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς το είδος του τόπου διακοπών είναι στατιστικώς ασήμαντος ($\chi^2 = 4,526$, $df = 3$, $p > 0,05$), αλλά το αποτέλεσμα αυτό πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφύλαξη, καθώς υπήρχε μία θεωρητική συχνότητα μικρότερη του 5. Επισκόπηση των ποσοστών του Πίνακα 6 δείχνει ότι οι κατανομές των δύο τρόπων χορήγησης φαίνονται αρκετά παρόμοιες. Επομένως, το είδος του τόπου διακοπών δεν θα αποτελέσει πρόβλημα για τις συγκρίσεις των ομάδων ως προς τα κύρια ερευνητικά ερωτήματα.

Σχετικά με τη συχνότητα των διακοπών (μέσος αριθμός φορών ανά έτος που οι συμμετέχοντες δήλωσαν ότι πηγαίνουν για διακοπές), οι δύο τρόποι χορήγησης δεν διέφεραν ως προς τους μέσους όρους [$F(1, 560) = 3,17$, $p > 0,05$]. Επομένως, τα 229 άτομα για το έντυπο ερωτηματολόγιο (M.O. = 1,62, T.A. = 1,18) και τα 333 άτομα για το διαδικτυακό (M.O. = 1,45, T.A. = 1,06) που δήλωσαν τη συχνότητα των διακοπών, δεν διαφέρουν ως προς τους μέσους όρους της μεταβλητής αυτής.

Όσον αφορά στη διάρκεια των διακοπών (μέσος αριθμός ημερών που διαρκούν οι διακοπές), η διαφορά των μέσων όρων του εντύπου (M.O. = 18,17, T.A. = 15,56, 262 άτομα με έγκυρες τιμές) και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (M.O. = 13,5, T.A. = 11,81, 387 άτομα με έγκυρες τιμές) ήταν στατιστικώς σημαντική [$F(1, 647) = 18,796$, $p < 0,001$]. Το μέγεθος επίδρασης η^2 ήταν ίσο με 0,028, επομένως η διαφορά των δύο

τρόπων χορήγησης ως προς τη διάρκεια των διακοπών δεν ήταν ουσιαστική. Η διασπορά του έντυπου ερωτηματολογίου ως προς τη διάρκεια των διακοπών ήταν μεγαλύτερη από αυτήν του διαδικτυακού [$F(1, 647) = 19,805, p < 0,001$], γεγονός που θα μπορούσε να σχετίζεται με τις συνάφειες μεταβλητών με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, αν φυσικά η διάρκεια των διακοπών είχε συσχέτιση με αυτούς, αλλά κάτι τέτοιο δεν συμβαίνει στα δεδομένα της παρούσας έρευνας⁹.

Όσον αφορά στον αριθμό δωματίων της μόνιμης κατοικίας των συμμετεχόντων, η διαφορά των μέσων όρων του έντυπου ερωτηματολογίου (Μ.Ο. = 3,82, Τ.Α. = 1,41, αριθμός έγκυρων τιμών 272) και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Μ.Ο. = 3,72, Τ.Α. = 1,61, αριθμός έγκυρων τιμών 401) είναι στατιστικώς ασήμαντη [$F(1, 671) = 0,807, p > 0,05$]. Επομένως, οι δύο τρόποι χορήγησης δεν διαφέρουν ως προς τον αριθμό των δωματίων της μόνιμης κατοικίας.

Σχετικά με το επάγγελμα του πατέρα και της μητέρας των συμμετεχόντων, τα επαγγέλματα που δηλώθηκαν κωδικοποιήθηκαν σε ευρύτερες επαγγελματικές κατηγορίες με βάση τους Μυλωνάς & Ξανθοπούλου (2007, Πίνακας 1, σελ. 82) οι οποίες δηλώνουν το είδος της εργασίας, π.χ. «επιστημονικά και καλλιτεχνικά επαγγέλματα». Στη συνέχεια αυτές οι επαγγελματικές κατηγορίες κωδικοποιήθηκαν εκ νέου, ώστε να εκφράζουν σε τακτική κλίμακα το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο που αντιστοιχεί σε κάθε επαγγελματική κατηγορία (1 = χαμηλό έως 6 = υψηλό, βλ. Μυλωνάς & Ξανθοπούλου, 2007, Πίνακας 2, σελ. 83). Οι δύο ομάδες τρόπου χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) συγκρίθηκαν ως προς τα ποσοστά κάθε επαγγελματικής κατηγορίας (τακτική κλίμακα 1 έως 6) για το επάγγελμα του πατέρα και το επάγγελμα της μητέρας. Οι κατανομές του επαγγέλματος των γονέων για τους δύο τρόπους χορήγησης παρουσιάζονται στον Πίνακα 7 για το επάγγελμα του πατέρα και στον Πίνακα 8 για το επάγγελμα της μητέρας.

⁹ Οι συνάφειες Pearson r της μεταβλητής «διάρκεια διακοπών» με δείκτες των τριών ιδιότυπων τρόπων απόκρισης που θα περιγραφούν στην ενότητα των Ευρημάτων κυμαίνονταν μεταξύ -0,139 και 0,035 για το έντυπο ερωτηματολόγιο και μεταξύ -0,079 και 0,083 για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Πίνακας 7. Σύγκριση ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς το επάγγελμα του πατέρα

			τρόπος χορήγησης		Σύνολο
			έντυπο	διαδικτυακό	
Επάγγελμα ^α πατέρα	1,00	Αριθμός ατόμων	10	18	28
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	3,7%	4,8%	4,4%
	2,00	Αριθμός ατόμων	73	130	203
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	27,2%	34,7%	31,6%
	3,00	Αριθμός ατόμων	35	33	68
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	13,1%	8,8%	10,6%
	4,00	Αριθμός ατόμων	67	83	150
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	25,0%	22,1%	23,3%
	5,00	Αριθμός ατόμων	2	7	9
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	,7%	1,9%	1,4%
	6,00	Αριθμός ατόμων	81	104	185
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	30,2%	27,7%	28,8%
Σύνολο		Αριθμός ατόμων	268	375	643 ^β
		Συνολικό ποσοστό	100,0%	100,0%	100,0%

^α οι επαγγελματικές κατηγορίες 1 έως 6 δηλώνουν το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο που αντιστοιχεί στα συγκεκριμένα επαγγέλματα κάθε ομάδας (1 = χαμηλό έως 6 = υψηλό)

^β 43 άτομα δεν δήλωσαν το επάγγελμα του πατέρα ή δήλωσαν ότι ο πατέρας τους δεν ζει

Πίνακας 8. Σύγκριση ομάδων τρόπου χορήγησης ως προς το επάγγελμα της μητέρας

			τρόπος χορήγησης		Σύνολο
			έντυπο	διαδικτυακό	
Επάγγελμα μητέρας ^α	1,00	Αριθμός ατόμων	12	21	33
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	4,5%	5,5%	5,1%
	2,00	Αριθμός ατόμων	86	158	244
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	32,3%	41,3%	37,6%
	3,00	Αριθμός ατόμων	19	28	47
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	7,1%	7,3%	7,2%
	4,00	Αριθμός ατόμων	67	78	145
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	25,2%	20,4%	22,3%
	5,00	Αριθμός ατόμων	1	2	3
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	,4%	,5%	,5%
	6,00	Αριθμός ατόμων	81	96	177
		Ποσοστό % εντός τρόπου χορήγησης	30,5%	25,1%	27,3%
Σύνολο		Αριθμός ατόμων	266	383	649 ^β
		Συνολικό ποσοστό	100,0%	100,0%	100,0%

^α οι επαγγελματικές κατηγορίες 1 έως 6 δηλώνουν το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο που αντιστοιχεί στα συγκεκριμένα επαγγέλματα κάθε ομάδας (1 = χαμηλό έως 6 = υψηλό)

^β 37 άτομα δεν δήλωσαν το επάγγελμα της μητέρας ή δήλωσαν ότι η μητέρα τους δεν ζει

Τόσο για το επάγγελμα του πατέρα, όσο και για το επάγγελμα της μητέρας, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διέφεραν σε σημαντικό βαθμό στην κατανομή στις διάφορες κατηγορίες ($\chi^2 = 8,112$, $df = 5$, $p > 0,05$ για το επάγγελμα του πατέρα και $\chi^2 = 6,998$, $df = 5$, $p > 0,05$ για το επάγγελμα της μητέρας). Τα αποτελέσματα αυτά πρέπει να ληφθούν υπόψη με κάποια επιφύλαξη, καθώς υπήρχαν κάποια κελιά με θεωρητικές συχνότητες μικρότερες του 5 (1 για το επάγγελμα του πατέρα και 2 για το επάγγελμα της μητέρας). Επισκόπηση των ποσοστών στους Πίνακες 7 και 8 δείχνει ότι τα ποσοστά των διαφόρων επαγγελματικών κατηγοριών για τους δύο τρόπους χορήγησης δεν φαίνεται να διαφέρουν ιδιαίτερα (το πρότυπο των χαμηλότερων και

υψηλότερων ποσοστών είναι παρόμοιο). Επομένως, οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς το επάγγελμα του πατέρα και της μητέρας δεν θα αποτελέσουν πρόβλημα για τις συγκρίσεις των ομάδων ως προς τα κύρια ερευνητικά ερωτήματα.

Από τις παραπάνω συγκρίσεις προκύπτει ότι οι δύο ομάδες τρόπου χορήγησης, έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, δεν διαφέρουν ουσιαστικά ως προς δημογραφικές μεταβλητές που θα μπορούσαν να σχετίζονται με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Οι όποιες διαφορές των δύο τρόπων χορήγησης βρεθούν ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης δεν θα μπορούν να αποδοθούν σε διαφορές ως προς τα δημογραφικά αυτά χαρακτηριστικά με αρκετή βεβαιότητα.

2.2 Μέσα συλλογής ερευνητικών στοιχείων

Τα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα έρευνα είναι το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών του Γεώργα (βλ. Γεώργας, 1986. Γεώργας, Berry, van de Vijver, Kagitcibasi, & Poortinga, 2009), η ελληνική έκδοση του Ερωτηματολογίου Άγχους του Spielberg (State-Trait Anxiety Inventory-STAI, Λιάκος & Γιαννίτση, 1984. Σταλίκας, Τριλίβα, & Ρούσση, 2002) και η ελληνική έκδοση του Ερωτηματολογίου Προσωπικότητας του Eysenck (Eysenck Personality Questionnaire-EPQ, Δημητρίου, 1986). Η επιλογή των ερωτηματολογίων STAI και EPQ έγινε βάσει του υψηλού ποσοστού ερευνητικής χρήσης τους στην ελληνική βιβλιογραφία. Τα δεδομένα για τις συχνότητες χρήσης των ερωτηματολογίων στην ελληνική βιβλιογραφία προέκυψαν μέσω έρευνας-πιλότου. Έγινε καταγραφή των ψυχομετρικών εργαλείων (ερωτηματολόγια και τεστ) που έχουν χορηγηθεί σε ελληνικές έρευνες που δημοσιεύθηκαν από το έτος 2000 και εξής σε τρία ελληνικά επιστημονικά περιοδικά. Συγκεκριμένα, διερευνήθηκαν τεύχη των περιοδικών «Ψυχολογία» (τεύχη των ετών 2000- 2009), «Επιθεώρηση Συμβουλευτικής και Προσανατολισμού» (τεύχη των ετών 2000- 2010) και «Το Βήμα των Κοινωνικών Επιστημών» (τεύχη των ετών 2003- 2010) και καταμετρήθηκε η συχνότητα χρήσης της κάθε ερευνητικής κλίμακας. Τα συγκεκριμένα τεύχη των περιοδικών αυτών στα οποία έγινε η αναζήτηση, παρουσιάζονται αναλυτικά στο Παράρτημα Α, ενώ στον Πίνακα 9 φαίνονται οι συχνότητες χρήσης στη βιβλιογραφία των ερωτηματολογίων που είχαν τις υψηλότερες συχνότητες εμφάνισης. Δεν έγινε αναζήτηση ψυχομετρικών εργαλείων σε δημοσιεύσεις που έχουν γίνει στη διεθνή βιβλιογραφία από Έλληνες ερευνητές με

ελληνικές ερευνητικές κλίμακες. Από τα ερωτηματολόγια με υψηλή συχνότητα χρήσης, αναζητήθηκαν κλίμακες που να είναι κατάλληλες για πληθυσμό φοιτητών και ενηλίκων γενικά, να περιλαμβάνουν έναν ικανό αριθμό ερωτημάτων χωρίς να είναι ιδιαίτερα εκτενείς και να αξιολογούν διαφορετικά μεταξύ τους χαρακτηριστικά. Το ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών επιλέχθηκε και για άλλον λόγο, καθώς το περιεχόμενο και η μορφή των ερωτημάτων του ήταν τέτοια, ώστε εντός αυτού να μπορούν να ενσωματωθούν κάποια ερωτήματα ελέγχου (που προστέθηκαν για τη μέτρηση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης), έτσι ώστε να μην είναι εμφανές στους συμμετέχοντες ότι αξιολογούν κάτι διαφορετικό (περισσότερες λεπτομέρειες, βλ. παρακάτω και στο κεφάλαιο των Ευρημάτων).

Πίνακας 9. Ερωτηματολόγια με τις υψηλότερες συχνότητες χρήσης στην ελληνική βιβλιογραφία

A/A	Ερωτηματολόγιο	Βιβλιογραφική παραπομπή	Συχνότητα
1	Κλίμακα Θετικού και Αρνητικού Συναίσθηματος (Positive Affect and Negative Affect Scales, PANAS)	Watson & Clark, 1984, 1992. Watson, Clark, & Tellegen, 1988	7
2	Τρόποι Αντιμετώπισης Αγχωγόνων Καταστάσεων (Ways of Coping)	Lazarus & Folkman, 1984	4
3	Ερωτηματολόγιο Καταγραφής της Επαγγελματικής Εξουθένωσης (Maslach Burnout Inventory, MBI)	Maslach & Jackson, 1986	3
4	Ερωτηματολόγιο Δυνατοτήτων και Δυσκολιών (Strengths and Difficulties Questionnaire)	Goodman, 1994, 1997	3
5	Τεστ Raven (Κλίμακα Έγχρωμων Προοδευτικών Μητρών, Standard Progressive Matrices)	Raven, Court, & Raven, 1976	4
6	Kit of Factor-Referenced Cognitive Tests	Ekstrom, French, Harman, & Derman, 1976	4
7	ΠΑΤΕΜ IV (Πώς αντιλαμβάνομαι τον εαυτό μου;), Self-Perception Profile for Adolescents	Harter, 1988. Μακρή-Μπότσαρη, 2001	7
8	Eysenck Personality Questionnaire (EPQ)	Δημητρίου, 1986. Eysenck & Eysenck, 1975	4
9	Διαπολιτισμικό Ερωτηματολόγιο Αυτοεκτίμησης (Culture-Free Self-Esteem Inventory)	Battle, 1981	4
10	Profiler, Τεστ Χαρακτηριστικών Προσωπικότητας	Tsaousis, 1999, 2002, 2009	3
11	Ερωτηματολόγιο ΕΔΕΠ (Ενδοπροσωπική-Διαπροσωπική Προσαρμογή)	Παρασκευόπουλος & Γιαννίτσας, 1999	3
12	Κλίμακα Λήψης Επαγγελματικής Απόφασης (Career Decision Scale, CDS)	Osipow, Carney, Winer, Yanico, & Koschier, 1976	3
13	Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale [FACES II]	Olson, Portner, & Bell (1982)	3
14	Κλίμακα Αυτοεκτίμησης Rosenberg (Self-Esteem Questionnaire)	Rosenberg, 1979	6
15	General Health Questionnaire (Ερωτηματολόγιο γενικής υγείας)	Goldberg & Hillier, 1979	10
16	Satisfaction with Life Scale	Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985	3
17	Ελληνικό WISC III ή WISC-R	Alexopoulos, 1979. Γεώργας, Παρασκευόπουλος, Μπεζεβέγκης, & Γιαννίτσας, 1997	8
18	Κλίμακα αυτοεκτίμησης Coopersmith	Coopersmith, 1967	4
19	State-Trait Anxiety Inventory (STAI)	Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970	5

2.2.1 Ερωτηματολόγιο STAI

Στόχος του ερωτηματολογίου State-Trait Anxiety Inventory (STAI, βλ. Anastasi & Urbina, 1997. McDowell, 2006) είναι η αξιολόγηση του άγχους και γίνεται διαφοροποίηση μεταξύ του άγχους που προκαλείται από μία συγκεκριμένη κατάσταση και του άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας. Το άγχος κατάστασης (*State Anxiety*) αφορά σε μία παροδική συναισθηματική κατάσταση που χαρακτηρίζεται από συναισθήματα φόβου, έντασης, νευρικότητας και ανησυχίας του ατόμου, ενώ χαρακτηρίζεται και από ενεργοποίηση του αυτόνομου νευρικού συστήματος. Εκφράζει το βαθμό στον οποίο το άτομο αντιλαμβάνεται το περιβάλλον του ως απειλητικό. Το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας (*Trait Anxiety*) αφορά σε μία σχετικά σταθερή προδιάθεση για άγχος, δηλαδή στην τάση του ατόμου να αντιδρά με αυξημένη ένταση άγχους κατάστασης σε περιστάσεις που γίνονται αντιληπτές ως απειλητικές. Σε περιστάσεις που το άτομο έχει στρες, το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας εκφράζεται ως άγχος κατάστασης, είναι δηλαδή μία έννοια που δεν μπορεί να παρατηρηθεί άμεσα. Το ερωτηματολόγιο STAI αποτελείται από συνολικά 40 ερωτήματα, από τα οποία τα πρώτα 20 αφορούν στο άγχος κατάστασης (υποκλίμακα State Anxiety) και τα υπόλοιπα 20 αφορούν στο άγχος που αποτελεί πιο μόνιμο χαρακτηριστικό της προσωπικότητας (υποκλίμακα Trait Anxiety). Παραδείγματα ερωτημάτων της υποκλίμακας State είναι «Έχω αγωνία» και «Νιώθω μια εσωτερική ένταση», ενώ ζητείται από το άτομο να απαντήσει με βάση το πώς νιώθει τη συγκεκριμένη χρονική στιγμή. Παραδείγματα ερωτημάτων της υποκλίμακας Trait είναι «Βρίσκομαι σε συνεχή αγωνία» και «Προσπαθώ να αποφεύγω την αντιμετώπιση μιας κρίσης ή δυσκολίας», ενώ το άτομο καλείται να απαντήσει με βάση τον τρόπο που νιώθει γενικά. Η βαθμολόγηση των ερωτημάτων γίνεται με μία κλίμακα τεσσάρων διαβαθμίσεων από το 1 έως το 4, οι οποίες δηλώνουν την ένταση του συναισθήματος που νιώθει ο συμμετέχων για την υποκλίμακα State (από «καθόλου» έως «πάρα πολύ») και τη συχνότητα με την οποία ο συμμετέχων νιώθει τα διάφορα συναισθήματα για την υποκλίμακα Trait (από «σχεδόν ποτέ» έως «σχεδόν πάντοτε»). Από τις 40 ερωτήσεις οι 15 βαθμολογούνται αντίστροφα από τις υπόλοιπες (έχουν διατυπωθεί ώστε να δηλώνουν έλλειψη άγχους, π.χ. η ερώτηση υπ' αριθμόν 1 της κλίμακας State «Αισθάνομαι ήρεμος»).

Όσον αφορά στην αξιοπιστία του STAI, αναφέρονται δείκτες αξιοπιστίας εσωτερικής συνέπειας Cronbach's $\alpha = 0,92$ για την πρώτη υποκλίμακα, 0,89 για τη δεύτερη

υποκλίμακα και 0,94 για τη συνολική κλίμακα (Σταλίκας et al., 2002). Επίσης, στο McDowell (2006) αναφέρονται δείκτες αξιοπιστίας εσωτερικής συνέπειας που κυμαίνονται από 0,81 έως 0,95 για την κλίμακα State και από 0,67 έως 0,95 για την κλίμακα Trait. Όσον αφορά στην εγκυρότητα του STAI, αναφέρονται γενικά ικανοποιητικές συνάφειες με άλλα ερωτηματολόγια που αξιολογούν άγχος και παρόμοιες έννοιες (βλ. McDowell, 2006), οι οποίες κυμαίνονται από 0,16 έως 0,64 για την κλίμακα State και από 0,34 έως 0,68 για την κλίμακα Trait. Σχετικά με τα δείγματα της παρούσας έρευνας, οι δείκτες αξιοπιστίας εσωτερικής συνέπειας Cronbach's α για το δείγμα φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο ήταν 0,89 για την υποκλίμακα State και 0,88 για την υποκλίμακα Trait. Για τους φοιτητές και μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=414, καθώς ένα άτομο δεν δήλωσε τη φοιτητική του ιδιότητα), οι δείκτες αξιοπιστίας Cronbach's α ήταν 0,94 για την υποκλίμακα State και 0,90 για την κλίμακα Trait.

2.2.2 Ερωτηματολόγιο EPQ

Το Ερωτηματολόγιο Προσωπικότητας του Eysenck (Eysenck Personality Questionnaire, EPQ) για ενηλίκους σταθμίστηκε για τον ελληνικό πληθυσμό από τον Δημητρίου (1986). Μετρά τρεις διαστάσεις της προσωπικότητας, την εξωστρέφεια-εσωστρέφεια, το νευρωτισμό (συναισθηματική αστάθεια-συναισθηματική σταθερότητα) και τον ψυχωτισμό. Σχετικά με τη διάσταση της εξωστρέφειας-εσωστρέφειας, χαρακτηριστικά του εξωστρεφούς ατόμου είναι η κοινωνικότητα, η αγάπη για τις συγκεντρώσεις και η ανάγκη να έχει γύρω του ανθρώπους με τους οποίους να μιλά. Ακόμη, ο εξωστρεφής έχει πολλούς φίλους, δεν του αρέσουν το διάβασμα και η μελέτη, του αρέσουν οι συγκινήσεις και ο κίνδυνος, ενώ είναι επίσης παρορμητικός, επιθετικός, χάνει εύκολα την ψυχραιμία του, δεν μπορεί να ελέγξει τα συναισθήματά του και δεν είναι πάντα αξιόπιστος. Επιπλέον, ο εξωστρεφής είναι ανέμελος και αισιόδοξος, του αρέσει η διασκέδαση και τα «χοντρά» αστεία και έχει πάντα μία έτοιμη απάντηση, ενώ αγαπά την αλλαγή και του αρέσει να κινείται συνεχώς (Δημητρίου, 1986).

Ο εσωστρεφής άνθρωπος είναι ήσυχος, απομονωμένος και συγκρατημένος, προτιμά τα βιβλία από τους ανθρώπους και κρατά απόσταση από τους ανθρώπους με εξαίρεση πολύ στενούς φίλους. Του αρέσει να προγραμματίζει το μέλλον του και προτιμά την καλά προγραμματισμένη ζωή, ενώ δεν εμπιστεύεται τις παραρμήσεις της στιγμής και

δεν του αρέσουν οι έντονες συγκινήσεις. Τα καθημερινά του προβλήματα τα αντιμετωπίζει με σοβαρότητα, ελέγχει τα συναισθήματά του, δεν γίνεται συχνά επιθετικός και δεν χάνει εύκολα την αυτοκυριαρχία του. Επίσης, ο εσωστρεφής δίνει μεγάλη σημασία στις ηθικές αξίες, είναι κάπως απαισιόδοξος και αξιόπιστος (Δημητρίου, 1986).

Σχετικά με τη διάσταση του νευρωτισμού, με αυτήν αξιολογείται η συναισθηματική αστάθεια του ατόμου, η συναισθηματική του υπεραντιδραστικότητα και η τάση του για ανάπτυξη νευρωτικής συμπτωματολογίας σε συνθήκες στρες. Τα άτομα με υψηλές τιμές στη διάσταση αυτή είναι αγχώδη, σκυθρωπά, συχνά θλιμμένα και στενοχωριούνται εύκολα. Εκφράζουν παράπονα για αϋπνίες και ψυχοσωματικές διαταραχές, ενώ έχουν έντονες συναισθηματικές αντιδράσεις, οι οποίες εμποδίζουν τη φυσιολογική προσαρμογή. Ο συνδυασμός υψηλών τιμών στο νευρωτισμό και την εξωστρέφεια χαρακτηρίζουν ένα άτομο ευερέθιστο, ανήσυχο, ακόμη και επιθετικό (Δημητρίου, 1986).

Όσον αφορά στη διάσταση του ψυχωτισμού, οι υψηλές τιμές σε αυτήν προδιαθέτουν το άτομο στην ανάπτυξη ψυχωτικών διαταραχών. Τα άτομα με υψηλό βαθμό ψυχωτισμού είναι μονήρη, ψυχρά απρόσωπα, επιθετικά και εχθρικά ακόμη και προς τα αγαπημένα τους πρόσωπα. Δεν εμπιστεύονται τους άλλους, δεν δείχνουν συμπάθεια προς αυτούς, είναι αγενή, δεν έχουν καλούς τρόπους, είναι χωρίς συναισθήματα και ανθρωπισμό, ενώ δεν βοηθούν τους άλλους. Στα άτομα με υψηλές τιμές στον ψυχωτισμό αρέσουν τα παράξενα, τα ασυνήθη πράγματα και καταστάσεις, ενώ δεν υπολογίζουν τον κίνδυνο (Δημητρίου, 1986).

Το EPQ περιλαμβάνει επίσης μία κλίμακα Ψεύδους για τον εντοπισμό των ατόμων που προσποιούνται ή απαντούν με κοινωνικώς αποδεκτό τρόπο (Αλεξόπουλος, 2002). Στόχος της κλίμακας αυτής αποτελεί ο έλεγχος των απαντήσεων στις υπόλοιπες υποκλίμακες, δηλαδή να αξιολογηθεί κατά πόσο οι απαντήσεις στις κυρίως διαστάσεις είναι ή όχι αξιόπιστες. Αν διαπιστωθεί ότι κάποια άτομα έχουν υψηλές τιμές στην κλίμακα Ψεύδους, οι απαντήσεις τους λαμβάνονται υπόψη με επιφύλαξη ή και απορρίπτονται σε ακραίες περιπτώσεις (Αλεξόπουλος, 2002). Το ελληνικό EPQ αποτελείται από 84 ερωτήσεις, 24 για την κλίμακα του Ψυχωτισμού, 22 για την κλίμακα του Νευρωτισμού, 19 για την κλίμακα της Εξωστρέφειας- Εσωστρέφειας και 19 για την κλίμακα Ψεύδους. Οι εξεταζόμενοι απαντούν στις ερωτήσεις

χρησιμοποιώντας δίτιμη κλίμακα μέτρησης με τις εναλλακτικές απαντήσεις «ναι» και «όχι». Από τις ερωτήσεις του EPQ οι 25 βαθμολογούνται αντίστροφα (2 για την κλίμακα της Εξωστρέφειας- Εσωστρέφειας, 10 για την κλίμακα του Ψυχωτισμού και 13 για την κλίμακα Ψεύδους). Παραδείγματα ερωτημάτων για τις τέσσερις υποκλίμακες του EPQ είναι για τη διάσταση της εξωστρέφειας το ερώτημα υπ' αριθμόν 4 «Θεωρείς τον εαυτό σου ομιλητικό άτομο;», για την κλίμακα του νευρωτισμού το ερώτημα υπ' αριθμόν 6 «Νιώθεις ποτέ κακόκεφος, χωρίς ιδιαίτερο λόγο;», για την κλίμακα του ψυχωτισμού το ερώτημα υπ' αριθμόν 27 «Έχεις εχθρούς που θέλουν το κακό σου;» και για την κλίμακα Ψεύδους το ερώτημα υπ' αριθμόν 52 «Πλένεσαι πάντα πριν φας;».

Η αξιοπιστία εσωτερικής συνέπειας για το ελληνικό δείγμα στάθμισης για τις τέσσερις υποκλίμακες κυμάνθηκε από 0,68 έως 0,81 για τους άνδρες και από 0,61 έως 0,81 για τις γυναίκες (Δημητρίου, 1986). Για το δείγμα των φοιτητών της παρούσας έρευνας που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, οι δείκτες αξιοπιστίας εσωτερικής συνέπειας Cronbach's α ήταν 0,83 για την κλίμακα της Εξωστρέφειας, 0,81 για την κλίμακα του Νευρωτισμού, 0,57 για την κλίμακα του Ψυχωτισμού και 0,74 για την κλίμακα Ψεύδους. Για το δείγμα των φοιτητών και μη-φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=414), οι δείκτες αξιοπιστίας Cronbach's α ήταν 0,86 για την κλίμακα της Εξωστρέφειας, 0,86 για την κλίμακα του Νευρωτισμού, 0,47 για την κλίμακα του Ψυχωτισμού και 0,71 για την κλίμακα Ψεύδους. Οι δείκτες αξιοπιστίας για την κλίμακα του Ψυχωτισμού είναι χαμηλοί, αλλά δεν έγινε κάποια προσπάθεια να αφαιρεθούν ερωτήματα στην παρούσα έρευνα, καθώς ο δείκτης είναι χαμηλός και στην έκδοση που πρότεινε ο Δημητρίου αλλά και για να μην γίνουν παρεμβάσεις που θα δημιουργούσαν και προβλήματα συγκρισιμότητας.

2.2.3 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών

Χρησιμοποιήθηκε, επίσης, το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών του Γεώργα (Γεώργας, 1986. Γεώργας, Γκαρή, & Μυλωνάς, 2005. Γεώργας et al., 2009. Georgas, Berry, van de Vijver, Kagitçibasi, & Poortinga, 2006), καθώς, όπως αναφέρθηκε, αν και δεν παρατηρείται τόσο συχνά όσο τα άλλα εργαλεία στην ελληνική βιβλιογραφία, περιλαμβάνει ερωτήσεις που μοιάζουν στη μορφή με επτά ερωτήματα ελέγχου της τάσης για συμφωνία από το άρθρο της Watson (1992, βλ. στο κεφάλαιο των Ευρημάτων) τα οποία συμπεριλήφθηκαν εντός του ερωτηματολογίου αυτού. Στόχος

ήταν να **μην** γίνει εύκολα αντιληπτό από τους συμμετέχοντες ότι τα ερωτήματα ελέγχου είναι «κάτι διαφορετικό» και να απαντήσουν σε αυτά με διαφορετικό τρόπο από ότι στα κυρίως ερωτηματολόγια της έρευνας.

Το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών περιλαμβάνει προτάσεις οι οποίες αναφέρονται σε παραδοσιακές οικογενειακές αξίες της εκτεταμένης αγροτικής οικογένειας (Γεώργας et al., 2005). Οι αξίες αυτές αφορούν στην ιεράρχιση των ρόλων του πατέρα και της μητέρας με τον πατέρα να έχει έναν αυταρχικό ρόλο, καθώς και τον έλεγχο των οικονομικών ζητημάτων του σπιτιού και τη μητέρα να έχει υποδεέστερη θέση. Επίσης, υπάρχουν αξίες που αναφέρονται στην αλληλοβοήθεια και το σεβασμό μέσα στην οικογένεια και στις αμοιβαίες υποχρεώσεις των μέλων της οικογένειας, όπως των γονέων προς τα παιδιά και των παιδιών προς τους συγγενείς (Γεώργας et al., 2005). Όσον αφορά στην παραγοντική δομή του ερωτηματολογίου, για την αρχική του μορφή με 64 ερωτήσεις (Γεώργας, 1986) αναφέρονται πέντε παράγοντες για ένα δείγμα φοιτητών (Αθηναίοι και επαρχιώτες), οι οποίοι ονομάστηκαν «παραδοσιακός ρόλος πατέρα-αρχηγού/μητέρας-γυναίκας», «φιλότιμο, θετικές οικογενειακές σχέσεις», «έλεγχος των σχέσεων των παιδιών», «υποχρεώσεις παιδιών προς οικογένεια και συγγενείς» και «ερωτικές σχέσεις». Σε μεταγενέστερες έρευνες, όπου χορηγήθηκαν 18 ερωτήσεις οικογενειακών αξιών, βρέθηκε ότι το ερωτηματολόγιο μετρά δύο διαστάσεις, που ονομάζονται «ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας» και «σχέσεις με την οικογένεια και τους συγγενείς» (Γεώργας et al., 2009. Γιώτσα, 2006. Mylonas, 2016). Σε άλλες πηγές αναφέρονται τρεις παράγοντες (Παπαδήμου, 1999, για 21 ερωτήσεις οικογενειακών αξιών), οι οποίοι έχουν ονομαστεί «ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας», «ευθύνες των γονέων προς τα παιδιά» και «υποχρεώσεις παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς» ή «ιεραρχικοί ρόλοι», «υπακοή στους γονείς» και «φιλότιμο» (Βλοντάκη, 2003, με 32 ερωτήσεις). Από ερευνητικά δεδομένα με άτομα που προέρχονται από διάφορα μέρη της Ελλάδας και ανήκουν σε διαφορετικούς πληθυσμούς έχει προκύψει ότι οι συμμετέχοντες απορρίπτουν τις αξίες που αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας, ενώ υπάρχει συμφωνία, ακόμη και από εφήβους και φοιτητές, με τις αξίες που αφορούν στις ευθύνες των γονέων προς τα παιδιά και στις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς (Γεώργας et al., 2005).

Όσον αφορά στην αξιοπιστία του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών, αναφέρονται δείκτες Cronbach's α για τρεις παράγοντες («ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας», «υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά» και «καθήκοντα των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς») που κυμαίνονται μεταξύ 0,66 και 0,81 (Παυλόπουλος, 2006). Σχετικά με τους δύο παράγοντες («ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας», «σχέσεις με οικογένεια και συγγενείς») αναφέρονται δείκτες αξιοπιστίας εσωτερικής συνέπειας $\alpha = 0,75$ και $0,80$ για δείγματα Ελλήνων και Αλβανών μεταναστών για τον πρώτο παράγοντα και για το δεύτερο παράγοντα οι αντίστοιχοι δείκτες είχαν τις τιμές $0,60$ και $0,74$ (Antoniou & Dalla, 2015). Στην παρούσα έρευνα χορηγήθηκε η μορφή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών με 21 ερωτήσεις (βλ. π.χ. Παπαδήμου, 1999). Η κλίμακα απάντησης για κάθε ερώτηση στην παρούσα έρευνα ήταν κλίμακα Likert τεσσάρων διαβαθμίσεων ($1 = \text{«διαφωνώ»}$ έως $4 = \text{«συμφωνώ»}$), ώστε η κλίμακα μέτρησης να είναι κοινή με τα ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992) που συμπεριλήφθηκαν εντός του ερωτηματολογίου. Από αναλύσεις παραγόντων στα δείγματα φοιτητών (έντυπο και διαδικτυακό) της παρούσας έρευνας (βλ. Παράρτημα Β), προέκυψαν δύο παράγοντες («ιεραρχικοί ρόλοι πατέρα και μητέρας», «σχέσεις με οικογένεια και συγγενείς»), οι οποίοι παρουσίαζαν ομοιότητα με βάση δείκτες συμφωνίας Tucker's ϕ (βλ. Mylonas, 2009) μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης. Παραδείγματα ερωτημάτων για τους δύο παράγοντες είναι «Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας» για τους ιεραρχικούς ρόλους και «Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά» για τη διάσταση των σχέσεων. Οι δείκτες αξιοπιστίας Cronbach's α για το δείγμα φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N=272$) είναι για τη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων ίσος με $0,74$ και για τη διάσταση των σχέσεων ίσος με $0,71$. Για το δείγμα των φοιτητών και μη-φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ($N=414$), οι δείκτες αυτοί αξιοπιστίας είναι ίσοι με $0,83$ για τη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων και $0,76$ για τη διάσταση των σχέσεων. Να σημειωθεί ότι οι δείκτες αυτοί αφορούν σε 10 ερωτήματα για κάθε διάσταση (20 συνολικά), καθώς ένα ερώτημα (υπ' αριθμόν 15 «Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα») δεν χρησιμοποιήθηκε στις αναλύσεις. Αυτό έγινε επειδή το ερώτημα αυτό δεν συμπεριλήφθηκε σε κανέναν από τους δύο παράγοντες σε διερευνητικές αναλύσεις με τα δείγματα της παρούσας έρευνας (βλ. Παράρτημα Β) όπως επίσης και σε προηγούμενη έρευνα (βλ. Παπαδήμου, 1999).

2.2.4 Τεστ γνώσεων

Εκτός από τα παραπάνω ερωτηματολόγια, χρησιμοποιήθηκε και ένα σύντομο «τεστ γνώσεων», οι ερωτήσεις του οποίου επιλέχθηκαν για τις ανάγκες της παρούσας έρευνας. Ο λόγος για τον οποίο χορηγήθηκε το τεστ γενικών γνώσεων είναι για να χρησιμεύσει ως μέτρο σύγκρισης με τα υπόλοιπα ερωτηματολόγια ως προς την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, καθώς στο τεστ αυτό δεν αναμένεται να υπάρχει επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις απαντήσεις και όποιες συσχετίσεις της επίδοσης με ιδιότυπους τρόπους απόκρισης θα μπορούσε να βρεθούν, δεν αναμένεται να διαφέρουν μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο).

Το τεστ γνώσεων αποτελείται από τρεις ενότητες. Πρώτον, κατασκευάστηκε για τις ανάγκες της παρούσας έρευνας ένα αυτοσχέδιο τεστ με 15 ερωτήσεις αριθμητικών ακολουθιών, δηλαδή σειρές από αριθμούς στις οποίες οι συμμετέχοντες έπρεπε να συμπληρώσουν έναν αριθμό που θεωρούσαν ότι είναι ο επόμενος στη σειρά, ως λογική συνέχεια των προηγούμενων αριθμών. Ένα παράδειγμα είναι η ακολουθία αριθμών «6, 10, 14, 18, 22», στην οποία η σωστή απάντηση είναι ο αριθμός 26, καθώς για να βρεθεί ο επόμενος αριθμός, προστίθεται ο αριθμός 4 στον αμέσως προηγούμενο αριθμό ($6 + 4 = 10$, $10 + 4 = 14$ κ.τ.λ.). Οι ερωτήσεις αυτές δημιουργήθηκαν έτσι ώστε να υπάρχουν εύκολες ερωτήσεις αλλά και πιο δύσκολες ερωτήσεις και η σειρά παρουσίασης να αντιστοιχεί σε γενικές γραμμές στο βαθμό δυσκολίας. Η λογική των ερωτήσεων αριθμητικών ακολουθιών και οι σωστές απαντήσεις παρουσιάζονται στο Παράρτημα Γ.

Οι ερωτήσεις της δεύτερης ενότητας του τεστ γνώσεων επιλέχθηκαν από περιοδικά με σταυρόλεξα¹⁰ από μία συγκεκριμένη ενότητα των περιοδικών αυτών που ονομαζόταν «γρίφοι». Οι ερωτήσεις αυτές είναι φράσεις στις οποίες οι συμμετέχοντες καλούνται να συμπληρώσουν δύο λέξεις που λείπουν, ενώ οι λέξεις αυτές σχετίζονται με κάποιον τρόπο. Για παράδειγμα, η φράση «... το μαγαζί του Γιώργου είναι στην κεντρική XXXXXXX και έχει πάντα μεγάλη XΨXXXXXX.» Τα γράμματα «X» και «Ψ» αντιστοιχούν στα γράμματα των λέξεων, δηλαδή η πρώτη λέξη στην παραπάνω φράση έχει επτά γράμματα και η δεύτερη οκτώ γράμματα, ενώ το «Ψ» δηλώνει το φωνήεν ή

¹⁰ Σταυρόλεξα Κουϊζ, Black & White Εκδοτική Α.Ε., τόμος 421 (τεύχη 1712-1715) και τεύχη 1804 και 1806

σύμφωνο που αλλάζει στη δεύτερη λέξη σε σχέση με την πρώτη. Στο παράδειγμα αυτό, οι δύο λέξεις που ζητούνται είναι «πλατεία» και «πελατεία». Στην αρχή κάθε φράσης, υπάρχει οδηγία για τον τύπο της αλλαγής στη δεύτερη λέξη (π.χ. «πρόσθεση φωνήεντος»), καθώς και ένα παράδειγμα (π.χ. αυτός, εαυτός). Για το τεστ των γρίφων επιλέχθηκαν 12 τέτοιες φράσεις και έγινε προσπάθεια να διαφέρουν ως προς το βαθμό δυσκολίας, να υπάρχουν δηλαδή τόσο εύκολες όσο και δυσκολότερες ερωτήσεις. Οι σωστές απαντήσεις για τις 12 ερωτήσεις συμπλήρωσης λέξεων υπάρχουν στο Παράρτημα Γ.

Η τελευταία ενότητα του τεστ γνώσεων αποτελείται από πέντε ερωτήσεις πολλαπλής επιλογής από το «Τεστ λεκτικής-λογικής σκέψης»¹¹ της ελληνικής έκδοσης του Τεστ Διαφορικών Ικανοτήτων (*Differential Aptitude Tests, DAT*, Σιδηροπούλου-Δημακάκου, 2010). Το Τεστ Διαφορικών Ικανοτήτων είναι μία συστοιχία οκτώ τεστ που μετρούν ειδικές ικανότητες των μαθητών σε διάφορους τομείς και βοηθούν στη λήψη εκπαιδευτικών και επαγγελματικών αποφάσεων. Η υποκλίμακα «Τεστ λεκτικής-λογικής σκέψης» (*Verbal Reasoning*) έχει ως στόχο την αξιολόγηση της ικανότητας των συμμετεχόντων να επεξεργάζονται λογικά τις έννοιες των λέξεων, ενώ περιλαμβάνει 40 ερωτήσεις. Οι πέντε ερωτήσεις που χορηγήθηκαν στην παρούσα έρευνα επιλέχθηκαν από το τεστ επιπέδου 1 (κατάλληλο για μαθητές ηλικίας 13 έως 15 ετών, ενώ μπορεί να χορηγηθεί και σε ενήλικα άτομα), καθώς το τεστ του επιπέδου 2 έχει βρεθεί ότι είναι δύσκολο ακόμη και για ενήλικες (Σιδηροπούλου-Δημακάκου, 2010). Επιλέχθηκαν μόνο πέντε ερωτήσεις, προκειμένου να μην αυξηθεί πολύ η έκταση του ερωτηματολογίου, το οποίο ήταν ήδη αρκετά εκτενές. Στις ερωτήσεις αυτές ζητείται να συμπληρωθεί μία φράση με τέτοιο τρόπο ώστε οι δύο πρώτες λέξεις (έννοιες) της φράσης να έχουν την ίδια σχέση την οποία έχουν οι δύο τελευταίες λέξεις μεταξύ τους, αποτελούν δηλαδή ερωτήματα λεκτικών αναλογιών. Για παράδειγμα, στη φράση «... είναι για το τρία ό,τι το ορθογώνιο για ...», από την οποία λείπουν η πρώτη και η τελευταία λέξη, οι ζητούμενες λέξεις είναι «το τρίγωνο» και «το τέσσερα», επειδή το τρίγωνο και το τρία έχουν την ίδια σχέση που έχουν το ορθογώνιο και το τέσσερα. Η μορφή των ερωτημάτων είναι αυτή της πολλαπλής επιλογής, καθώς για κάθε ερώτηση υπάρχουν πέντε εναλλακτικές απαντήσεις από τις οποίες η μία είναι η σωστή.

¹¹ Θα ήθελα να ευχαριστήσω την κυρία Ιουλία Κούστα για το φυλλάδιο με τις απαντήσεις των ερωτημάτων της συγκεκριμένης κλίμακας του DAT.

Επίσης, προστέθηκε σε κάθε ερώτηση και η εναλλακτική απάντηση «δεν απαντώ», ώστε να ελαχιστοποιηθεί ο αριθμός των αναπάντητων ερωτημάτων. Φυσικά, αυτές οι ερωτήσεις είναι ένα μικρό μέρος των ερωτήσεων της συγκεκριμένης κλίμακας του DAT και ο στόχος δεν ήταν να μετρηθεί η λεκτική λογική σκέψη, αλλά οι ερωτήσεις τύπου γνώσεων χρησιμεύουν μόνο ως μέτρο σύγκρισης ως προς την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης. Οι ερωτήσεις που επιλέχθηκαν ήταν οι υπ' αριθμόν 1, 3, 10, 21, 23. Οι σωστές απαντήσεις παρουσιάζονται στο Παράρτημα Γ.

Γενικά, οι ερωτήσεις του τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, συμπλήρωση λέξεων-γρίφοι και λεκτικές αναλογίες) ήταν πολύ λιγότερες σε αριθμό από αυτές των ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς. Στόχος ήταν να μην αυξηθεί πολύ η συνολική έκταση του ερωτηματολογίου, καθώς θα ήταν ιδιαίτερα χρονοβόρο και πιθανόν πολλοί συμμετέχοντες να μην το ολοκλήρωναν λόγω κόπωσης. Υπήρχαν ακόμη δημογραφικές ερωτήσεις, οι οποίες παρουσιάζονται στο Παράρτημα Γ εντός του συνολικού ερωτηματολογίου της παρούσας έρευνας. Οι δημογραφικές αυτές ερωτήσεις τοποθετήθηκαν εντός του ερωτηματολογίου μετά από τα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς και πριν από τα τεστ γνώσεων. Η σειρά αυτή των επιμέρους ενοτήτων επιλέχθηκε επειδή έγινε η υπόθεση ότι, πιθανόν κάποιοι συμμετέχοντες, λόγω κόπωσης, να μην ολοκλήρωναν τα τεστ γνώσεων τα οποία απαιτούν περισσότερη σκέψη για να απαντηθούν από τα υπόλοιπα ερωτηματολόγια. Έτσι, οι συμμετέχοντες αυτοί θα είχαν μεγαλύτερη πιθανότητα να απαντήσουν στις δημογραφικές ερωτήσεις από ότι θα είχαν, αν αυτές είχαν τοποθετηθεί στο τέλος του ερωτηματολογίου.

2.3 Διαδικασία της έρευνας

Το έντυπο ερωτηματολόγιο χορηγήθηκε σε φοιτητές, κατά τη διάρκεια μαθήματος στο ΕΚΠΑ, εντός του αμφιθεάτρου. Το δείγμα ήταν συμπτωματικό, καθώς το ερωτηματολόγιο είχε μεγάλη έκταση (χρειάζόταν περίπου μία ώρα για να συμπληρωθεί) και ήταν δύσκολο να προγραμματιστεί η χορήγησή του σε τυχαίο δείγμα. Η ομάδα αυτή των φοιτητών προέρχεται από ένα αμφιθέατρο, ενώ υπήρξε άρνηση στην προσπάθεια να δοθεί και σε άλλη ομάδα φοιτητών, λόγω περιορισμένου χρόνου. Στις οδηγίες τονίστηκε ότι οι απαντήσεις θα ήταν ανώνυμες και ότι οι συμμετέχοντες καλούνταν να δώσουν την πρώτη απάντηση που θα σκέφτονταν.

Το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δημιουργήθηκε με την πλατφόρμα δημιουργίας ψυχομετρικών εργαλείων «Concerto», του Πανεπιστημίου του Cambridge

(<http://www.psychometrics.cam.ac.uk/newconcerto>). Στη συνέχεια το ερωτηματολόγιο που κατασκευάστηκε μέσω της πλατφόρμας αυτής «φιλοξενήθηκε» στο διαδικτυακό τόπο του Ψυχομετρικού Εργαστηρίου του ΕΚΠΑ¹² (<http://psychlabuoa.psych.uoa.gr>), όπου υπήρχε μία εισαγωγική σελίδα με γενικές οδηγίες, καθώς και σύνδεσμος για το ερωτηματολόγιο. Έγινε προσπάθεια η μορφή του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (π.χ. γραμματοσειρά, μορφοποίηση, οδηγίες, αριθμός ερωτήσεων ανά σελίδα) να είναι όσο το δυνατόν περισσότερο παρόμοια με αυτήν του έντυπου. Όσον αφορά στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς, η κάθε σελίδα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου είχε τον ίδιο αριθμό ερωτημάτων με τις αντίστοιχες σελίδες του έντυπου ερωτηματολογίου. Οι οδηγίες ήταν ίδιες με τη διαφορά ότι υπήρχαν κάποιες οδηγίες ειδικές για τη διαδικτυακή συμπλήρωση, για παράδειγμα, αντί του «βάλτε σε κύκλο τον αντίστοιχο αριθμό στα δεξιά της φράσης» στο έντυπο ερωτηματολόγιο, στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο έγραφε «επιλέξτε τον αντίστοιχο αριθμό στα δεξιά της φράσης, κάνοντας κλικ στο κυκλάκι στα δεξιά του αριθμού». Λόγω ορίου χρόνου που μπορούσε να παραμείνει κάθε συμμετέχων σε μία συγκεκριμένη διαδικτυακή σελίδα του ερωτηματολογίου (15 λεπτά ανά σελίδα), οι ερωτήσεις του τεστ γνώσεων χωρίστηκαν σε μικρότερες ενότητες σε σχέση με το έντυπο, ώστε οι συμμετέχοντες να έχουν χρόνο να σκεφτούν τις απαντήσεις τους. Ενώ στο έντυπο ερωτηματολόγιο, η κάθε ενότητα του τεστ γνώσεων παρουσιάστηκε σε μία σελίδα, στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο για το τεστ αριθμητικών ακολουθιών υπήρχαν τρεις σελίδες (με 6, 6 και 3 ερωτήσεις αντίστοιχα), ενώ για το τεστ συμπλήρωσης λέξεων-γρίφοι υπήρχαν επίσης 3 σελίδες (με 4 ερωτήσεις καθεμία). Οι ερωτήσεις λεκτικών αναλογιών παρουσιάστηκαν και στους δύο τρόπους χορήγησης σε μία σελίδα, καθώς ήταν μόνο πέντε σε αριθμό. Στο τέλος κάθε σελίδας του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου αναφερόταν ο αριθμός της σελίδας ως προς το συνολικό αριθμό σελίδων που απέμεναν να συμπληρωθούν (π.χ. «Σελίδα 6 από 10»). Επειδή στην περίπτωση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, λόγω των περισσότερων σελίδων για το τεστ γνώσεων (λιγότερα ερωτήματα ανά σελίδα), ο συνολικός αριθμός των σελίδων ήταν μεγαλύτερος, αναφερόταν επιπλέον το ποσοστό των ερωτημάτων που είχαν

¹² Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κύριο Γιώργο Σαντιπαντάκη, μεταδιδακτορικό ερευνητή στο Πανεπιστήμιο Πειραιώς, για τη δημιουργία του server του Ψυχομετρικού Εργαστηρίου της Φιλοσοφικής Σχολής του ΕΚΠΑ, καθώς και της ιστοσελίδας.

συμπληρωθεί επί του συνόλου των ερωτημάτων (π.χ. «75% των ερωτήσεων»), ώστε οι ερωτώμενοι να μην αποθαρρυνθούν να συνεχίσουν.

Στην πρώτη σελίδα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, η οποία εμφανιζόταν μόλις οι συμμετέχοντες ακολουθούσαν το σύνδεσμο που υπήρχε στην κεντρική εισαγωγική σελίδα στο server, δηλαδή στη σελίδα με τις πρώτες 20 ερωτήσεις του STAI, υπήρχαν επιπλέον γενικές οδηγίες συμπλήρωσης του διαδικτυακού ερωτηματολογίου. Αυτές οι οδηγίες αφορούσαν στον τρόπο με τον οποίο οι συμμετέχοντες θα μπορούσαν να διαβάσουν όλες τις ερωτήσεις κάθε σελίδας και θα προχωρούσαν από τη μία σελίδα στην επόμενη. Ένας περιορισμός της πλατφόρμας concerto είναι ότι δεν δίνει τη δυνατότητα στους ερωτώμενους να επιστρέψουν σε προηγούμενες σελίδες του ερωτηματολογίου όταν έχουν ήδη προχωρήσει στην επόμενη. Έτσι, υπήρχε η οδηγία να ελέγξουν τις απαντήσεις τους πριν προχωρήσουν σε επόμενη σελίδα. Για τον ίδιο λόγο αναφερόταν στην αρχή ο συνολικός αριθμός των σελίδων που έπρεπε να συμπληρωθούν, καθώς και γενικές πληροφορίες για το είδος των ερωτήσεων, ώστε οι συμμετέχοντες να έχουν μία γενική εικόνα του ερωτηματολογίου που καλούνταν να συμπληρώσουν.

Ο σύνδεσμος για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο διαφημίστηκε κυρίως σε διαδικτυακά κοινωνικά δίκτυα όπως το facebook και το linkedin στην προσωπική σελίδα της ερευνήτριας, καθώς και σε διαδικτυακές ομάδες φοιτητών ή ομάδες με διάφορα κοινά ενδιαφέροντα (π.χ. ομάδες εκπαιδευτικών, ψυχολόγων ή εμπόρων). Οι συμμετέχοντες επίσης ενθαρρύνονταν να πληροφορήσουν και άλλα άτομα για την έρευνα. Επομένως, το δείγμα των συμμετεχόντων που συμπλήρωσαν τη διαδικτυακή μορφή του ερωτηματολογίου αποτελούνταν κυρίως από άτομα που βρήκαν το σύνδεσμο στο διαδίκτυο και επέλεξαν να το συμπληρώσουν ή πληροφορήθηκαν για την έρευνα από άλλα άτομα. Σε λίγες περιπτώσεις υπήρξε προσωπική πληροφόρηση κάποιων ατόμων από την ερευνήτρια είτε προφορικά είτε μέσω e-mail.

2.4 Στατιστικές αναλύσεις

Στην ενότητα αυτή θα παρουσιαστούν σύντομα κάποιες μέθοδοι στατιστικής ανάλυσης που θα χρησιμοποιηθούν στην ενότητα των Ευρημάτων για τη μελέτη της δομής των ερωτηματολογίων της έρευνας στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, για τη διερεύνηση των μετρικών ιδιοτήτων των ερωτημάτων, καθώς και για τη

σύγκριση του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης.

2.4.1 Μελέτη της δομικής εγκυρότητας μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων

Πριν μελετηθεί η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στα τρία ερωτηματολόγια «προσωπικότητας» (STAI, EPQ, Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών) θα εξεταστεί πρώτα η δομική τους εγκυρότητα (*structural validity* ή *factorial validity*, Bryant, King, & Smart, 2007). Αυτού του είδους η εγκυρότητα αφορά στο κατά πόσο τα ερωτηματολόγια της έρευνας όντως μετρούν τις διαστάσεις που αναμένεται να μετρούν βάσει της αντίστοιχης θεωρίας, στα συγκεκριμένα δείγματα της έρευνας (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Για παράδειγμα, το ερωτηματολόγιο EPQ, σύμφωνα με τη θεωρία του Eysenck, αποτελείται από τις διαστάσεις της εξωστρέφειας, του νευρωτισμού και του ψυχωτισμού, ενώ υπάρχει και η κλίμακα Ψεύδους για την αξιολόγηση της κοινωνικής αποδοχής. Στόχος της ανάλυσης δομικής εγκυρότητας είναι να εξεταστεί κατά πόσο η δομή αυτή των τεσσάρων διαστάσεων ισχύει στα δείγματα της παρούσας έρευνας, αν δηλαδή οι υποκλίμακες όπως ορίζονται από τη θεωρία μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τους φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο και τους φοιτητές και μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στη συνέχεια, γνωρίζοντας αν τα ερωτηματολόγια «προσωπικότητας» (STAI, EPQ, Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών) μετρούν τις θεωρητικά αναμενόμενες έννοιες-διαστάσεις στα δείγματα της παρούσας έρευνας, μπορεί να μελετηθεί η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις συγκεκριμένες αυτές έννοιες. Ο έλεγχος της δομικής εγκυρότητας δηλαδή δίνει ένα σημείο αναφοράς (ότι η αναμενόμενη δομή ισχύει ή η δομή στα δεδομένα είναι διαφορετική) που θα αποτελέσει τη βάση για την εξέταση του κυρίως ερωτήματος (επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης).

Η μέθοδος της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*confirmatory factor analysis*, CFA, Bollen, 1989. Brown, 2006. Ullman, 2007) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της δομικής εγκυρότητας. Η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων είναι ένα είδος ανάλυσης δομικών αιτιακών εξισώσεων (*structural equation modeling*, SEM, Schumacker & Lomax, 2010). Η ανάλυση δομικών αιτιακών εξισώσεων έχει ως στόχο τον έλεγχο υποθέσεων αναφορικά με τις συσχετίσεις μεταξύ μεταβλητών. Οι υποθέσεις αυτές εκφράζονται με διάφορα υποδείγματα στα οποία συμπεριλαμβάνονται τόσο

παρατηρούμενες (*observed*) μεταβλητές όσο και λανθάνουσες (*latent*) μεταβλητές (παράγοντες). Η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων (CFA) αφορά στον έλεγχο υποθέσεων για τις συσχετίσεις μεταξύ παρατηρούμενων μεταβλητών (π.χ. μετρήσεων που προκύπτουν από ένα ερωτηματολόγιο) και ενός ή περισσότερων παραγόντων, όπου οι συσχετίσεις μεταξύ των παρατηρούμενων μεταβλητών θεωρείται ότι αποδίδονται στους παράγοντες (θεωρητικές έννοιες). Σκοπός της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων είναι δηλαδή να απαντηθεί το ερώτημα κατά πόσο μία συγκεκριμένη παραγοντική δομή ταιριάζει με ένα σύνολο δεδομένων. Για παράδειγμα, όσον αφορά στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, το ερώτημα είναι κατά πόσο η αναμενόμενη παραγοντική δομή (ότι αξιολογούνται δύο παράγοντες, ενώ τα 10 πρώτα ερωτήματα συσχετίζονται με τον παράγοντα των «ιεραρχικών ρόλων» και τα επόμενα 10 με τον παράγοντα των «σχέσεων») ταιριάζει με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο και τα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων βασίζεται στον πίνακα συναφειών μεταξύ όλων των ζευγών ερωτημάτων ενός ερωτηματολογίου και η παραγοντική δομή, της οποίας η αντιστοιχία με τα δεδομένα πρόκειται να ελεγχθεί, ορίζεται από τον ερευνητή (Bollen, 1989. Brown, 2006. Ullman, 2007). Ως αποτέλεσμα της ανάλυσης εκτιμώνται οι συσχετίσεις μεταξύ των επιμέρους ερωτημάτων και των παραγόντων που έχουν κατασκευαστεί να μετρούν (φορτίσεις), οι συσχετίσεις μεταξύ των παραγόντων (αν είναι περισσότεροι του ενός), καθώς και το σφάλμα μέτρησης κάθε ερωτήματος. Η επίλυση αυτή αξιολογείται για την αντιστοιχία της με τα δεδομένα με βάση διάφορους δείκτες (βλ. ενότητα 3.3) και αν η αντιστοιχία αυτή είναι καλή, τότε θεωρείται ότι η παραγοντική δομή του ερωτηματολογίου όπως ορίζεται από τη θεωρία ισχύει στα δεδομένα του συγκεκριμένου δείγματος. Για παράδειγμα, αν για τα δεδομένα του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών στο δείγμα που το συμπλήρωσε σε έντυπη μορφή, βρεθεί ότι μία δομή με δύο παράγοντες («ιεραρχικοί ρόλοι» και «σχέσεις» με τα πρώτα 10 ερωτήματα να φορτίζουν στον πρώτο παράγοντα και τα επόμενα ερωτήματα στο δεύτερο) ταιριάζει ικανοποιητικά με τα δεδομένα, τότε οι δύο θεωρητικοί παράγοντες μπορούν με ασφάλεια να χρησιμοποιηθούν σε περαιτέρω αναλύσεις για τον τρόπο αυτό χορήγησης. Ο έλεγχος της δομής των ερωτηματολογίων της παρούσας έρευνας μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων παρουσιάζεται στην ενότητα 3.3. Οι αναλύσεις αυτές στην παρούσα έρευνα έγιναν με το λογισμικό

LISREL 8.3, το οποίο βρίσκεται εγκατεστημένο στο Ψυχομετρικό Εργαστήριο του Τμήματος Ψυχολογίας του ΕΚΠΑ.

2.4.2. Σύγκριση μεταξύ παραμετρικών και μη-παραμετρικών δεικτών συνάφειας

Δύο από τα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς που χορηγήθηκαν στην παρούσα έρευνα (Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και STAI) έχουν 4-βαθμη κλίμακα απάντησης των ερωτημάτων τους τύπου Likert (π.χ. 1= «διαφωνώ» έως 4= «συμφωνώ»). Οι τιμές για κάθε ερώτημα που προκύπτουν από τις απαντήσεις των συμμετεχόντων είναι τακτικές τιμές, επειδή οι βαθμίδες της κλίμακας δεν μπορεί να θεωρηθεί ότι ισαπέχουν μεταξύ τους (π.χ. Μυλωνάς, 2012. Nunnally & Bernstein, 1994). Για παράδειγμα, η απόσταση της μίας μονάδας μεταξύ των βαθμίδων 1= «διαφωνώ» και 2= «μάλλον διαφωνώ» δεν αντιστοιχεί απαραίτητα σε ίδια διαφορά στο ψυχολογικό χαρακτηριστικό με την απόσταση της μίας μονάδας μεταξύ των βαθμίδων 3= «μάλλον συμφωνώ» και 4= «συμφωνώ». Επίσης, η διαφορά στο ψυχολογικό χαρακτηριστικό μεταξύ των βαθμίδων, για παράδειγμα «μάλλον συμφωνώ» και «συμφωνώ», δεν μπορεί να θεωρηθεί ότι είναι η ίδια για όλα τα άτομα (Μυλωνάς, 2012, σελ. 120).

Στις αναλύσεις της έρευνας θα χρειαστεί να υπολογιστούν δείκτες συνάφειας μεταξύ ερωτημάτων που έχουν αξιολογηθεί με κλίμακα τύπου Likert. Κατάλληλοι δείκτες συνάφειας για τακτικές τιμές είναι οι μη-παραμετρικοί δείκτες Spearman rho και Kendall tau, ενώ προτιμάται ο δεύτερος επειδή επηρεάζεται λιγότερο από κόμβους στα δεδομένα, δηλαδή από ίδιες τακτικές τιμές για πολλά άτομα (Grosf & Sardy, 1985. Μυλωνάς, 2012. Nie, Hull, Jenkins, Steinbrenner, & Bent, 1975. Nunnally & Bernstein, 1994). Επειδή στα δεδομένα της παρούσας έρευνας αναμένεται να υπάρχουν κόμβοι, για παράδειγμα, σε κάποιο ερώτημα της κλίμακας State του STAI να υπάρχουν περισσότερα του ενός άτομα που θα έχουν απαντήσει «πάρα πολύ» ή «μέτρια» κ.τ.λ., καθώς οι βαθμίδες της κλίμακας είναι τέσσερις και οι συμμετέχοντες είναι πολύ περισσότεροι, κατάλληλος δείκτης συνάφειας είναι ο Kendall tau. Επίσης, ο δείκτης Kendall tau είναι ο πλησιέστερος ως προς τη μαθηματική του λογική στον Pearson r (Nunnally & Bernstein, 1994, σελ. 124-125). Υπάρχει μία διαδικασία, με την οποία μπορεί να γίνει έλεγχος κατά πόσο οι τακτικές τιμές που προέρχονται από κλίμακες Likert έχουν στην πραγματικότητα ιδιότητες αριθμητικών τιμών, επομένως μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως αριθμητικά δεδομένα στις στατιστικές αναλύσεις και να

υπολογιστούν δείκτες συνάφειας για αριθμητικά δεδομένα (Pearson r). Μπορεί να γίνει σύγκριση μεταξύ των δύο ειδών δεικτών συνάφειας για τα ίδια δεδομένα, Pearson r για αριθμητικές τιμές και Kendall tau για τακτικές τιμές, μέσω μετατροπής σε Fisher z-τιμές (Mylonas, Veligeas, Gari, & Kontaxopoulou, 2012. Mylonas et al., 2017. Zajenkowska, Mylonas, Lawrence, Konopka, & Rajchert, 2014). Αν τα δύο αυτά είδη δεικτών συνάφειας για τα ίδια δεδομένα δεν διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό, τα δεδομένα μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως αριθμητικά και να υπολογιστεί ο δείκτης συνάφειας Pearson r. Όσον αφορά στη σύγκριση των παραμετρικών (Pearson r) και των μη-παραμετρικών (Kendall tau) δεικτών συνάφειας, οι δείκτες αυτοί μετατρέπονται πρώτα σε Fisher z-τιμές και στη συνέχεια οι δύο z-τιμές για τη συνάφεια μεταξύ των ίδιων μεταβλητών (μία z-τιμή για το δείκτη r και μία z-τιμή για το δείκτη tau) συγκρίνονται μεταξύ τους μέσω του υποδείγματος (14).

$$z_i = \frac{z_{i(r)} - z_{i(\tau)}}{\sqrt{\frac{1}{N_{(r)} - 3} + \frac{1}{N_{(\tau)} - 3}}} \quad (14),$$

όπου ο δείκτης i δηλώνει ένα συγκεκριμένο ζεύγος ερωτημάτων για το οποίο υπολογίζεται η συνάφεια, $z_{i(r)}$ και $z_{i(\tau)}$ είναι οι Fisher z-τιμές για το δείκτη r και το δείκτη tau για ένα ζεύγος ερωτημάτων και $N_{(r)}$ και $N_{(\tau)}$ είναι ο αριθμός των ατόμων από τα οποία προέρχεται ο κάθε δείκτης συνάφειας, δηλαδή το μέγεθος του δείγματος για το οποίο γίνεται η σύγκριση των δύο ειδών δεικτών συνάφειας. Το τελικό αποτέλεσμα του υποδείγματος αυτού συγκρίνεται με την κρίσιμη τιμή 1,96 της τυποποιημένης κανονικής κατανομής (αποκόπτει το 2,5% των ακραίων τιμών στα δύο άκρα της κατανομής) και αν η απόλυτη τιμή της ποσότητας z_i είναι μεγαλύτερη της τιμής αυτής, τότε οι δύο δείκτες συνάφειας (Pearson r και Kendall tau) για ένα ζεύγος ερωτημάτων διαφέρουν μεταξύ τους σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό.

Για παράδειγμα, στα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο, ο δείκτης συνάφειας Pearson r μεταξύ των ερωτημάτων υπ'αριθμόν 1 και 2 της κλίμακας State του STAI είναι ίσος με 0,365, ενώ ο δείκτης Kendall tau μεταξύ των ίδιων ερωτημάτων είναι ίσος με 0,312. Η Fisher z-τιμή για το δείκτη Pearson r είναι 0,38, ενώ για το δείκτη Kendall tau η z-τιμή είναι 0,32. Ο αριθμός των ατόμων από τους οποίους προέρχονται οι δύο δείκτες συνάφειας (r και tau) είναι $N = 272$ άτομα που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο. Επομένως, από το υπόδειγμα (14) προκύπτει:

$$z = \frac{0,38 - 0,32}{\sqrt{\frac{1}{272-3} + \frac{1}{272-3}}} = 0,70 < 1,96.$$

Η διαφορά των δύο δεικτών συνάφειας, Pearson r και Kendall tau είναι στατιστικώς ασήμαντη, οπότε οι δύο δείκτες δεν διαφέρουν μεταξύ τους και ο δείκτης συνάφειας Pearson r μπορεί να χρησιμοποιηθεί με ασφάλεια για να εκφράσει τη συσχέτιση των δύο αυτών ερωτημάτων. Συγκρίσεις μεταξύ παραμετρικών (Pearson r) και μη-παραμετρικών (Kendall tau) δεικτών συνάφειας στα δεδομένα του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου στο STAI και στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών θα γίνουν στην ενότητα 3.2.

2.4.3 Σύγκριση μεταξύ ομάδων μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*multigroup CFA*)

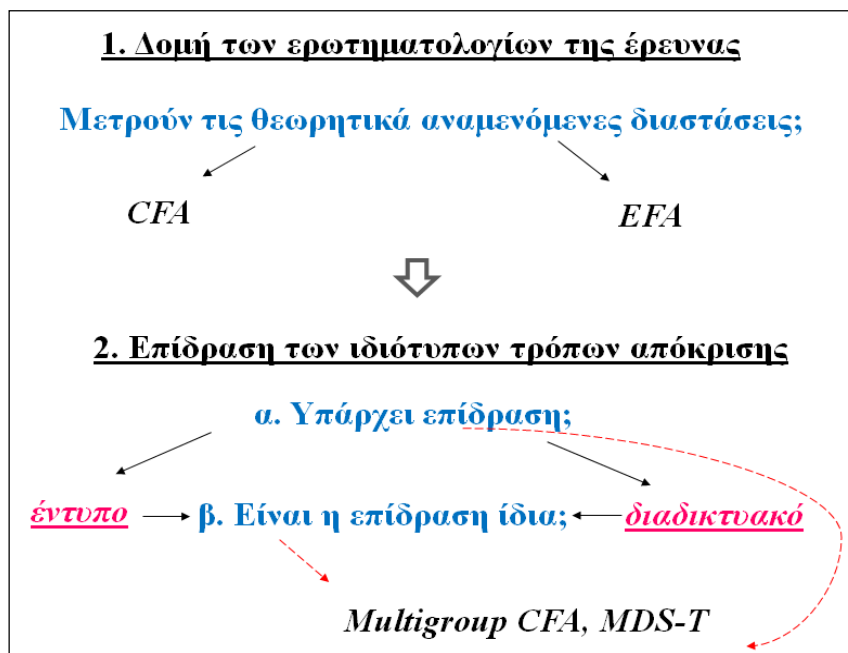
Η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων σε περισσότερες της μίας ομάδες δεδομένων (*multigroup CFA*, Bollen, 1989. Brown, 2006. Byrne, 2008. Byrne & van de Vijver, 2010), αφορά στον υπολογισμό επίλυσης επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων σε δύο ή περισσότερες ομάδες ταυτόχρονα. Στόχος της ανάλυσης είναι να εξεταστεί η ομοιότητα της παραγοντικής δομής μεταξύ των συγκρινόμενων ομάδων, π.χ. μεταξύ των δύο φύλων, μεταξύ διαφορετικών χωρών, διαφορετικών τρόπων χορήγησης (όπως το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) κ.τ.λ. Οι ομάδες που συμμετέχουν στην ανάλυση μπορούν να συγκριθούν ως προς διάφορες παραμέτρους της επίλυσης. Πρώτον, μπορεί να ελεγχθεί η υπόθεση ότι οι συγκρινόμενες ομάδες έχουν τον ίδιο αριθμό παραγόντων με τα ίδια ερωτήματα να συσχετίζονται με αυτούς (*configural equivalence*). Για παράδειγμα, ως προς το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών να εξεταστεί η υπόθεση ότι το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο μετρούν δύο παράγοντες («ιεραρχικοί ρόλοι», «σχέσεις») με τα 10 πρώτα ερωτήματα να συσχετίζονται με τον πρώτο παράγοντα και τα υπόλοιπα ερωτήματα με το δεύτερο. Επίσης, μπορεί να ελεγχθεί η υπόθεση ότι τα επιμέρους ερωτήματα συσχετίζονται στον ίδιο βαθμό με τους παράγοντες, ότι δηλαδή οι φορτίσεις είναι ίσες για τις συγκρινόμενες ομάδες (*measurement equivalence*) ή υποθέσεις σχετικές με τη διακύμανση και τις συσχετίσεις μεταξύ των παραγόντων (*structural equivalence*), π.χ. ότι η συνάφεια των δύο διαστάσεων οικογενειακών αξιών είναι η ίδια για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Προκειμένου να ελεγχθούν υποθέσεις σχετικά με την ισότητα των παραμέτρων μεταξύ ομάδων (π.χ. ισότητα φορτίσεων, ισότητα συναφειών μεταξύ παραγόντων) τίθενται κάποιοι περιορισμοί-συνθήκες στο υπόδειγμα που εκτιμάται. Για παράδειγμα, υπολογίζεται η επίλυση της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων ταυτόχρονα για τις συγκρινόμενες ομάδες, θέτοντας τον περιορισμό ότι οι φορτίσεις των ερωτημάτων στους παράγοντες θα πρέπει να είναι ίσες σε όλες τις ομάδες. Η επίλυση με τις ίσες φορτίσεις μεταξύ ομάδων στη συνέχεια συγκρίνεται ως προς την αντιστοιχία της με τα δεδομένα με μία επίλυση όπου οι φορτίσεις επιτρέπεται να διαφέρουν μεταξύ των ομάδων. Γενικά, μία επίλυση με περιορισμούς ισότητας μεταξύ των ομάδων συγκρίνεται με μία επίλυση χωρίς τους περιορισμούς αυτούς (μέτρο σύγκρισης) και εξετάζεται αν οι περιορισμοί αυτοί (π.χ. ίσες φορτίσεις) έχουν ως αποτέλεσμα να χειροτερεύσει σημαντικά ο βαθμός στον οποίο το υπόδειγμα ταιριάζει με τα δεδομένα. Ένα υπόδειγμα με περιορισμούς ισότητας αναμένεται να ταιριάζει λιγότερο ικανοποιητικά με τα δεδομένα από ένα υπόδειγμα στο οποίο οι παράμετροι μπορούν να έχουν διαφορετικές τιμές μεταξύ των ομάδων. Το ερώτημα είναι αν αυτή η μείωση του βαθμού αντιστοιχίας με τα δεδομένα ως αποτέλεσμα των επιπλέον περιορισμών είναι στατιστικώς σημαντική. Για παράδειγμα, θα μπορούσε να εξεταστεί η υπόθεση ότι οι συσχετίσεις των ερωτημάτων με τον παράγοντα των «ιεραρχικών ρόλων του πατέρα και της μητέρας» είναι ίσες για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στην περίπτωση αυτή θα υπολογιστεί μία επίλυση στην οποία οι φορτίσεις των ερωτημάτων θεωρούνται ίσες για τους δύο τρόπους χορήγησης στο συγκεκριμένο παράγοντα και αυτή η επίλυση θα συγκριθεί με ένα υπόδειγμα στο οποίο οι φορτίσεις για τις δύο ομάδες επιτρέπεται να διαφέρουν. Αν η διαφορά στην αντιστοιχία με τα δεδομένα για τα δύο αυτά υποδείγματα (με ίσες φορτίσεις και με διαφορετικές φορτίσεις στον παράγοντα των «ιεραρχικών ρόλων») είναι στατιστικώς ασήμαντη, τότε οι συσχετίσεις των ερωτημάτων με τον παράγοντα των «ιεραρχικών ρόλων» για τους δύο τρόπους χορήγησης μπορούν να θεωρηθούν ίσες. Η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων με περισσότερες της μίας ομάδες (*multigroup CFA*) θα χρησιμοποιηθεί στην παρούσα έρευνα για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (ενότητα 3.5.2). Οι αναλύσεις *multigroup CFA* στην παρούσα έρευνα έγιναν επίσης με το λογισμικό LISREL 8.3, το οποίο βρίσκεται εγκατεστημένο στο Ψυχομετρικό Εργαστήριο του Τμήματος Ψυχολογίας του ΕΚΠΑ.

3. Ευρήματα

Στην ενότητα αυτή θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα των στατιστικών αναλύσεων για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (τάση για συμφωνία, τάση για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις, τάση για ακραίες απαντήσεις) στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Θα εξεταστεί δηλαδή κατά πόσο οι ιδιότυποι αυτοί τρόποι απόκρισης είχαν επίδραση στις απαντήσεις των συμμετεχόντων και αν η όποια επίδραση ήταν διαφορετική για τους δύο τρόπους χορήγησης (συμπλήρωση εντύπου ερωτηματολογίου, διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης).

Οι τρεις ιδιότυποι τρόποι απόκρισης θα μελετηθούν στα ερωτηματολόγια «προσωπικότητας» (Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, State-Trait Anxiety Inventory, Eysenck Personality Questionnaire), καθώς και στα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, συμπλήρωση λέξεων-γρίφοι, λεκτικές αναλογίες) για λόγους σύγκρισης. Ένα γενικό σχεδιάγραμμα των στατιστικών αναλύσεων της έρευνας παρουσιάζεται στο παρακάτω σχήμα.



Σχήμα 7. Γενικό σχεδιάγραμμα των στατιστικών αναλύσεων της έρευνας.

Όπως φαίνεται στο σχήμα, πριν από τις κύριες αναλύσεις της έρευνας που αφορούν στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, θα πρέπει να διερευνηθούν οι μετρικές ιδιότητες των ερωτηματολογίων, προκειμένου να εξεταστεί η δομή τους, δηλαδή αν μπορεί κανείς με ικανοποιητική βεβαιότητα να αποφανθεί ότι τα ερωτηματολόγια μετρούν τις

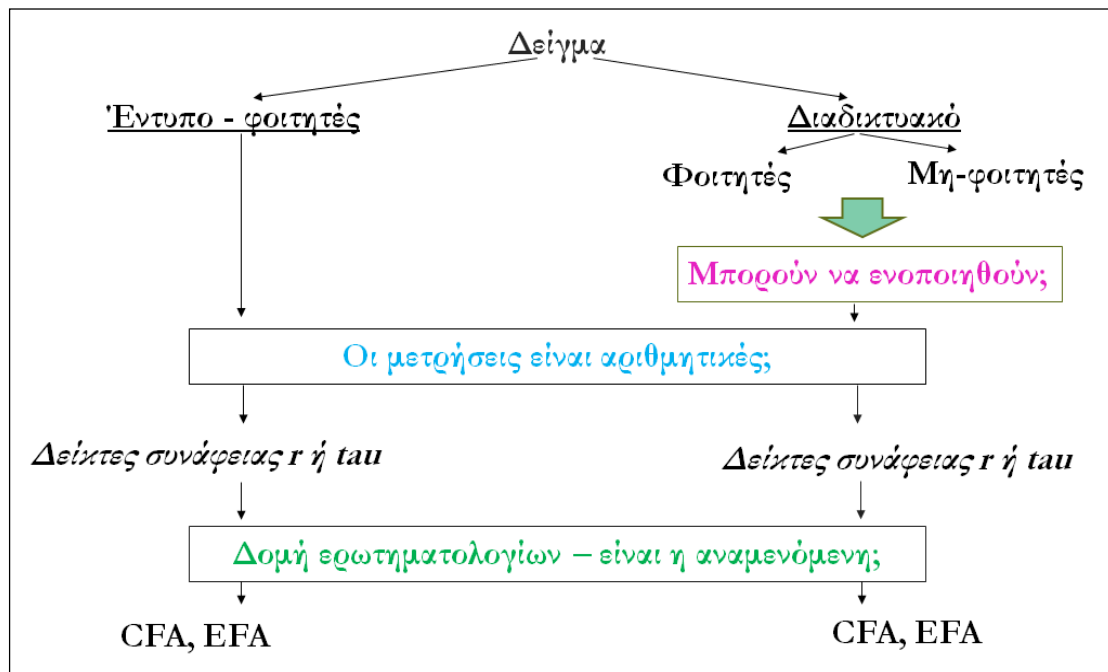
έννοιες που αναμένεται να μετρούν σύμφωνα με τη θεωρία. Συγκεκριμένα, τα ερωτήματα που θα απαντηθούν αναφέρονται στο κατά πόσο τα ερωτηματολόγια «προσωπικότητας» αποτελούνται από τις διαστάσεις που έχουν κατασκευαστεί να αξιολογούν και έχουν προκύψει σε προηγούμενες έρευνες. Αυτές οι θεωρητικά αναμενόμενες διαστάσεις είναι οι «ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας» και οι «σχέσεις με την οικογένεια και τους συγγενείς» για το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, η εξωστρέφεια, ο νευρωτισμός και ο ψυχωτισμός για το EPQ και το «άγχος κατάστασης» και το «άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας» για το STAI.

Συνεπώς, προκειμένου να εξεταστεί η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (2^η φάση των αναλύσεων) στα ερωτηματολόγια αυτά, είναι σημαντικό να διερευνηθεί, πρώτον, κατά πόσο μετρούν τις θεωρητικά αναμενόμενες έννοιες και στη συνέχεια σε αυτές τις έννοιες να αναζητηθεί η πιθανότητα επίδρασης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης των συμμετεχόντων. Για παράδειγμα, αν στα συγκεκριμένα δείγματα της έρευνας φανεί ότι το EPQ όντως μπορεί να θεωρηθεί ότι αποτελείται από τις διαστάσεις της εξωστρέφειας, του νευρωτισμού και του ψυχωτισμού, στη συνέχεια θα εξεταστεί αν η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις είχε κάποια επίδραση στις απαντήσεις των ερωτώμενων στις συγκεκριμένες αυτές διαστάσεις της προσωπικότητας.

Όπως αναφέρθηκε στην ενότητα σχετικά με τα χαρακτηριστικά των συμμετεχόντων (ενότητα 2.1), το έντυπο ερωτηματολόγιο συμπληρώθηκε από δείγμα φοιτητών, ενώ το διαδικτυακό δείγμα αποτελείται από φοιτητές και άτομα που δεν είναι φοιτητές. Τίθεται έτσι το ερώτημα, αν οι δύο αυτές υπο-ομάδες που συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο στο διαδίκτυο μπορούν να χρησιμοποιηθούν στις αναλύσεις ως ένα ενιαίο διαδικτυακό δείγμα ή αν θα πρέπει να αντιμετωπιστούν ως δύο χωριστά δείγματα (διαδικτυακό δείγμα φοιτητών, διαδικτυακό δείγμα μη-φοιτητών). Για το λόγο αυτό, έγινε σύγκριση των δύο αυτών υπο-ομάδων του διαδικτυακού δείγματος ως προς τις μετρήσεις της έρευνας για να διαπιστωθεί κατά πόσο έχουν απαντήσει με παρόμοιο τρόπο και επομένως μπορούν σε επόμενες αναλύσεις να ενοποιηθούν σε ένα δείγμα ή αν θα πρέπει, λόγω διαφορετικού τρόπου απάντησης, να αναλυθούν ξεχωριστά. Στην περίπτωση της ενοποίησης θα χρησιμοποιηθούν στις περαιτέρω αναλύσεις δύο δείγματα (1. έντυπο-φοιτητές, 2. διαδικτυακό δείγμα φοιτητών και μη-φοιτητών), ενώ στην περίπτωση που τα δύο διαδικτυακά δείγματα δεν μπορούν να

ενοποιηθούν θα χρησιμοποιηθούν τρία δείγματα (1. έντυπο-φοιτητές, 2. διαδικτυακό-φοιτητές, 3. διαδικτυακό- μη-φοιτητές). Όταν με βάση τις συγκρίσεις αυτές αποφασιστεί κατά πόσο τα δύο υποσύνολα του διαδικτυακού δείγματος μπορούν να ενοποιηθούν σε ένα δείγμα, στη συνέχεια θα ακολουθήσουν οι αναλύσεις για τη διερεύνηση της δομής των ψυχομετρικών εργαλείων της έρευνας.

Η γενική εικόνα των αναλύσεων της πρώτης φάσης που αφορά στην εξέταση της δομής των ερωτηματολογίων της έρευνας παρουσιάζεται στο παρακάτω σχήμα.



Σχήμα 8. Διάγραμμα των αναλύσεων για τις μετρικές ιδιότητες και τη δομή των ερωτηματολογίων της έρευνας (Πρώτη φάση ανάλυσης).

Όπως φαίνεται στο Σχήμα 8, το πρώτο βήμα είναι να εξεταστεί αν τα δύο διαδικτυακά δείγματα (φοιτητές και μη-φοιτητές) μπορούν να χρησιμοποιηθούν στις αναλύσεις ως ένα δείγμα. Στη συνέχεια, για να απαντηθεί το ερώτημα κατά πόσο τα ερωτηματολόγια της έρευνας μετρούν τις θεωρητικά αναμενόμενες έννοιες-διαστάσεις, θα πρέπει πρώτα να διερευνηθεί το επίπεδο μέτρησης των ερωτημάτων, δηλαδή αν οι μετρήσεις που προέκυψαν από κλίμακες Likert μπορούν να αντιμετωπιστούν στις αναλύσεις ως αριθμητικές ή τακτικές τιμές. Αναλόγως του αποτελέσματος θα αποφασιστεί η κατάλληλη διαδικασία ανάλυσης σχετικά με τη μελέτη της δομής τους, δηλαδή αν αξιολογούν τις αναμενόμενες θεωρητικές έννοιες. Αυτό θα γίνει σε δύο στάδια, όπου στο πρώτο στάδιο θα αποφασιστεί ο κατάλληλος δείκτης συνάφειας για τον υπολογισμό των συσχετίσεων των ερωτημάτων (Pearson r αν τα δεδομένα είναι

αριθμητικά, Kendall tau αν τα δεδομένα είναι τακτικές τιμές, για τη διαδικασία σύγκρισης των δύο ειδών δεικτών συνάφειας βλ. ενότητα 2.4.2) και στο δεύτερο στάδιο οι επιλεγμένοι δείκτες συνάφειας θα χρησιμοποιηθούν στις αναλύσεις για τη μελέτη των θεωρητικών διαστάσεων κάθε ερωτηματολογίου (διερευνητική ανάλυση παραγόντων-exploratory factor analysis, EFA και επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων-confirmatory factor analysis, CFA, βλ. ενότητα 2.4.1) προκειμένου να διαπιστωθεί κατά πόσο τα ερωτηματολόγια μετρούν τις θεωρητικά αναμενόμενες διαστάσεις.

3.1 Σύγκριση μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών εντός του διαδικτυακού δείγματος

Εξετάστηκε κατά πόσο οι φοιτητές (N = 316) και οι μη-φοιτητές (N = 98) που συμπλήρωσαν τα ερωτηματολόγια της έρευνας στο διαδίκτυο μοιάζουν ή διαφέρουν ως προς τον τρόπο απάντησης στα ερωτήματα. Συγκεκριμένα, μελετήθηκαν οι ομοιότητες ή διαφορές των δύο υπο-ομάδων ως προς τις συνάφειες των ερωτημάτων εντός των ερωτηματολογίων, καθώς και ως προς τους μέσους όρους των επιμέρους ερωτημάτων κάθε ερωτηματολογίου.

3.1.1 Ερωτηματολόγιο STAI

Έγινε σύγκριση μεταξύ των φοιτητών (N = 316) και των μη-φοιτητών (N = 98) που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό STAI ως προς τις συνάφειες των ερωτημάτων ανά δύο και ως προς τους μέσους όρους των 40 ερωτημάτων.

3.1.1.1 Δείκτες συνάφειας

Όσον αφορά στις συνάφειες, η σύγκριση των φοιτητών και των μη-φοιτητών έγινε για τους δείκτες Pearson r, τους δείκτες Spearman rho και τους δείκτες Kendall tau. Για κάθε δείκτη συνάφειας (Pearson r, Spearman rho, Kendall tau) υπολογίστηκε ένας πίνακας συναφειών για τους φοιτητές του διαδικτυακού δείγματος και ένας πίνακας για τους μη-φοιτητές και η σύγκριση των δύο πινάκων έγινε μέσω της μετατροπής των δεικτών συνάφειας σε Fisher z-τιμές (Mylonas et al., 2012, 2017. Παρασκευόπουλος, 1993. Zajenkowska et al., 2014). Όσον αφορά τους δείκτες **Pearson r**, από τους 780 δείκτες συνολικά μεταξύ των 40 ερωτημάτων του STAI, οι 83 (10,6%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές ανάμεσα στους φοιτητές και τους μη-φοιτητές ($z > 1,96$). Για την υποκλίμακα State, από τους 190 δείκτες συνάφειας μεταξύ των 20 ερωτημάτων, οι 26 (13,7%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές, για την

υποκλίμακα Trait (190 συνάφειες) 24 δείκτες (12,6%) διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό και από τις 400 συνάφειες μεταξύ των ερωτημάτων των δύο υποκλιμάκων (State και Trait), 33 δείκτες (8,3%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών. Όλα τα παραπάνω ποσοστά είναι μικρότερα του 15%, επομένως θεωρείται ότι οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές της διαδικτυακής συνθήκης χορήγησης του ερωτηματολογίου δεν διαφέρουν ουσιαστικά ως προς τους δείκτες συνάφειας Pearson r μεταξύ των ερωτημάτων του STAI.

Σχετικά με τους δείκτες **Spearman rho**, από τους 780 δείκτες συνολικά μεταξύ των 40 ερωτημάτων, οι 84 (10,8%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των φοιτητών και των μη-φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Για την υποκλίμακα State, από τις 190 συνάφειες μεταξύ των 20 ερωτημάτων, οι 29 (15,3%) διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό μεταξύ των δύο δειγμάτων, για την υποκλίμακα Trait στατιστικώς σημαντικές διαφορές έχουν 20 από τις 190 συνάφειες (10,5%) και από τις 400 συνάφειες μεταξύ των υποκλιμάκων State και Trait, οι 35 δείκτες (8,8%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών. Επομένως, οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το STAI διαδικτυακά δεν έχουν ουσιαστικές διαφορές ως προς τους δείκτες Spearman rho, επειδή τα περισσότερα ποσοστά είναι μικρότερα του 15% και το ποσοστό των δεικτών της κλίμακας State είναι κοντά στην τιμή αυτή.

Όσον αφορά στους δείκτες συνάφειας **Kendall tau** μεταξύ των ερωτημάτων του STAI, από τους 780 δείκτες ανάμεσα στα 40 ερωτήματα, οι 46 (5,9%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των φοιτητών και των μη-φοιτητών του διαδικτυακού δείγματος ($z > 1,96$, αν και ανάμεσα σε αυτούς υπάρχει ένας δείκτης με οριακώς σημαντική διαφορά, $z = 1,96$). Για την υποκλίμακα State, από τους 190 δείκτες συνάφειας μεταξύ των 20 ερωτημάτων, οι 14 (7,4%) διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό, για την υποκλίμακα Trait από τους 190 δείκτες συνάφειας, οι 11 (5,8%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές (ανάμεσά τους και ένας δείκτης με οριακώς σημαντική διαφορά) και από τις 400 συνάφειες μεταξύ των ερωτημάτων των δύο υποκλιμάκων (State και Trait) οι 21 (5,3%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών. Τα ποσοστά των δεικτών συνάφειας Kendall tau που διαφέρουν μεταξύ των δύο υπο-ομάδων του διαδικτυακού δείγματος είναι μικρά (<15%), επομένως οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το STAI στο διαδίκτυο δεν έχουν σημαντικές διαφορές ως προς τους δείκτες αυτούς.

Συμπερασματικά, επειδή τα ποσοστά αυτά για τους τρεις δείκτες συνάφειας (Pearson r , Kendall tau, Spearman rho) ήταν γενικά μικρότερα του 15%, οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές του διαδικτυακού δείγματος μοιάζουν ως προς τις συνάφειες των ερωτημάτων του STAI μεταξύ τους.

3.1.1.2 Μέσοι όροι

Στη συνέχεια, έγινε σύγκριση των φοιτητών ($N = 316$) και των μη-φοιτητών ($N = 98$) που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, ως προς τους μέσους όρους καθεμίας από τις 40 ερωτήσεις του STAI. Οι συγκρίσεις αυτές έγιναν μέσω του t-test για ανεξάρτητα ανισοπληθή δείγματα για κάθε ερώτηση του STAI χωριστά. Βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές ($p < 0,05$) για 3 ερωτήσεις, μία για την κλίμακα State και δύο για την κλίμακα Trait (ποσοστό 7,5% από τα 40 ερωτήματα, ποσοστό 5% για την κλίμακα State και ποσοστό 10% για την κλίμακα Trait, όλα μικρότερα του 15%). Αυτό σημαίνει ότι οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν τη διαδικτυακή μορφή του STAI δεν έχουν σημαντικές διαφορές ως προς τους μέσους όρους των ερωτημάτων.

Οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και οι συγκρίσεις μέσω t-test για τις δύο υποομάδες του διαδικτυακού δείγματος στο STAI παρουσιάζονται στον Πίνακα 1, στο Παράρτημα Δ.

Από τις παραπάνω συγκρίσεις μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών ως προς το STAI προκύπτει ότι δεν υπάρχουν σημαντικές διαφορές μεταξύ των δύο διαδικτυακών δειγμάτων ως προς τις συνάφειες και ως προς τους μέσους όρους. Επομένως, τα δύο διαδικτυακά δείγματα απάντησαν στο ερωτηματολόγιο αυτό με παρόμοιο τρόπο, δηλαδή οι συσχετίσεις μεταξύ των ερωτημάτων του STAI ανά ζεύγη ήταν παρόμοιες για τις δύο ομάδες και επίσης τα επίπεδα (μέσοι όροι) των δύο ομάδων ως προς κάθε επιμέρους ερώτημα ήταν παρόμοια. Συμπερασματικά, οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές του διαδικτυακού δείγματος μπορούν να ενωθούν σε ένα διαδικτυακό δείγμα στις περαιτέρω αναλύσεις για το STAI.

3.1.2 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (π.χ. Γεώργας, 1986. Γεώργας et al., 2009) και ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992)

3.1.2.1 Δείκτες συνάφειας

Εξετάστηκε κατά πόσο οι δείκτες συνάφειας μεταξύ των 21 ερωτημάτων οικογενειακών αξιών διαφέρουν για τους φοιτητές και τους μη-φοιτητές που

συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο στο διαδίκτυο. Η σύγκριση έγινε για τριών ειδών δείκτες συνάφειας: Pearson r , Kendall tau και Spearman rho. Οι ίδιες συγκρίσεις έγιναν για τα 7 ερωτήματα ελέγχου από το άρθρο της Watson (1992).

Σχετικά με τους δείκτες **Pearson r** μεταξύ των 21 ερωτημάτων οικογενειακών αξιών, από τους 210 δείκτες, στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των φοιτητών και των μη-φοιτητών έχουν οι 23 (11%). Από τις 21 συνάφειες μεταξύ των 7 ερωτημάτων από το άρθρο της Watson (1992), μία συνάφεια (4,8%) έχει στατιστικώς σημαντική διαφορά μεταξύ των δύο διαδικτυακών δειγμάτων. Επομένως, οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν τη διαδικτυακή μορφή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών και των ερωτημάτων ελέγχου δεν διαφέρουν σημαντικά ως προς τους δείκτες Pearson r εντός των ερωτηματολογίων αυτών, επειδή τα ποσοστά των συναφειών που διαφέρουν είναι μικρότερα του 15%.

Από τους 210 δείκτες **Spearman rho** μεταξύ των 21 ερωτημάτων που αφορούν οικογενειακές αξίες, 16 δείκτες (7,6%) διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών. Για τα 7 ερωτήματα από το άρθρο της Watson (1992) δεν υπήρξαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των δύο διαδικτυακών δειγμάτων ως προς τους δείκτες Spearman rho. Επομένως, οι δύο υπο-ομάδες του διαδικτυακού δείγματος δεν έχουν ουσιαστικές διαφορές ως προς τους δείκτες συνάφειας Spearman rho εντός των ερωτηματολογίων αυτών (ποσοστά διαφορετικών συναφειών < 15%).

Όσον αφορά στους δείκτες συνάφειας **Kendall tau**, από τους 210 δείκτες οι 8 (3,8%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των φοιτητών και των μη-φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών. Οι συνάφειες Kendall tau μεταξύ των 7 ερωτημάτων από το άρθρο της Watson (1992) δεν διαφέρουν μεταξύ των δύο διαδικτυακών δειγμάτων. Αυτό σημαίνει ότι οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές της διαδικτυακής συνθήκης χορήγησης των ερωτηματολογίων δεν έχουν σημαντικές διαφορές ως προς τους δείκτες συνάφειας Kendall tau μεταξύ των ερωτημάτων οικογενειακών αξιών και των ερωτημάτων ελέγχου (ποσοστά διαφορετικών συναφειών < 15%).

Όλα τα παραπάνω ποσοστά ήταν μικρότερα του 15%, επομένως οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές του διαδικτυακού δείγματος δεν διαφέρουν σημαντικά ως προς τις συνάφειες

των ερωτημάτων οικογενειακών αξιών και ως προς τις συνάψεις μεταξύ των ερωτημάτων ελέγχου.

3.1.2.2 Μέσοι όροι

Στη συνέχεια, τα δύο διαδικτυακά δείγματα (φοιτητές και μη-φοιτητές) συγκρίθηκαν ως προς τους μέσους όρους στα 21 ερωτήματα οικογενειακών αξιών και στα 7 ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992) μέσω t-test για ανεξάρτητα ανισοπληθή δείγματα. Βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές ($p < 0,05$) ανάμεσα στους φοιτητές και στους μη-φοιτητές σε 6 από τα 21 ερωτήματα οικογενειακών αξιών (28,6%) και σε ένα από τα 7 ερωτήματα ελέγχου (14,3%). Οι δύο υπο-ομάδες του διαδικτυακού δείγματος δεν διαφέρουν σημαντικά ως προς τους μέσους όρους των ερωτημάτων ελέγχου (ποσοστό $< 15\%$), αλλά έχουν κάποιες διαφορές ως προς τους μέσους όρους των ερωτημάτων οικογενειακών αξιών (ποσοστό $> 15\%$).

Επομένως, εξετάζοντας τις διαφορές ως προς τις συνάψεις και τους μέσους όρους συνολικά, οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές του διαδικτυακού δείγματος δεν διαφέρουν σημαντικά στις συνάψεις μεταξύ των ερωτημάτων οικογενειακών αξιών, καθώς και στις συνάψεις και τους μέσους όρους των ερωτημάτων ελέγχου. Υπάρχουν κάποιες διαφορές (ποσοστό μεγαλύτερο του 15%) στους μέσους όρους κάποιων ερωτημάτων οικογενειακών αξιών, δηλαδή, ενώ οι δύο ομάδες δεν διαφέρουν στις συσχετίσεις ανά ζεύγη των ερωτημάτων οικογενειακών αξιών, παρουσιάζουν κάποιες διαφορές στα επίπεδα συμφωνίας τους με μερικά ερωτήματα. Επειδή όμως οι συνάψεις των ερωτημάτων οικογενειακών αξιών δεν διαφέρουν μεταξύ των δύο ομάδων και οι κυρίως αναλύσεις (επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων, MDS-T) θα γίνουν με βάση συσχετίσεις των ερωτημάτων, οι δύο ομάδες που συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών στο διαδίκτυο μπορούν να ενοποιηθούν σε περαιτέρω αναλύσεις με το ερωτηματολόγιο αυτό.

Οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και οι συγκρίσεις μέσω t-test για τις δύο υπο-ομάδες του διαδικτυακού δείγματος στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και στα ερωτήματα ελέγχου, παρουσιάζονται στον Πίνακα 2, στο Παράρτημα Δ.

3.1.3 Ερωτηματολόγιο Eysenck Personality Questionnaire (EPQ)

3.1.3.1 Δείκτες συνάφειας

Τα ερωτήματα του EPQ έχουν δίτιμη κλίμακα μέτρησης (1 = ΝΑΙ, 0 = ΟΧΙ), επομένως κατάλληλος δείκτης συνάφειας είναι ο δείκτης Φ. Έγινε σύγκριση των δεικτών

συνάφειας **Pearson r**, ο οποίος είναι αριθμητικά ίσος με το δείκτη Φ (Μυλωνάς, 2012), -αν και κάποιες λίγες σε ποσοστό τιμές που έλειπαν έχουν αντικατασταθεί με το μέσο όρο- μεταξύ των 84 ερωτημάτων του EPQ για τα δύο διαδικτυακά δείγματα, φοιτητές (N = 316) και μη-φοιτητές (N = 98). Η σύγκριση των δεικτών Pearson r των δύο δειγμάτων έγινε μέσω της μετατροπής τους σε Fisher z-τιμές. Βρέθηκε ότι από τους 3486 δείκτες, οι 187 (5,4%) παρουσίασαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών (δύο από αυτούς τους δείκτες είχαν οριακή διαφορά, $z = 1,96$).

Όσον αφορά στις υποκλίμακες του EPQ, για την κλίμακα του Ψυχωτισμού (P), από τις 276 συνάφειες, οι 10 (3,6%) διαφέρουν σημαντικά μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών. Για την κλίμακα της Εξωστρέφειας-Εσωστρέφειας (E), από τις 171 συνάφειες οι 5 (2,9%) διαφέρουν μεταξύ των δύο διαδικτυακών δειγμάτων. Σχετικά με την κλίμακα του Νευρωτισμού (N), από τις 231 συνάφειες, οι 14 (6,1%) διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό ανάμεσα στους φοιτητές και τους μη-φοιτητές. Τέλος, για την κλίμακα Ψεύδους (L), από τις 171 συνάφειες, οι 14 (8,2%) διαφέρουν σημαντικά μεταξύ των δύο διαδικτυακών δειγμάτων. Όλα αυτά τα ποσοστά είναι μικρότερα του 15%, επομένως οι δύο υπο-ομάδες του διαδικτυακού δείγματος (φοιτητές και μη-φοιτητές) μοιάζουν ως προς τις συνάφειες των ερωτημάτων του EPQ.

3.1.3.2 Μέσοι όροι

Τα δύο διαδικτυακά δείγματα, φοιτητές και μη-φοιτητές, συγκρίθηκαν ως προς τους μέσους όρους στα επιμέρους ερωτήματα του EPQ μέσω του t-test για ανεξάρτητα ανισοπληθή δείγματα. Βρέθηκε ότι οι μέσοι όροι των φοιτητών και των μη-φοιτητών έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές σε 11 από τα 84 ερωτήματα (13,1%).

Από τα 19 ερωτήματα της κλίμακας της Εξωστρέφειας, στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών του διαδικτυακού δείγματος ως προς τους μέσους όρους βρέθηκαν για 2 ερωτήματα (ποσοστό 10,5%), ενώ από τα 22 ερωτήματα της κλίμακας του Νευρωτισμού στατιστικώς σημαντικές διαφορές στους μέσους όρους υπήρχαν για 4 ερωτήματα (ποσοστό 18,2%). Σχετικά με την κλίμακα του Ψυχωτισμού, από τα 24 ερωτήματα στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των δύο διαδικτυακών δειγμάτων στους μέσους όρους βρέθηκαν σε 5 ερωτήματα (ποσοστό 20,8%), ενώ για την κλίμακα Ψεύδους δεν υπήρχαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές στους μέσους όρους φοιτητών και μη-φοιτητών. Προκύπτει ότι τα δύο διαδικτυακά δείγματα δεν

διαφέρουν ουσιαστικά ως προς τους μέσους όρους των ερωτημάτων της Εξωστρέφειας και της κλίμακας Ψεύδους (ποσοστά μικρότερα του 15%), ενώ υπάρχουν κάποιες διαφορές στις κλίμακες του Νευρωτισμού και του Ψυχωτισμού.

Επομένως, οι δύο υπο-ομάδες του διαδικτυακού δείγματος δεν διαφέρουν ως προς τις συσχετίσεις ανά ζεύγη των ερωτημάτων του EPQ, αλλά παρουσιάζουν κάποιες διαφορές στους μέσους όρους (επίπεδα) για κάποια ερωτήματα των κλιμάκων του Νευρωτισμού και του Ψυχωτισμού. Επειδή όμως οι κυρίως αναλύσεις της έρευνας βασίζονται στις συσχετίσεις των ερωτημάτων (στις οποίες δεν παρατηρήθηκαν διαφορές), οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές του διαδικτυακού δείγματος μπορούν να ενοποιηθούν σε ένα δείγμα σε περαιτέρω αναλύσεις για το EPQ.

Οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και οι συγκρίσεις μέσω t-test για τις δύο υπο-ομάδες του διαδικτυακού δείγματος στο EPQ, παρουσιάζονται στον Πίνακα 3, στο Παράρτημα Δ.

3.2 Σύγκριση παραμετρικών (Pearson r) με μη-παραμετρικούς δείκτες συνάφειας (Kendall tau) για κάθε συνθήκη χορήγησης των ερωτηματολογίων (έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο)

Στις αναλύσεις της προηγούμενης ενότητας βρέθηκε ότι οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν τα ερωτηματολόγια στο διαδίκτυο μπορούν να ενοποιηθούν σε ένα διαδικτυακό δείγμα. Έτσι, στις επόμενες αναλύσεις θα χρησιμοποιηθούν δύο δείγματα, ένα αποτελούμενο από φοιτητές στους οποίους τα ερωτηματολόγια χορηγήθηκαν σε έντυπη μορφή και ένα δείγμα φοιτητών και μη-φοιτητών στους οποίους τα ερωτηματολόγια χορηγήθηκαν στο διαδίκτυο.

Στη συνέχεια, όπως φαίνεται και στο Σχήμα 8, εξετάστηκε το ερώτημα κατά πόσο οι μετρήσεις που προκύπτουν από τα ερωτηματολόγια της έρευνας μπορούν να θεωρηθούν ως αριθμητικές ή αν θα πρέπει να αντιμετωπιστούν ως τακτικές τιμές. Το ερώτημα αυτό είναι επίσης σημαντικό, καθώς στις επόμενες αναλύσεις θα χρειαστεί να υπολογιστούν δείκτες συνάφειας μεταξύ των ερωτημάτων και τα αποτελέσματα των αναλύσεων της παρούσας ενότητας θα δείξουν ποιός δείκτης συνάφειας είναι κατάλληλος για κάθε ερωτηματολόγιο, παραμετρικοί δείκτες αν τα δεδομένα έχουν ιδιότητες αριθμητικών τιμών ή μη-παραμετρικοί δείκτες αν οι τιμές είναι τακτικές. Οι κλίμακες μέτρησης των ερωτημάτων για το STAI και το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών είναι τετράβαθμες (τύπου Likert) και δεν μπορούν να

θεωρηθούν αριθμητικές (ίσων διαστημάτων) χωρίς να γίνει κάποιος έλεγχος (Μυλωνάς, 2012). Για το σκοπό αυτό έγινε σύγκριση των παραμετρικών δεικτών συνάφειας Pearson r (ο οποίος είναι κατάλληλος για αριθμητικά δεδομένα) με τους μη-παραμετρικούς δείκτες Kendall tau (ο οποίος είναι κατάλληλος για τακτικές τιμές) για όλα τα ζεύγη ερωτημάτων του κάθε ερωτηματολογίου, χωριστά για το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο και το δείγμα που συμπλήρωσε το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Η σύγκριση των δεικτών συνάφειας r και tau έγινε μέσω μετατροπής των δεικτών σε Fisher z -τιμές (βλ. ενότητα 2.4.2). Επιλέχθηκαν οι μη-παραμετρικοί δείκτες Kendall tau αντί των δεικτών συνάφειας Spearman rho (επίσης κατάλληλοι για τακτικές τιμές), επειδή οι πρώτοι επηρεάζονται λιγότερο από κόμβους στα δεδομένα (Grosf & Sardy, 1985. Μυλωνάς, 2012. Nie et al., 1975). Στις μετρήσεις αυτές αναμένεται να υπάρχουν κόμβοι, διότι οι κλίμακες είναι τετράβαθμες, δηλαδή οι πιθανές απαντήσεις είναι τέσσερις και για κάποιο ερώτημα θα υπάρχουν πολλά άτομα που θα επιλέξουν την ίδια εναλλακτική απάντηση (π.χ. 4 = συμφωνώ), επομένως θα έχουν και την ίδια τακτική τιμή στο δείγμα. Επίσης, σύμφωνα με τους Nunnally και Bernstein (1994, σελ. 124-125) ο δείκτης συνάφειας Kendall tau είναι ο πλησιέστερος στον δείκτη Pearson r ως προς την ιδιότητα του τελευταίου να ταιριάζει στη μαθηματική λογική μίας γενικής ψυχομετρικής θεωρίας καλύτερα σε σχέση με άλλους δείκτες γραμμικής συσχέτισης. Επίσης, οι ίδιοι συγγραφείς (Nunnally & Bernstein, 1994) προτείνουν ότι οι ερευνητές θα πρέπει να είναι επιφυλακτικοί όταν χρησιμοποιούν το δείκτη Pearson r σε δεδομένα που προέρχονται από κλίμακες που δεν διαθέτουν την ιδιότητα των ίσων διαστημάτων μεταξύ των βαθμίδων τους, όπως οι κλίμακες Likert.

3.2.1 Ερωτηματολόγιο STAI

Έγινε σύγκριση των δεικτών συνάφειας Pearson r με τους δείκτες Kendall tau για τα ερωτήματα του STAI ανά δύο, χωριστά για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε για το έντυπο ερωτηματολόγιο είναι αυτό των φοιτητών, ενώ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο οι αναλύσεις έγιναν για το συνολικό δείγμα των φοιτητών και των μη-φοιτητών, αφού βρέθηκε ότι οι δύο αυτές ομάδες δεν διαφέρουν ως προς τις συνάφειες και ως προς τους μέσους όρους εντός του STAI. Η σύγκριση των παραμετρικών και των μη-παραμετρικών δεικτών συνάφειας έγινε μέσω της μετατροπής των δεικτών αυτών σε Fisher z -τιμές.

Σχετικά με το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 272 φοιτητές), δεν βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των δύο ειδών δεικτών συνάφειας τόσο για την κλίμακα State, όσο και για την κλίμακα Trait. Επομένως, σε περαιτέρω αναλύσεις με το STAI στο δείγμα που το συμπλήρωσε σε έντυπη μορφή, μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι δείκτες Pearson r.

Όσον αφορά στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (φοιτητές και μη-φοιτητές μαζί, N = 414), δεν βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ παραμετρικών και μη-παραμετρικών δεικτών συνάφειας (Pearson r και Kendall tau) για τα ερωτήματα του STAI ανά δύο, τόσο για την κλίμακα State, όσο και για την κλίμακα Trait. Έτσι, για το διαδικτυακό STAI μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι δείκτες συνάφειας Pearson r σε περαιτέρω αναλύσεις.

3.2.2 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και ερωτήματα ελέγχου

Έγινε σύγκριση των δεικτών συνάφειας Pearson r με τους δείκτες συνάφειας Kendall tau μεταξύ των 21 ερωτημάτων οικογενειακών αξιών, χωριστά για το έντυπο (δείγμα φοιτητών) και το διαδικτυακό (φοιτητές και μη-φοιτητές) ερωτηματολόγιο.

Στα δεδομένα για τους φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 272), δεν βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των παραμετρικών (Pearson r) και των μη-παραμετρικών (Kendall tau) δεικτών συνάφειας. Επομένως, για το δείγμα αυτό μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι δείκτες Pearson r για τις οικογενειακές αξίες σε περαιτέρω αναλύσεις.

Σχετικά με το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, η σύγκριση των δεικτών Pearson r με τους δείκτες Kendall tau στο δείγμα των φοιτητών και μη-φοιτητών (N = 414), έδειξε ότι από τους 210 δείκτες συνάφειας μεταξύ των 21 ερωτημάτων, οι 2 (1%) έχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές αν υπολογιστούν μέσω του υποδείγματος του Pearson r ή του Kendall tau. Επομένως, οι παραμετρικοί και οι μη-παραμετρικοί δείκτες συνάφειας δεν διαφέρουν σημαντικά στο διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (διαφορά μικρότερη του 15%) και σε περαιτέρω αναλύσεις μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι δείκτες Pearson r.

Σχετικά με τα επτά ερωτήματα ελέγχου από το άρθρο της Watson (1992), δεν βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των δεικτών συνάφειας Pearson r ανάμεσα σε όλα τα ζεύγη των ερωτημάτων αυτών με τους δείκτες συνάφειας Kendall tau. Το

αποτέλεσμα αυτό ισχύει και για τους δύο τρόπους χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Επομένως, οι παραμετρικοί δείκτες Pearson r μπορούν να χρησιμοποιηθούν στις επόμενες αναλύσεις με τα ερωτήματα αυτά.

3.2.3 Ερωτηματολόγιο EPQ

Το ερωτηματολόγιο EPQ έχει δίτιμη κλίμακα μέτρησης (0 = ΟΧΙ, 1 = ΝΑΙ), επομένως ο κατάλληλος δείκτης συνάφειας μεταξύ των ερωτημάτων του ανά δύο είναι ο δείκτης Φ . Ο δείκτης αυτός συνάφειας αποτελεί ειδική περίπτωση του δείκτη Pearson r όταν και οι δύο μεταβλητές είναι δίτιμες και είναι αριθμητικά ίσος με το δείκτη Pearson r (Μυλωνάς, 2012. Nunnally & Bernstein, 1994). Επομένως, επειδή ο δείκτης Φ ο οποίος είναι ο κατάλληλος για τα δεδομένα ταυτίζεται αριθμητικώς με τον δείκτη συνάφειας Pearson r , δεν χρειάζεται κάποια σύγκριση μεταξύ των δύο ειδών δεικτών συνάφειας.

3.3 Επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων για τον έλεγχο της δομής των ερωτηματολογίων

Όπως αναφέρθηκε στις προηγούμενες ενότητες, α) το διαδικτυακό δείγμα μπορεί (βάσει αποτελεσμάτων αναλύσεων) να χρησιμοποιηθεί ως ένα ενιαίο σύνολο (φοιτητές και μη-φοιτητές μαζί) και β) για το ερωτηματολόγιο STAI και το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών οι μετρήσεις βρέθηκαν να έχουν ιδιότητες αριθμητικών τιμών, οπότε μπορεί για αυτά να υπολογιστούν δείκτες συνάφειας Pearson r . Επίσης, για το ερωτηματολόγιο EPQ κατάλληλος δείκτης συνάφειας είναι ο δείκτης Φ [Σημείωση: κάποια απόντα στοιχεία (*missing values*, Μυλωνάς, 2012), όχι πολλά σε ποσοστό, έχουν αντικατασταθεί με το μέσο όρο, επομένως εκείνες οι μετρήσεις δεν είναι «δίτιμες» και στις περιπτώσεις αυτές ο δείκτης είναι ο Pearson r . Αυτό δεν αποτελεί πρόβλημα επειδή οι δύο δείκτες είναι αριθμητικά ίσοι].

Η επόμενη φάση των στατιστικών αναλύσεων (όπως φαίνεται και στο Σχήμα 8) είναι ο έλεγχος της δομής των ερωτηματολογίων, δηλαδή κατά πόσο τα ερωτηματολόγια της έρευνας στα συγκεκριμένα δείγματα της έρευνας μετρούν τις διαστάσεις-παράγοντες που αναμένεται να μετρούν με βάση τη θεωρία ή κατά πόσο στα συγκεκριμένα δείγματα αξιολογούν διαφορετικές έννοιες. Ο έλεγχος αυτός της θεωρητικής δομής των ερωτηματολογίων έγινε μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*confirmatory factor analysis*, CFA, Bollen, 1989. Brown, 2006) και όπου κρίθηκε αναγκαίο έγινε

επίσης διερευνητική ανάλυση παραγόντων (*exploratory factor analysis, EFA*, Gorsuch, 1983. Tabachnick & Fidell, 2001. Thurstone, 1947).

Οι αναλύσεις παραγόντων (επιβεβαιωτική ή διερευνητική) για κάθε ερωτηματολόγιο έγιναν χωριστά για το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο και το δείγμα που συμπλήρωσε το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Οι αναλύσεις CFA έγιναν με τη μέθοδο maximum likelihood (βλ. Bollen, 1989) στον πίνακα συναφειών των ερωτημάτων (δείκτες Pearson r). Για την αξιολόγηση της αντιστοιχίας με τα δεδομένα των διαφόρων υποδειγμάτων επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων που εκτιμήθηκαν, χρησιμοποιήθηκαν τα εξής κριτήρια: ο λόγος χ^2/df ο οποίος πρέπει να είναι μικρότερος του 2 (Ullman, 2007) ή μικρότερος του 3 (Iacobucci, 2010), οι δείκτες RMR και RMSEA (πρέπει να είναι μικρότεροι του 0,08 και 0,06 αντίστοιχα, Hu & Bentler, 1999), οι δείκτες GFI, AGFI και CFI που πρέπει να είναι μεγαλύτεροι του 0,90 (Cheung & Rensvold, 2002. Schumacker & Lomax, 2010). Για τη σύγκριση μεταξύ υποδειγμάτων χρησιμοποιήθηκε η διαφορά στους δείκτες χ^2 ($\Delta\chi^2$, βλ. Brown, 2006), ο δείκτης TLI (πρέπει να είναι γύρω στο 0,90 ή μεγαλύτερος, Schumacker & Lomax, 2010) και οι δείκτες AIC και BIC (το καλύτερο υπόδειγμα έχει τη μικρότερη τιμή, Bollen, Harden, Ray, & Zavisca, 2014. Jöreskog & Sörbom, 1993. Wicherts & Dolan, 2004).

3.3.1 Ερωτηματολόγιο STAI

Σύμφωνα με τη θεωρία, το STAI αποτελείται από δύο υποκλίμακες, το άγχος λόγω κάποιας συγκεκριμένης κατάστασης (State anxiety) και το άγχος ως μονιμότερο χαρακτηριστικό της προσωπικότητας (Trait anxiety) (Λιάκος & Γιαννίτση, 1984. Σταλίκας et al., 2002). Στόχος των αναλύσεων ήταν να εξεταστεί κατά πόσο στα συγκεκριμένα δείγματα της έρευνας η κάθε υποκλίμακα του STAI αποτελεί ένα ενιαίο χαρακτηριστικό, δηλαδή έναν παράγοντα. Έτσι, για κάθε υποκλίμακα (State και Trait) έγιναν χωριστές μονοπαραγοντικές αναλύσεις CFA.

3.3.1.1 Έντυπο ερωτηματολόγιο

3.3.1.1.1 Κλίμακα State

Σχετικά με το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N = 272$, δείγμα φοιτητών), προκειμένου να ελεγχθεί κατά πόσο τα 20 ερωτήματα της κλίμακας State αποτελούν μία ενιαία διάσταση (άγχος κατάστασης), εκτιμήθηκε ένα υπόδειγμα CFA στο οποίο όλα τα

ερωτήματα της κλίμακας φορτίζουν σε ένα παράγοντα και οι συνάφειες μεταξύ των σφαλμάτων των ερωτημάτων (*error correlations*) είναι ίσες με το μηδέν. Οι συνάφειες σφαλμάτων αφορούν σε κοινή διακύμανση των ερωτημάτων που αποδίδεται σε άλλους παράγοντες εκτός της έννοιας που υποτίθεται ότι αξιολογούν (βλ. Galanaki, Mylonas, & Vogiatzoglou, 2015), εδώ το άγχος κατάστασης. Αν το υπόδειγμα αυτό ταιριάζει ικανοποιητικά με τα δεδομένα, αυτό θα σημαίνει ότι η κλίμακα μετράει ένα ενιαίο χαρακτηριστικό και οι συσχετίσεις μεταξύ των ερωτημάτων αποδίδονται στο ότι όλα μετρούν άγχος κατάστασης. Το υπόδειγμα αυτό δεν ταιριάζει ιδιαίτερα καλά με τα δεδομένα, όπως φαίνεται από τις τιμές των κριτηρίων στον Πίνακα 10 (υπόδειγμα Β). Συγκεκριμένα, ο λόγος χ^2/df είναι υψηλός και οι δείκτες RMR και RMSEA βρίσκονται σε υψηλά επίπεδα, ενώ οι δείκτες GFI, AGFI και CFI είναι χαμηλοί. Το μονοπαρονοτικό αυτό υπόδειγμα (υπόδειγμα Β στον Πίνακα 10) έχει στατιστικώς σημαντική διαφορά στους δείκτες χ^2 με το υπόδειγμα Α (ανεξάρτητα ερωτήματα, μηδενικό υπόδειγμα), γεγονός που δείχνει ότι το μονοπαρονοτικό υπόδειγμα ταιριάζει καλύτερα με τα δεδομένα, αλλά ο δείκτης TLI¹³ για τη σύγκριση των δύο υποδειγμάτων είναι χαμηλός (= 0,50) που δείχνει ότι το υπόδειγμα Β δεν έχει ιδιαίτερα καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα.

¹³ Το υπόδειγμα υπολογισμού του δείκτη TLI για τη σύγκριση δύο υποδειγμάτων CFA είναι:

$$TLI = \frac{\frac{\chi_B^2}{df_B} - \frac{\chi_T^2}{df_T}}{\frac{\chi_B^2}{df_B} - 1}$$

όπου Β (baseline) είναι το υπόδειγμα με το οποίο γίνεται σύγκριση, ενώ Τ (target) είναι το υπόδειγμα του οποίου η αντιστοιχία με τα δεδομένα εξετάζεται στη συγκεκριμένη σύγκριση (βλ. Brown, 2006).

Πίνακας 10. Αντιστοιχία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για την κλίμακα State του STAI για το έντυπο ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2 *	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t**	BIC
													μεταξύ	τιμή			μεταξύ	τιμή		
A	2113,20	190	11,12	0,0								2153,20							20	2225,32
B	1030,18	170	6,06	0,0	0,095	0,137	0,129	0,145	0,725	0,660	0,717	1110,18	A, B	1083,02	20	0,0000	A, B	0,50	40	1254,41
Γ	672,12	166	4,05	0,0	0,086	0,106	0,098	0,115	0,801	0,749	0,825	760,12	B, Γ	358,06	4	0,0000	B, Γ	0,40	44	918,78
Δ	512,99	162	3,17	0,0	0,081	0,089	0,081	0,098	0,841	0,794	0,867	608,99	B, Δ	517,18	8	0,0000	B, Δ	0,57	48	782,07
F	383,14	151	2,54	0,0	0,072	0,075	0,066	0,085	0,876	0,828	0,907	501,14	B, F	647,03	19	0,0000	B, F	0,70	59	713,89
G ^a	517,83	169	3,06	0,0	0,071	0,087	0,079	0,096	0,840	0,801	0,852	599,83	B, G	512,35	1	0,0000	B, G	0,59	41	747,66
NEG ^a	362,08	125	2,90	0,0	0,059	0,084	0,074	0,094	0,882	0,802	0,897	532,08	B, NEG	668,10	45	0,0000	B, NEG	0,63	85	838,57
POS ^a	255,17	125	2,04	0,0	0,051	0,062	0,051	0,073	0,914	0,855	0,940	425,17	B, POS	775,01	45	0,0000	B, POS	0,79	85	731,66
CNT ^a	603,95	125	4,83	0,0	0,084	0,119	0,109	0,128	0,818	0,694	0,789	773,95	B,CNT	426,23	45	0,0000	B, CNT	0,24	85	1080,44

* Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square

** αριθμός εκτιμώμενων παραμέτρων

^a τα υποδείγματα G, NEG, POS και CNT

παρουσιάζονται στην ενότητα 4.3.1 της Συζήτησης

Υποδείγματα:

A = ανεξάρτητα ερωτήματα

B = 1 παράγοντας, ανεξάρτητα σφάλματα

Γ = 1 παράγοντας, 4 συνάφειες σφαλμάτων

Δ = 1 παράγοντας, 8 συνάφειες σφαλμάτων

F = 1 παράγοντας, 19 συνάφειες σφαλμάτων με βάση το cutoff "πάνω από 14,9" και αλληλεπιδράσεις

G = 2 παράγοντες, θετικά και αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα

NEG = 1 παράγοντας, συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των 10 "αρνητικά" διατυπωμένων ερωτημάτων

POS = 1 παράγοντας, συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των 10 "θετικά" διατυπωμένων ερωτημάτων

CNT = 1 παράγοντας, 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ "θετικού-αρνητικού" ερωτήματος

υπόδειγμα ελέγχου για τα POS, NEG

Επομένως, το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χωρίς κάποια προσθήκη συναφειών σφαλμάτων (κοινή διασπορά μεταξύ ερωτημάτων που δεν αποδίδεται στον παράγοντα του άγχους κατάστασης), δεν φαίνεται να ταιριάζει με τα δεδομένα για την κλίμακα State για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Τα ερωτήματα δηλαδή μάλλον έχουν επιπλέον συσχετίσεις που οφείλονται σε άλλους παράγοντες (π.χ. μεθοδολογικό σφάλμα – *method factors*, Podsakoff et al., 2003), οπότε έγινε προσπάθεια να τροποποιηθεί το παραπάνω υπόδειγμα ώστε να εκφράζει και τις επιπλέον αυτές συσχετίσεις.

Στη συνέχεια, εκτιμήθηκαν τα υποδείγματα Γ έως F στον Πίνακα 10 για την κλίμακα State για το έντυπο ερωτηματολόγιο, στα οποία προστέθηκαν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ κάποιων ερωτημάτων κάθε φορά, με στόχο να προκύψει ένα υπόδειγμα CFA το οποίο να έχει ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα (βλ. Galanaki et al., 2015). Οι συνάφειες σφαλμάτων που προστέθηκαν σε αυτά τα υποδείγματα επιλέχθηκαν σύμφωνα με τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*, εκτιμώμενη μείωση στο δείκτη χ^2 με την προσθήκη κάποιας συνάφειας σφαλμάτων, βλ. Brown, 2006) από τα προηγούμενα υποδείγματα. Έτσι, στο υπόδειγμα Γ προστέθηκαν τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων, με βάση το υπόδειγμα Β, ενώ στο υπόδειγμα Δ εκτιμήθηκαν επιπλέον τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων (μαζί με τις προηγούμενες έχει συνολικά 8 error correlations) με βάση το υπόδειγμα Γ. Όπως φαίνεται από τα κριτήρια για την αντιστοιχία της επίλυσης με τα δεδομένα, τα υποδείγματα Γ και Δ ταιριάζουν καλύτερα με τα δεδομένα από ότι το μονοπαραγοντικό χωρίς συνάφειες σφαλμάτων (υπόδειγμα Β), αν και ο λόγος χ^2/df και οι δείκτες RMR και RMSEA έχουν ακόμη σχετικά υψηλές ως υψηλές τιμές και τα κριτήρια GFI, AGFI και CFI είναι κάτω της τιμής 0,90. Επίσης, η διαφορά στους δείκτες χ^2 των υποδειγμάτων Γ και Δ από τη μία με το υπόδειγμα Β (χωρίς συνάφειες σφαλμάτων) ($\Delta\chi^2 = 358,06$, $df = 4$, $p < 0,0001$ και $\Delta\chi^2 = 517,18$, $df = 8$, $p < 0,0001$) είναι στατιστικώς σημαντική και για τα δύο υποδείγματα (Γ και Δ), δηλαδή τα υποδείγματα με συνάφειες σφαλμάτων ταιριάζουν καλύτερα με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων. Ο δείκτης TLI για τη σύγκριση των δύο υποδειγμάτων Γ και Δ με το υπόδειγμα Β δείχνουν κάποια βελτίωση σε σχέση με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων, η οποία όμως δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλη. Από τα τροποποιημένα υποδείγματα Γ και Δ φαίνεται ότι υπάρχει κοινή διακύμανση μεταξύ

κάποιων ερωτημάτων που δεν αποδίδεται στο άγχος κατάστασης, επειδή η αντιστοιχία με τα δεδομένα βελτιώθηκε σε σχέση με το υπόδειγμα Β στο οποίο η κοινή διακύμανση θεωρείται ότι αποδίδεται αποκλειστικά στο άγχος κατάστασης.

Στη συνέχεια, επειδή η αντιστοιχία της επίλυσης με τα δεδομένα δεν ήταν ικανοποιητική ακόμη και στην περίπτωση του υποδείγματος Δ με 8 συνάφειες σφαλμάτων, εξετάστηκε η πιθανότητα να προστεθούν επιπλέον συνάφειες σφαλμάτων. Για το σκοπό αυτό απεικονίστηκαν οι τροποποιητικοί ενδείκτες (*modification indices*) με τιμές από 10 και πάνω με βάση το υπόδειγμα Β χωρίς συνάφειες σφαλμάτων και παρατηρήθηκε ότι από την υψηλότερη τιμή (59,7) έως την τιμή 14,9 ο ρυθμός μείωσης των τιμών είναι σχετικά μεγάλος (υπάρχουν μεγάλες αλλαγές από τη μία τιμή στην επόμενη), ενώ από την τιμή 14,9 και κάτω ο ρυθμός μείωσης των τιμών των *modification indices* είναι σχετικά μικρός (σχεδόν ευθεία γραμμή). Στο νέο υπόδειγμα που υπολογίστηκε προστέθηκαν 12 συνάφειες σφαλμάτων με *modification indices* μεγαλύτερα του 14,9. Επίσης προστέθηκαν επιπλέον 7 συνάφειες σφαλμάτων που προέκυψαν με βάση τις αρχικές 12 ως εξής: όταν δύο ερωτήματα είχαν συνάφειες σφαλμάτων με μία κοινή τρίτη ερώτηση, τότε συμπεριλαμβανόταν στην ανάλυση και η συνάφεια σφαλμάτων των δύο αυτών ερωτήσεων (βλ. Galanaki et al., 2015). Για παράδειγμα, ανάμεσα στις 12 συνάφειες σφαλμάτων με *modification indices* μεγαλύτερα του 14,9 υπάρχουν οι συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ του ερωτήματος ss14 με το ss19 και του ερωτήματος ss18 με το ss19, επομένως προστέθηκε η συνάφεια σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων ss14 και ss18.

Το νέο υπόδειγμα με 19 συνάφειες σφαλμάτων που προέκυψε από τη διαδικασία αυτή (υπόδειγμα F στον Πίνακα 10), φαίνεται να έχει σχετικά καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df είναι σχετικά ικανοποιητικός, ο δείκτης CFI ξεπερνάει την τιμή 0,90, ο δείκτης GFI την πλησιάζει και ο δείκτης TLI για τη σύγκριση με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων δείχνει αρκετά μεγάλη βελτίωση. Οι δείκτες AIC και BIC οι οποίοι συνυπολογίζουν την αντιστοιχία του υποδείγματος με τα δεδομένα και τον αριθμό των παραμέτρων είναι για το υπόδειγμα F οι μικρότεροι σε σχέση με τα υποδείγματα Α έως Δ. Οι υπόλοιποι δείκτες επίσης είναι καλύτεροι σε σχέση με τα προηγούμενα υποδείγματα. Η σχετικά καλή αντιστοιχία του υποδείγματος F με τα δεδομένα δείχνει ότι η δομή της κλίμακας State του STAI

μπορεί να θεωρηθεί μονοπαραγοντική, με ένα μικρό σχετικά ποσοστό συναφειών σφαλμάτων (19 από τις πιθανές 190).

Από τα παραπάνω φαίνεται ότι, με την προσθήκη κάποιων συναφειών σφαλμάτων, προέκυψε το τελικό υπόδειγμα (F στον Πίνακα 10), το οποίο ταιριάζει αρκετά ικανοποιητικά με τα δεδομένα. Επομένως, η μονοπαραγοντική δομή της κλίμακας State του STAI, δηλαδή ότι στα συγκεκριμένα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο, τα 20 ερωτήματα όντως μετρούν το άγχος κατάστασης σύμφωνα με τη θεωρία, μπορεί με επιφυλάξεις να υποστηριχθεί. Συνεπώς, στις κυρίως αναλύσεις της έρευνας (σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης) μπορεί να χρησιμοποιηθεί η μονοπαραγοντική αυτή δομή για το έντυπο ερωτηματολόγιο.

3.3.1.1.2 Κλίμακα Trait

Όσον αφορά στην κλίμακα Trait για το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N = 272$), έγινε πρώτα μονοπαραγοντική CFA χωρίς συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων (υπόδειγμα Β στον Πίνακα 11), με στόχο να διερευνηθεί κατά πόσο τα 20 ερωτήματα της κλίμακας αυτής μετρούν ένα ενιαίο χαρακτηριστικό (άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας). Η αντιστοιχία του υποδείγματος αυτού με τα δεδομένα δεν είναι ιδιαίτερα καλή, καθώς ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA έχουν σχετικά υψηλές τιμές και οι δείκτες GFI, AGFI και CFI είναι κάτω του 0,90. Σε σύγκριση με το μηδενικό υπόδειγμα (ανεξάρτητα ερωτήματα, υπόδειγμα Α), το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα Β ταιριάζει καλύτερα με τα δεδομένα ως προς τη διαφορά στους δείκτες χ^2 (στατιστικώς σημαντική) και τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC. Ο δείκτης TLI για τη σύγκριση αυτή δείχνει ότι υπάρχει κάποια βελτίωση, αν και είναι μικρότερος του 0,90. Επομένως, φαίνεται να υπάρχει κοινή διακύμανση μεταξύ κάποιων ερωτημάτων που δεν αποδίδεται στο άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας και για το σκοπό αυτό αναζητήθηκε ένα τροποποιημένο υπόδειγμα το οποίο να συμπεριλαμβάνει τη διακύμανση αυτή που οφείλεται σε άλλους παράγοντες.

Στη συνέχεια, εκτιμήθηκαν επιπλέον υποδείγματα με την προσθήκη συναφειών σφαλμάτων, με στόχο να βελτιωθεί η αντιστοιχία με τα δεδομένα (υποδείγματα Γ έως F στον Πίνακα 11). Σύμφωνα με τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το υπόδειγμα Β υπολογίστηκε το υπόδειγμα Γ όπου προστέθηκαν 2 συνάφειες σφαλμάτων, ενώ στο υπόδειγμα Δ προστέθηκαν 2 συνάφειες σφαλμάτων επιπλέον (έχει συνολικά τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων) με

Πίνακας 11. Αντιστοιχία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για την κλίμακα Trait του STAI για το έντυπο ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2 *	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t** 210 - df	BIC $\chi^2 + (\ln N)t$
													μεταξύ	τιμή			μεταξύ	τιμή		
A	1704,82	190	8,97	0,0								1744,82							20	1816,94
B	457,29	170	2,69	0,0	0,066	0,079	0,070	0,088	0,856	0,822	0,831	537,29	A, B	1247,53	20	0,0000	A, B	0,79	40	681,53
Γ	373,35	168	2,22	0,0	0,060	0,067	0,058	0,076	0,879	0,849	0,873	457,35	B, Γ	83,95	2	0,0000	B, Γ	0,28	42	608,79
Δ	343,89	166	2,07	0,0	0,058	0,063	0,054	0,072	0,887	0,858	0,888	431,89	B, Δ	113,40	4	0,0000	B, Δ	0,37	44	590,55
F	329,19	165	2,00	0,00	0,056	0,061	0,051	0,070	0,892	0,862	0,897	419,19	B, F	128,11	5	0,0000	B, F	0,41	45	581,45

* Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square

** αριθμός εκτιμώμενων παραμέτρων

Υποδείγματα:

A = ανεξάρτητα ερωτήματα

B = 1 παράγοντας, ανεξάρτητα σφάλματα

Γ = 1 παράγοντας, 2 συνάφειες σφαλμάτων

Δ = 1 παράγοντας, 4 συνάφειες σφαλμάτων

F = 1 παράγοντας, 5 συνάφειες σφαλμάτων, βάσει του cutoff "πάνω από 14,9" και αλληλεπιδράσεις

βάση τα modification indices του υποδείγματος Γ. Όπως φαίνεται από τον Πίνακα 11, τα υποδείγματα αυτά (Γ και Δ) ταιριάζουν σχετικά καλά με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df και οι δείκτες RMR και RMSEA έχουν σχετικά χαμηλές τιμές και οι δείκτες GFI και CFI πλησιάζουν την τιμή 0,90. Σε σχέση με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων (υπόδειγμα Β), τα υποδείγματα Γ και Δ ταιριάζουν καλύτερα με τα δεδομένα, καθώς οι διαφορές στους δείκτες χ^2 των δύο ζευγών υποδειγμάτων (B-Γ: $\Delta\chi^2 = 83,95$, $df = 2$, $p < 0,0001$ και B-Δ: $\Delta\chi^2 = 113,4$, $df = 4$, $p < 0,0001$) είναι στατιστικώς σημαντικές. Η καλύτερη αυτή αντιστοιχία με τα δεδομένα των υποδειγμάτων Γ και Δ σε σχέση με το Β φαίνεται και από τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC. Σύμφωνα όμως με τους δείκτες TLI για τη σύγκριση του υποδείγματος Β με τα Γ και Δ, οι συνάφειες σφαλμάτων δεν βελτιώνουν ιδιαίτερα την αντιστοιχία του μονοπαραγοντικού υποδείγματος με τα δεδομένα, αν και οι δείκτες είναι μεγαλύτεροι του μηδενός. Η καλύτερη αντιστοιχία των υποδειγμάτων Γ και Δ με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα Β χωρίς συνάφειες σφαλμάτων δείχνει ότι τα ερωτήματα έχουν κοινή διακύμανση που οφείλεται σε άλλους παράγοντες εκτός του άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας.

Προκειμένου να βελτιωθεί περαιτέρω η αντιστοιχία της τελικής επίλυσης με τα δεδομένα, εξετάστηκαν τα modification indices από το υπόδειγμα Β (χωρίς συνάφειες σφαλμάτων) με βάση το όριο 14,9 που ορίστηκε στην ανάλυση της κλίμακας State και επιλέχθηκαν οι συνάφειες σφαλμάτων με modification indices μεγαλύτερα του 14,9. Τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων είχαν αναμενόμενη μείωση της τιμής του χ^2 (modification index) μεγαλύτερη του 14,9, ενώ εκτιμήθηκε μία επιπλέον συνάφεια σφαλμάτων μεταξύ δύο ερωτημάτων λόγω της σχέσης τους με ένα κοινό τρίτο ερώτημα (Galanaki et al., 2015). Το υπόδειγμα με πέντε συνάφειες σφαλμάτων που προέκυψε (υπόδειγμα F) έχει ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df και οι δείκτες RMR και RMSEA βρίσκονται σε ικανοποιητικά επίπεδα και οι δείκτες GFI, AGFI και CFI πλησιάζουν την τιμή 0,90. Αυτό το τελευταίο υπόδειγμα έχει επίσης τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC σε σχέση με τα προηγούμενα, καθώς και το μεγαλύτερο δείκτη TLI σε σχέση με το υπόδειγμα Β. Επομένως, με την προσθήκη λίγων σε αριθμό (5 από τις πιθανές 190) συναφειών σφαλμάτων, προέκυψε ένα

υπόδειγμα που ταιριάζει ικανοποιητικά με τα δεδομένα της κλίμακας Trait για το έντυπο ερωτηματολόγιο.

Το συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι για την κλίμακα Trait, η μονοπαραγοντική δομή ταιριάζει αρκετά ικανοποιητικά στα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο, με λίγες σε αριθμό συνάφειες σφαλμάτων. Η κλίμακα αυτή δηλαδή φαίνεται όντως να μετρά το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας (με κάποιες επιφυλάξεις) στο συγκεκριμένο δείγμα. Στις κυρίως αναλύσεις σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης μπορεί να χρησιμοποιηθεί η μονοπαραγοντική δομή της κλίμακας Trait για το έντυπο ερωτηματολόγιο.

3.3.1.2 Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

3.3.1.2.1 Κλίμακα State

Στη συνέχεια εξετάστηκε κατά πόσο μπορεί να υποστηριχθεί ότι τα ερωτήματα της κλίμακας State αποτελούν έναν παράγοντα (άγχος κατάστασης) στο δείγμα των φοιτητών και μη-φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ($N = 414$). Υπολογίστηκε πρώτον, μονοπαραγοντική επίλυση CFA για την κλίμακα State, χωρίς συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων, που δηλώνει ότι η κοινή διακύμανση των 20 ερωτημάτων οφείλεται μόνο στο άγχος κατάστασης. Το υπόδειγμα αυτό (υπόδειγμα B στον Πίνακα 12) δεν ταιριάζει ιδιαίτερα καλά με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA έχουν υψηλές τιμές και οι δείκτες GFI, AGFI και CFI βρίσκονται σε χαμηλά επίπεδα. Σε σύγκριση με το υπόδειγμα A (ανεξάρτητα ερωτήματα, μηδενικό υπόδειγμα), το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα B ταιριάζει καλύτερα με τα δεδομένα ως προς τη διαφορά στους δείκτες χ^2 (στατιστικώς σημαντική) και τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC. Ο δείκτης TLI για τη σύγκριση των υποδειγμάτων A και B δείχνει κάποια βελτίωση του μονοπαραγοντικού υποδείγματος σε σχέση με το μηδενικό, αλλά όχι ιδιαίτερα μεγάλη. Επομένως, φαίνεται ότι η κοινή διασπορά μεταξύ των 20 ερωτημάτων της κλίμακας State στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν μπορεί να αποδοθεί μόνο στο άγχος κατάστασης, αλλά υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που την επηρεάζουν.

Στη συνέχεια, έγινε προσπάθεια να βελτιωθεί η αντιστοιχία του μονοπαραγοντικού υποδείγματος της κλίμακας State με τα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο,

μέσω της προσθήκης συναφειών σφαλμάτων. Οι συνάφειες σφαλμάτων στα υποδείγματα Γ και Δ στον Πίνακα 12, προστέθηκαν σύμφωνα με τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το αμέσως προηγούμενο υπόδειγμα, δηλαδή εκτιμήθηκε το υπόδειγμα Γ με πέντε συνάφειες σφαλμάτων που προέκυψαν από τα *modification indices* του υποδείγματος Β, ενώ στο υπόδειγμα Δ προστέθηκαν επιπλέον τρεις συνάφειες σφαλμάτων με βάση τα *modification indices* του υποδείγματος Γ. Τα υποδείγματα αυτά δεν ταιριάζουν ιδιαίτερα καλά με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA έχουν υψηλές τιμές και οι δείκτες GFI και AGFI βρίσκονται σε χαμηλά επίπεδα. Οι διαφορές στους δείκτες χ^2 μεταξύ των δύο αυτών υποδειγμάτων με το υπόδειγμα Β χωρίς συνάφειες σφαλμάτων (Β-Γ: $\Delta\chi^2 = 567,01$, $df = 5$, $p < 0,0001$ και Β-Δ: $\Delta\chi^2 = 806,32$, $df = 8$, $p < 0,0001$) είναι στατιστικώς σημαντικές, επομένως τα υποδείγματα Γ και Δ έχουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα Β. Η καλύτερη αυτή αντιστοιχία των υποδειγμάτων Γ και Δ σε σχέση με το Β φαίνεται και από τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC. Οι δείκτες TLI για τη σύγκριση των υποδειγμάτων Γ και Δ με το υπόδειγμα Β δείχνουν ότι υπάρχει κάποια βελτίωση των υποδειγμάτων με πέντε και οκτώ συνάφειες σφαλμάτων σε σχέση με το υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων, αλλά αυτή είναι σχετικά μικρή. Προκύπτει το συμπέρασμα ότι για την κλίμακα State στα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, οι συσχετίσεις μεταξύ των ερωτημάτων επηρεάζονται και από άλλους παράγοντες εκτός του άγχους κατάστασης και ότι χρειάζεται η εκτίμηση περισσότερων συναφειών σφαλμάτων για να επιτευχθεί ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα.

Στη συνέχεια, υπολογίστηκε μία σειρά από επιπλέον υποδείγματα προκειμένου να βελτιωθεί η αντιστοιχία της τελικής επίλυσης με τα δεδομένα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου. Πρώτον, με βάση τους τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το υπόδειγμα Β (χωρίς συνάφειες σφαλμάτων) επιλέχθηκαν 28 συνάφειες σφαλμάτων με *modification index* μεγαλύτερο του 14,9 (το όριο που χρησιμοποιήθηκε στις αναλύσεις για το έντυπο ερωτηματολόγιο).

Πίνακας 12. Αντιστοιχία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για την κλίμακα State του STAI για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2*	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t** 210 - df	BIC $\chi^2 + (\ln N)t$
													μεταξύ	τιμή			μεταξύ	τιμή		
A	4909,10	190	25,84	0,0							4949,10								20	5029,62
B	1504,59	170	8,85	0,0	0,075	0,138	0,132	0,144	0,733	0,670	0,804	1584,59	A, B	3404,51	20	0,0000	A, B	0,68	40	1745,63
Γ	937,59	165	5,68	0,0	0,063	0,106	0,100	0,113	0,815	0,765	0,879	1027,59	B, Γ	567,01	5	0,0000	B, Γ	0,40	45	1208,75
Δ	698,27	162	4,31	0,0	0,058	0,090	0,083	0,096	0,855	0,813	0,913	794,27	B, Δ	806,32	8	0,0000	B, Δ	0,58	48	987,51
F	364,43	142	2,57	0,0	0,044	0,062	0,054	0,069	0,919	0,880	0,959	500,43	B, F	1140,17	28	0,0000	B, F	0,80	68	774,19
G	374,02	138	2,71	0,0	0,043	0,064	0,057	0,072	0,917	0,874	0,955	518,02	B, G	1130,57	32	0,0000	B, G	0,78	72	807,89
H	599,66	156	3,84	0,0	0,053	0,083	0,076	0,090	0,873	0,829	0,926	707,66	B, H	904,93	14	0,0000	B, H	0,64	54	925,06
I	252,04	110	2,29	0,0	0,035	0,056	0,047	0,065	0,942	0,890	0,972	452,04	B, I	1252,55	60	0,0000	B, I	0,84	100	854,63
J^a	848,01	169	5,02	0,0	0,058	0,099	0,092	0,105	0,830	0,788	0,883	930,01	B, J	656,59	1	0,0000	B, J	0,49	41	1095,07
NEG^a	505,06	125	4,04	0,0	0,045	0,086	0,078	0,094	0,891	0,817	0,932	675,06	B, NEG	999,53	45	0,0000	B, NEG	0,61	85	1017,26
POS^a	454,01	125	3,63	0,0	0,044	0,080	0,072	0,088	0,901	0,834	0,939	624,01	B, POS	1050,59	45	0,0000	B, POS	0,66	85	966,21
CNT^a	947,85	125	7,58	0,0	0,069	0,126	0,119	0,134	0,813	0,686	0,844	1117,85	B, CNT	556,75	45	0,0000	B, CNT	0,16	85	1460,04

* Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square

** αριθμός εκτιμώμενων παραμέτρων

^a Τα υποδείγματα J, NEG, POS και CNT

παρουσιάζονται στην ενότητα 4.3.2 της Συζήτησης

Υποδείγματα:

A = ανεξάρτητα ερωτήματα

B = 1 παράγοντας, ανεξάρτητα σφάλματα

Γ = 1 παράγοντας, 5 συνάφειες σφαλμάτων

Δ = 1 παράγοντας, 8 συνάφειες σφαλμάτων

F = 1 παράγοντας, 28 συνάφειες σφαλμάτων, με βάση cutoff "πάνω από 14,9" modification index, χωρίς "αλληλεπιδράσεις"

G = 1 παράγοντας, 32 συνάφειες σφαλμάτων, με βάση cutoff "πάνω από 20,9" με αλληλεπιδράσεις

H = 1 παράγοντας, 14 συνάφειες σφαλμάτων, με βάση cutoff "πάνω από 33,4" με αλληλεπιδράσεις

I = 1 παράγοντας, 60 συνάφειες σφαλμάτων, με βάση cutoff "πάνω από 14,9" με αλληλεπιδράσεις

J = 2 παράγοντες, "θετικά" και "αρνητικά" διατυπωμένα ερωτήματα

NEG = 1 παράγοντας, 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των "αρνητικά" διατυπωμένων ερωτημάτων

POS = 1 παράγοντας, 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των "θετικά" διατυπωμένων ερωτημάτων

CNT = 1 παράγοντας, 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ "θετικού-αρνητικού" ερωτήματος

υπόδειγμα ελέγχου για τα POS, NEG

Το υπόδειγμα που προέκυψε (υπόδειγμα F) έχει ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df πλησιάζει τα αποδεκτά όρια, οι δείκτες RMR και RMSEA έχουν χαμηλές τιμές, οι δείκτες GFI και CFI ξεπερνούν την τιμή 0,90 και ο δείκτης AGFI την πλησιάζει. Η βελτίωση από το υπόδειγμα B χωρίς συνάφειες σφαλμάτων είναι σημαντική με βάση το δείκτη TLI, ενώ οι δείκτες AIC και BIC είναι χαμηλότεροι σε σχέση με τα προηγούμενα υποδείγματα. Εκτιμώντας δηλαδή 28 συνάφειες σφαλμάτων, ένα σχετικά μικρό ποσοστό από τις πιθανές 190 (14,7%), η μονοπαραγοντική δομή (άγχος κατάστασης) φαίνεται να ταιριάζει ικανοποιητικά με τα δεδομένα της κλίμακας State για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Επίσης, στην προσπάθεια να εξεταστεί κατά πόσο μπορούσε να προκύψει ένα υπόδειγμα με ακόμη καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα, με βάση τα modification indices από το υπόδειγμα B (χωρίς συνάφειες σφαλμάτων), υπολογίστηκαν επιπλέον δύο υποδείγματα (G και H) στα οποία συμπεριλήφθηκαν οι συνάφειες σφαλμάτων με modification indices μεγαλύτερα του 20,9 (υπόδειγμα G) και μεγαλύτερα του 33,4 (υπόδειγμα H). Εκτός των συναφειών σφαλμάτων που ήταν πάνω από τα όρια 20,9 και 33,4 προστέθηκαν στα υποδείγματα G και H και οι συνάφειες σφαλμάτων ζευγών ερωτημάτων που σχετίζονταν με ένα κοινό τρίτο ερώτημα (Galanaki et al., 2015). Η αντιστοιχία των υποδειγμάτων αυτών με τα δεδομένα δεν είναι τόσο καλή όσο για το υπόδειγμα F, επειδή οι περισσότεροι δείκτες εκφράζουν χειρότερη αντιστοιχία με τα δεδομένα. Τέλος, το υπόδειγμα I έχει έναν παράγοντα και 60 error correlations (τις 28 συνάφειες σφαλμάτων του υποδείγματος F και συνάφειες σφαλμάτων που προστέθηκαν με βάση τον κανόνα ότι αν δύο ερωτήματα έχουν συνάφειες σφαλμάτων με ένα κοινό τρίτο ερώτημα, προστίθεται και η συνάφεια σφαλμάτων αυτών των δύο ερωτημάτων). Το υπόδειγμα αυτό έχει καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα με βάση τους δείκτες και καλύτερη από το υπόδειγμα F ως προς τους περισσότερους από αυτούς, αλλά με βάση το δείκτη BIC το υπόδειγμα F ταιριάζει περισσότερο με τα δεδομένα και ίσως είναι προτιμότερο λόγω του μικρότερου αριθμού συναφειών σφαλμάτων.

Επομένως, προκύπτει το συμπέρασμα ότι η μονοπαραγοντική δομή της κλίμακας State μπορεί να υποστηριχθεί, με κάποιες επιφυλάξεις, στα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Τα 20 ερωτήματα δηλαδή της κλίμακας State στο δείγμα που συμπλήρωσε το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο φαίνεται να αξιολογούν τον παράγοντα του άγχους κατάστασης, σύμφωνα με τη θεωρία, με κάποια κοινή διακύμανση μερικών

ερωτημάτων να αποδίδεται σε άλλους παράγοντες. Στις κυρίως αναλύσεις σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης μπορεί να χρησιμοποιηθεί η μονοπαραγοντική αυτή δομή.

3.3.1.2.2 Κλίμακα Trait

Υπολογίστηκαν επίσης υποδείγματα CFA για να ελεγχθεί κατά πόσο τα 20 ερωτήματα της κλίμακας Trait αποτελούν έναν παράγοντα (άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας) στα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων (υπόδειγμα Β στον Πίνακα 13), που δηλώνει ότι οι συσχετίσεις των ερωτημάτων αποδίδονται μόνο στο άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, δεν έχει ιδιαίτερα καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA έχουν υψηλές τιμές και οι δείκτες GFI, AGFI και CFI βρίσκονται σε χαμηλά επίπεδα. Σε σύγκριση με το υπόδειγμα Α (ανεξάρτητα ερωτήματα, μηδενικό υπόδειγμα), το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα Β ταιριάζει καλύτερα με τα δεδομένα ως προς τη διαφορά στους δείκτες χ^2 (στατιστικώς σημαντική) και τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC. Ο δείκτης TLI για τη σύγκριση των υποδειγμάτων Α και Β δείχνει κάποια βελτίωση, αν και δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλη (η τιμή του είναι κάτω του 0,90). Επομένως, φαίνεται ότι οι συσχετίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας Trait για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο επηρεάζονται και από άλλους παράγοντες εκτός του άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας.

Έγινε προσπάθεια να βελτιωθεί η αντιστοιχία της μονοπαραγοντικής δομής της κλίμακας Trait με τα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, με την προσθήκη συναφειών σφαλμάτων. Έτσι, εκτιμήθηκε το υπόδειγμα Γ (με τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων) με βάση τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το υπόδειγμα Β, ενώ το υπόδειγμα Δ υπολογίστηκε σύμφωνα με τα μεγαλύτερα σε μέγεθος *modification indices* από το υπόδειγμα Γ και σε αυτό προστέθηκαν επιπλέον τρεις συνάφειες σφαλμάτων (έχει 7 συνάφειες σφαλμάτων συνολικά). Τα υποδείγματα αυτά φαίνεται να ταιριάζουν καλύτερα με τα δεδομένα σε σχέση με το προηγούμενο, αν και ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA έχουν υψηλές τιμές και οι δείκτες GFI, AGFI και CFI είναι μικρότεροι του 0,90 για το υπόδειγμα Γ. Στο υπόδειγμα Δ, οι δείκτες GFI και CFI είναι ικανοποιητικοί, ενώ ο δείκτης AGFI έχει κάπως χαμηλότερη τιμή. Οι διαφορές στους δείκτες χ^2 μεταξύ των

υποδειγμάτων Γ και Δ σε σύγκριση με το Β (Β-Γ: $\Delta\chi^2 = 343,35$, $df = 4$, $p < 0,0001$ και Β-Δ: $\Delta\chi^2 = 452,33$, $df = 7$, $p < 0,0001$) είναι στατιστικώς σημαντικές, επομένως τα υποδείγματα με 4 και 7 συνάφειες σφαλμάτων ταιριάζουν καλύτερα με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων. Η καλύτερη αυτή αντιστοιχία με τα δεδομένα για τα υποδείγματα Γ και Δ σε σχέση με το Β φαίνεται και από τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC. Οι δείκτες TLI για τη σύγκριση των υποδειγμάτων Γ και Δ με το Β δείχνουν κάποια βελτίωση από το υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων, η οποία δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλη. Επομένως, φαίνεται και εδώ ότι οι συνάφειες μεταξύ των ερωτημάτων της διαδικτυακής μορφής της κλίμακας Trait δεν μπορούν να αποδοθούν αποκλειστικά στο άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, αν και η αντιστοιχία με τα δεδομένα δεν είναι ακόμη αρκετά ικανοποιητική.

Προκειμένου να βελτιωθεί περαιτέρω η αντιστοιχία της μονοπαραγοντικής επίλυσης με τα δεδομένα της κλίμακας Trait για το διαδικτυακό δείγμα, υπολογίστηκαν κάποια επιπλέον υποδείγματα. Από τους τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) του υποδείγματος χωρίς συνάφειες σφαλμάτων (υπόδειγμα Β) επιλέχθηκαν οι συνάφειες σφαλμάτων με *modification indices* μεγαλύτερα του 14,9 (το όριο που προσδιορίστηκε στην ανάλυση για το έντυπο ερωτηματολόγιο-κλίμακα State) και προστέθηκαν επιπλέον συνάφειες σφαλμάτων για ερωτήματα που συνδέονται με κάποιο κοινό τρίτο ερώτημα. Το υπόδειγμα που προέκυψε (υπόδειγμα F) με 31 συνάφειες σφαλμάτων έχει καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα, όπως φαίνεται από τους σχετικούς δείκτες οι οποίοι βρίσκονται σε ικανοποιητικά επίπεδα. Αυτό είναι το υπόδειγμα με τους μικρότερους δείκτες AIC και BIC, καθώς και το μεγαλύτερο δείκτη TLI σε σχέση με το υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων.

Πίνακας 13. Αντιστοιγία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για την κλίμακα Trait του STAI για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2*	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t** 210 - df	BIC $\chi^2 + (\ln N)t$
													μεταξύ	τιμή			μεταξύ	τιμή		
A	3255,44	190	17,13	0,0								3295,44							20	3375,96
B	948,89	170	5,58	0,0	0,070	0,105	0,099	0,112	0,813	0,769	0,794	1028,89	A, B	2306,55	20	0,0000	A, B	0,72	40	1189,92
Γ	605,54	166	3,65	0,0	0,060	0,080	0,073	0,087	0,872	0,838	0,877	693,54	B, Γ	343,35	4	0,0000	B, Γ	0,42	44	870,68
Δ	496,56	163	3,05	0,0	0,056	0,070	0,063	0,078	0,893	0,862	0,901	590,56	B, Δ	452,33	7	0,0000	B, Δ	0,55	47	779,78
F	296,23	139	2,13	0,0	0,045	0,052	0,044	0,061	0,933	0,899	0,947	438,23	B, F	652,66	31	0,0000	B, F	0,75	71	724,06
G	532,15	162	3,28	0,0	0,057	0,074	0,067	0,082	0,886	0,852	0,894	628,15	B, G	416,74	8	0,0000	B, G	0,50	48	821,39
H	454,39	159	2,86	0,0	0,055	0,067	0,060	0,074	0,901	0,869	0,909	556,39	B, H	494,50	11	0,0000	B, H	0,59	51	761,71

* Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square

Υποδείγματα:

- A** = ανεξάρτητα ερωτήματα
- B** = 1 παράγοντας, ανεξάρτητα σφάλματα
- Γ** = 1 παράγοντας, 4 συνάφειες σφαλμάτων
- Δ** = 1 παράγοντας, 7 συνάφειες σφαλμάτων
- F** = 1 παράγοντας, 31 συνάφειες σφαλμάτων (cutoff "πάνω από 14,9" και αλληλεπιδράσεις)
- G** = 1 παράγοντας, 8 συνάφειες σφαλμάτων (cutoff πάνω από 23,2 και αλληλεπιδράσεις)
- H** = 1 παράγοντας, 11 συνάφειες σφαλμάτων (cutoff πάνω από 19,6 και αλληλεπιδράσεις)

Αναζητήθηκε στη συνέχεια κάποιο υπόδειγμα με λιγότερες σε αριθμό συνάφειες σφαλμάτων, το οποίο να έχει ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα. Τα δύο επιπλέον υποδείγματα που υπολογίστηκαν (υποδείγματα G και H) με βάση τα modification indices από το υπόδειγμα B έχουν 8 και 11 συνάφειες σφαλμάτων αντίστοιχα. Οι 8 συνάφειες σφαλμάτων προέκυψαν από τα modification indices του υποδείματος B με τιμές μεγαλύτερες του 23,2 καθώς και τις συνάφειες σφαλμάτων ερωτημάτων που σχετίζονται με ένα κοινό τρίτο ερώτημα και οι 11 συνάφειες σφαλμάτων από τα modification indices με τιμές μεγαλύτερες του 19,6 καθώς και τις συνάφειες σφαλμάτων όσων ερωτημάτων σχετίζονται με ένα κοινό τρίτο ερώτημα. Από τα δύο αυτά υποδείγματα, το υπόδειγμα H έχει κάπως καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα και θα μπορούσε να είναι μία εναλλακτική επιλογή αντί του F λόγω του μικρότερου αριθμού συναφειών σφαλμάτων. Προκύπτει ότι, με την προσθήκη ενός μικρού σχετικά αριθμού συναφειών σφαλμάτων (11 από τις πιθανές 190), η μονοπαραγοντική δομή ταιριάζει ικανοποιητικά με τα δεδομένα.

Επομένως, για την κλίμακα Trait στα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η μονοπαραγοντική δομή μπορεί να υποστηριχθεί, αν και με κάποιες επιφυλάξεις. Η κοινή διακύμανση των ερωτημάτων μπορεί να αποδοθεί στον παράγοντα του άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, σύμφωνα με τη θεωρία, αλλά υπάρχουν και κάποιοι άλλοι παράγοντες που επιδρούν στις συσχετίσεις μερικών ερωτημάτων. Στις κυρίως αναλύσεις σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, η κλίμακα Trait μπορεί να θεωρηθεί ότι μετρά έναν παράγοντα για το διαδικτυακό δείγμα.

Γενικά, από τις επιβεβαιωτικές αναλύσεις παραγόντων του STAI στους δύο τρόπους χορήγησης (έντυπο-διαδικτυακό), προέκυψε ότι η δομή με βάση τη θεωρία, δηλαδή ότι η κάθε υποκλίμακα αποτελεί έναν παράγοντα (άγχος κατάστασης και άγχος ως χαρακτηριστικό προσωπικότητας) ισχύει στα δεδομένα της έρευνας, παρόλο που υπάρχουν κάποιες αποκλίσεις, όπως φαίνεται από τις συνάφειες σφαλμάτων που δηλώνουν συστηματική συσχέτιση ερωτημάτων που δεν αποδίδεται στον παράγοντα. Έτσι, σε περαιτέρω αναλύσεις μπορεί να χρησιμοποιηθεί η δομή αυτή, όπως περιγράφεται από τη θεωρία, δηλαδή μπορεί να μελετηθεί η επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στις αρχικές κλίμακες, άγχος κατάστασης και άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας.

3.3.2 Eysenck Personality Questionnaire

3.3.2.1 Ομαδοποίηση των ερωτημάτων

Τα ερωτήματα του EPQ είναι 84 σε αριθμό, επομένως για τον έλεγχο της δομής του μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων χρειάζεται να εκτιμηθούν $(2 \times 84) + 6 = 174$ παράμετροι (μία φόρτιση και μία διασπορά σφάλματος για κάθε ερώτημα, έξι συνάφειες μεταξύ παραγόντων). Ο αριθμός των ατόμων στο δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ($N = 272$) και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ($N = 414$) δεν επαρκεί για να εκτιμηθεί με σταθερότητα ένας τόσο μεγάλος αριθμός παραμέτρων. Σύμφωνα με τον Kline (2011), η ιδανική περίπτωση θα ήταν να υπάρχουν στο δείγμα τουλάχιστον 20 άτομα ανά εκτιμώμενη παράμετρο (στην παρούσα έρευνα θα απαιτούνταν 174 παράμετροι \times 20 άτομα = 3480 άτομα σε κάθε δείγμα, έντυπο ή διαδικτυακό), ενώ στη βιβλιογραφία αναφέρεται επίσης ότι 5 έως 10 άτομα ανά εκτιμώμενη παράμετρο μπορεί να επαρκούν (Bentler & Chou, 1987. Brown, 2006, για την παρούσα έρευνα θα χρειαζόνταν $174 \times 10 = 1740$ άτομα ή $174 \times 5 = 870$ άτομα ανά δείγμα, έντυπο ή διαδικτυακό). Έτσι, προκειμένου να μειωθεί ο αριθμός των παραμέτρων, έγινε προσπάθεια να ομαδοποιηθούν τα ερωτήματα του EPQ εντός κάθε κλίμακας (Εξωστρέφεια-εσωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός, κλίμακα Ψεύδους), ώστε στη συνέχεια να χρησιμοποιηθούν στη CFA για τον έλεγχο της δομής οι τιμές των ερωτώμενων στις ομάδες ερωτημάτων (αθροίσματα) που θα είναι λιγότερα σε αριθμό σε σχέση με τα αρχικά ερωτήματα, επομένως θα χρειάζεται να εκτιμηθούν λιγότερες παράμετροι.

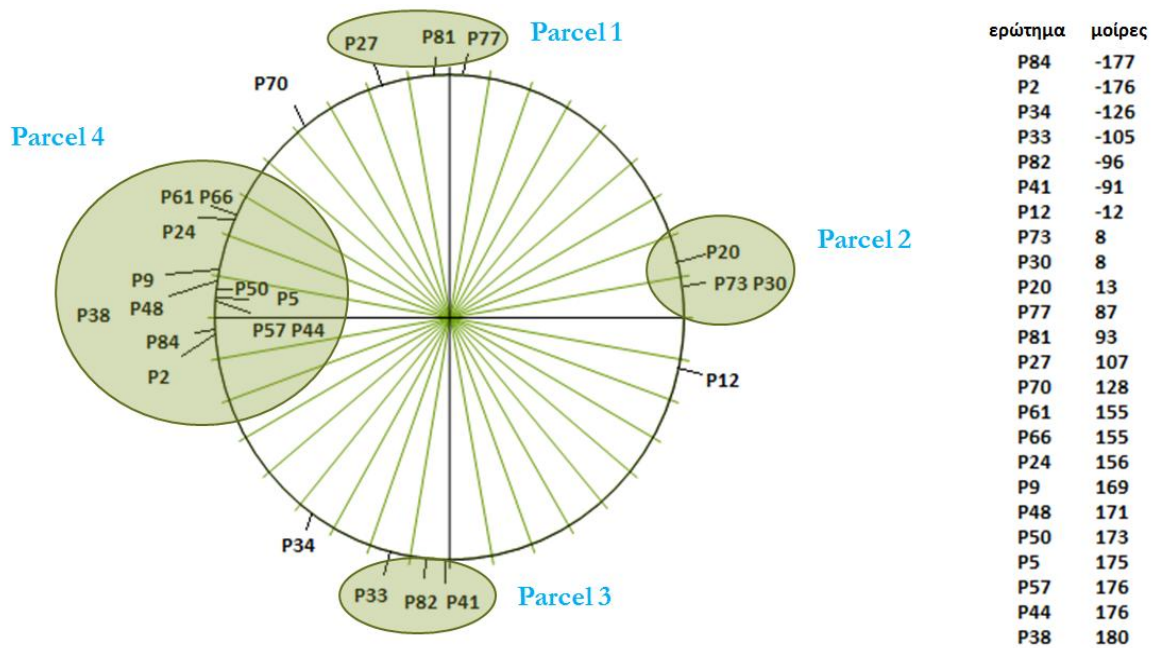
Η διαδικασία αυτή της ομαδοποίησης των ερωτημάτων εντός υποκλιμάκων και της χρήσης στην ανάλυση παραγόντων συνολικών τιμών των ατόμων σε ομάδες ερωτημάτων ως αρχικές μετρήσεις, ονομάζεται parcelled factor analysis (Cattell, 1956). Σχετικά με τη διαδικασία αυτή της ομαδοποίησης (parceling, Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002), έχουν περιγραφεί τόσο πλεονεκτήματα, όπως είναι η εξουδετέρωση των σφαλμάτων επιμέρους ερωτημάτων με την ομαδοποίηση σε σύνολα ερωτημάτων, όσο και μειονεκτήματα, για παράδειγμα η απόκρυψη πληροφοριών που αφορούν τις συσχετίσεις συγκεκριμένων ερωτημάτων ή το ότι η ομαδοποίηση αυτή (parceling) γίνεται κάποιες φορές «αυθαίρετα» (Hoyle, 2012). Στην περίπτωση όμως των αναλύσεων της παρούσας έρευνας για το EPQ, η

CFA δεν μπορούσε να γίνει με βάση τα μεμονωμένα ερωτήματα λόγω του μεγάλου αριθμού τους.

Η προσπάθεια για ομαδοποίηση των ερωτημάτων εντός κάθε κλίμακας του EPQ έγινε μέσω MDS-T σε δύο διαστάσεις, δηλαδή ανάλυση MDS με τον αλγόριθμο ALSCAL με τριγωνομετρική μετατροπή των συντεταγμένων στην περιφέρεια κύκλου (Mylonas, 2009. Mylonas et al., 2011. Mylonas et al., 2017). Η μέθοδος αυτή χρησιμοποιήθηκε ώστε οι ομάδες ερωτημάτων να προκύψουν με βάση μία συστηματική διαδικασία και να αποφευχθούν τα «αυθαίρετα» αθροίσματα ερωτημάτων. Οι αναλύσεις MDS-T έγιναν για το συνολικό δείγμα (N = 686), δηλαδή τους φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 272) και τους φοιτητές και μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 414).

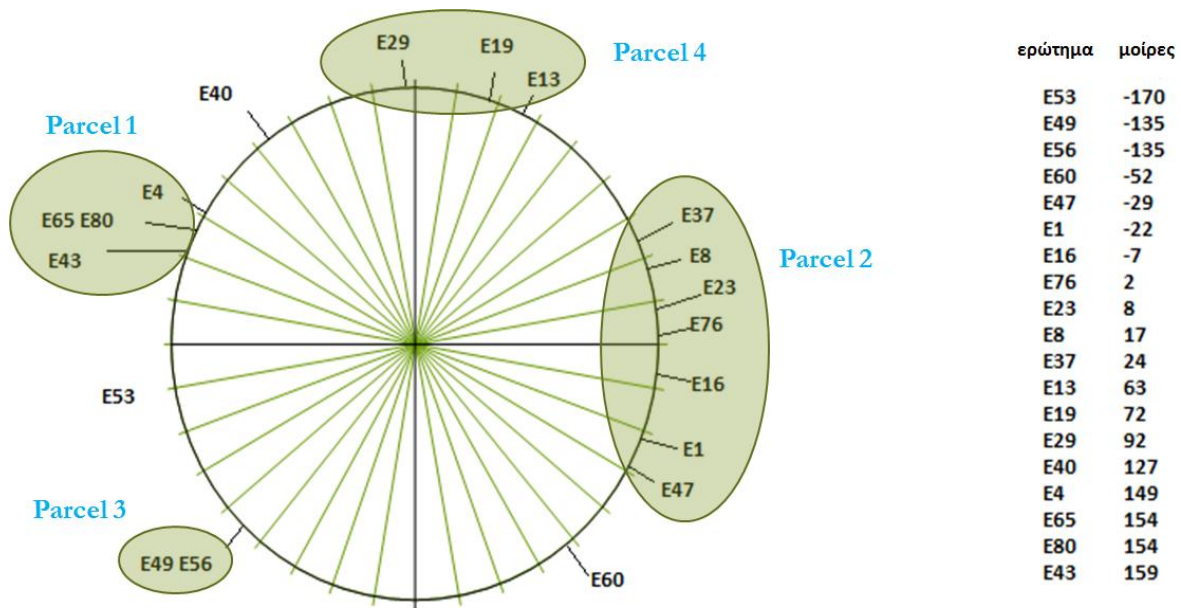
Στόχος ήταν να εντοπιστούν για κάθε κλίμακα του EPQ ομοιογενείς ομάδες ερωτημάτων στην περιφέρεια του κύκλου. Έτσι, υπολογίζοντας στη συνέχεια αθροίσματα για αυτές τις ομάδες ερωτημάτων για κάθε άτομο, λόγω της ομοιογένειας, δεν θα αποκρύψουμε πολλές πληροφορίες που περιέχονται στα επιμέρους ερωτήματα, αλλά θα ενισχυθεί το κοινό χαρακτηριστικό των ερωτημάτων κάθε ομάδας.

Στις απεικονίσεις στην περιφέρεια κύκλου που ακολουθούν, φαίνεται ότι για την κλίμακα του Ψυχωτισμού (*Psychoticism, P*) δημιουργήθηκαν τέσσερις ομοιογενείς ομάδες ερωτημάτων, τρεις ομάδες των τριών ερωτημάτων και μία μεγάλη ομάδα με 12 ερωτήματα. Επίσης, τρία ερωτήματα (P70, P12, P34) δεν εντάχθηκαν σε καμία ομάδα ερωτημάτων και χρησιμοποιήθηκαν στις αναλύσεις ως μεμονωμένα ερωτήματα.



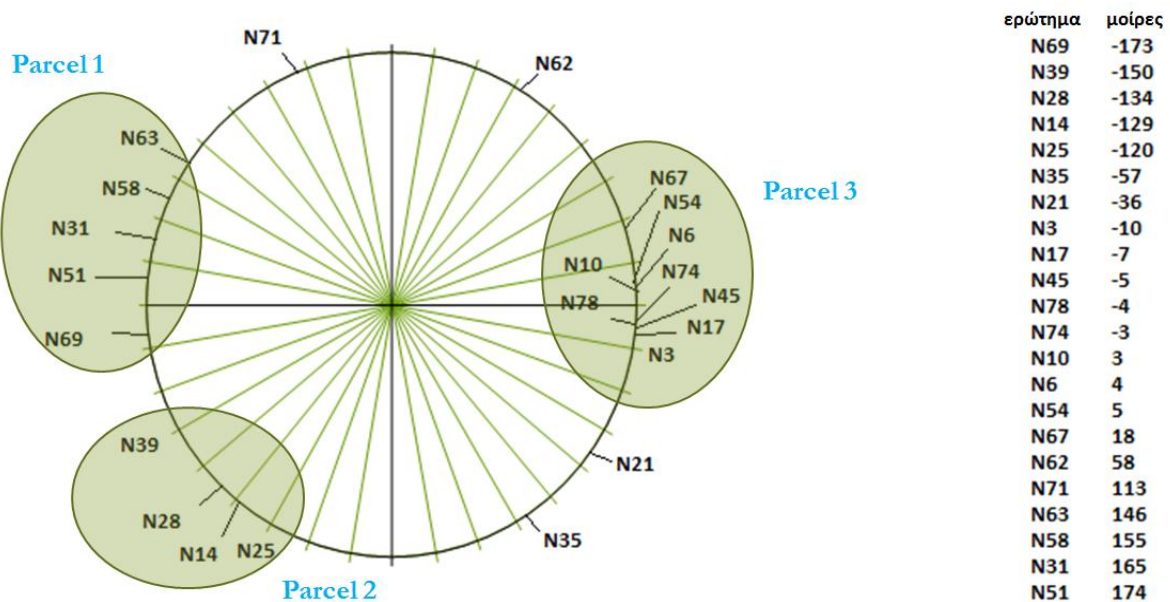
Σχήμα 9. Ομαδοποίηση των ερωτημάτων της κλίμακας του Ψυχωτισμού (P) του EPQ μέσω MDS-T στην περιφέρεια κύκλου. Η αρίθμηση των ερωτημάτων αντιστοιχεί στη σειρά εμφάνισης στο ερωτηματολόγιο. Τα parcel 1 έως parcel 4 είναι οι ομάδες ερωτημάτων που δημιουργήθηκαν.

Για την κλίμακα της Εξωστρέφειας (*Extraversion, E*), δημιουργήθηκαν τέσσερις ομάδες ερωτημάτων στην περιφέρεια του κύκλου, με δύο, τρία, τέσσερα και επτά ερωτήματα. Τρία επιπλέον ερωτήματα (E40, E53, E60) δεν συμπεριλήφθηκαν στις ομοιογενείς ομάδες και εντάχθηκαν στις επόμενες αναλύσεις ως ξεχωριστά ερωτήματα μαζί με τα αθροίσματα των ομάδων ερωτημάτων.



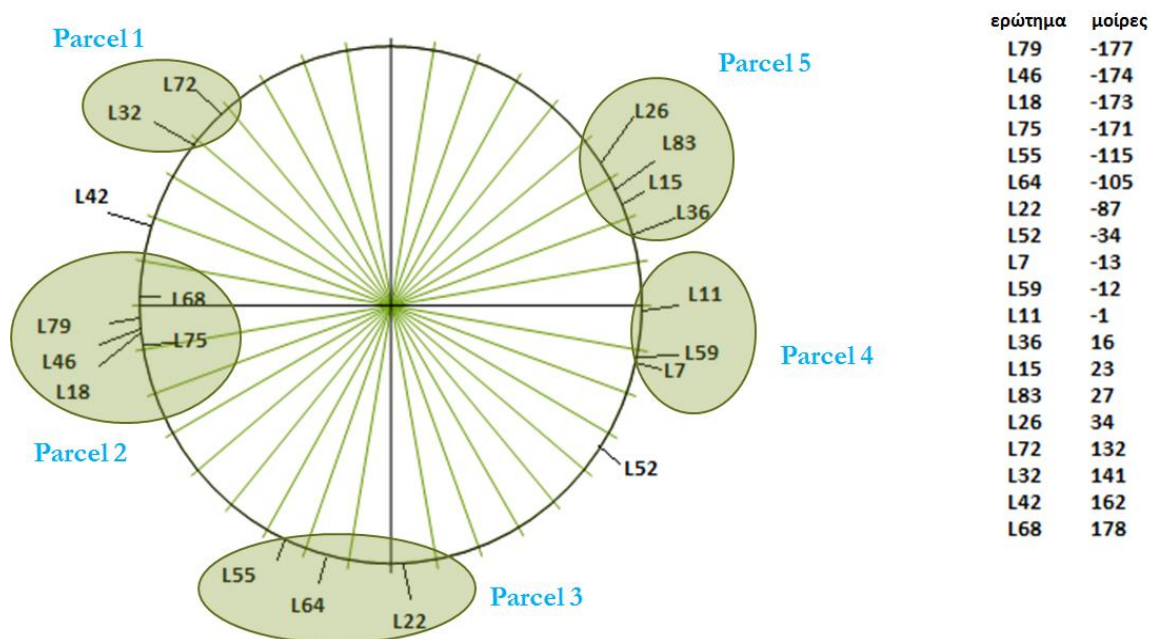
Σχήμα 10. Ομαδοποίηση των ερωτημάτων της κλίμακας της Εξωστρέφειας (E) του EPQ μέσω MDS-T στην περιφέρεια κύκλου. Η αρίθμηση των ερωτημάτων αντιστοιχεί στη σειρά εμφάνισης στο ερωτηματολόγιο. Τα parcel 1 έως parcel 4 είναι οι ομάδες ερωτημάτων που δημιουργήθηκαν.

Όσον αφορά στην κλίμακα του Νευρωτισμού (*Neuroticism, N*), προέκυψαν τρεις ομοιογενείς ομάδες ερωτημάτων, με πέντε, τέσσερα και εννέα ερωτήματα, ενώ τέσσερα ερωτήματα (N71, N62, N21, N35) δεν ανήκαν στις ομάδες ερωτημάτων και χρησιμοποιήθηκαν ως μεμονωμένα ερωτήματα στις επόμενες αναλύσεις.



Σχήμα 11. Ομαδοποίηση των ερωτημάτων της κλίμακας του Νευρωτισμού (N) του EPQ μέσω MDS-T στην περιφέρεια κύκλου. Η αρίθμηση των ερωτημάτων αντιστοιχεί στη σειρά εμφάνισης στο ερωτηματολόγιο. Τα parcel 1 έως parcel 3 είναι οι ομάδες ερωτημάτων που δημιουργήθηκαν.

Για την κλίμακα Ψεύδους (*Lie, L*) δημιουργήθηκαν πέντε ομοιογενείς ομάδες ερωτημάτων (με δύο έως πέντε ερωτήματα), ενώ τα ερωτήματα L42 και L52 δεν εντάχθηκαν στις ομάδες και συμπεριλήφθηκαν ως ξεχωριστά ερωτήματα στις επόμενες αναλύσεις.



Σχήμα 12. Ομαδοποίηση των ερωτημάτων της κλίμακας Ψεύδους (L) του EPQ μέσω MDS-T στην περιφέρεια κύκλου. Η αρίθμηση των ερωτημάτων αντιστοιχεί στη σειρά εμφάνισης στο ερωτηματολόγιο. Τα parcel 1 έως parcel 5 είναι οι ομάδες ερωτημάτων που δημιουργήθηκαν.

3.3.2.2 Επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων

Προκειμένου να γίνει έλεγχος της δομής του EPQ, ότι δηλαδή αποτελείται από τέσσερις διαστάσεις (Εξωστρέφεια-εσωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός, Κλίμακα Ψεύδους) έγινε επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων, χωριστά για τους δύο τρόπους χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Η ανάλυση αυτή βασίστηκε στην ομαδοποίηση των ερωτημάτων εντός κάθε κλίμακας, όπως έγινε στην προηγούμενη ενότητα (επτά «ομάδες» για κάθε διάσταση, ομοιογενείς ομάδες και μεμονωμένα ερωτήματα). Δηλαδή, οι τιμές κάθε ατόμου στα ερωτήματα που τοποθετήθηκαν στην ίδια ομάδα αθροίστηκαν και το άθροισμα αυτό διαιρέθηκε με τον αριθμό των ερωτημάτων που αποτελούν την ομάδα. Για παράδειγμα, για την πρώτη ομάδα ερωτημάτων της κλίμακας του Ψυχωτισμού (P) αθροίστηκαν οι τιμές κάθε ατόμου στα ερωτήματα P27, P81 και P77 και το άθροισμα αυτό διαιρέθηκε με το 3. Τα ερωτήματα που δεν τοποθετήθηκαν σε κάποια ομάδα μαζί με άλλα, εντάχθηκαν στις αναλύσεις ως είχαν (μόνα τους). Έτσι, για κάθε διάσταση του EPQ (E, N, P, L) υπήρχαν

στην ανάλυση επτά μεταβλητές, ομάδες ερωτημάτων και ερωτήματα που δεν εντάχθηκαν σε ομάδες.

3.3.2.2.1 Έντυπο ερωτηματολόγιο

Η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων για το έντυπο EPQ έγινε για το δείγμα των φοιτητών (N = 272). Υπολογίστηκε πρώτα ένα υπόδειγμα CFA με τέσσερις παράγοντες (E, N, P, L) στο οποίο κάθε ερώτηση ή ομάδα ερωτημάτων φορτίζει σε έναν παράγοντα (αυτόν που κατασκευάστηκε να μετρά) και δεν υπάρχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των μεταβλητών (υπόδειγμα Γ στον Πίνακα 14). Όσον αφορά στην αντιστοιχία του υποδείματος αυτού με τα δεδομένα, ο λόγος χ^2/df και το RMSEA έχουν ικανοποιητικές τιμές, αλλά οι δείκτες GFI, AGFI και CFI έχουν χαμηλές τιμές. Σε σύγκριση με το υπόδειγμα Β, στο οποίο όλες οι μεταβλητές φορτίζουν σε έναν παράγοντα, το υπόδειγμα Γ (τέσσερις παράγοντες) έχει καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα ως προς τους δείκτες χ^2/df , RMR, RMSEA, GFI, AGFI, CFI, AIC και BIC. Επίσης, η διαφορά στους δείκτες χ^2 των δύο υποδειγμάτων είναι στατιστικώς σημαντική και ο δείκτης TLI σχετικά με τη σύγκριση των υποδειγμάτων Β και Γ (= 0,75) δείχνει βελτίωση, αν και είναι μικρότερος του 0,90. Το υπόδειγμα των τεσσάρων παραγόντων (σύμφωνα με τη θεωρία) φαίνεται να ταιριάζει καλύτερα με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο σε σχέση με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, αλλά έχει περιθώρια βελτίωσης. Επομένως, οι συνάφειες των ομάδων ερωτημάτων του EPQ μάλλον επηρεάζονται και από άλλους παράγοντες (π.χ. μεθοδολογικό σφάλμα) εκτός των τεσσάρων θεωρητικών παραγόντων.

Πίνακας 14. Αντιστοιχία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για το EPQ για το έντυπο ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2 *	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t**	BIC
													μεταξύ	τιμή			μεταξύ	τιμή		
A	1877,04	378	4,97	0,0								1933,04							28	2034,00
B	1794,87	350	5,13	0,0	0,112	0,123	0,118	0,129	0,679	0,627	0,384	1906,87	A, B	82,17	28	0,0000	A, B	-0,04	56	2108,79
Γ	698,62	344	2,03	0,0	0,076	0,062	0,055	0,068	0,844	0,816	0,772	822,62	B, Γ	1096,25	6	0,0000	B, Γ	0,75	62	1046,18
Δ	613,00	341	1,80	0,0	0,073	0,054	0,047	0,061	0,861	0,834	0,817	743,00	B, Δ	1181,87	9	0,0000	B, Δ	0,81	65	977,38
E	580,64	339	1,71	0,0	0,072	0,051	0,044	0,058	0,867	0,841	0,835	714,64	B, E	1214,23	11	0,0000	B, E	0,83	67	956,22
													Γ, Δ	85,62	3	0,0000	Γ, Δ	0,23		
													Γ, E	117,99	5	0,0000	Γ, E	0,31		
F	612,21	339	1,81	0,0	0,074	0,055	0,048	0,061	0,861	0,834	0,813	746,209	B, F	1182,66	11	0,0000	B, F	0,80	67	987,80
													Γ, F	86,41	5		Γ, F	0,22		

*Normal Theory Weighted Least Squares Chi square

A = Ανεξάρτητα ερωτήματα

B = Ένας παράγοντας

Γ = Τέσσερις παράγοντες

Δ = Τέσσερις παράγοντες, τρεις συνάφειες σφαλμάτων

E = Τέσσερις παράγοντες, τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων, μία διπλή φόρτιση

F = Τέσσερις παράγοντες, 5 συνάφειες σφαλμάτων εντός παραγόντων και αλληλεπιδράσεις

Προκειμένου να βελτιωθεί η αντιστοιχία του υποδείγματος με τα δεδομένα, υπολογίστηκε το υπόδειγμα Δ με βάση τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το προηγούμενο υπόδειγμα Γ στο οποίο προστέθηκαν τρεις συνάφειες σφαλμάτων, και στη συνέχεια το υπόδειγμα Ε στο οποίο προστέθηκαν επιπλέον μία συνάφεια σφαλμάτων και μία διπλή φόρτιση (με βάση τα μεγαλύτερα σε μέγεθος *modification indices* από το υπόδειγμα Δ). Στα υποδείγματα αυτά, ο λόγος χ^2/df (οι τιμές είναι μικρότερες του 2) και οι δείκτες RMR και RMSEA βρίσκονται σε ικανοποιητικά επίπεδα. Οι δείκτες GFI είναι σχετικά ικανοποιητικοί καθώς πλησιάζουν το 0,90, ενώ οι δείκτες AGFI και CFI είναι ακόμη σε χαμηλά επίπεδα. Σε σύγκριση με τα προηγούμενα υποδείγματα (Β με έναν παράγοντα και Γ με τέσσερις παράγοντες), τα υποδείγματα Δ και Ε έχουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα (ως προς τις διαφορές στους δείκτες χ^2) και τους δείκτες AIC και BIC. Οι δείκτες TLI σε σχέση με το μονοπαρονοητικό υπόδειγμα Β δείχνουν ικανοποιητική βελτίωση, ενώ οι αντίστοιχοι δείκτες σε σχέση με το υπόδειγμα των τεσσάρων παραγόντων (Γ) δείχνουν μικρή βελτίωση αν και διαφορετική του μηδενός. Φαίνεται ότι η εκτίμηση επιπλέον παραμέτρων (συνάφειες σφαλμάτων ή διπλές φορτίσεις) βελτιώνει την αντιστοιχία του υποδείγματος των τεσσάρων παραγόντων με τα δεδομένα, δηλαδή οι συσχετίσεις μεταξύ των ομάδων ερωτημάτων δεν μπορούν να αποδοθούν αποκλειστικά στους τέσσερις παράγοντες (E, N, P, L).

Παρόλο που τα υποδείγματα Δ και Ε έχουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα των τεσσάρων παραγόντων χωρίς συνάφειες σφαλμάτων ή διπλές φορτίσεις (υπόδειγμα Γ), περιλαμβάνουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων που ανήκουν σε διαφορετικούς παράγοντες και το υπόδειγμα Ε έχει μία διπλή φόρτιση. Σύμφωνα με τους Galanaki et al. (2015), οι συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων που έχουν κατασκευαστεί να μετρούν διαφορετικές θεωρητικές έννοιες (παράγοντες), δηλώνουν την ύπαρξη επιπλέον θεωρητικών παραγόντων. Έτσι, όταν εκτιμώνται συνάφειες σφαλμάτων σε ένα υπόδειγμα CFA με περισσότερους του ενός θεωρητικούς παράγοντες, είναι καλύτερο αυτές οι συνάφειες σφαλμάτων να είναι μεταξύ ερωτημάτων που μετρούν τον ίδιο παράγοντα (Galanaki et al., 2015). Ακόμη, οι διπλές φορτίσεις καθιστούν την ερμηνεία των παραγόντων δύσκολη και δηλώνουν επίσης συσχέτιση μεταξύ ερωτημάτων που αξιολογούν διαφορετικούς θεωρητικούς

παράγοντες. Επομένως, υπολογίστηκε ένα ακόμη υπόδειγμα (το F στον Πίνακα 14), το οποίο έχει τέσσερις παράγοντες (E, N, P, L) και πέντε συνάφειες σφαλμάτων, οι οποίες επιλέχθηκαν από τα *modification indices* του αρχικού υποδείγματος τεσσάρων παραγόντων χωρίς συνάφειες σφαλμάτων, έτσι ώστε οι τροποποιητικοί ενδείκτες (*modification indices*) να είναι οι μεγαλύτεροι σε μέγεθος, αλλά οι συνάφειες σφαλμάτων να είναι εντός παραγόντων (να μην προκαλούνται από διπλές φορτίσεις που δεν εκτιμώνται) και να πληροίται η συνθήκη ότι όταν δύο μεταβλητές έχουν συνάφειες σφαλμάτων με μία κοινή τρίτη μεταβλητή, να εκτιμάται και η συνάφεια σφαλμάτων μεταξύ των μεταβλητών αυτών (Galanaki et al., 2015). Όπως φαίνεται από τον Πίνακα 14, το υπόδειγμα αυτό (συμβολίζεται με το F), είναι το καλύτερο για να εκφράσει τη δομή του EPQ στα δεδομένα, καθώς έχει παρόμοια αντιστοιχία με τα δεδομένα σε σύγκριση με τα Δ και Ε αλλά οι συνάφειες σφαλμάτων είναι εντός παραγόντων και δεν υπάρχουν διπλές φορτίσεις. Επομένως, με την προσθήκη ενός μικρού αριθμού συναφειών σφαλμάτων (5 από τις πιθανές 378), η δομή των τεσσάρων παραγόντων ταιριάζει ικανοποιητικά με τα δεδομένα.

Από τις παραπάνω αναλύσεις, προκύπτει το συμπέρασμα ότι η θεωρητική δομή του EPQ (ότι δηλαδή αποτελείται από τέσσερις παράγοντες, Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός, κλίμακα Ψεύδους) μπορεί να θεωρηθεί ότι ισχύει στα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο, με κάποιες επιφυλάξεις. Στις κυρίως αναλύσεις της έρευνας σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης μπορεί να χρησιμοποιηθεί για το έντυπο ερωτηματολόγιο η δομή του EPQ όπως ορίζεται με βάση τη θεωρία.

3.3.2.2.2 Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Για το διαδικτυακό δείγμα φοιτητών και μη-φοιτητών (N = 414) υπολογίστηκε πρώτον επίλυση CFA με τέσσερις παράγοντες (E, N, P, L) στην οποία κάθε μεταβλητή (ερώτημα ή ομάδα ερωτημάτων) φορτίζει στον παράγοντα τον οποίο μετρά και δεν υπάρχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των μεταβλητών (υπόδειγμα Γ στον Πίνακα 15). Σχετικά με την αντιστοιχία του υποδείγματος αυτού με τα δεδομένα, ο λόγος χ^2/df έχει κάπως υψηλή τιμή, ενώ ο δείκτης RMSEA είναι σχετικά ικανοποιητικός. Ο δείκτης GFI είναι επίσης κάπως ικανοποιητικός, καθώς πλησιάζει το 0,90, ενώ οι δείκτες AGFI και CFI έχουν χαμηλές τιμές. Σε σχέση με το υπόδειγμα Β, στο οποίο όλες οι μεταβλητές φορτίζουν σε έναν παράγοντα, το υπόδειγμα Γ ταιριάζει καλύτερα με τα

Πίνακας 15. Αντιστοιγία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για το EPQ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2*	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t**	BIC
													μεταξύ	τιμή			μεταξύ	τιμή		
A	2758,77	378	7,30	0,0							2814,77								28	2927,50
B	2517,68	350	7,19	0,0	0,105	0,122	0,118	0,127	0,697	0,648	0,436	2629,68	A, B	241,09	28	0,0000	A, B	0,02	56	2855,13
Γ	944,76	344	2,75	0,0	0,075	0,065	0,060	0,070	0,860	0,834	0,786	1068,76	B, Γ	1572,92	6	0,0000	B, Γ	0,72	62	1318,37
Δ	844,29	341	2,48	0,0	0,069	0,060	0,055	0,065	0,873	0,848	0,815	974,29	B, Δ	1673,39	9	0,0000	B, Δ	0,76	65	1235,98
E	786,65	339	2,32	0,0	0,067	0,057	0,051	0,062	0,880	0,857	0,830	920,65	B, E	1731,03	11	0,0000	B, E	0,79	67	1190,39
													Γ, Δ	100,47	3	0,0000	Γ, Δ	0,15		
													Γ, E	158,11	5	0,0000	Γ, E	0,24		
G	749,82	322	2,33	0,0	0,072	0,057	0,051	0,062	0,885	0,855	0,837	917,82	B, G	1767,86	28	0,0000	B, G	0,79	84	1255,99
													Γ, G	194,94	22	0,0000	Γ, G	0,24		
H	788,02	331	2,38	0,0	0,073	0,058	0,053	0,063	0,880	0,853	0,829	938,02	B, H	1729,66	19	0,0000	B, H	0,78	75	1239,96
													Γ, H	156,74	13	0,0000	Γ, H	0,21		

*Normal Theory Weighted Least Squares Chi square

A = Ανεξάρτητα ερωτήματα

B = Ένας παράγοντας

Γ = Τέσσερις παράγοντες

Δ = Τέσσερις παράγοντες, 2 διπλές φορτίσεις, 1 συνάφεια σφαλμάτων

E = Τέσσερις παράγοντες, 3 διπλές φορτίσεις, 2 συνάφειες σφαλμάτων

G = Τέσσερις παράγοντες, 22 συνάφειες σφαλμάτων (cutoff 8,8 και πάνω και αλληλεπιδράσεις)

H = Τέσσερις παράγοντες, 13 συνάφειες σφαλμάτων, cutoff "πάνω από 10" και αλληλεπιδράσεις

δεδομένα ως προς τη διαφορά στους δείκτες χ^2 (στατιστικώς σημαντική) και τους δείκτες AIC και BIC (χαμηλότεροι για το υπόδειγμα Γ), ενώ ο δείκτης TLI για τη σύγκριση των δύο υποδειγμάτων δείχνει βελτίωση από τον ένα στους τέσσερις παράγοντες, αν και είναι μικρότερος του 0,90. Επομένως, οι συσχετίσεις μεταξύ των ομάδων ερωτημάτων του EPQ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν μπορούν να αποδοθούν αποκλειστικά στους τέσσερις θεωρητικούς παράγοντες, αλλά υπάρχουν και άλλες μεταβλητές που τις επηρεάζουν.

Προκειμένου να βελτιωθεί η αντιστοιχία του υποδείγματος με τα δεδομένα, με βάση τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το υπόδειγμα Γ, υπολογίστηκε το υπόδειγμα Δ στο οποίο προστέθηκαν δύο διπλές φορτίσεις και μία συνάφεια σφαλμάτων. Υπολογίστηκε στη συνέχεια το υπόδειγμα Ε, στο οποίο προστέθηκαν επιπλέον μία διπλή φόρτιση και μία συνάφεια σφαλμάτων, με βάση τα *modification indices* του υποδείγματος Δ. Σχετικά με την αντιστοιχία των υποδειγμάτων αυτών με τα δεδομένα, οι δείκτες RMR και RMSEA είναι ικανοποιητικοί, όπως και ο λόγος χ^2/df . Οι δείκτες GFI είναι ικανοποιητικοί, καθώς πλησιάζουν το 0,90, ενώ οι δείκτες AGFI και CFI είναι ακόμη κάπως χαμηλοί, αν και υψηλότεροι σε σχέση με το προηγούμενο υπόδειγμα. Σε σύγκριση με τα δύο προηγούμενα υποδείγματα (Β με έναν παράγοντα και Γ με τέσσερις παράγοντες χωρίς συνάφειες σφαλμάτων ή διπλές φορτίσεις), τα υποδείγματα Δ και Ε έχουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα ως προς τις διαφορές στους δείκτες χ^2 και τους χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC. Οι δείκτες TLI για τις συγκρίσεις αυτές δείχνουν κάποια βελτίωση, αν και μικρή σε σχέση με το υπόδειγμα Γ (4 παράγοντες). Η προσθήκη συναφειών σφαλμάτων και διπλών φορτίσεων στο υπόδειγμα των τεσσάρων παραγόντων φαίνεται να βελτιώνει την αντιστοιχία του με τα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Όμως, αυτά τα υποδείγματα (Δ και Ε) περιλαμβάνουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων που ανήκουν σε διαφορετικούς θεωρητικούς παράγοντες, καθώς και διπλές φορτίσεις, τα οποία δηλώνουν πιθανώς την ύπαρξη επιπλέον θεωρητικών παραγόντων (Galanaki et al., 2015).

Εκτιμήθηκαν επομένως δύο επιπλέον υποδείγματα (Γ και Η στον Πίνακα 14), έτσι ώστε να μην υπάρχουν διπλές φορτίσεις, οι συνάφειες σφαλμάτων να είναι εντός

παραγόντων και όταν δύο μεταβλητές έχουν συνάφειες σφαλμάτων με μία κοινή τρίτη μεταβλητή, τότε να συμπεριλαμβάνεται στην ανάλυση και η συνάφεια σφαλμάτων μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών (Galanaki et al., 2015). Με τη λογική αυτή επιλέχθηκαν οι συνάφειες σφαλμάτων από τους τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) του αρχικού υποδείγματος τεσσάρων παραγόντων χωρίς συνάφειες σφαλμάτων (υπόδειγμα Γ) έτσι ώστε να είναι οι μεγαλύτεροι σε μέγεθος, δεδομένων των παραπάνω συνθηκών.

Στο υπόδειγμα G συμπεριλήφθηκαν όσες συνάφειες σφαλμάτων εντός παραγόντων αντιστοιχούν σε *modification indices* με τιμές από 8,8 και πάνω, καθώς και όσες συνάφειες σφαλμάτων προκύπτουν από συσχετίσεις δύο ερωτημάτων με ένα κοινό τρίτο ερώτημα (22 συνάφειες σφαλμάτων συνολικά). Στο υπόδειγμα Η συμπεριλήφθηκαν οι συνάφειες σφαλμάτων εντός παραγόντων με *modification indices* μεγαλύτερα του 10, καθώς και οι συνάφειες σφαλμάτων που προκύπτουν από τις συσχετίσεις δύο ερωτημάτων με κάποιο κοινό ερώτημα (13 συνάφειες σφαλμάτων συνολικά). Τα υποδείγματα G και Η έχουν συγκρίσιμη αντιστοιχία με τα δεδομένα με το υπόδειγμα Ε, ενώ εκφράζουν μία πιο καθαρή δομή, καθώς δεν έχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ παραγόντων ούτε διπλές φορτίσεις. Επομένως, με την προσθήκη σχετικά μικρού αριθμού συναφειών σφαλμάτων (22 ή 13 από τις πιθανές 378), η αντιστοιχία της θεωρητικής δομής των τεσσάρων παραγόντων με τα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο είναι ικανοποιητική.

Από τα παραπάνω προκύπτει το συμπέρασμα ότι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η θεωρητική δομή των τεσσάρων παραγόντων του EPQ, ότι αξιολογεί δηλαδή την Εξωστρέφεια, το Νευρωτισμό, τον Ψυχωτισμό και την Κοινωνική αποδοχή, μπορεί να θεωρηθεί ότι ισχύει, με κάποιες επιφυλάξεις. Στις κυρίως αναλύσεις της έρευνας αναφορικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης μπορεί να χρησιμοποιηθεί για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο η δομή του EPQ όπως ορίζεται με βάση τη θεωρία. Επομένως, στις αναλύσεις για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η επίδραση αυτή όσον αφορά στο EPQ θα εξεταστεί σε σχέση με τους τέσσερις αυτούς θεωρητικούς παράγοντες (E, N, P, L).

3.3.3 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών

Στη συνέχεια, μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (CFA), ελέγχθηκε η δομή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών στα δείγματα της παρούσας έρευνας. Σύμφωνα με τη θεωρία και προηγούμενες έρευνες (βλ. π.χ. Georgas et al., 2009. Mylonas, 2016), καθώς και σύμφωνα με αποτελέσματα διερευνητικών αναλύσεων παραγόντων για τα δείγματα φοιτητών της παρούσας έρευνας (βλ. Παράρτημα Β), το ερωτηματολόγιο αυτό έχει δύο παράγοντες που ονομάζονται «Ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας» και «Σχέσεις με την οικογένεια και τους συγγενείς». Η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων έγινε χωριστά για το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο (φοιτητές, N = 272) και το δείγμα που συμπλήρωσε το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (φοιτητές και μη-φοιτητές, N = 414) και υπολογίστηκαν διάφορα υποδείγματα CFA. Το ερώτημα 15 («Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα») δεν συμπεριλήφθηκε στις αναλύσεις αυτές, καθώς στις διερευνητικές αναλύσεις (βλ. Παράρτημα Β) δεν συμπεριλήφθηκε σε κανέναν από τους δύο παράγοντες (βλ. επίσης Παπαδήμου, 1999).

3.3.3.1 Έντυπο ερωτηματολόγιο

Για το δείγμα φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (N = 272), υπολογίστηκε πρώτα ένα υπόδειγμα CFA με δύο παράγοντες (ιεραρχικοί ρόλοι και σχέσεις), χωρίς συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων (υπόδειγμα Γ στον Πίνακα 16). Το υπόδειγμα αυτό έχει ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς ο λόγος χ^2/df και οι δείκτες RMR και RMSEA έχουν ικανοποιητικές τιμές, ενώ ο δείκτης GFI ξεπερνά την τιμή 0,90 με τους δείκτες AGFI και CFI να την πλησιάζουν. Η στατιστικώς σημαντική διαφορά στους δείκτες χ^2 μεταξύ του υποδείγματος Γ με τους δύο θεωρητικούς παράγοντες με το υπόδειγμα Β στο οποίο όλα τα ερωτήματα φορτίζουν σε ένα παράγοντα ($\Delta\chi^2 = 490,46$, $df = 1$, $p < 0,001$) και ο δείκτης TLI για τη σύγκριση των δύο αυτών υποδειγμάτων (0,82), δείχνουν επίσης την ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα για τους δύο παράγοντες. Επίσης, οι μικρότερες τιμές των δεικτών AIC και BIC για το υπόδειγμα δύο παραγόντων σε σχέση με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, υποστηρίζουν τη θεωρητική δομή. Επομένως, η δομή των δύο παραγόντων, όπως περιγράφονται με βάση τη θεωρία, φαίνεται να ταιριάζει αρκετά ικανοποιητικά με τα δεδομένα για το έντυπο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών.

Πίνακας 16. Αντιστοιχία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για την κλίμακα Οικογενειακών Αξιών για το έντυπο ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2 *	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t**	BIC	
													μεταξύ	τιμή			μεταξύ	τιμή			
													210 - df	$\chi^2 + (\ln N)t$							
A	1102,97	190	5,81								1142,97								20	1215,09	
B	769,67	170	4,53	0,0	0,097	0,114	0,106	0,122	0,779	0,727	0,588	849,67	A, B	333,30	20	0,000	A, B	0,27	40	993,91	
Γ	279,21	169	1,65	0,0	0,061	0,049	0,039	0,059	0,907	0,884	0,872	361,21	B, Γ	490,46	1	0,000	B, Γ	0,82	41	509,05	
Δ	251,34	167	1,51	0,0	0,060	0,043	0,032	0,054	0,915	0,893	0,899	337,34	B, Δ	518,33	3	0,000	B, Δ	0,86	43	492,39	
E	236,73	166	1,43	0,00026	0,058	0,040	0,028	0,051	0,920	0,898	0,913	324,73	B, E	532,95	4	0,000	B, E	0,88	44	483,38	
												Γ, Δ	27,87	2	0,000	Γ, Δ	0,23				
												Γ, E	42,48	3	0,000	Γ, E	0,35				

*Normal Theory Weighted Least Squares Chi square

A = ανεξάρτητα ερωτήματα (independence)

B = ένας παράγοντας

Γ = δύο παράγοντες

Δ = δύο παράγοντες, δύο συνάφειες σφαλιμάτων

E = δύο παράγοντες, τρεις συνάφειες σφαλιμάτων

Και οι δύο εντός παράγοντα "Ιεραρχικοί Ρόλοι"

Η μία είναι μεταξύ παραγόντων

Προκειμένου να εξεταστεί περαιτέρω η παραγοντική δομή του ερωτηματολογίου στο δείγμα που το συμπλήρωσε σε έντυπη μορφή, υπολογίστηκαν δύο επιπλέον υποδείγματα με δύο παράγοντες, στα οποία εκτιμήθηκαν δύο συνάφειες σφαλμάτων (υπόδειγμα Δ) και τρεις συνάφειες σφαλμάτων (υπόδειγμα Ε) μεταξύ ερωτημάτων, με βάση τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το αμέσως προηγούμενο υπόδειγμα. Τα υποδείγματα αυτά έχουν λίγο καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα δύο παραγόντων χωρίς συνάφειες σφαλμάτων (υπόδειγμα Γ), αλλά η βελτίωση αυτή δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλη και το υπόδειγμα χωρίς συνάφειες σφαλμάτων ταιριάζει ήδη αρκετά καλά με τα δεδομένα. Έτσι, στην περίπτωση του εντύπου Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών, οι δύο παράγοντες «ιεραρχικοί ρόλοι» και «σχέσεις» μπορούν να υποστηριχθούν. Επομένως, στις κυρίως αναλύσεις της έρευνας σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης θα χρησιμοποιηθεί για το έντυπο ερωτηματολόγιο η παραγοντική δομή του ερωτηματολογίου αυτού σύμφωνα με τη θεωρία.

3.3.3.2 Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Για το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (δείγμα φοιτητών και μη-φοιτητών, $N = 414$), υπολογίστηκε επίλυση με δύο παράγοντες (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις), όπου κάθε ερώτημα φορτίζει σε έναν από τους δύο παράγοντες (με βάση τη θεωρία) και δεν υπάρχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων. Το υπόδειγμα αυτό (υπόδειγμα Γ στον Πίνακα 17) έχει σχετικά καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς οι δείκτες RMR και RMSEA βρίσκονται στα αποδεκτά όρια ή κοντά σε αυτά και οι δείκτες GFI και AGFI πλησιάζουν την τιμή 0,90, ενώ ο δείκτης CFI δεν είναι πολύ χαμηλός. Ο λόγος χ^2/df είναι ακόμη κάπως υψηλός. Σε σχέση με το υπόδειγμα Β στο οποίο όλα τα ερωτήματα φορτίζουν σε ένα παράγοντα, το υπόδειγμα των δύο παραγόντων έχει καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα, όπως φαίνεται από τη βελτίωση στις τιμές όλων των δεικτών, και επίσης η διαφορά στους δείκτες χ^2 μεταξύ των δύο υποδειγμάτων (Β και Γ) είναι στατιστικώς σημαντική ($\Delta\chi^2 = 1516,44$, $\Delta df = 1$, $p < 0,0001$) και ο δείκτης TLI για τη σύγκριση των υποδειγμάτων Β και Γ είναι σχετικά υψηλός. Οι δείκτες AIC και BIC είναι επίσης χαμηλότεροι για το υπόδειγμα των δύο παραγόντων. Επομένως, οι δύο θεωρητικοί παράγοντες (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις) φαίνεται να περιγράφουν τα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο καλύτερα από ότι μία δομή με έναν παράγοντα. Η αντιστοιχία όμως των δύο

Πίνακας 17. Αντιστοιχία υποδειγμάτων CFA με τα δεδομένα για την κλίμακα Οικογενειακών Αξιών για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Υπόδειγμα	χ^2*	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	TLI		t**	BIC
							μεταξύ	τιμή					μεταξύ	τιμή			210 - df	$\chi^2 + (\ln N)t$		
A	2467,45	190	12,99									2507,45							20	2587,97
B	2029,44	170	11,94	0,0	0,131	0,163	0,156	0,169	0,671	0,593	0,543	2109,44	A, B	438,02	20	0,0000	A, B	0,09	40	2270,47
Γ	513,00	169	3,04	0,0	0,073	0,070	0,063	0,077	0,890	0,863	0,850	595,00	B, Γ	1516,44	1	0,0000	B, Γ	0,81	41	760,06
Δ	431,21	167	2,58	0,0	0,071	0,062	0,055	0,069	0,905	0,881	0,886	517,21	B, Δ	1598,22	3	0,0000	B, Δ	0,86	43	690,33
E	371,59	165	2,25	0,0	0,069	0,055	0,048	0,063	0,917	0,895	0,909	461,59	B, E	1657,85	5	0,0000	B, E	0,89	45	642,75
													Γ, Δ	81,78	2	0,0000	Γ, Δ	0,22		
													Γ, E	141,41	4	0,0000	Γ, E	0,38		
F	370,29	164	2,26	0,0	0,069	0,055	0,048	0,063	0,918	0,895	0,909	462,29	B, F	1659,15	6	0,0000	B, F	0,89	46	647,48
													Γ, F	142,71	5	0,0000	Γ, F	0,38		
G	283,96	150	1,89	0,0	0,067	0,047	0,038	0,055	0,936	0,910	0,938	403,96	B, G	1745,48	20	0,0000	B, G	0,92	60	645,51
													Γ, G				Γ, G	0,56		

*Normal Theory Weighted Least Squares Chi square

A = ανεξάρτητα ερωτήματα

B = ένας παράγοντας

Γ = δύο παράγοντες

Δ = δύο παράγοντες, δύο συνάφειες σφαλμάτων

E = δύο παράγοντες, τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων

F = δύο παράγοντες, 5 συνάφειες σφαλμάτων (προσθήκη αλληλεπίδρασης στο E)

G = δύο παράγοντες, 19 συνάφειες σφαλμάτων (cutoff πάνω από 11,3 και αλληλεπιδράσεις)

παραγόντων με τα δεδομένα έχει περιθώρια βελτίωσης, δηλαδή ένα μέρος των συσχετίσεων μεταξύ των ερωτημάτων ίσως να οφείλεται σε άλλες μεταβλητές εκτός των παραγόντων όπως ορίζονται από τη θεωρία.

Προκειμένου να βελτιωθεί περαιτέρω η αντιστοιχία του υποδείγματος των δύο παραγόντων με τα δεδομένα, υπολογίστηκαν δύο επιπλέον υποδείγματα CFA, το υπόδειγμα Δ με δύο συνάφειες σφαλμάτων και το υπόδειγμα Ε με τέσσερις συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων, με βάση τους μεγαλύτερους σε μέγεθος τροποποιητικούς ενδείκτες (*modification indices*) από το αμέσως προηγούμενο υπόδειγμα. Οι επιλύσεις αυτές έχουν καλύτερους δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα των δύο παραγόντων χωρίς συνάφειες σφαλμάτων (χαμηλότερους λόγους χ^2/df , χαμηλότερους δείκτες RMR και RMSEA, υψηλότερα GFI, AGFI και CFI και χαμηλότερα AIC και BIC). Οι διαφορές στους δείκτες χ^2 των δύο αυτών υποδειγμάτων με το υπόδειγμα Γ (δύο παράγοντες χωρίς συνάφειες σφαλμάτων) είναι στατιστικώς σημαντικές και δηλώνουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα για τα υποδείγματα Δ και Ε. Σύμφωνα με τους δείκτες TLI για τη σύγκριση των υποδειγμάτων Δ και Ε με το υπόδειγμα Γ, η βελτίωση με την προσθήκη των συναφειών σφαλμάτων είναι σχετικά μικρή, αν και διαφορετική του μηδενός. Επομένως, με την προσθήκη συναφειών σφαλμάτων, που αφορούν σε συσχετίσεις μεταξύ των ερωτημάτων που οφείλονται σε άλλες μεταβλητές εκτός των θεωρητικών παραγόντων, βελτιώθηκε η αντιστοιχία της δομής των δύο παραγόντων (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις) με τα δεδομένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Στη συνέχεια, υπολογίστηκαν επιπλέον δύο υποδείγματα CFA (F και G) για το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών στην προσπάθεια να εξεταστεί η δομή του περαιτέρω. Το υπόδειγμα F προέκυψε από την προσθήκη στο υπόδειγμα Ε μίας συνάφειας σφαλμάτων, λόγω της ύπαρξης σε αυτό το τελευταίο δύο ερωτημάτων που είχαν συνάφεια σφαλμάτων με ένα κοινό τρίτο ερώτημα (προστέθηκε η συνάφεια σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων υπ' αριθμόν 5 και 2, επειδή υπήρχαν ήδη οι συνάφειες σφαλμάτων των ζευγών ερωτημάτων 5-1 και 2-1). Το υπόδειγμα G έχει 19 συνάφειες σφαλμάτων συνολικά οι οποίες προέκυψαν από τα *modification indices* του αρχικού υποδείγματος των δύο παραγόντων χωρίς συνάφειες σφαλμάτων, με τιμές από 12 και πάνω (βασίστηκε στο σημείο τομής για την επιλογή συναφειών σφαλμάτων στο

έντυπο ερωτηματολόγιο), ενώ προστέθηκαν επίσης οι συνάφειες σφαλμάτων που προέκυψαν από τις σχέσεις (συνάφειες σφαλμάτων) δύο ερωτημάτων με ένα κοινό τρίτο ερώτημα. Τα δύο αυτά υποδείγματα (F και G) έχουν ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα. Το υπόδειγμα F είναι ως προς τους δείκτες παρόμοιο με το E, ενώ το υπόδειγμα G ταιριάζει κάπως καλύτερα με τα δεδομένα αλλά έχει πολλές συνάφειες σφαλμάτων (αυτό φαίνεται και από τον λίγο υψηλότερο δείκτη BIC για το υπόδειγμα G σε σχέση με το E). Επομένως, το υπόδειγμα F μπορεί να εκφράσει καλύτερα τη δομή των δεδομένων για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, καθώς έχει ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα με λίγες σε αριθμό συνάφειες σφαλμάτων. Από τα παραπάνω προκύπτει ότι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, με την προσθήκη λίγων σε αριθμό συναφειών σφαλμάτων (5 από τις πιθανές 190), η παραγοντική δομή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών μπορεί να περιγραφεί ικανοποιητικά με βάση τους δύο παράγοντες (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις) όπως ορίζονται από τη θεωρία.

Προκύπτει το συμπέρασμα ότι η θεωρητική δομή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών, δηλαδή ότι αποτελείται από τους παράγοντες «ιεραρχικοί ρόλοι πατέρα και μητέρας» και «σχέσεις με οικογένεια και συγγενείς» μπορεί να υποστηριχθεί για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο με κάποιες επιφυλάξεις. Στις κυρίως αναλύσεις της έρευνας σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης θα χρησιμοποιηθεί για το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (όπως και για το έντυπο) η παραγοντική του δομή σύμφωνα με τη θεωρία.

3.4 Διερευνητική ανάλυση παραγόντων για τον έλεγχο της δομής του STAI

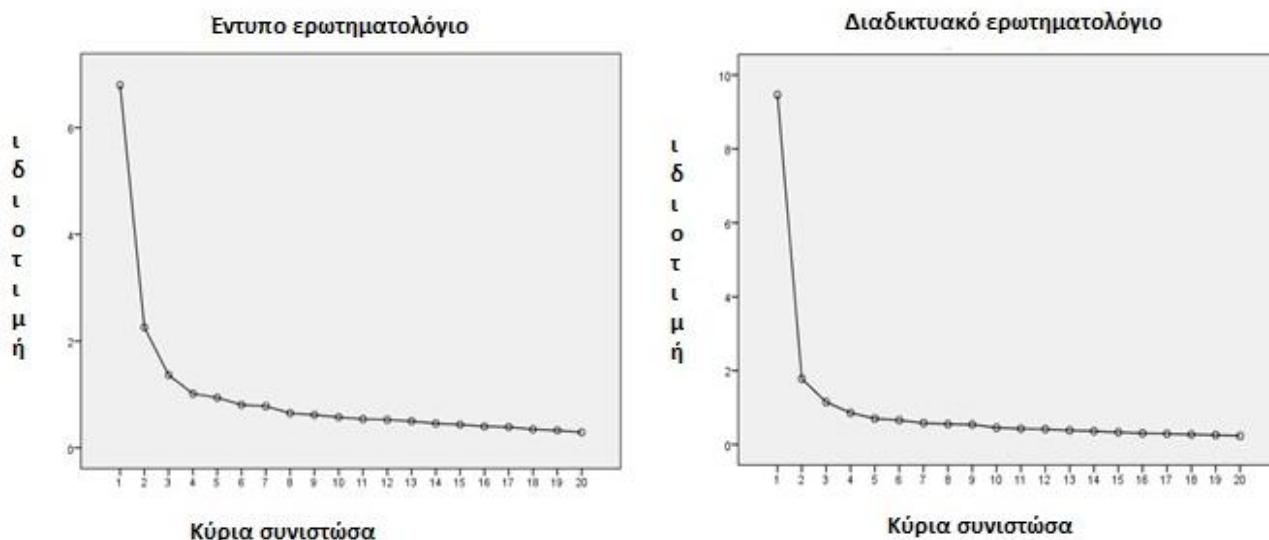
Τα αποτελέσματα της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων δείχνουν ότι η μονοπαραγοντική δομή των υποκλιμάκων του STAI μπορεί να υποστηριχθεί, αλλά για την κλίμακα State χρειάστηκε μεγαλύτερος αριθμός συναφειών σφαλμάτων σε σχέση με τα άλλα ερωτηματολόγια, τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο προκειμένου να επιτευχθεί ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα. Έτσι, διενεργήθηκε και διερευνητική ανάλυση παραγόντων (επίλυση ενός παράγοντα και επίλυση δύο παραγόντων) με τη μέθοδο των κύριων συνιστωσών για κάθε υποκλίμακα του STAI, ώστε να διερευνηθεί περαιτέρω η δομή του ερωτηματολογίου στα δείγματα της έρευνας. Οι αναλύσεις έγιναν χωριστά για το έντυπο (δείγμα φοιτητών) και το διαδικτυακό (φοιτητές και μη-φοιτητές) ερωτηματολόγιο.

3.4.1 Μονοπαραγοντική ανάλυση

3.4.1.1 Κλίμακα State

Σχετικά με το έντυπο ερωτηματολόγιο, για την κλίμακα State, ο πίνακας συναφειών είναι κατάλληλος για την ανάλυση παραγόντων, καθώς η ορίζουσα του πίνακα συναφειών ισούται με 0,00040987 το κριτήριο Kaiser-Meyer-Olkin είναι ικανοποιητικό (0,907), ενώ το κριτήριο Bartlett's test of sphericity είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 2055,210$, $df = 190$, $p < 0,001$). Το ποσοστό της διασποράς των ερωτημάτων που αποδίδεται στην κύρια συνιστώσα είναι για το έντυπο ερωτηματολόγιο 33,979%, δηλαδή σχετικά ικανοποιητικό. Από το διάγραμμα ιδιοτιμών (*scree plot*) φαίνεται ότι ίσως να υπάρχει και ένας δεύτερος παράγοντας, λιγότερο ισχυρός από τον πρώτο, καθώς η ιδιοτιμή για το δεύτερο παράγοντα δεν βρίσκεται στην ίδια ευθεία σε σχέση με τους τελευταίους παράγοντες. Υπάρχει μεγάλο ποσοστό (68%) από σημαντικά υπόλοιπα (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,05) μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών.

Όσον αφορά τη μονοπαραγοντική ανάλυση κύριων συνιστωσών της κλίμακας State για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ($N = 414$ φοιτητές και μη-φοιτητές), ο πίνακας συναφειών φαίνεται κατάλληλος για την ανάλυση, καθώς η ορίζουσα του πίνακα είναι ίση με 0,00000689, το κριτήριο Kaiser-Meyer-Olkin ισούται με 0,947 και το κριτήριο Bartlett's test of sphericity είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 4819,431$, $df = 190$, $p < 0,001$). Το ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στην κύρια συνιστώσα είναι 47,312%, δηλαδή ικανοποιητικό ποσοστό. Από το διάγραμμα ιδιοτιμών (*scree plot*) φαίνεται ότι μπορεί να υπάρχει και δεύτερος παράγοντας, λιγότερο ισχυρός από τον πρώτο, αν και φαίνεται να απομακρύνεται περισσότερο από τον πρώτο παράγοντα σε σχέση με το έντυπο ερωτηματολόγιο. Το ποσοστό των σημαντικών υπολοίπων (με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05) που προκύπτουν από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών είναι 58%, ένα μεγάλο ποσοστό.



Σχήμα 13. Διαγράμματα ιδιοτιμών για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο για την ανάλυση κύριων συνιστωσών της κλίμακας State του STAI.

Οι φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας State στην κύρια συνιστώσα, για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο φαίνονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 18. Φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας State του STAI στη μονοπαραγοντική ανάλυση κύριων συνιστωσών για τους δύο τρόπους χορήγησης

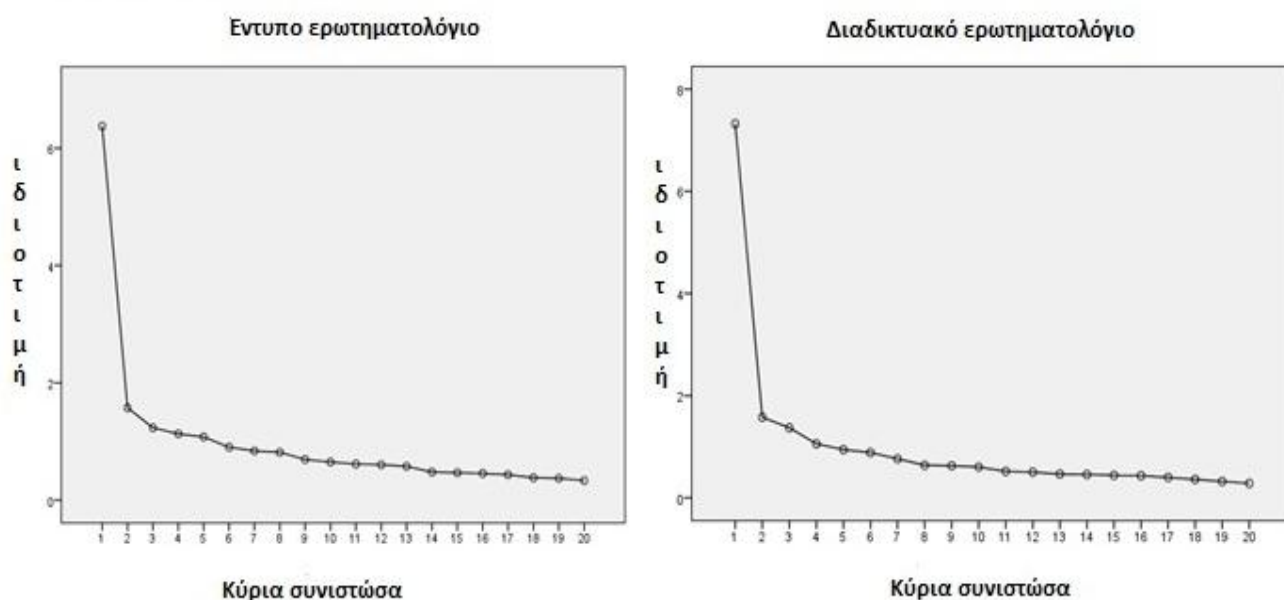
Έντυπο	Ερώτημα	Διαδικτυακό
-0,62	1. Αισθάνομαι ήρεμος	-0,72
-0,50	2. Αισθάνομαι ασφαλής	-0,60
0,68	3. Νιώθω μια εσωτερική ένταση	0,73
0,58	4. Έχω αγωνία	0,72
-0,63	5. Αισθάνομαι άνετα	-0,72
0,68	6. Αισθάνομαι αναστατωμένος	0,76
0,60	7. Ανησυχώ αυτή τη στιγμή για ενδεχόμενες ατυχίες	0,64
-0,51	8. Αισθάνομαι αναπαυμένος	-0,60
0,65	9. Αισθάνομαι άγχος	0,70
-0,53	10. Αισθάνομαι βολικά	-0,73
-0,49	11. Αισθάνομαι αυτοπεποίθηση	-0,47
0,67	12. Αισθάνομαι νευρική	0,75
-0,60	13. Αισθάνομαι ήσυχος	-0,74
0,36	14. Βρίσκομαι σε διέγερση	0,55
-0,64	15. Είμαι χαλαρωμένος	-0,73
-0,52	16. Αισθάνομαι ικανοποιημένος	-0,64
0,67	17. Ανησυχώ	0,76
0,64	18. Αισθάνομαι έξαψη και ταραχή	0,75
0,42	19. Αισθάνομαι υπερένταση	0,66
-0,56	20. Αισθάνομαι ευχάριστα	-0,69

Όπως φαίνεται, οι φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας State στη μονοπαραγοντική επίλυση είναι γενικά υψηλότερες για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, εκτός από το ερώτημα 11, για το οποίο η φόρτιση είναι λίγο υψηλότερη για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Επίσης, οι απόλυτες τιμές των φορτίσεων για τα περισσότερα ερωτήματα είναι μεγαλύτερες του 0,40, εκτός από το ερώτημα 14 το οποίο έχει φόρτιση μικρότερη του 0,40 για το έντυπο ερωτηματολόγιο.

3.4.1.2 Κλίμακα Trait

Όσον αφορά στην μονοπαραγοντική ανάλυση κύριων συνιστωσών της κλίμακας Trait, για το έντυπο ερωτηματολόγιο, ο πίνακας συναφειών φαίνεται κατάλληλος για την ανάλυση, καθώς η ορίζουσα του πίνακα ισούται με 0,002, το κριτήριο Kaiser-Meyer-Olkin είναι ίσο με 0,898 και το κριτήριο Bartlett's test of sphericity είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 1657,463$, $df = 190$, $p < 0,001$). Το ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στην κύρια συνιστώσα για το έντυπο ερωτηματολόγιο είναι 31,876%, δηλαδή σχετικά ικανοποιητικό. Από το διάγραμμα ιδιοτιμών (*scree plot*) φαίνεται ότι αν και ο πρώτος με το δεύτερο παράγοντα βρίσκονται στην ίδια ευθεία, ο δεύτερος παράγοντας έχει παρόμοιο ποσοστό διασποράς με τους επόμενους παράγοντες, οπότε η δομή μάλλον είναι μονοπαραγοντική. Υπάρχει μεγάλο ποσοστό (54%) σημαντικών υπολοίπων (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,05) μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών.

Σχετικά με τη μονοπαραγοντική ανάλυση κύριων συνιστωσών της κλίμακας Trait για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, ο πίνακας συναφειών φαίνεται κατάλληλος για την ανάλυση, καθώς η ορίζουσα του πίνακα ισούται με 0,00037823, το κριτήριο Kaiser-Meyer-Olkin είναι ίσο με 0,924 και το κριτήριο Bartlett's test of sphericity είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 3195,338$, $df = 190$, $p < 0,001$). Το ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στην κύρια συνιστώσα είναι 36,608%, δηλαδή ικανοποιητικό ποσοστό. Το διάγραμμα ιδιοτιμών (*scree plot*) δείχνει ότι ο δεύτερος παράγοντας φαίνεται να έχει παρόμοιο ποσοστό διασποράς με τους λιγότερο ισχυρούς παράγοντες, επομένως μάλλον η δομή είναι μονοπαραγοντική. Υπάρχει μεγάλο ποσοστό (51%) σημαντικών υπολοίπων (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,05) από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών.



Σχήμα 14. Διαγράμματα ιδιοτιμών για τη μονοπαραγοντική ανάλυση κύριων συνιστωσών της κλίμακας Trait του STAI για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Οι φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας Trait στην κύρια συνιστώσα για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 19. Φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας Trait του STAI στη μονοπαραγοντική ανάλυση κύριων συνιστωσών για τους δύο τρόπους χορήγησης

Έντυπο	Ερώτημα	Διαδικτυακό
-0,54	1. Αισθάνομαι ευχάριστα	-0,61
0,45	2. Κουράζομαι εύκολα	0,46
0,63	3. Βρίσκομαι σε συνεχή αγωνία	0,72
0,60	4. Εύχομαι να μπορούσα να είμαι τόσο ευτυχισμένος όσο οι άλλοι φαίνονται να είναι	0,61
0,55	5. Μένω πίσω στις δουλειές μου, γιατί δεν μπορώ να αποφασίσω αρκετά γρήγορα	0,45
-0,44	6. Αισθάνομαι αναπαυμένος	-0,60
-0,65	7. Είμαι ήρεμος, ψύχραιμος και συγκεντρωμένος	-0,69
0,63	8. Αισθάνομαι πως οι δυσκολίες συσσωρεύονται ώστε να μην μπορώ να τις ξεπεράσω	0,69
0,67	9. Ανησυχώ πάρα πολύ για κάτι που στην πραγματικότητα δεν έχει σημασία	0,61
0,47	10. Βρίσκομαι σε συνεχή υπερένταση	0,61
0,73	11. Έχω την τάση να βλέπω τα πράγματα δύσκολα	0,73
0,65	12. Μου λείπει η αυτοπεποίθηση	0,57
-0,56	13. Αισθάνομαι ασφαλής	-0,62
0,36	14. Προσπαθώ να αποφεύγω την αντιμετώπιση μιας κρίσης ή δυσκολίας	0,37
0,26	15. Βρίσκομαι σε υπερδιέγερση	0,50
-0,68	16. Είμαι ικανοποιημένος	-0,70
0,56	17. Κάποια ασήμαντη σκέψη μου περνά από το μυαλό και μ' ενοχλεί	0,59
0,68	18. Παίρνω τις απογοητεύσεις τόσο πολύ στα σοβαρά ώστε δεν μπορώ να τις διώξω από τη σκέψη μου	0,70
-0,46	19. Είμαι ένας σταθερός χαρακτήρας	-0,48
0,47	20. Έρχομαι σε μια κατάσταση έντασης ή αναστάτωσης όταν σκέφτομαι τις τρέχουσες ασχολίες και τα ενδιαφέροντά μου	0,66

Φαίνεται ότι για το έντυπο ερωτηματολόγιο δύο ερωτήσεις έχουν φορτίσεις με απόλυτες τιμές κάτω της τιμής 0,40, ενώ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο υπάρχει μία τέτοια ερώτηση. Επίσης, υπάρχει η τάση οι φορτίσεις να είναι υψηλότερες για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο σε σχέση με το έντυπο ερωτηματολόγιο.

3.4.2 Επίλυση δύο παραγόντων

Υπολογίστηκαν επιλύσεις με δύο παράγοντες για τις υποκλίμακες του STAI, καθώς, ιδιαίτερα στην περίπτωση της κλίμακας State, υπήρχαν ενδείξεις για την πιθανότητα ύπαρξης και δεύτερου παράγοντα. Οι αναλύσεις έγιναν με τη μέθοδο των κύριων συνιστωσών με ορθόγωνη περιστροφή των αξόνων (Varimax), χωριστά για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

3.4.2.1 Κλίμακα State

Σχετικά με την ανάλυση κύριων συνιστωσών με δύο παράγοντες της κλίμακας State για τους φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N = 272$), τα communalities (ποσοστό της διασποράς κάθε ερωτήματος που αποδίδεται στους παράγοντες) είναι για τα περισσότερα ερωτήματα σχετικά ικανοποιητικά (από 0,401 έως 0,559), ενώ για πέντε ερωτήματα ήταν χαμηλά (από 0,302 έως 0,390). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στους δύο παράγοντες μετά την περιστροφή των αξόνων είναι 45,264%, δηλαδή ικανοποιητικό ποσοστό (22,826% για τον πρώτο και 22,438% για το δεύτερο). Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών υπάρχουν 49% σημαντικά υπόλοιπα (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,05), ένα μεγάλο ποσοστό. Όλα τα ερωτήματα έχουν φορτίσεις μεγαλύτερες του 0,30 στην πρώτη κύρια συνιστώσα πριν την περιστροφή, φαίνεται δηλαδή να αποτελούν ένα σύστημα, να μετρούν την ίδια έννοια.

Εξετάζοντας τις φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας State στους δύο παράγοντες μετά την περιστροφή, παρατηρείται ότι στον πρώτο παράγοντα φορτίζουν οι ερωτήσεις που έχουν διατυπωθεί έτσι ώστε οι υψηλές τιμές να δηλώνουν άγχος, ενώ στο δεύτερο παράγοντα φορτίζουν οι ερωτήσεις που έχουν διατυπωθεί έτσι ώστε οι υψηλές τιμές να δηλώνουν έλλειψη άγχους (ηρεμία, αυτοπεποίθηση κ.τ.λ.).

Πίνακας 20. Φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας State του STAI στην επίλυση δύο παραγόντων μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών για το έντυπο ερωτηματολόγιο

Ερώτημα	Παράγοντας	
	1	2
1. Αισθάνομαι ήρεμος	-,321	,560
2. Αισθάνομαι ασφαλής	-,135	,575
3. Νιώθω μια εσωτερική ένταση	,650	-,303
4. Έχω αγωνία	,665	-,150
5. Αισθάνομαι άνετα	-,168	,729
6. Αισθάνομαι αναστατωμένος	,682	-,275
7. Ανησυχώ αυτή τη στιγμή για ενδεχόμενες ατυχίες	,553	-,292
8. Αισθάνομαι αναπαυμένος	-,124	,598
9. Αισθάνομαι άγχος	,620	-,296
10. Αισθάνομαι βολικά	-,094	,654
11. Αισθάνομαι αυτοπεποίθηση	-,174	,521
12. Αισθάνομαι νευρική	,650	-,290
13. Αισθάνομαι ήσυχος	-,352	,493
14. Βρίσκομαι σε διέγερση	,622	,122
15. Είμαι χαλαρωμένος	-,262	,644
16. Αισθάνομαι ικανοποιημένος	-,053	,682
17. Ανησυχώ	,676	-,270
18. Αισθάνομαι έξαψη και ταραχή	,664	-,242
19. Αισθάνομαι υπερένταση	,659	,075
20. Αισθάνομαι ευχάριστα	-,069	,730

Όσον αφορά στην ανάλυση κύριων συνιστωσών με δύο παράγοντες της κλίμακας State για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 414), τα communalities (ποσοστό διασποράς κάθε ερωτήματος που αποδίδεται στους παράγοντες) ήταν ικανοποιητικά για τα περισσότερα ερωτήματα (από 0,421 έως 0,706) και για δύο ερωτήματα ήταν χαμηλά (0,384 και 0,392). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στους παράγοντες είναι 56,203% (29,315% για τον πρώτο και 26,888% για το δεύτερο μετά την περιστροφή των αξόνων), δηλαδή υψηλό ποσοστό. Όλες οι ερωτήσεις έχουν ικανοποιητικές φορτίσεις στην πρώτη κύρια συνιστώσα πριν την περιστροφή (υψηλότερες του 0,30). Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών, υπάρχουν 40% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,05 (ένα σημαντικό ποσοστό).

Εξετάζοντας τις φορτίσεις των ερωτημάτων στους δύο παράγοντες μετά την περιστροφή, παρατηρείται ότι στον πρώτο παράγοντα φορτίζουν εννέα ερωτήματα με

«θετική» διατύπωση (οι υψηλές τιμές δηλώνουν άγχος), ενώ στο δεύτερο παράγοντα φορτίζουν επτά ερωτήματα με «αρνητική» διατύπωση (οι υψηλές τιμές δηλώνουν έλλειψη άγχους). Υπάρχουν τέσσερα ερωτήματα με διπλές φορτίσεις, τρία με αρνητική διατύπωση που έχουν θετικές φορτίσεις στο δεύτερο παράγοντα (της αρνητικής διατύπωσης) και αρνητικές φορτίσεις στον πρώτο παράγοντα. Επίσης, υπάρχει ένα ερώτημα με θετική διατύπωση που φορτίζει θετικά στον πρώτο παράγοντα (της θετικής διατύπωσης) και αρνητικά στο δεύτερο παράγοντα.

Πίνακας 21. Φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας State του STAI στην επίλυση δύο παραγόντων μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Ερώτημα	Παράγοντας	
	1	2
1. Αισθάνομαι ήρεμος	-,490	,536
2. Αισθάνομαι ασφαλής	-,337	,520
3. Νιώθω μια εσωτερική ένταση	,640	-,387
4. Έχω αγωνία	,649	-,360
5. Αισθάνομαι άνετα	-,371	,652
6. Αισθάνομαι αναστατωμένος	,717	-,353
7. Ανησυχώ αυτή τη στιγμή για ενδεχόμενες ατυχίες	,529	-,376
8. Αισθάνομαι αναπαυμένος	-,313	,543
9. Αισθάνομαι άγχος	,616	-,371
10. Αισθάνομαι βολικά	-,333	,713
11. Αισθάνομαι αυτοπεποίθηση	-,008	,675
12. Αισθάνομαι νευρική	,732	-,315
13. Αισθάνομαι ήσυχος	-,435	,625
14. Βρίσκομαι σε διέγερση	,755	,002
15. Είμαι χαλαρωμένος	-,424	,615
16. Αισθάνομαι ικανοποιημένος	-,146	,773
17. Ανησυχώ	,598	-,477
18. Αισθάνομαι έξαψη και ταραχή	,768	-,273
19. Αισθάνομαι υπερένταση	,828	-,085
20. Αισθάνομαι ευχάριστα	-,172	,823

3.4.2.2 Κλίμακα Trait

Όσον αφορά στην ανάλυση κύριων συνιστωσών με δύο παράγοντες της κλίμακας Trait για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 272 φοιτητές), τα communalities ήταν ικανοποιητικά για 12 ερωτήματα (από 0,411 έως 0,584) και χαμηλά για οκτώ ερωτήματα (από 0,144 έως 0,386). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στους δύο παράγοντες είναι 39,738%, δηλαδή σχετικά ικανοποιητικό. Μετά

την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διασποράς που αποδίδονται στους δύο παράγοντες είναι 26,070% για τον πρώτο και 13,668% για το δεύτερο. Όλες οι ερωτήσεις εκτός από μία (υπ' αριθμόν 15) έχουν σημαντικές φορτίσεις (απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,30) στην πρώτη κύρια συνιστώσα πριν την περιστροφή των αξόνων. Από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών προέκυψαν 46% σημαντικά υπόλοιπα (με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05), ένα μεγάλο ποσοστό.

Οι φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας Trait στους δύο παράγοντες μετά την περιστροφή παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα. Φαίνεται ότι στον πρώτο παράγοντα φορτίζουν 13 ερωτήματα, επτά θετικά διατυπωμένα (οι υψηλές τιμές δηλώνουν άγχος) με θετικές φορτίσεις και έξι αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα (οι υψηλές τιμές δηλώνουν έλλειψη άγχους) με αρνητικές φορτίσεις. Στο δεύτερο παράγοντα φορτίζουν τέσσερα ερωτήματα που σχετίζονται κυρίως με την υπερένταση και υπερδιέγερση. Υπάρχουν δύο ερωτήματα με διπλές φορτίσεις, ενώ ένα ερώτημα (υπ' αριθμόν 14) δεν έχει φόρτιση με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40 σε κανένα παράγοντα (αν και η φόρτιση στον πρώτο παράγοντα προσεγγίζει την τιμή αυτή).

Πίνακας 22. Φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας Trait του STAI στην επίλυση δύο παραγόντων μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών για το έντυπο ερωτηματολόγιο

Ερώτημα	Παράγοντας	
	1	2
1. Αισθάνομαι ευχάριστα	-,621	,001
2. Κουράζομαι εύκολα	,455	,119
3. Βρίσκομαι σε συνεχή αγωνία	,434	,513
4. Εύχομαι να μπορούσα να είμαι τόσο ευτυχισμένος όσο οι άλλοι φαίνονται να είναι	,633	,105
5. Μένω πίσω στις δουλειές μου, γιατί δεν μπορώ να αποφασίσω αρκετά γρήγορα	,516	,197
6. Αισθάνομαι αναπαυμένος	-,449	-,109
7. Είμαι ήρεμος, ψύχραιμος και συγκεντρωμένος	-,608	-,236
8. Αισθάνομαι πως οι δυσκολίες συσσωρεύονται ώστε να μην μπορώ να τις ξεπεράσω	,604	,216
9. Ανησυχώ πάρα πολύ για κάτι που στην πραγματικότητα δεν έχει σημασία	,499	,473
10. Βρίσκομαι σε συνεχή υπερένταση	,108	,756
11. Έχω την τάση να βλέπω τα πράγματα δύσκολα	,645	,345
12. Μου λείπει η αυτοπεποίθηση	,666	,144
13. Αισθάνομαι ασφαλής	-,564	-,145
14. Προσπαθώ να αποφεύγω την αντιμετώπιση μιας κρίσης ή δυσκολίας	,369	,088
15. Βρίσκομαι σε υπερδιέγερση	-,100	,710
16. Είμαι ικανοποιημένος	-,735	-,077
17. Κάποια ασήμαντη σκέψη μου περνά από το μυαλό και μ' ενοχλεί	,368	,491
18. Παίρνω τις απογοητεύσεις τόσο πολύ στα σοβαρά ώστε δεν μπορώ να τις διώξω από τη σκέψη μου	,553	,394
19. Είμαι ένας σταθερός χαρακτήρας	-,481	-,083
20. Έρχομαι σε μια κατάσταση έντασης ή αναστάτωσης όταν σκέφτομαι τις τρέχουσες ασχολίες και τα ενδιαφέροντά μου	,178	,643

Σχετικά με την ανάλυση κύριων συνιστωσών με δύο παράγοντες της κλίμακας Trait για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 414 φοιτητές και μη-φοιτητές), τα communalities ήταν ικανοποιητικά για εννέα ερωτήματα (από 0,464 έως 0,734), ενώ ήταν χαμηλά για 11 ερωτήματα (από 0,291 έως 0,397). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στους δύο παράγοντες είναι 44,504%, δηλαδή ικανοποιητικό ποσοστό. Τα ποσοστά της διασποράς ανά παράγοντα μετά την περιστροφή των αξόνων είναι 22,474% για τον πρώτο και 22,030% για το δεύτερο παράγοντα. Όλα τα ερωτήματα έχουν σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,30) στην πρώτη κύρια συνιστώσα πριν την περιστροφή. Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα

συναφειών, υπάρχουν 49% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα μεγάλο ποσοστό.

Όσον αφορά στις φορτίσεις των ερωτημάτων στους δύο παράγοντες μετά την περιστροφή των αξόνων, στον πρώτο παράγοντα φορτίζουν οκτώ ερωτήματα και φαίνεται να αφορούν στην αγωνία και υπερένταση-αναστάτωση (τα ερωτήματα με θετικές φορτίσεις) σε αντίθεση με την ασφάλεια και την αίσθηση ανάπαυσης (τα ερωτήματα με αρνητικές φορτίσεις). Στο δεύτερο παράγοντα φορτίζουν επίσης οκτώ ερωτήματα που αφορούν στην κούραση, έλλειψη αυτοπεποίθησης και ενέργειας. Τέσσερα ερωτήματα έχουν διπλές φορτίσεις, τρία διατυπωμένα προς την κατεύθυνση του άγχους και ένα προς την έλλειψη άγχους.

Πίνακας 23. Φορτίσεις των ερωτημάτων της κλίμακας Trait του STAI στην επίλυση δύο παραγόντων μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Ερώτημα	Παράγοντας	
	1	2
1. Αισθάνομαι ευχάριστα	-,341	-,523
2. Κουράζομαι εύκολα	,127	,524
3. Βρίσκομαι σε συνεχή αγωνία	,718	,292
4. Εύχομαι να μπορούσα να είμαι τόσο ευτυχισμένος όσο οι άλλοι φαίνονται να είναι	,345	,520
5. Μένω πίσω στις δουλειές μου, γιατί δεν μπορώ να αποφασίσω αρκετά γρήγορα	,041	,593
6. Αισθάνομαι αναπαυμένος	-,465	-,385
7. Είμαι ήρεμος, ψύχραιμος και συγκεντρωμένος	-,429	-,541
8. Αισθάνομαι πως οι δυσκολίες συσσωρεύονται ώστε να μην μπορώ να τις ξεπεράσω	,403	,567
9. Ανησυχώ πάρα πολύ για κάτι που στην πραγματικότητα δεν έχει σημασία	,542	,322
10. Βρίσκομαι σε συνεχή υπερένταση	,857	-,007
11. Έχω την τάση να βλέπω τα πράγματα δύσκολα	,483	,550
12. Μου λείπει η αυτοπεποίθηση	,214	,592
13. Αισθάνομαι ασφαλής	-,482	-,387
14. Προσπαθώ να αποφεύγω την αντιμετώπιση μιας κρίσης ή δυσκολίας	-,018	,545
15. Βρίσκομαι σε υπερδιέγερση	,804	-,108
16. Είμαι ικανοποιημένος	-,379	-,615
17. Κάποια ασήμαντη σκέψη μου περνά από το μυαλό και μ' ενοχλεί	,503	,329
18. Παίρνω τις απογοητεύσεις τόσο πολύ στα σοβαρά ώστε δεν μπορώ να τις διώξω από τη σκέψη μου	,481	,505
19. Είμαι ένας σταθερός χαρακτήρας	-,131	-,547
20. Έρχομαι σε μια κατάσταση έντασης ή αναστάτωσης όταν σκέφτομαι τις τρέχουσες ασχολίες και τα ενδιαφέροντά μου	,577	,362

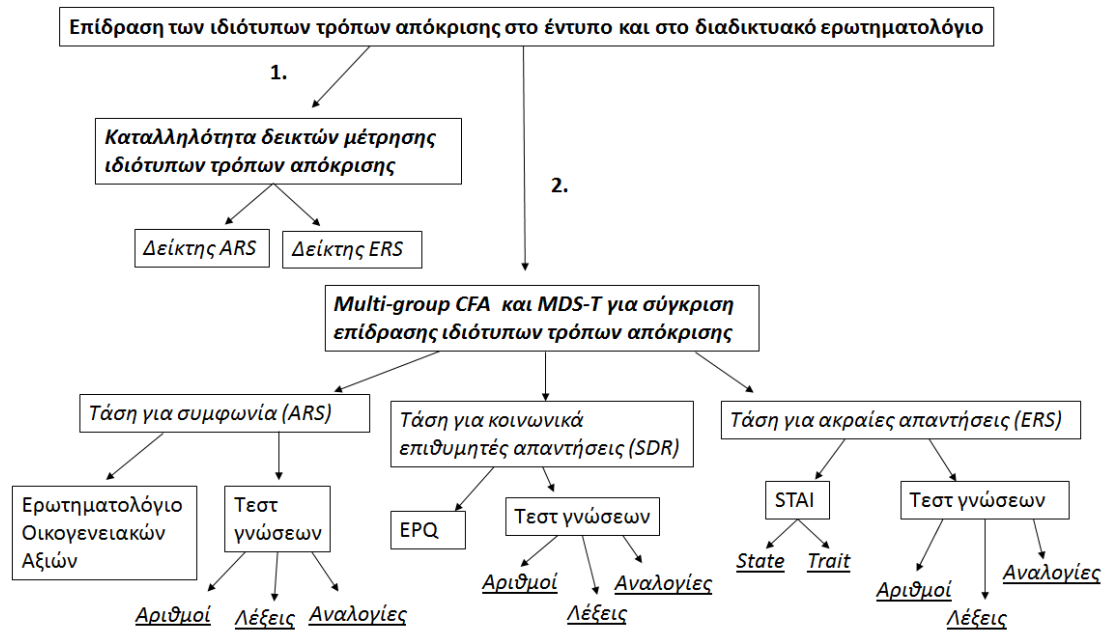
Από τις παραπάνω αναλύσεις προκύπτει ότι, η μονοπαραγοντική δομή των υποκλιμάκων του STAI μπορεί να γίνει δεκτή με κάποιες επιφυλάξεις και για τους δύο τρόπους χορήγησης. Ιδιαίτερα στην περίπτωση της κλίμακας State υπήρχαν κάποιες ενδείξεις για την ύπαρξη δεύτερου παράγοντα, αν και η ισχύς του (ως προς την αποδιδόμενη διασπορά) ήταν πολύ μικρότερη σε σχέση με τον πρώτο (πριν την περιστροφή). Περαιτέρω αναλύσεις για το θέμα του δεύτερου παράγοντα στην υποκλίμακα State του STAI παρουσιάζονται στην ενότητα 4.3 της Συζήτησης. Στις κυρίως αναλύσεις της έρευνας σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης χρησιμοποιείται η μονοπαραγοντική δομή των υποκλιμάκων του STAI.

3.5 Επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Από τις αναλύσεις των προηγούμενων ενοτήτων προέκυψε ότι η δομή των ερωτηματολογίων της έρευνας (STAI, Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, EPQ) συμφωνεί με τη δομή που αναμένεται με βάση τη θεωρία στα δείγματα της παρούσας έρευνας (έντυπο ερωτηματολόγιο, διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Με βάση τη θεωρητική αυτή δομή για κάθε ερωτηματολόγιο θα ακολουθήσουν στη συνέχεια οι αναλύσεις που θα απαντήσουν στα κύρια ερωτήματα της έρευνας, δηλαδή θα μελετηθεί η πιθανή επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στα δεδομένα των δύο τρόπων χορήγησης.

Συνεπώς, στην ενότητα αυτή θα γίνει σύγκριση της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, δηλαδή της τάσης για συμφωνία (*acquiescence response style, ARS*), της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*socially desirable responding, SDR*) και της τάσης για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style, ERS*) στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Θα εξεταστεί δηλαδή κατά πόσο υπάρχει στις απαντήσεις των συμμετεχόντων κάποια επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης και αν η όποια επίδραση είναι ίδια ή διαφορετική για τους δύο τρόπους χορήγησης.

Ένα γενικό σχεδιάγραμμα των αναλύσεων της ενότητας αυτής (δεύτερη φάση ανάλυσης, βλ. το σχήμα στην αρχή της ενότητας των Ευρημάτων) παρουσιάζεται στο παρακάτω σχήμα:



Σχήμα 15. Γενικό σχεδιάγραμμα των αναλύσεων της δεύτερης φάσης.

Πρώτον, όπως φαίνεται στο σχήμα, θα γίνουν αναλύσεις σχετικά με την καταλληλότητα των επτά ερωτημάτων ελέγχου (Watson, 1992), που συμπεριλήφθηκαν στο ερωτηματολόγιο της έρευνας, για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία και της τάσης για ακραίες απαντήσεις μέσω υπολογισμού αθροιστικών δεικτών. Δεύτερον, θα ακολουθήσουν οι συγκρίσεις του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση κάθε ιδιότυπου τρόπου απόκρισης μέσω υποδειγμάτων επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων, καθώς και μέσω της μεθόδου MDS-T (π.χ. Mylonas, 2009, 2016. Mylonas et al., 2017. Papazoglou & Mylonas, 2016).

Καθένας από τους τρεις ιδιότυπους τρόπους απόκρισης θα μελετηθεί σε ένα ερωτηματολόγιο «προσωπικότητας», καθώς και στα τεστ γνώσεων ως μέτρο σύγκρισης. Έτσι, η επίδραση της τάσης για συμφωνία θα διερευνηθεί στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και στα τεστ γνώσεων, η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις θα εξεταστεί στο ερωτηματολόγιο EPQ και στα τεστ γνώσεων και τέλος, η τάση για ακραίες απαντήσεις θα μελετηθεί στο ερωτηματολόγιο STAI και στα τεστ γνώσεων.

3.5.1 Καταλληλότητα των δεικτών μέτρησης ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με βάση τα ερωτήματα ελέγχου

Τα επτά ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992), τα οποία συμπεριλήφθηκαν στην παρούσα έρευνα εντός του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών, θα

χρησιμοποιηθούν για τον υπολογισμό αθροιστικών δεικτών μέτρησης της τάσης για συμφωνία (ARS) και της τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS). Οι αθροιστικοί αυτοί δείκτες θα ενταχθούν στις επόμενες αναλύσεις CFA και MDS-T για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Πριν από τη σύγκριση όμως των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, εξετάστηκε η καταλληλότητα των επτά ερωτημάτων ελέγχου για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία και της τάσης για ακραίες απαντήσεις.

3.5.1.1 Συνάφειες των ερωτημάτων ελέγχου

Τα ερωτήματα που χρησιμοποιούνται για τη μέτρηση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης που είναι ανεξάρτητοι του εννοιολογικού περιεχομένου των ερωτημάτων (όπως η τάση για συμφωνία και η τάση για ακραίες απαντήσεις) είναι επιθυμητό να έχουν μικρές συνάφειες μεταξύ τους, να είναι δηλαδή ετερογενή ως προς το περιεχόμενο, να μην μετρούν ως σύνολο κάποια θεωρητική έννοια (Baumgartner & Steenkamp, 2001. Greenleaf, 1992. Weijters et al., 2008). Έτσι, όταν κάποιος ερωτώμενος συμφωνεί συστηματικά με τα περισσότερα ή όλα αυτά τα ετερογενή ερωτήματα (στην περίπτωση που έχει υψηλό βαθμό τάσης για συμφωνία), η συμφωνία αυτή δεν θα οφείλεται στην υψηλή τιμή του ατόμου σε κάποιο ψυχολογικό χαρακτηριστικό, αλλά μάλλον στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης. Τα ερωτήματα ελέγχου παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα (η αρίθμηση αναφέρεται στη σειρά εμφάνισής τους εντός του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών):

Πίνακας 24. Τα επτά ερωτήματα ελέγχου ιδιότυπων τρόπων απόκρισης από το άρθρο της Watson (1992)

4. Προκειμένου να μειωθεί η εγκληματικότητα, τα δικαστήρια θα έπρεπε να επιβάλλουν αυστηρότερες ποινές στους εγκληματίες.
8. Προκειμένου να μειωθεί η εγκληματικότητα, είναι αναγκαίο να αυξηθούν οι ευκαιρίες εκπαίδευσης και απασχόλησης για τους φτωχούς.
12. Αν οι γονείς επέβαλαν στα παιδιά τους αυστηρότερη πειθαρχία, θα υπήρχε λιγότερη εγκληματικότητα.
16. Είναι καλύτερο για την οικογένεια να είναι ο σύζυγος ο κύριος χρηματοδότης με το να εργάζεται εκτός σπιτιού και η σύζυγος να έχει την κύρια ευθύνη για το σπίτι και τα παιδιά.
20. Στην περίπτωση που εργάζονται και οι δύο σύζυγοι θα πρέπει να υπάρχει ίση κατανομή της εργασίας στις δουλειές του σπιτιού και στη φροντίδα των παιδιών.
24. Δεν υπάρχουν αρκετές γυναίκες σε υπεύθυνες θέσεις στην κυβέρνηση και στις ιδιωτικές επιχειρήσεις.
28. Ιδανικά θα έπρεπε ο αριθμός των γυναικών σε σημαντικές θέσεις στην κυβέρνηση και στις επιχειρήσεις να είναι ο ίδιος με τον αριθμό των ανδρών.

Εξετάστηκαν επομένως οι συσχετίσεις των επτά ερωτημάτων ελέγχου για τις δύο ομάδες τρόπου χορήγησης των ερωτηματολογίων. Ο δείκτης Pearson r είναι κατάλληλος για τα ερωτήματα ελέγχου, καθώς βρέθηκε ότι δεν υπάρχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των δεικτών Pearson r και των δεικτών Kendall tau μεταξύ των επτά ερωτημάτων ελέγχου (21 δείκτες συνάφειας) για το έντυπο ερωτηματολόγιο (δείγμα φοιτητών), καθώς και για το διαδικτυακό δείγμα φοιτητών και μη-φοιτητών.

Όσον αφορά στο μέγεθος των δεικτών συνάφειας μεταξύ των ερωτημάτων ελέγχου για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, εξετάστηκαν α) το εύρος τιμών εντός του οποίου κυμαίνονται οι περισσότεροι δείκτες, β) ο αριθμός των δεικτών που έχουν απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,25, καθώς και γ) η μέση απόλυτη συνάφεια για κάθε τρόπο χορήγησης. Έτσι, τα ερωτήματα ελέγχου θα θεωρηθούν κατάλληλα για τη μέτρηση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, αν οι περισσότεροι δείκτες κυμαίνονται σε χαμηλές τιμές, αν δεν υπάρχουν πολλοί δείκτες μεγαλύτεροι του 0,25 και αν η μέση απόλυτη συνάφεια είναι μικρή σε μέγεθος.

Υπολογίστηκαν επομένως οι συνάφειες Pearson r μεταξύ των επτά ερωτημάτων ελέγχου ανά δύο (21 συνάφειες), χωριστά για το έντυπο ερωτηματολόγιο (δείγμα φοιτητών, N = 272) και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (δείγμα φοιτητών και μη-φοιτητών, N = 414) και εξετάστηκαν ως προς το μέγεθός τους σύμφωνα με τα παραπάνω κριτήρια.

Για τους φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, οι δείκτες αυτοί συνάφειας παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα (η αρίθμηση αναφέρεται στη σειρά εμφάνισης των ερωτημάτων ελέγχου εντός του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών):

Πίνακας 25. Συνάφειες μεταξύ των ερωτημάτων ελέγχου για το έντυπο ερωτηματολόγιο

	Ερώτημα4	Ερώτημα8	Ερώτημα12	Ερώτημα16	Ερώτημα20	Ερώτημα24
Ερώτημα8	,043					
Ερώτημα12	,317	,143				
Ερώτημα16	,154	,001	,218			
Ερώτημα20	,059	,069	-,156	-,203		
Ερώτημα24	-,013	,071	,045	,015	,038	
Ερώτημα28	,001	,164	-,103	-,368	,285	,166

Από τον πίνακα φαίνεται ότι οι περισσότερες από τις συνάφειες αυτές είναι μικρές ως προς το μέγεθος (από -0,203 έως 0,218), ενώ τρεις συνάφειες (ποσοστό 14,29%) έχουν απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,25 (η μεγαλύτερη από αυτές είναι ίση με -0,368 μεταξύ των ερωτημάτων 16 και 28 που αφορούν στους ρόλους των δύο φύλων). Συνάφεια ίση με 0,317 (μικρή) παρατηρείται για τα ερωτήματα 4 και 12 που αφορούν στάσεις προς την αντιμετώπιση της εγκληματικότητας μέσω αυστηρών ποινών ή πειθαρχίας και επίσης συνάφεια ίση με 0,285 μεταξύ των ερωτημάτων 20 και 28 που αφορούν στην ισότητα των δύο φύλων στο σπίτι και στην εργασία. Οι 21 συνάφειες των ερωτημάτων ελέγχου για το έντυπο ερωτηματολόγιο έχουν μέση απόλυτη τιμή ίση με 0,125, δηλαδή μικρή τιμή. Τα επτά αυτά ερωτήματα δεν φαίνεται να μετράνε ως σύνολο κάποια έννοια, καθώς οι συσχετίσεις τους είναι γενικά χαμηλές, επομένως είναι μάλλον κατάλληλα για τη μελέτη ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (π.χ. η συμφωνία κάποιου συμμετέχοντος με όλα αυτά τα ερωτήματα ταυτόχρονα δεν μπορεί να θεωρηθεί ότι οφείλεται στην υψηλή του τιμή σε κάποιο ψυχολογικό χαρακτηριστικό).

Οι δείκτες Pearson r μεταξύ των επτά ερωτημάτων ελέγχου για τους φοιτητές και τους μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζονται παρακάτω:

Πίνακας 26. Συνάφειες μεταξύ των ερωτημάτων ελέγχου για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

	Ερώτημα4	Ερώτημα8	Ερώτημα12	Ερώτημα16	Ερώτημα20	Ερώτημα24
Ερώτημα8	-,015					
Ερώτημα12	,350	-,052				
Ερώτημα16	,291	-,092	,192			
Ερώτημα20	-,032	,120	,010	-,147		
Ερώτημα24	-,047	,007	-,123	-,194	,139	
Ερώτημα28	-,142	,122	-,225	-,324	,229	,393

Από τον πίνακα φαίνεται ότι το μέγεθος των συναφειών αυτών είναι γενικά μικρό (οι περισσότερες από αυτές είναι από -0,225 έως 0,229). Τέσσερις συνάφειες (ποσοστό 19,05%) έχουν απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,25 (η μεγαλύτερη από αυτές είναι ίση με 0,393 μεταξύ των ερωτημάτων 24 και 28 που αφορούν στην ισότητα των δύο φύλων στην εργασία). Η επόμενη σε μέγεθος συνάφεια (0,35) παρατηρείται ανάμεσα στα ερωτήματα 4 και 12 που αφορούν στην αντιμετώπιση της εγκληματικότητας μέσω των αυστηρών ποινών και της πειθαρχίας, ενώ μικρή συνάφεια ίση με -0,324 υπάρχει μεταξύ των ερωτημάτων 16 και 28 που αφορούν στην ισότητα των δύο φύλων στην εργασία και στο σπίτι. Επίσης, μικρή συνάφεια ίση με 0,291 παρατηρείται μεταξύ των

ερωτημάτων 4 και 16 που αφορούν στην αντιμετώπιση της εγκληματικότητας μέσω αυστηρών ποινών και τους παραδοσιακούς ρόλους των δύο φύλων στο σπίτι. Η μέση απόλυτη συνάφεια μεταξύ των επτά ερωτημάτων ελέγχου για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο είναι ίση με 0,15, δηλαδή μικρή. Έτσι, τα επτά ερωτήματα ελέγχου φαίνεται ότι και στην περίπτωση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου δεν μετράνε ως σύνολο κάποια θεωρητική έννοια, επομένως είναι κατάλληλα για τη μέτρηση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.

3.5.1.2 Σχέση των ερωτημάτων ελέγχου με το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών

Παρατηρείται ότι κάποια από τα επτά ερωτήματα ελέγχου είναι παρόμοια ως προς το εννοιολογικό περιεχόμενο με ερωτήματα της κλίμακας οικογενειακών αξιών (π.χ. το ερώτημα υπ' αριθμόν 16 «ο σύζυγος χρηματοδότης, η σύζυγος στο σπίτι», μοιάζει με ερωτήματα του παράγοντα «ιεραρχικοί ρόλοι πατέρα και μητέρας»). Εξετάστηκαν επομένως οι συνάφειες Pearson r των δύο παραγόντων οικογενειακών αξιών (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις) με καθένα από τα ερωτήματα ελέγχου. Στόχος ήταν να διερευνηθεί κατά πόσο κάποια ερωτήματα ελέγχου μετρούν στην πραγματικότητα οικογενειακές αξίες και έτσι δεν είναι τόσο κατάλληλα για τη μελέτη ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, επειδή στην περίπτωση αυτή δεν θα μπορούσε να διαχωριστεί η διασπορά λόγω της θεωρητικής έννοιας (οικογενειακές αξίες) από τη διασπορά λόγω του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης.

Βρέθηκε ότι για το συνολικό δείγμα (έντυπο και διαδικτυακό, $N=686$), υπήρχαν δύο ερωτήματα ελέγχου που συσχετίζονται με τον παράγοντα «ιεραρχικοί ρόλοι», το ερώτημα 16 ($r = 0,542$) και το ερώτημα 28 ($r = -0,366$). Οι υπόλοιπες συνάφειες ερωτημάτων ελέγχου με τους δύο παράγοντες οικογενειακών αξιών είναι μικρές (έως 0,333). Καθώς το ερώτημα 16 έχει αρκετά μεγάλη συνάφεια με τον παράγοντα των ιεραρχικών ρόλων, υπολογίστηκε η συνάφειά του με το ερώτημα 13 (αφορά στον πατέρα χρηματοδότη) που είναι το πλησιέστερο ως προς το νόημα (και κοντά εντός του ερωτηματολογίου). Η συνάφεια αυτή για το συνολικό δείγμα είναι ίση με 0,444, δηλαδή πολύ μικρότερη από την αναμενόμενη αν τα δύο ερωτήματα μετρούσαν την ίδια ακριβώς έννοια. Επίσης, υπολογίστηκε η συνάφεια του ερωτήματος ελέγχου υπ' αριθμόν 12 (αφορά στην αντιμετώπιση της εγκληματικότητας μέσω αυστηρής πειθαρχίας στα παιδιά) και του ερωτήματος 19 («Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά»), η οποία προέκυψε ίση με 0,140 (πολύ χαμηλή) για το

συνολικό δείγμα (0,178 για το έντυπο και 0,110 για το διαδικτυακό), επομένως τα δύο ερωτήματα δεν μετρούν την ίδια θεωρητική έννοια.

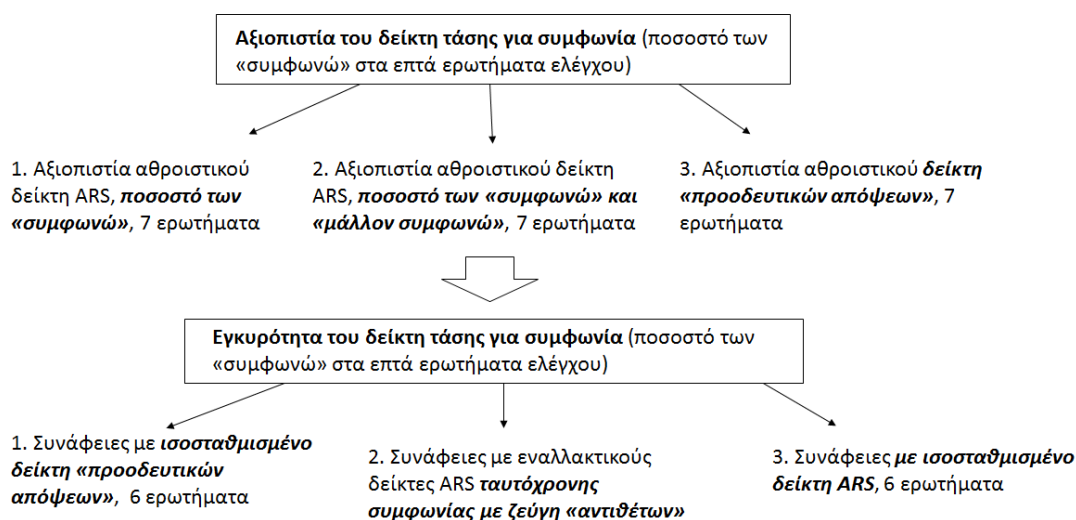
Έτσι, φαίνεται ότι τα επτά ερωτήματα ελέγχου δεν αξιολογούν οικογενειακές αξίες, καθώς, παρόλο που κάποια ερωτήματα ελέγχου (2 ερωτήματα) έχουν σχετικά μεγάλη συνάφεια με τον παράγοντα των ιεραρχικών ρόλων, οι αναμενόμενες συσχετίσεις επιμέρους ερωτημάτων ελέγχου με ερωτήματα οικογενειακών αξιών με παρόμοιο εννοιολογικό περιεχόμενο δεν ήταν ισχυρές, οπότε τα ερωτήματα ελέγχου μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τον υπολογισμό δεικτών ιδιότυπων τρόπων απόκρισης για το συγκεκριμένο ερωτηματολόγιο.

3.5.1.3 Καταλληλότητα του δείκτη acquiescence με βάση τα ερωτήματα ελέγχου

Τα επτά ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992), τα οποία αφορούν στις στάσεις προς την εγκληματικότητα (3 ερωτήματα) και τους ρόλους των δύο φύλων (4 ερωτήματα), συμπεριλήφθηκαν στο ερωτηματολόγιο της έρευνας προκειμένου να χρησιμοποιηθούν για τον υπολογισμό ενός αθροιστικού δείκτη του βαθμού τάσης για συμφωνία (*acquiescence*, *ARS*) των συμμετεχόντων. Τα ερωτήματα αυτά είναι παρόμοια στη μορφή (έχουν κλίμακα τύπου Likert) με εκείνα του κυρίως ερωτηματολογίου στο οποίο συμπεριλήφθηκαν (εδώ των οικογενειακών αξιών), που όμως μετρούν κάποιες διαφορετικές θεωρητικές έννοιες. Στην παρούσα ενότητα θα εξεταστεί κατά πόσο ο αθροιστικός δείκτης από τα ερωτήματα ελέγχου μπορεί να θεωρηθεί κατάλληλος για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία. Η διαδικασία που θα ακολουθηθεί για τον έλεγχο της καταλληλότητας είναι η ίδια που περιγράφεται στο άρθρο της Watson (1992).

Σύμφωνα με την Watson (1992), επειδή ανάμεσα στα ερωτήματα ελέγχου υπάρχουν τουλάχιστον δύο ζεύγη περίπου «αντίθετων» ως προς το νόημα ερωτημάτων (π.χ. τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 16 «ο σύζυγος χρηματοδότης, η σύζυγος στο σπίτι» και 24 «δεν υπάρχουν αρκετές γυναίκες σε υπεύθυνες θέσεις» ή τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 4 «αυστηρότερες ποινές στους εγκληματίες» και 8 «αύξηση ευκαιριών εκπαίδευσης/απασχόλησης για φτωχούς»), είναι δύσκολο να υπάρχει κάποια θεωρητική έννοια τέτοια, ώστε η υψηλή τιμή κάποιου συμμετέχοντος σε αυτήν, να τον οδηγεί στο να συμφωνεί με όλα (θα υπήρχαν αντιφάσεις στις απαντήσεις του). Επομένως, λόγω του περιεχομένου και της διατύπωσης των ερωτημάτων, η συμφωνία του συμμετέχοντος με όλα είναι δύσκολο να εκφράζει την πραγματική του άποψη και θα οφείλεται μάλλον σε ιδιότυπο τρόπο απόκρισης.

Οι αναλύσεις που θα παρουσιαστούν παρακάτω σχετικά με την καταλληλότητα των επτά ερωτημάτων ελέγχου για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία, παρουσιάζονται συνοπτικά στο παρακάτω σχήμα:



Σχήμα 16. Σχεδιάγραμμα για τις αναλύσεις καταλληλότητας των ερωτημάτων ελέγχου για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία.

3.5.1.3.1. Αξιοπιστία του δείκτη τάσης για συμφωνία

Στη συνέχεια εξετάστηκε η αξιοπιστία (για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) δύο εναλλακτικών αθροιστικών δεικτών τάσης για συμφωνία, α) το ποσοστό των «συμφωνώ» στα επτά ερωτήματα ελέγχου και β) το ποσοστό των «συμφωνώ» ή «μάλλον συμφωνώ». Όσον αφορά στον πρώτο δείκτη τάσης για συμφωνία, δηλαδή το ποσοστό των «συμφωνώ» στα επτά ερωτήματα ελέγχου, τα ερωτήματα αυτά κωδικοποιήθηκαν έτσι ώστε, για κάθε άτομο η απάντηση «συμφωνώ» να πάρει την τιμή ένα (1) και όλες οι υπόλοιπες απαντήσεις (μάλλον συμφωνώ, μάλλον διαφωνώ, διαφωνώ) να πάρουν την τιμή μηδέν (0). Αθροίζοντας τις απαντήσεις κάθε ατόμου στα ερωτήματα ελέγχου με τη νέα δίτιμη κωδικοποίηση και διαιρώντας δια του 7, προκύπτει το ποσοστό των επτά ερωτημάτων στα οποία το άτομο έδωσε την απάντηση «συμφωνώ».

Σχετικά με το δεύτερο δείκτη τάσης για συμφωνία, το ποσοστό των «μάλλον συμφωνώ» και «συμφωνώ» στα ερωτήματα ελέγχου, έγινε διαφορετική κωδικοποίηση των απαντήσεων των ατόμων σε αυτά. Συγκεκριμένα, για κάθε άτομο, οι απαντήσεις «μάλλον συμφωνώ» και «συμφωνώ» στα ερωτήματα ελέγχου κωδικοποιήθηκαν ως ένα (1), ενώ οι απαντήσεις «μάλλον διαφωνώ» και «διαφωνώ» κωδικοποιήθηκαν ως μηδέν (0). Με βάση αυτή τη δίτιμη κωδικοποίηση, αθροίζοντας τις τιμές των ατόμων στα

επτά ερωτήματα ελέγχου, προκύπτει το ποσοστό των ερωτημάτων αυτών στα οποία το άτομο έδωσε τις απαντήσεις «μάλλον συμφωνώ» και «συμφωνώ».

Επίσης, εξετάστηκε για λόγους σύγκρισης η αξιοπιστία των επτά ερωτημάτων ελέγχου βαθμολογημένα ως προς το εννοιολογικό τους περιεχόμενο. Όπως αναφέρθηκε παραπάνω, το εννοιολογικό περιεχόμενο των ερωτημάτων ελέγχου αφορά στις στάσεις προς την εγκληματικότητα (τρία ερωτήματα) και στάσεις σχετικά με τους ρόλους των δύο φύλων (τέσσερα ερωτήματα) και έχουν διατυπωθεί έτσι ώστε η συμφωνία με αυτά να εκφράζει είτε συντηρητικές απόψεις (ερωτήματα υπ' αριθμόν 4, 12 και 16) είτε προοδευτικές απόψεις (ερωτήματα υπ' αριθμόν 8, 20, 24, 28).

Για να υπολογιστεί ένα άθροισμα που να εκφράζει «προοδευτικές στάσεις προς την εγκληματικότητα και τους ρόλους των δύο φύλων», θα πρέπει να γίνουν αντιστροφές κωδικοποίησης των τριών «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων (η συμφωνία με αυτά δηλώνει συντηρητικές απόψεις). Πρώτον, έγινε αντιστροφή κωδικοποίησης των τριών αρνητικά διατυπωμένων ερωτημάτων στην αρχική τετράβαθμη κλίμακα μέτρησης (4=1, 3=2, 2=3, 1=4). Έτσι, τα επτά ερωτήματα ελέγχου είναι κωδικοποιημένα σε τετράβαθμη κλίμακα μέτρησης, έτσι ώστε η τιμή ένα (1) να εκφράζει την περισσότερο συντηρητική άποψη και η τιμή τέσσερα (4) να εκφράζει την περισσότερο προοδευτική άποψη. Σε ένα δεύτερο στάδιο δίτιμης κωδικοποίησης των ερωτημάτων αυτών, η τιμή τέσσερα (4) κωδικοποιήθηκε ως ένα (1), ενώ οι υπόλοιπες τιμές (1, 2 και 3) κωδικοποιήθηκαν ως μηδέν (0). Επομένως, στην τελική κωδικοποίηση η τιμή ένα (1) σημαίνει την περισσότερο προοδευτική άποψη και η τιμή μηδέν (0) σημαίνει τις λιγότερο προοδευτικές έως συντηρητικές απόψεις. Η δίτιμη αυτή κωδικοποίηση χρησιμοποιήθηκε με σκοπό η αξιοπιστία του δείκτη «προοδευτικών απόψεων» να είναι συγκρίσιμη (Watson, 1992) προς την αξιοπιστία των δεικτών τάσης για συμφωνία (και εκεί χρησιμοποιήθηκε δίτιμη κωδικοποίηση, όπως αναφέρθηκε).

Για το δείγμα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 272), ο δείκτης αξιοπιστίας Cronbach alpha για το δείκτη τάσης για συμφωνία με βάση το ποσοστό των «συμφωνώ» στα επτά ερωτήματα ελέγχου είναι ίσος με 0,266. Ο δείκτης αυτός είναι πολύ χαμηλός, αλλά δεν αναμένεται υψηλή αξιοπιστία, σύμφωνα και με τα αποτελέσματα της Watson (1992, σελ. 68), όπου οι αντίστοιχες αξιοπιστίες κυμάνθηκαν από 0,349 έως 0,554. Επειδή τα ερωτήματα αυτά δεν μετρούν ως σύνολο

κάποια ομοιογενή θεωρητική έννοια και καθώς ο ιδιότυπος τρόπος απόκρισης δεν αναμένεται να είναι συστηματικός σε μεγάλο ποσοστό συμμετεχόντων, είναι λογικό η αξιοπιστία αυτή να είναι χαμηλή. Ο δείκτης αξιοπιστίας για τη μέτρηση τάσης για συμφωνία με βάση το ποσοστό των «μάλλον συμφωνώ» και «συμφωνώ» ισούται με 0,228, δηλαδή είναι χαμηλότερος από αυτόν του δείκτη με βάση μόνο την απάντηση «συμφωνώ», όπως βρέθηκε και στις αναλύσεις της Watson (1992). Επιλέχθηκε επομένως ο πρώτος δείκτης τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ»), επειδή, παρόλη τη χαμηλή του αξιοπιστία, έχει έστω λίγο μεγαλύτερη εσωτερική συνέπεια (τα άτομα που έχουν κάποια τάση για συμφωνία τείνουν να χρησιμοποιούν περισσότερο την απάντηση «συμφωνώ» παρά ένα συνδυασμό των απαντήσεων «συμφωνώ» και «μάλλον συμφωνώ»). Η αξιοπιστία του δείκτη «προοδευτικών απόψεων» ισούται με 0,431 στο δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο, επιβεβαιώνει δηλαδή το εύρημα ότι τα ερωτήματα ελέγχου δεν μετρούν κάποια ομοιογενή θεωρητική έννοια.

Για το διαδικτυακό δείγμα φοιτητών και μη-φοιτητών ($N = 414$), η αξιοπιστία (Cronbach alpha) για το δείκτη τάσης για συμφωνία με βάση το ποσοστό των «συμφωνώ» ισούται με 0,316, η οποία είναι πολύ χαμηλή, αλλά όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, δεν αναμένεται υψηλή αξιοπιστία (βλ. και Watson, 1992). Για το δείκτη acquiescence με βάση το ποσοστό των «μάλλον συμφωνώ» και «συμφωνώ», ο δείκτης αξιοπιστίας είναι ίσος με 0,119, ο οποίος είναι χαμηλότερος από το δείκτη με βάσει μόνο τα «συμφωνώ», όπως προέκυψε και στο άρθρο της Watson (1992). Η αξιοπιστία για τα ερωτήματα ελέγχου, όταν βαθμολογούνται για εννοιολογικό περιεχόμενο (προοδευτικές απόψεις) είναι ίση με 0,557, γεγονός που επιβεβαιώνει το εύρημα ότι τα ερωτήματα αυτά είναι ετερογενή μεταξύ τους. Επομένως, επιλέγεται και στην περίπτωση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ο δείκτης τάσης για συμφωνία με βάση το ποσοστό των «συμφωνώ», καθώς έχει λίγο υψηλότερη αξιοπιστία από το δείκτη που συμπεριλαμβάνει και την απάντηση «μάλλον συμφωνώ» ως ενδεικτική τάσης για συμφωνία.

Οι αξιοπιστίες του δείκτη acquiescence που επιλέχθηκε (ποσοστό των «συμφωνώ» στα ερωτήματα ελέγχου) είναι πολύ χαμηλές, τόσο στο έντυπο όσο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, αλλά η αξιοπιστία είναι επίσης χαμηλή με αντιστροφές κωδικοποίησης, καθώς πρόκειται για ετερογενή ερωτήματα. Στο υπόδειγμα επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (CFA), όπου θα χρησιμοποιηθεί ο δείκτης

αυτός, προβλέπεται να υπάρχει αναξιοπιστία (σφάλμα μέτρησης) στις μεταβλητές (Watson, 1992).

3.5.1.3.2 Εγκυρότητα συγχρονικής συνάφειας του αθροιστικού δείκτη τάσης για συμφωνία

Ως προς την εγκυρότητα του αθροιστικού δείκτη τάσης για συμφωνία, εξετάστηκαν οι συνάφειές του με εναλλακτικούς δείκτες τάσης για συμφωνία, καθώς και με έναν αθροιστικό δείκτη που εκφράζει το εννοιολογικό περιεχόμενο των ερωτημάτων ελέγχου. Έτσι, υπολογίστηκε ο επιλεγμένος αθροιστικός δείκτης acquiescence για κάθε συμμετέχοντα, ως το ποσοστό των επτά ερωτημάτων ελέγχου στα οποία έδωσε την απάντηση «συμφωνώ». Για να εξεταστεί η εγκυρότητα του δείκτη αυτού για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία, υπολογίστηκε επίσης με βάση έξι από τα ερωτήματα ελέγχου (3 «θετικά» και 3 «αρνητικά διατυπωμένα») ένας δείκτης προοδευτικών απόψεων προς την εγκληματικότητα και τους ρόλους των δύο φύλων, αντιστρέφοντας την κωδικοποίηση των «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων (αθροίστηκαν οι τιμές στα 6 πρώτα ερωτήματα ελέγχου, με τετράβαθμη κλίμακα, αφού έγινε αντιστροφή κωδικοποίησης για τρία από αυτά). Επειδή στο δείκτη αυτό προοδευτικών απόψεων υπάρχει ίσος αριθμός «θετικά» και «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων (ισοσταθμισμένος-balanced), θεωρείται ότι είναι σχετικά ανεπηρέαστος από την επίδραση της τάσης για συμφωνία. Επομένως, η συνάφεια του ισοσταθμισμένου δείκτη προοδευτικών απόψεων με το δείκτη acquiescence εκφράζει κατά πόσο ο δείκτης acquiescence μετρά στην πραγματικότητα προοδευτικές απόψεις. Ο δείκτης Pearson r του δείκτη acquiescence με το δείκτη προοδευτικών απόψεων ισούται με 0,20 για το έντυπο ερωτηματολόγιο και 0,296 για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, επομένως η συσχέτιση των δύο δεικτών είναι χαμηλή και μπορεί να θεωρηθεί ότι τα επτά ερωτήματα ελέγχου είναι ικανοποιητικά για τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία.

Στη συνέχεια, σύμφωνα με την Watson (1992) υπολογίστηκαν συνάφειες του δείκτη τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ» στα ερωτήματα ελέγχου) με δύο εναλλακτικούς δείκτες acquiescence. Οι εναλλακτικοί αυτοί δείκτες προέκυψαν με βάση την ταυτόχρονη συμφωνία των ατόμων με ερωτήματα περίπου αντίθετα ως προς το εννοιολογικό περιεχόμενο. Στα επτά ερωτήματα ελέγχου υπάρχουν τουλάχιστον δύο ζεύγη περίπου αντιθέτων ερωτημάτων. Έτσι, είναι δύσκολο κάποιος να συμφωνεί με το ερώτημα 16 (ο σύζυγος χρηματοδότης και η σύζυγος στο σπίτι) και ταυτόχρονα με το ερώτημα 24 (δεν υπάρχουν αρκετές γυναίκες σε υπεύθυνες θέσεις). Επίσης, είναι

είναι δύσκολο να συμφωνεί κάποιος με το ερώτημα 4 (μείωση της εγκληματικότητας μέσω αυστηρότερων ποινών) και ταυτόχρονα με το ερώτημα 8 (μείωση της εγκληματικότητας μέσω ευκαιριών εκπαίδευσης και απασχόλησης). Προκειμένου να υπολογιστούν οι δύο εναλλακτικοί δείκτες acquiescence, για τον πρώτο δόθηκε στο άτομο η βαθμολογία «1», αν συμφωνούσε με τα ερωτήματα 16 και 24 ταυτόχρονα και η βαθμολογία «0» για όλους τους άλλους συνδυασμούς απαντήσεων στα δύο αυτά ερωτήματα και ο δεύτερος δείκτης υπολογίστηκε με τον ίδιο τρόπο αλλά με βάση την ταυτόχρονη συμφωνία στα ερωτήματα 4 και 8.

Για το δείγμα φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, οι συνάφειες Pearson r του δείκτη acquiescence με βάση τα επτά ερωτήματα (ποσοστό των «συμφωνώ») με τους δύο εναλλακτικούς δείκτες είναι ίσες με 0,166 και 0,484 με τον πρώτο και το δεύτερο δείκτη αντίστοιχα. Η δεύτερη συνάφεια είναι ικανοποιητική (εντός των ορίων που αναφέρονται από την Watson, 1992), ενώ η συνάφεια με τη συμφωνία στα ερωτήματα 16 και 24 είναι χαμηλή. Αυτό ίσως να οφείλεται στο γεγονός ότι ο δείκτης ARS με βάση τα ερωτήματα 16 και 24 έχει μικρή διασπορά (μόνο 3 άτομα συμφωνούν και με τα δύο στο έντυπο ερωτηματολόγιο).

Για τους φοιτητές και μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, οι συνάφειες του δείκτη acquiescence με βάση τα επτά ερωτήματα (ποσοστό των «συμφωνώ») με τους δύο δείκτες ταυτόχρονης συμφωνίας με ζεύγη «αντιθέτων» ερωτημάτων, είναι ίσοι με 0,186 για την ταυτόχρονη συμφωνία με τα ερωτήματα 16 και 24 και 0,381 για την ταυτόχρονη συμφωνία με τα ερωτήματα 4 και 8. Η πρώτη συνάφεια είναι χαμηλή (ο δείκτης βάσει των ερωτημάτων 16 και 24 έχει πάλι χαμηλή διασπορά, 6 άτομα συμφωνούν ταυτόχρονα με αυτά τα ερωτήματα στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) και η δεύτερη συνάφεια είναι μεγαλύτερη αλλά πιο χαμηλή σε σχέση με αυτές που αναφέρει η Watson (1992), όμως είναι υψηλότερη από τη συνάφεια με το δείκτη «προοδευτικών απόψεων» (ο επιλεγμένος δείκτης τάσης για συμφωνία έχει περισσότερη κοινή διασπορά με το acquiescence παρά με τις προοδευτικές απόψεις).

Ακόμη, υπολογίστηκαν οι συνάφειες του δείκτη τάσης για συμφωνία με βάση τα επτά ερωτήματα ελέγχου (ποσοστό των «συμφωνώ») με έναν επιπλέον εναλλακτικό δείκτη τάσης για συμφωνία. Ο εναλλακτικός αυτός ισοσταθμισμένος δείκτης τάσης για συμφωνία προέκυψε από τα έξι πρώτα ερωτήματα ελέγχου (3 θετικά διατυπωμένα και 3 αρνητικά διατυπωμένα), ως το ποσοστό των «συμφωνώ» σε αυτά, χωρίς αντιστροφές

κωδικοποίησης. Ο ισοσταθμισμένος αυτός δείκτης τάσης για συμφωνία είναι θεωρητικά σχετικά «ανεπηρέαστος» από το εννοιολογικό περιεχόμενο (μετρά κυρίως acquiescence), επειδή μετρώνται τα «συμφωνώ» σε ερωτήματα, τα μισά από τα οποία είναι «θετικά» διατυπωμένα και τα υπόλοιπα μισά «αρνητικά» διατυπωμένα. Οι συνάφειες μεταξύ των δύο δεικτών τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ» σε επτά και σε έξι ερωτήματα) είναι ίσες με 0,899 για το έντυπο ερωτηματολόγιο και 0,912 για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, φαίνεται δηλαδή να μετρούν την ίδια έννοια, αυτήν του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης.

Επομένως, ο δείκτης τάσης για συμφωνία με βάση τα επτά ερωτήματα ελέγχου (ποσοστό των «συμφωνώ»), φαίνεται σχετικά ικανοποιητικός τόσο για το έντυπο, όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (παρά τη χαμηλή αξιοπιστία), λόγω των χαμηλών συναφειών με το δείκτη (ισοσταθμισμένο-balanced) προοδευτικών απόψεων και των υψηλότερων συναφειών με την ταυτόχρονη συμφωνία με ζεύγος περίπου «αντιθέτων» ερωτημάτων, καθώς και τις υψηλές συνάφειες με τον ισοσταθμισμένο δείκτη τάσης για συμφωνία.

3.5.1.4 Καταλληλότητα του δείκτη ERS με βάση τα επτά ερωτήματα ελέγχου

Όπως αναφέρθηκε, τα επτά ερωτήματα ελέγχου χρησιμοποιήθηκαν επίσης για τον υπολογισμό ενός δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style, ERS*). Προκειμένου να υπολογιστεί ένας τέτοιος αθροιστικός δείκτης, τα επτά ερωτήματα ελέγχου κωδικοποιήθηκαν έτσι ώστε για κάθε άτομο οι απαντήσεις «συμφωνώ» ή «διαφωνώ» (είναι οι ακραίες απαντήσεις) να πάρουν την τιμή ένα (1), ενώ οι απαντήσεις «μάλλον συμφωνώ» ή «μάλλον διαφωνώ» (είναι οι μετριοπαθείς απαντήσεις) να πάρουν την τιμή μηδέν (0). Με τη νέα αυτή βαθμολόγηση, τα ερωτήματα ελέγχου θα μετρούν, με δίτιμη κλίμακα μέτρησης, κατά πόσο η απάντηση που έδωσε το άτομο σε ένα συγκεκριμένο ερώτημα είναι ακραία ή δεν είναι ακραία και όχι το βαθμό συμφωνίας του με το εννοιολογικό περιεχόμενο. Εξετάστηκε στη συνέχεια η καταλληλότητα των επτά ερωτημάτων ελέγχου για τον υπολογισμό αθροιστικού δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις που θα εκφράζει το ποσοστό των ακραίων απαντήσεων κάθε συμμετέχοντος στα επτά ερωτήματα.

Για το δείγμα φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 272) ο δείκτης αξιοπιστίας Cronbach alpha των επτά ερωτημάτων ελέγχου, βαθμολογημένα ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις, είναι ίσος με 0,369, δηλαδή χαμηλός αλλά

συγκρίσιμος με την αξιοπιστία του δείκτη ARS. Όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, η αξιοπιστία ενός δείκτη ιδιότυπου τρόπου απόκρισης όπως η τάση για συμφωνία και η τάση για ακραίες απαντήσεις, δεν αναμένεται να είναι υψηλή, καθώς αποτελούν απλώς μία τάση για επιλογή συγκεκριμένων εναλλακτικών απαντήσεων ανεξαρτήτως περιεχομένου και όχι κάποια θεωρητική έννοια.

Όσον αφορά στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 414 φοιτητές και μη-φοιτητές), ο δείκτης αξιοπιστίας Cronbach alpha του δείκτη ERS με βάση τα επτά ερωτήματα ελέγχου ισούται με 0,507, δηλαδή χαμηλός αλλά υψηλότερος από αυτόν για το έντυπο ερωτηματολόγιο.

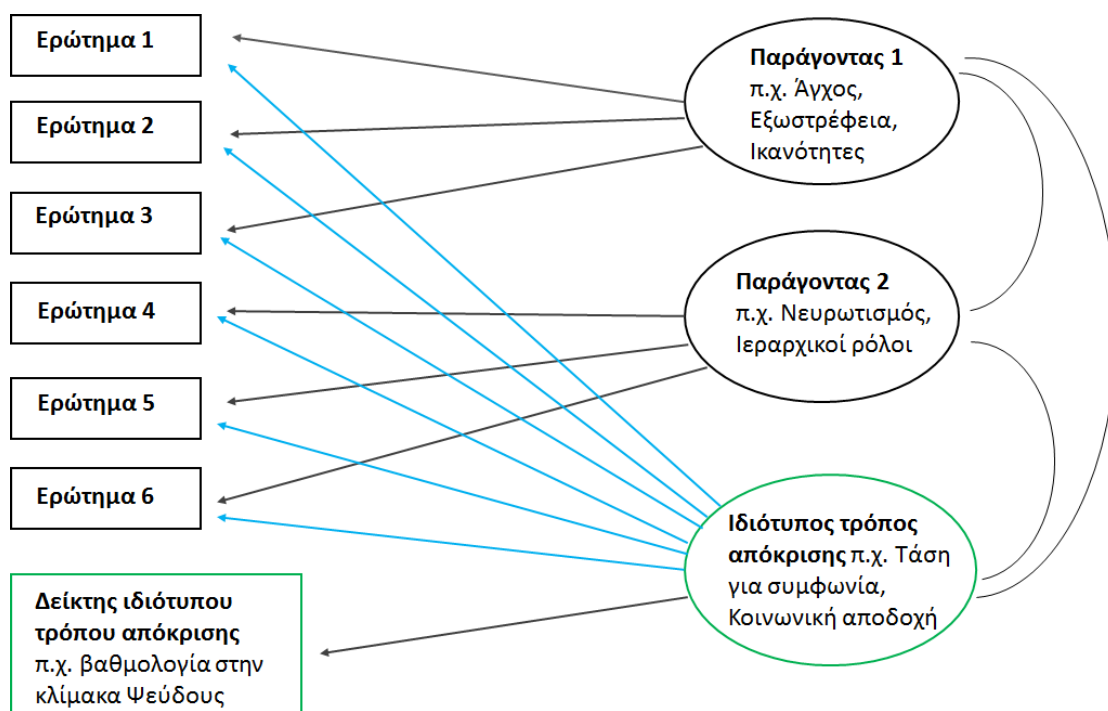
Υπολογίστηκε στη συνέχεια ο δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις για κάθε συμμετέχοντα, ως το ποσοστό των επτά ερωτημάτων ελέγχου, στα οποία η απάντησή του ήταν ακραία. Οι συνάφειες Pearson r του δείκτη ERS με βάση τα επτά ερωτήματα ελέγχου με τον ισοσταθμισμένο δείκτη «προοδευτικών απόψεων» (άθροισμα έξι ερωτημάτων ελέγχου με αντιστροφές κωδικοποίησης των τριών «αρνητικά» διατυπωμένων, τετράβαθμη κλίμακα) είναι ίσες με 0,527 και 0,576 για το έντυπο (N = 272) και το διαδικτυακό (N = 414) ερωτηματολόγιο αντίστοιχα. Οι συνάφειες αυτές είναι μέτριες προς υψηλές, αλλά όχι τόσο υψηλές ώστε να θεωρηθεί ότι ο δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις μετρά προοδευτικές απόψεις. Οι συνάφειες αυτές αναμένονται να είναι υψηλότερες από τις αντίστοιχες συνάφειες για το δείκτη ARS, καθώς στην τάση για ακραίες απαντήσεις δεν ενδιαφέρει η ασυνέπεια (αντίφαση) στις απαντήσεις του ερωτώμενου, αλλά μόνο η επιλογή ή όχι ακραίων σημείων της κλίμακας μέτρησης, οπότε όσοι έχουν περισσότερο ακραίες απαντήσεις μπορεί κατά ένα μέρος να είναι όσοι έχουν και περισσότερο προοδευτικές απόψεις.

Προκύπτει το συμπέρασμα ότι τα επτά ερωτήματα ελέγχου είναι κατάλληλα για τη μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις για τους δύο τρόπους χορήγησης των ερωτηματολογίων.

3.5.2 Υποδείγματα CFA για τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης

Οι ιδιότυποι τρόποι απόκρισης, τάση για συμφωνία (*acquiescence*, ARS), τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability*, SDR), τάση για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style*, ERS), μελετήθηκαν στην παρούσα έρευνα μέσω επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*confirmatory factor analysis*, CFA). Η βασική

λογική σε όλες αυτές τις αναλύσεις είναι ότι οι απαντήσεις των συμμετεχόντων στα ερωτήματα ενός ερωτηματολογίου (όπως εδώ π.χ. το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, το EPQ) επηρεάζονται από τις έννοιες που αυτό έχει κατασκευαστεί να μετρά (π.χ. απόψεις σχετικά με τους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας, βαθμός εξωστρέφειας), καθώς και από ιδιότυπους τρόπους απόκρισης που χρησιμοποιούνται ή όχι από το άτομο. Στα υποδείγματα CFA η ιδέα αυτή εκφράζεται στη δομή που συγκρίνεται μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης (έντυπο-διαδικτυακό). Συγκεκριμένα, για ένα ερωτηματολόγιο προσδιορίζονται πρώτον κάποιοι θεωρητικοί παράγοντες που αντιστοιχούν στις έννοιες που έχει κατασκευαστεί να μετρά (π.χ. για το EPQ: εξωστρέφεια, νευρωτισμός, ψυχωτισμός) και ένας παράγοντας ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (π.χ. τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, τάση για συμφωνία) ο οποίος προσδιορίζεται βάσει ενός δείκτη ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (π.χ. συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους του EPQ) και με τον οποίο συσχετίζονται ερωτήματα από διάφορους θεωρητικούς παράγοντες. Η γενική μορφή των υποδειγμάτων αυτών απεικονίζεται στο παρακάτω σχήμα.



Σχήμα 17. Γενική μορφή υποδειγμάτων CFA για τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.

Στο σχήμα αυτό, ο «Παράγοντας 1» και ο «Παράγοντας 2» είναι δύο θεωρητικοί παράγοντες (όπως π.χ. εξωστρέφεια, νευρωτισμός κ.τ.λ.) και ο «Ιδιότυπος τρόπος απόκρισης» είναι ο παράγοντας ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (π.χ. τάση για συμφωνία,

τάση για ακραίες απαντήσεις, τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις). Τα «ερώτημα 1» έως «ερώτημα 6» είναι επιμέρους ερωτήματα του ερωτηματολογίου για το οποίο εξετάζεται η επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης και ο «δείκτης ιδιότυπου τρόπου απόκρισης» είναι ένας αθροιστικός δείκτης για τη μέτρηση κάποιου ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (π.χ. συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους του EPQ για τη μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις).

Η βασική αυτή ιδέα προσαρμόστηκε αναλόγως της κάθε συγκεκριμένης περίπτωσης στις αναλύσεις που ακολουθούν, επομένως προέκυψαν διάφορες παραλλαγές του γενικού αυτού υποδείγματος.

Η εκτίμηση των υποδειγμάτων CFA με παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης έγινε ταυτόχρονα για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (multi-group CFA, Brown, 2006. Byrne, 2008. Byrne & van de Vijver, 2010), έτσι ώστε να είναι δυνατή η στατιστική σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την ισχύ της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης. Όπως αναφέρθηκε στην ενότητα 2.4.3, στα υποδείγματα επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων στα οποία η ίδια επίλυση εκτιμάται για δύο ή περισσότερες ομάδες ταυτόχρονα, μπορεί να γίνει έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ομοιότητα των ομάδων ως προς διάφορες παραμέτρους, θέτοντας τις παραμέτρους αυτές ίσες μεταξύ των ομάδων και συγκρίνοντας το υπόδειγμα αυτό με τους περιορισμούς ισότητας με ένα υπόδειγμα που δεν έχει τους συγκεκριμένους περιορισμούς. Για παράδειγμα, προκειμένου να απαντηθεί το ερώτημα κατά πόσο η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις είναι η ίδια μεταξύ δύο ομάδων, γίνεται σύγκριση μεταξύ ενός υποδείγματος στο οποίο οι συσχετίσεις των ερωτημάτων με τον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης είναι ίσες μεταξύ ομάδων με ένα υπόδειγμα στο οποίο οι συσχετίσεις αυτές μπορούν να διαφέρουν μεταξύ των ομάδων που ενδιαφέρουν τον ερευνητή.

3.5.2.1 Υποδείγματα CFA για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*)

Η επίδραση της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*, *ARS*) στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο μελετήθηκε μέσω υποδειγμάτων CFA παρόμοιων με αυτά που αναφέρονται από την Watson (1992). Έτσι, όπως αναφέρθηκε και παραπάνω, στα υποδείγματα αυτά υπάρχουν ένας ή περισσότεροι παράγοντες που εκφράζουν κάποια θεωρητική έννοια (π.χ. ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας) και ένας παράγοντας που εκφράζει τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (τάση για συμφωνία). Στους

θεωρητικούς παράγοντες φορτίζουν τα ερωτήματα εκείνα που έχουν κατασκευαστεί να τους μετρούν, ενώ στον παράγοντα τάσης για συμφωνία φορτίζει ο αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ» στα επτά ερωτήματα ελέγχου), καθώς και όσα ερωτήματα του κυρίως ερωτηματολογίου έχουν τις υψηλότερες συσχετίσεις με το δείκτη αυτόν (βλ. παρακάτω). Οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για συμφωνία εξετάστηκαν στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και στα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, συμπλήρωση λέξεων-γρίφοι, ερωτήσεις λεκτικής λογικής σκέψης-λεκτικές αναλογίες) για λόγους ελέγχου.

3.5.2.1.1 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών

Όπως αναφέρθηκε, έγινε έλεγχος της επίδρασης της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, μέσω εκτίμησης υποδειγμάτων CFA, χρησιμοποιώντας τον αθροιστικό δείκτη τάσης για συμφωνία που προέκυψε από τα επτά ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992).

Προκειμένου να διερευνηθούν οι ομοιότητες ή διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία, τα υποδείγματα CFA για τον έλεγχο του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης εκτιμήθηκαν ταυτόχρονα για τις δύο ομάδες τρόπου χορήγησης (*multi-group CFA*).

Αρχικά επιχειρήθηκε να εκτιμηθούν υποδείγματα με δύο θεωρητικούς παράγοντες (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις) και έναν παράγοντα τάσης για συμφωνία στον οποίο θα φόρτιζαν ο αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ» στα ερωτήματα ελέγχου) μαζί με όλα τα 20 ερωτήματα οικογενειακών αξιών, όπως τα υποδείγματα που εκτιμήθηκαν από την Watson (1992). Έτσι, έγιναν δοκιμές με διάφορα υποδείγματα *multi-group CFA*, στα οποία τέθηκαν διάφοροι περιορισμοί σε παραμέτρους (ίσες με σταθερές τιμές ή ίσες μεταξύ ομάδων), αλλά υπήρχαν προβλήματα στην εκτίμηση (όπως προβλήματα στη σύγκλιση της επίλυσης, παράμετροι εκτός ορίων, προβλήματα στην ταυτοποίηση παραμέτρων). Ακόμη και σε μία περίπτωση, όπου το υπόδειγμα μπορούσε να εκτιμηθεί, η συσχέτιση της μέτρησης τάσης για συμφωνία (δείκτης ARS) με τον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης

ήταν πολύ χαμηλή, επομένως δεν μπορούσε να ταυτοποιηθεί ως παράγοντας για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία¹⁴.

Λόγω των παραπάνω προβλημάτων στην εκτίμηση ενός υποδείγματος με επίδραση της τάσης για συμφωνία σε όλα τα ερωτήματα οικογενειακών αξιών, έγινε μία σειρά προσπαθειών να συσχετιστεί ένα υποσύνολο των ερωτημάτων οικογενειακών αξιών με τον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης. Στην επιλογή του υποσυνόλου αυτού των ερωτημάτων, σημαντικό ήταν να αναζητηθεί ένα κοινό υπόδειγμα CFA για τους δύο τρόπους χορήγησης (έντυπο-διαδικτυακό), με τα ίδια δηλαδή ερωτήματα να φορτίζουν στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, ώστε στη συνέχεια να είναι δυνατή η σύγκριση των δύο ομάδων ως προς το βαθμό επίδρασης της τάσης για συμφωνία.

Έτσι, η επίδραση της τάσης για συμφωνία στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών επιχειρήθηκε να διερευνηθεί, συσχετίζοντας με τον παράγοντα τάσης για συμφωνία μόνο τα ερωτήματα εκείνα του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών που έχουν τις υψηλότερες συνάφειες με τον αθροιστικό δείκτη ARS. Δηλαδή, στον παράγοντα τάσης για συμφωνία θα φόρτιζαν ο αθροιστικός δείκτης ARS, καθώς και μερικά ερωτήματα οικογενειακών αξιών τα οποία έχουν τις υψηλότερες συνάφειες με το δείκτη ARS τόσο στο έντυπο όσο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

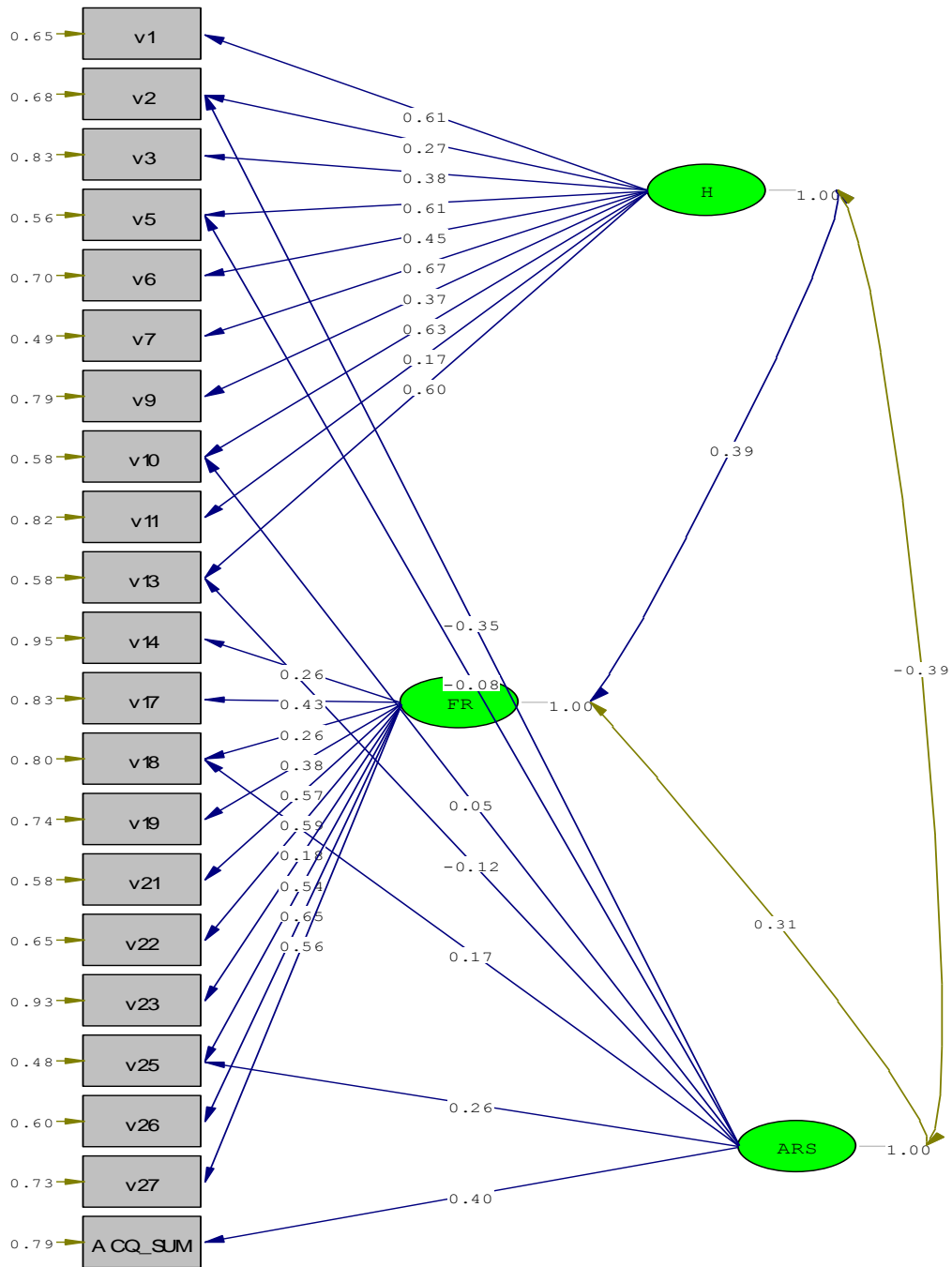
Οι συνάφειες Pearson r του αθροιστικού δείκτη ARS (ποσοστό των «συμφωνώ» στα επτά ερωτήματα ελέγχου) με τα επιμέρους ερωτήματα οικογενειακών αξιών τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ήταν χαμηλές (από 0,006 έως -0,208). Μετά από δοκιμές με διάφορα όρια κατώτερης συνάφειας ερωτημάτων με το δείκτη ARS, επιλέχθηκε (για λόγους δυνατότητας εκτίμησης του υποδείγματος χωρίς προβλήματα σύγκλισης ή εκτίμησης των παραμέτρων) για τη σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία, ένα υπόδειγμα όπου στον παράγοντα ARS θα φόρτιζαν (μαζί με τον αθροιστικό δείκτη ARS) ερωτήματα οικογενειακών αξιών με απόλυτη συνάφεια πάνω από 0,09 με τον αθροιστικό δείκτη στα δεδομένα και των δύο τρόπων χορήγησης.

¹⁴ Οι περιορισμοί σε αυτό το υπόδειγμα ήταν: ίσα σφάλματα μεταξύ ομάδων για τα ερωτήματα οικογενειακών αξιών, το σφάλμα του δείκτη ARS ίσο με σταθερή τιμή 0,80, ίση συνάφεια μεταξύ θεωρητικών παραγόντων για τις δύο ομάδες, συνάφειες του παράγοντα ARS με τους θεωρητικούς παράγοντες ίσες με μηδέν.

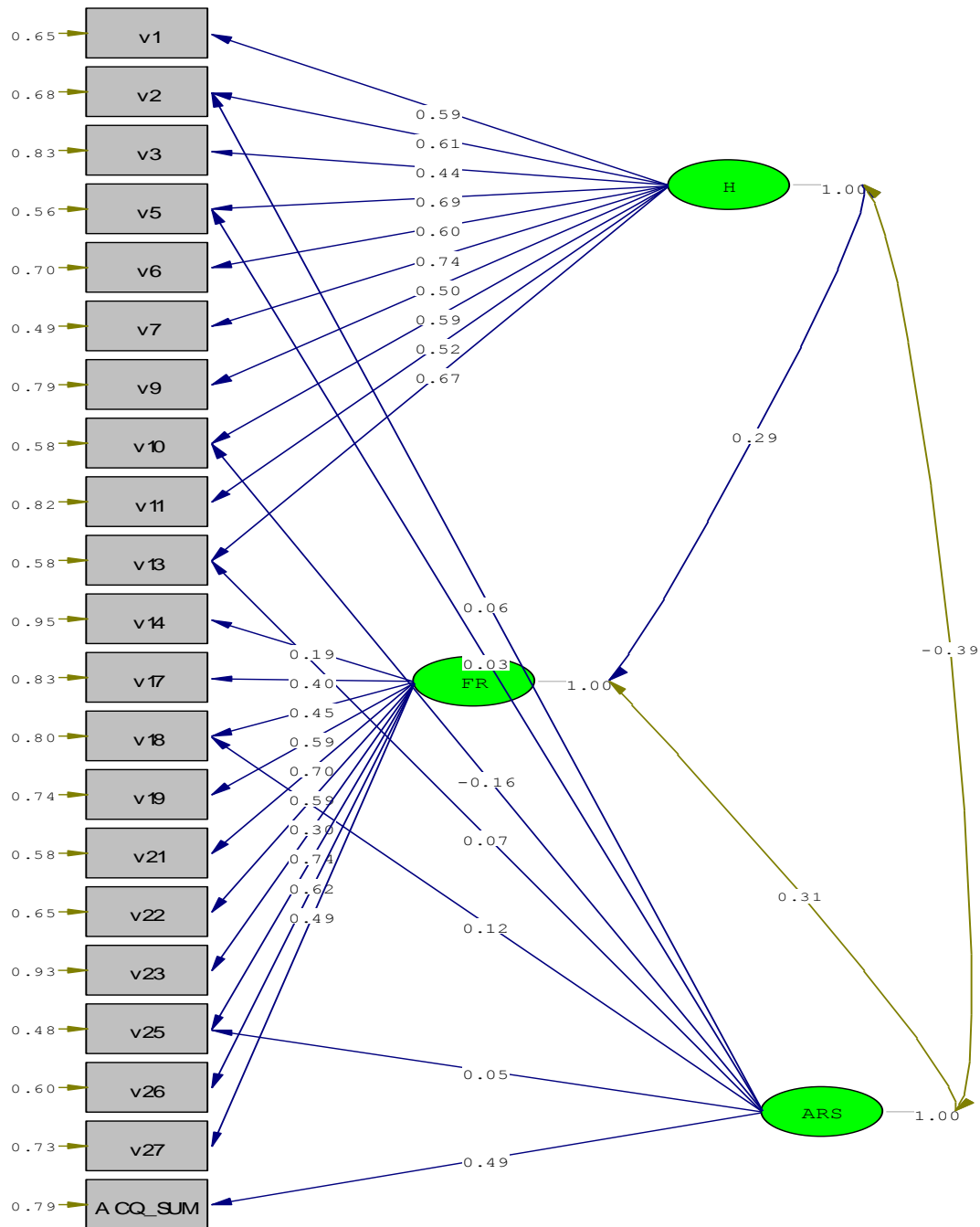
Έτσι, το κοινό αυτό υπόδειγμα για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο που επιλέχθηκε για τη σύγκριση μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) αποτελείται από α) δύο θεωρητικούς παράγοντες (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις) στους οποίους φορτίζουν τα ερωτήματα που έχουν κατασκευαστεί να τους μετρούν, καθώς και β) έναν παράγοντα τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) στον οποίο φορτίζει ο αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία μαζί με έξι ερωτήματα οικογενειακών αξιών με απόλυτες συσχετίσεις πάνω από 0,09 με τον αθροιστικό αυτό δείκτη και για τους δύο τρόπους χορήγησης (τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 25, 18, 13, 10, 5, 2).

Όσον αφορά στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, από τα 13 ερωτήματα με συνάφεια άνω του 0,09 με τον αθροιστικό δείκτη ARS, στην ομάδα των έξι κοινών ερωτημάτων (είχαν συνάφεια άνω του 0,09 με το δείκτη ARS και στους δύο τρόπους χορήγησης), των οποίων οι φορτίσεις εκτιμήθηκαν ελεύθερα στον παράγοντα ARS, συμπεριλήφθηκε ποσοστό 46%, μικρότερο σε σχέση με το αντίστοιχο ποσοστό για το έντυπο (67%). Έτσι, εξετάστηκε κατά πόσο τα ερωτήματα με συσχέτιση άνω του 0,09 με τον αθροιστικό δείκτη ARS τα οποία παραλείφθηκαν από το κοινό υπόδειγμα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, μπορούν να αντιπροσωπευτούν επαρκώς από το ερώτημα υπ' αριθμόν 25 που συμπεριλήφθηκε στο κοινό υπόδειγμα και έχει συσχέτιση άνω του 0,15 με τον αθροιστικό δείκτη και στους δύο τρόπους χορήγησης. Η πολλαπλή συνάφεια του ερωτήματος 25 με τα ερωτήματα εκείνα που δεν συμπεριλήφθηκαν στο κοινό υπόδειγμα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (ερωτήματα 7, 23, 19, 1, 21, 27, 11) είναι ίση με 0,621. Επομένως, το ερώτημα 25 μπορεί να εκπροσωπήσει επαρκώς τα ερωτήματα που παραλείφθηκαν από το κοινό υπόδειγμα στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Τα τελικά υποδείγματα CFA για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών φαίνονται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 18. Υπόδειγμα multigroup CFA για τη σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την τάση για συμφωνία (acquiescence) – παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο. H = ιεραρχικοί ρόλοι πατέρα-μητέρας, FR = σχέσεις με οικογένεια-συγγενείς, ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, v1-v27 = ερωτήματα οικογενειακών αξιών (η αρίθμηση δηλώνει τη σειρά εμφάνισης κατά τη χορήγηση), ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 856,860$, $df = 383$, $p < 0,0001$, $RMSEA = 0,0601$.



Σχήμα 19. Υπόδειγμα multigroup CFA για τη σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την τάση για συμφωνία (acquiescence) – παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. H = ιεραρχικοί ρόλοι πατέρα-μητέρας, FR = σχέσεις με οικογένεια-συγγενείς, ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, v1-v27 = ερωτήματα οικογενειακών αξιών (η αρίθμηση δηλώνει τη σειρά εμφάνισης κατά τη χορήγηση), ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 856,860$, $df = 383$, $p < 0,0001$, $RMSEA = 0,0601$.

Για λόγους εκτίμησης-ταυτοποίησης του υποδείγματος, τα σφάλματα των παρατηρούμενων μετρήσεων τέθηκαν ίσα μεταξύ των δύο ομάδων, όπως και οι συνάφειες του παράγοντα τάσης για συμφωνία με τους θεωρητικούς παράγοντες. Παρατηρείται ότι ο παράγοντας ιδιότυπου τρόπου απόκρισης μπορεί να ονομαστεί «τάση για συμφωνία», καθώς την υψηλότερη φόρτιση σε αυτόν έχει ο αθροιστικός

δείκτης τάσης για συμφωνία. Επίσης, στον παράγοντα αυτόν για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο όλα τα ερωτήματα οικογενειακών αξιών έχουν από χαμηλές έως σχεδόν μηδενικές φορτίσεις. Για το έντυπο ερωτηματολόγιο, το ερώτημα υπ' αριθμόν 2 έχει φόρτιση -0,35 στον παράγοντα ARS που δείχνει κάποια επίδραση τάσης για συμφωνία στο ερώτημα αυτό.

Στη συνέχεια εξετάστηκε κατά πόσο υπάρχει στατιστικώς σημαντική διαφορά στην επίδραση της τάσης για συμφωνία στο έντυπο και στο διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών. Έγινε σύγκριση του παραπάνω υποδείγματος, στο οποίο οι φορτίσεις του παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης θεωρήθηκαν διαφορετικές για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (εκτιμήθηκαν ελεύθερα), με ένα υπόδειγμα στο οποίο η επίδραση της τάσης για συμφωνία θεωρήθηκε ίδια μεταξύ ομάδων (οι φορτίσεις στον παράγοντα ARS τέθηκαν ίσες για τις δύο ομάδες). Η διαφορά στο δείκτη χ^2 ($\Delta\chi^2 = 25,094$, $\Delta df = 7$, $p < 0,001$) των δύο αυτών υποδειγμάτων είναι στατιστικώς σημαντική, οπότε το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο διαφέρουν ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία. Η ουσιαστική διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης βρίσκεται στην επίδραση της τάσης για συμφωνία στο ερώτημα 2, η οποία είναι σχεδόν μηδενική για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο και χαμηλή αρνητική για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Έτσι, στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν φαίνεται να υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, ενώ στο έντυπο ερωτηματολόγιο υπάρχει κάποια επίδραση σε ένα ερώτημα.

3.5.2.1.2 Τεστ γνώσεων

Παρόμοια υποδείγματα για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία (*acquiescence*) στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο υπολογίστηκαν για τα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, συμπλήρωση λέξεων-γρίφοι, λεκτικές αναλογίες), προκειμένου να γίνει σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης. Στην περίπτωση των τεστ γνώσεων δεν αναμενόταν να βρεθούν διαφορές ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, καθώς η μορφή των ερωτήσεων είναι τέτοια ώστε ο ιδιότυπος αυτός τρόπος απόκρισης να έχει μικρή πιθανότητα να επηρεάσει τις απαντήσεις (η σωστή απάντηση είναι συγκεκριμένη και το «ναι», «ισχύει» ή «συμφωνώ» δεν υπάρχει ως εναλλακτική απάντηση). Έτσι, αν στη σύγκριση αυτή των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για

συμφωνία στα τεστ γνώσεων δεν βρεθούν διαφορές, τότε αυτό αποτελεί μία ένδειξη για την εγκυρότητα της μεθόδου ελέγχου των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (στη συνθήκη όπου δεν αναμένονται διαφορές, η μέθοδος δείχνει ότι δεν υπάρχουν διαφορές).

3.5.2.1.2.1. Τεστ αριθμητικών ακολουθιών

Η βαθμολόγηση των απαντήσεων στα ερωτήματα αριθμητικών ακολουθιών για κάθε συμμετέχοντα είναι της μορφής «σωστό-λάθος», δηλαδή δίτιμη κλίμακα, επειδή η κάθε απάντηση είναι είτε σωστή είτε λανθασμένη. Οι περισσότερες κατανομές των 15 ερωτημάτων για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ήταν ασύμμετρες, με την έννοια ότι οι περισσότεροι συμμετέχοντες είτε είχαν δώσει σωστή απάντηση είτε λάθος απάντηση (εύκολες ή δύσκολες ερωτήσεις). Υπήρχαν κάποιες (λιγότερες) ερωτήσεις στις οποίες τα ποσοστά των σωστών και λανθασμένων απαντήσεων είχαν μικρότερη διαφορά (4 ερωτήματα για το έντυπο και 4 ερωτήματα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο που ήταν περίπου μέτριας δυσκολίας). Οι διαφορές στη μορφή των κατανομών των μεταβλητών (π.χ. η μία να είναι ασύμμετρη δεξιά και η άλλη ασύμμετρη αριστερά) μπορεί να έχουν σημαντική επίδραση στις συνάψεις όταν οι μετρήσεις είναι δίτιμες (Nunnally & Bernstein, 1994). Επίσης, οι συσχετίσεις δίτιμων μεταβλητών (όπως εδώ οι ερωτήσεις αριθμητικών ακολουθιών, όπου 1 = σωστή απάντηση, 0 = λανθασμένη απάντηση) με συνεχείς μεταβλητές (ο αθροιστικός δείκτης ARS μοιάζει περισσότερο με συνεχή μεταβλητή) δεν μπορούν να πάρουν τη μέγιστη τιμή της μονάδας και επηρεάζονται από ασυμμετρίες στην κατανομή των δίτιμων μετρήσεων (Nunnally & Bernstein, 1994).

Για τους λόγους αυτούς, τα 15 ερωτήματα αριθμητικών ακολουθιών χωρίστηκαν σε 4 ομάδες ερωτημάτων (*parcels*), ώστε να υπολογιστούν αθροίσματα τιμών για κάθε άτομο για κάθε ομάδα ερωτημάτων. Τα αθροίσματα αυτά μπορούν να πάρουν περισσότερες των δύο τιμών, ανάλογα με το πόσα ερωτήματα σε κάθε ομάδα απάντησε σωστά ο κάθε συμμετέχων, επομένως θα μοιάζουν περισσότερο με συνεχείς τιμές. Η τοποθέτηση των 15 ερωτήσεων στις τέσσερις ομάδες έγινε με στόχο ο μέσος όρος δυσκολίας να είναι περίπου ο ίδιος σε κάθε ομάδα ερωτημάτων. Έτσι, η πρώτη ομάδα αποτελείται από τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 1, 2, 14 και 15, η δεύτερη ομάδα από τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 3, 4, 12 και 13, η τρίτη ομάδα από τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 5, 6, 10 και 11, ενώ στην τέταρτη ομάδα τοποθετήθηκαν τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 7,

8 και 9 (καθώς τα ερωτήματα είχαν κατασκευαστεί με στόχο να έχουν περίπου αύξουσα σειρά δυσκολίας).

Στη συνέχεια, υπολογίστηκαν τα τέσσερα αθροίσματα αριθμητικών ακολουθιών (τιμές στα parcels) για κάθε άτομο, ως ο μέσος όρος κάθε συμμετέχοντα στα ερωτήματα που συμπεριλήφθηκαν στην κάθε ομάδα ερωτημάτων. Έχοντας τις τιμές των ατόμων στις τέσσερις ομάδες ερωτημάτων, υπολογίστηκαν οι συνάφειες Pearson r των τεσσάρων αθροισμάτων μεταξύ τους και με τον αθροιστικό δείκτη τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ» στα ερωτήματα ελέγχου), χωριστά για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, καθώς και για το συνολικό δείγμα. Στόχος ήταν να γίνει σύγκριση της επίδρασης της τάσης για συμφωνία στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών για τους δύο τρόπους χορήγησης, μέσω υπολογισμού υποδειγμάτων multigroup CFA με έναν θεωρητικό παράγοντα «ικανοτήτων» (στον οποίο θα φορτίζουν τα αθροίσματα αριθμητικών ακολουθιών) και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (*acquiescence*) στον οποίο θα φορτίζει ο δείκτης ARS, καθώς και κάποια αθροίσματα αριθμητικών ακολουθιών που παρουσιάζουν τις υψηλότερες συνάφειες με το δείκτη αυτόν. Η επιλογή ενός υποσυνόλου των μετρήσεων αριθμητικών ακολουθιών (ομάδες ερωτημάτων) για να ενταχθούν στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, έγινε ώστε η λογική των υποδειγμάτων CFA να είναι η ίδια όπως στην περίπτωση του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών (και για λόγους δυνατότητας εκτίμησης-ταυτοποίησης των παραμέτρων). Επειδή τα αθροίσματα αριθμητικών ακολουθιών είναι τέσσερα, στον παράγοντα τάσης για συμφωνία εκτιμήθηκαν οι φορτίσεις των δύο αθροισμάτων με τις υψηλότερες συνάφειες με το δείκτη ARS με βάση τον πίνακα συναφειών του συνολικού δείγματος (οι πίνακες για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο χωριστά δεν συμφωνούσαν ως προς την τακτική σειρά των συναφειών). Τα αθροίσματα αυτά ήταν η δεύτερη και η τρίτη ομάδα ερωτημάτων.

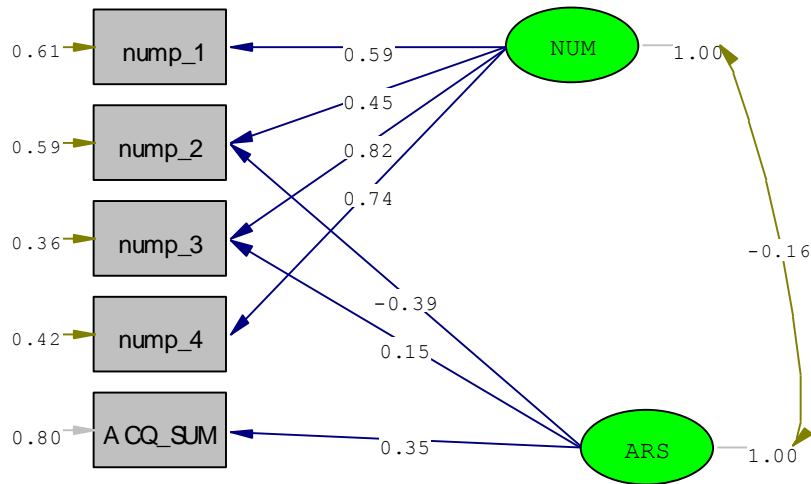
Επομένως, εκτιμήθηκε ένα υπόδειγμα multigroup CFA με έναν θεωρητικό παράγοντα «ικανοτήτων», στον οποίο φορτίζουν τα τέσσερα αθροίσματα ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών και έναν παράγοντα τάσης για συμφωνία στον οποίο φορτίζει ο δείκτης τάσης για συμφωνία, καθώς και τα αθροίσματα αριθμητικών ακολουθιών υπ' αριθμόν 2 και 3. Σύμφωνα με τις αντίστοιχες αναλύσεις για το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, στο υπόδειγμα CFA για τις αριθμητικές ακολουθίες, τα σφάλματα μέτρησης των παρατηρούμενων μετρήσεων και η συνάφεια του παράγοντα

ARS με το θεωρητικό παράγοντα τέθηκαν ίσα μεταξύ έντυπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου. Το υπόδειγμα αυτό είχε προβλήματα στην εκτίμηση (π.χ. παράμετροι με τιμές εκτός ορίων, όπως αρνητική διασπορά σφάλματος). Προκειμένου να μπορεί να γίνει εκτίμηση του υποδείγματος αυτού, καθώς οι παρατηρούμενες μετρήσεις είναι λίγες (δεν υπάρχει περιθώριο να αφαιρεθούν άλλες μετρήσεις από τον παράγοντα ARS), αναζητήθηκαν επιπλέον περιορισμοί που θα βοηθούσαν στην εκτίμηση των παραμέτρων. Έτσι, το σφάλμα μέτρησης του δείκτη τάσης για συμφωνία τέθηκε ίσο με σταθερή τιμή και το ίδιο υπόδειγμα εκτιμήθηκε για διάφορες τιμές σφάλματος από 0,90 έως 0,64. Για κάθε σταθερή τιμή σφάλματος στο δείκτη ARS, υπολογίστηκε α) ένα υπόδειγμα CFA με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα acquiescence για τους δύο τρόπους χορήγησης (διαφορετική επίδραση ARS για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) και β) ένα υπόδειγμα με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα αυτόν μεταξύ ομάδων (ίδια επίδραση ARS για τους δύο τρόπους χορήγησης). Η διαφορά στο δείκτη χ^2 του υποδείγματος με διαφορετικές φορτίσεις στον παράγοντα ARS για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο και του υποδείγματος με ίσες φορτίσεις μεταξύ ομάδων στον παράγοντα αυτόν δείχνει κατά πόσο οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία.

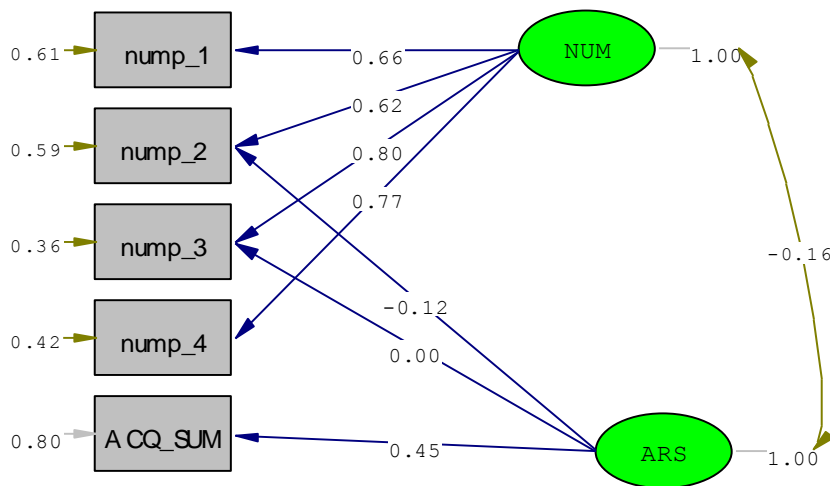
Σε όλα τα υποδείγματα με σταθερή τιμή σφάλματος του δείκτη ARS, οι διαφορές του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία ήταν στατιστικώς ασήμαντες. Η τιμή σφάλματος για το δείκτη ARS γύρω στο 0,80 θεωρείται λογικά αναμενόμενη, καθώς η μέτρηση τάσης για συμφωνία έχει χαμηλή αξιοπιστία και η τιμή αυτή είναι σχετικά αυστηρή (θεωρείται ότι υπάρχει μεγάλο σφάλμα μέτρησης αντί για μικρό), αλλά όχι υπερβολικά αυστηρή ώστε να μην μπορεί να υπάρξει ικανοποιητική φόρτιση της μέτρησης αυτής στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (π.χ. ένα σφάλμα 0,90 θα αντιστοιχούσε σε φόρτιση περίπου 0,32). Οι δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα, καθώς και οι διαφορές στους δείκτες χ^2 για τα αυτά τα υποδείγματα παρουσιάζονται στο Παράρτημα Ε.

Στα παρακάτω σχήματα φαίνεται το υπόδειγμα με σφάλμα ίσο με σταθερή τιμή 0,80 για το δείκτη ARS για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για τους δύο τρόπους χορήγησης. Να σημειωθεί ότι όλες οι αναλύσεις έγιναν με τα άτομα εκείνα

που είχαν απαντήσει σε όλες τις ερωτήσεις αριθμητικών ακολουθιών και στα επτά ερωτήματα ελέγχου (N = 272 για το έντυπο και N = 329 για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο).



Σχήμα 20. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=272). NUM = παράγοντας «αριθμητικών ικανοτήτων», ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, nump_1 έως nump_4 = ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών, ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 27,452$, $df = 11$, $p < 0,01$, RMSEA = 0,0707.



Σχήμα 21. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=329). NUM = παράγοντας «αριθμητικών ικανοτήτων», ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, nump_1 έως nump_4 = ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών, ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 27,452$, $df = 11$, $p < 0,01$, RMSEA = 0,0707.

Παρατηρείται ότι, ενώ στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο οι δύο ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών δεν συσχετίζονται με τον παράγοντα ARS, για το έντυπο

ερωτηματολόγιο υπάρχει αρνητική συσχέτιση για την ομάδα ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2. Βέβαια, η διαφορά του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για συμφωνία (στις φορτίσεις του παράγοντα ARS) είναι στατιστικώς ασήμαντη, όπως αναφέρθηκε παραπάνω ($\Delta\chi^2 = 4,960$, $\Delta df = 3$, $p > 0,05$). Η αρνητική συσχέτιση της ομάδας ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2 με τον παράγοντα ARS για το έντυπο ερωτηματολόγιο, θα μπορούσε να εκφράζει την αναμενόμενη αρνητική συσχέτιση επιπέδου ικανοτήτων και τάσης για συμφωνία (όπως συμπεραίνεται από την αναμενόμενη αρνητική συσχέτιση εκπαιδευτικού επιπέδου με την τάση για συμφωνία ή την αρνητική συσχέτιση νοημοσύνης και τάσης για συμφωνία που αναφέρεται στη βιβλιογραφία, π.χ. van Vaerenbergh & Thomas, 2013).

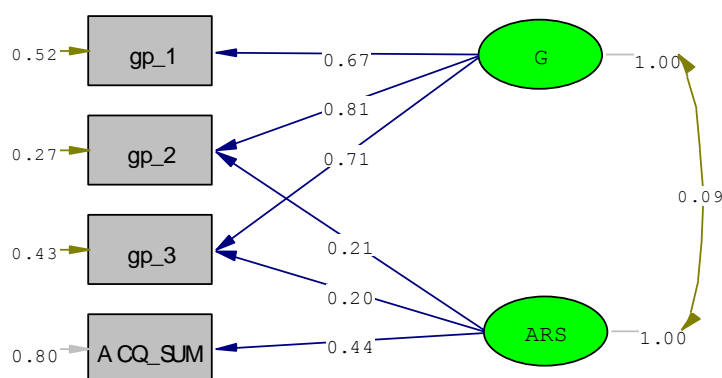
3.5.2.1.2.2. Τεστ συμπλήρωσης λέξεων (γρίφοι)

Για τον έλεγχο της επίδρασης της τάσης για συμφωνία στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων και τη σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης (έντυπο-διαδικτυακό), υπολογίστηκαν επίσης υποδείγματα multigroup CFA με έναν θεωρητικό παράγοντα «λεκτικών ικανοτήτων» και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (τάση για συμφωνία), όπως παραπάνω. Τα 12 ερωτήματα χωρίστηκαν σε τρεις ομάδες ερωτημάτων (*parcels*), με την ίδια λογική όπως και για το τεστ αριθμητικών ακολουθιών και για κάθε συμμετέχοντα υπολογίστηκε ο μέσος όρος των τεσσάρων ερωτημάτων που αποτελούσαν κάθε ομάδα. Συγκεκριμένα, η πρώτη ομάδα περιλαμβάνει τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 1, 2, 11 και 12, η δεύτερη τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 3, 4, 9 και 10 και η τρίτη ομάδα αποτελείται από τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 5, 6, 7 και 8. Η κατανομή αυτή των ερωτημάτων στις ομάδες έγινε έτσι ώστε η κάθε ομάδα να έχει περίπου τον ίδιο μέσο όρο δυσκολίας, καθώς έγινε προσπάθεια κατά την επιλογή των ερωτημάτων, να τοποθετηθούν κατά προσέγγιση με σειρά αυξανόμενης δυσκολίας.

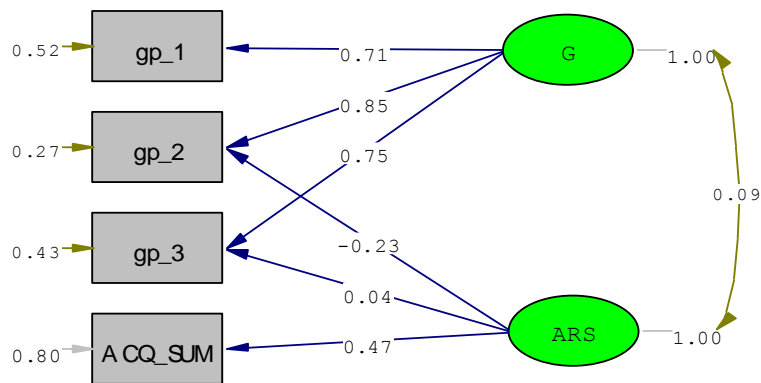
Τα υποδείγματα CFA για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων περιλαμβάνουν, όπως αναφέρθηκε, έναν θεωρητικό παράγοντα στον οποίο φορτίζουν οι τέσσερις ομάδες ερωτημάτων (παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων) και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (τάση για συμφωνία) στον οποίο φορτίζουν ο αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία (ποσοστό των «συμφωνώ» στα επτά ερωτήματα ελέγχου), καθώς και οι ομάδες ερωτημάτων συμπλήρωσης λέξεων υπ' αριθμόν 2 και 3. Αυτές οι ομάδες ερωτημάτων επιλέχθηκαν

καθώς έχουν τις υψηλότερες απόλυτες συνάφειες με τον αθροιστικό δείκτη ARS τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Εκτιμήθηκαν υποδείγματα CFA με σταθερές τιμές σφάλματος για τον αθροιστικό δείκτη ARS από 0,90 έως 0,64 (για λόγους ταυτοποίησης-δυνατότητας εκτίμησης των παραμέτρων), όπως αυτά που εκτιμήθηκαν για το τεστ αριθμητικών ακολουθιών. Σε όλα αυτά τα υποδείγματα οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τις φορτίσεις του παράγοντα τάσης για συμφωνία ήταν στατιστικώς ασήμαντες, δεν βρέθηκαν δηλαδή διαφορές μεταξύ τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία. Για κάθε επίπεδο σφάλματος του αθροιστικού δείκτη ARS, υπολογίστηκε η διαφορά στο δείκτη χ^2 του υποδείγματος με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ARS για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (διαφορετική επίδραση ARS) και ενός υποδείγματος με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για τους δύο τρόπους χορήγησης (ίδια επίδραση ARS). Οι δείκτες αντιστοιχίας των υποδειγμάτων αυτών με τα δεδομένα, καθώς και οι διαφορές στους δείκτες χ^2 , παρουσιάζονται στο Παράρτημα Ε. Η διαφορά στο χ^2 για το υπόδειγμα με επίπεδο σφάλματος 0,80 για το δείκτη ARS είναι $\Delta\chi^2 = 7,165$, $\Delta df = 3$, $p > 0,05$. Το υπόδειγμα αυτό με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων του παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, φαίνεται στα παρακάτω σχήματα. Οι αριθμοί των ατόμων για κάθε δείγμα, αντιστοιχούν στους συμμετέχοντες που απάντησαν σε όλα τα ερωτήματα συμπλήρωσης λέξεων ($N = 269$ για το έντυπο και $N = 255$ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο).



Σχήμα 22. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N=269$). G = παράγοντας «λεκτικών ικανοτήτων», ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, gp_1 έως gp_3 = ομάδες ερωτημάτων συμπλήρωσης λέξεων, ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 2,942$, $df = 4$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,000.



Σχήμα 23. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=255). G = παράγοντας «λεκτικών ικανοτήτων», ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, gp_1 έως gp_3 = ομάδες ερωτημάτων συμπλήρωσης λέξεων, ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 2,942$, $df = 4$, $p > 0,05$, $RMSEA = 0,000$.

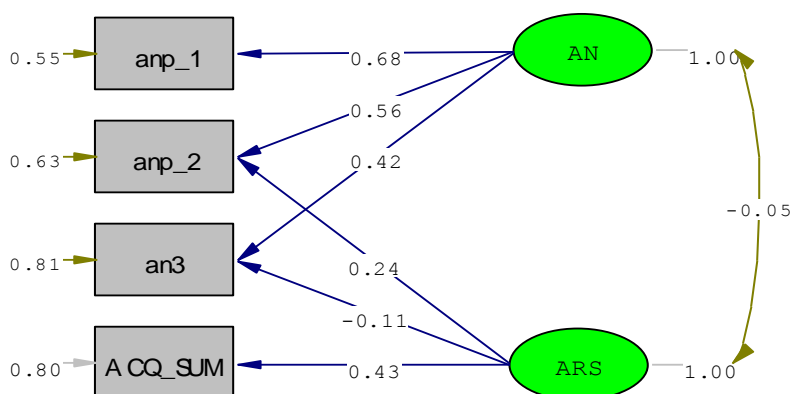
Παρατηρείται ότι δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία σε καμία ομάδα ερωτημάτων συμπλήρωσης λέξεων, τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

3.5.2.1.2.3 Τεστ λεκτικών αναλογιών

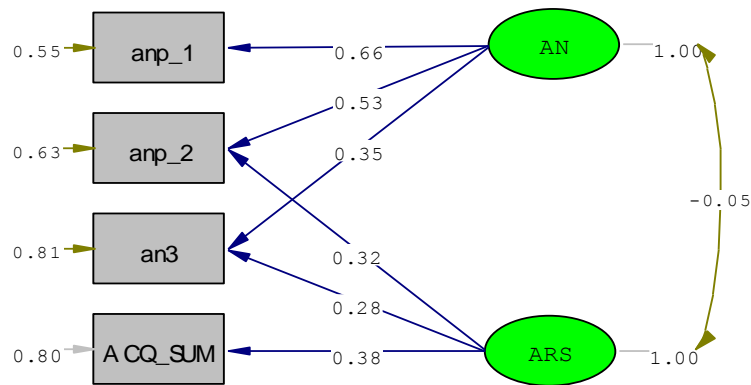
Προκειμένου να εξεταστεί η επίδραση της τάσης για συμφωνία στις πέντε ερωτήσεις λεκτικής λογικής σκέψης, αυτές χωρίστηκαν σε τρεις ομάδες ερωτημάτων (*parcels*), με την ίδια λογική όπως και για τα άλλα τεστ γνώσεων. Η πρώτη ομάδα αποτελείται από τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 1 και 5, η δεύτερη ομάδα από τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 2 και 4, ενώ η τρίτη ομάδα περιλαμβάνει το ερώτημα 3 μόνο του.

Τα υποδείγματα CFA για τον έλεγχο της επίδρασης της τάσης για συμφωνία και τη σύγκριση μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση αυτή, όπως και στα άλλα δύο τεστ γνώσεων, περιλαμβάνουν έναν θεωρητικό παράγοντα ικανοτήτων στον οποίο φορτίζουν οι τρεις ομάδες ερωτημάτων λεκτικών αναλογιών και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (τάση για συμφωνία) στον οποίο φορτίζουν ο αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία μαζί με τις ομάδες ερωτημάτων λεκτικών αναλογιών που έχουν τις ισχυρότερες συσχετίσεις με αυτόν. Οι ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2 και 3 είχαν τις υψηλότερες συνάφειες Pearson r με τον αθροιστικό δείκτη τάσης για συμφωνία και για τους δύο τρόπους χορήγησης, επομένως οι φορτίσεις τους εκτιμήθηκαν στον παράγοντα ARS. Εκτιμήθηκαν υποδείγματα multigroup CFA για διάφορες σταθερές τιμές σφάλματος του δείκτη ARS από 0,90 έως 0,64 (για παρόμοιους λόγους, όπως και για τα άλλα δύο τεστ γνώσεων).

Σε όλες τις περιπτώσεις οι διαφορές του υποδείγματος με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (διαφορετική επίδραση ARS για τους δύο τρόπους χορήγησης) και του υποδείγματος με ίσες φορτίσεις για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο στον παράγοντα αυτόν (ίδια επίδραση ARS για τους δύο τρόπους χορήγησης) ήταν στατιστικώς ασήμαντες. Επομένως, δεν βρέθηκαν διαφορές μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ λεκτικών αναλογιών. Οι δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα και οι διαφορές στους δείκτες χ^2 για τα διάφορα υποδείγματα που εκτιμήθηκαν παρουσιάζονται στο Παράρτημα Ε. Για το υπόδειγμα με σταθερή τιμή σφάλματος 0,80 για το δείκτη ARS, η διαφορά στο χ^2 μεταξύ του υποδείγματος με διαφορετική επίδραση ARS για τους δύο τρόπους χορήγησης και του υποδείγματος με ίδια επίδραση ARS είναι ίση με $\Delta\chi^2 = 3,072$, $\Delta df = 3$, $p > 0,05$. Το υπόδειγμα αυτό με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ARS για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα. Οι αριθμοί των ατόμων αντιστοιχούν στους συμμετέχοντες που απάντησαν σε όλες τις ερωτήσεις λεκτικών αναλογιών ($N = 266$ για το έντυπο και $N = 279$ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο).



Σχήμα 24. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ λεκτικών αναλογιών, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N=266$). AN = παράγοντας «λεκτικών ικανοτήτων», ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, anp_1 και anp_2 = ομάδες ερωτημάτων λεκτικών αναλογιών, an3 = το επιμέρους ερώτημα λεκτικών αναλογιών υπ' αριθμόν 3, ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 5,511$, $df = 4$, $p > 0,05$, $RMSEA = 0,0373$.



Σχήμα 25. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ λεκτικών αναλογιών, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=279). AN = παράγοντας «λεκτικών ικανοτήτων», ARS = παράγοντας τάσης για συμφωνία, anp_1 και anp_2 = ομάδες ερωτημάτων λεκτικών αναλογιών, an3 = το επιμέρους ερώτημα λεκτικών αναλογιών υπ' αριθμόν 3, ACQ_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία. $\chi^2 = 5,511$, $df = 4$, $p > 0,05$, $RMSEA = 0,0373$.

Όπως φαίνεται, για το έντυπο ερωτηματολόγιο δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ λεκτικών αναλογιών. Στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο φαίνεται να υπάρχει μία μικρή θετική συσχέτιση της ομάδας ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2 με τον παράγοντα τάσης για συμφωνία, αλλά δεν υπάρχουν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου στην επίδραση της τάσης για συμφωνία για το τεστ αυτό.

3.5.2.2 Υποδείγματα CFA για τον έλεγχο της επίδρασης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability*)

Η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*socially desirable responding, SDR*) μελετήθηκε μέσω της κλίμακας Ψεύδους (*Lie scale*) του ερωτηματολογίου EPQ. Για κάθε άτομο υπολογίστηκε μία συνολική τιμή στην κλίμακα αυτή που δείχνει το βαθμό της τάσης του για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (όσο υψηλότερη η βαθμολογία του ατόμου στην κλίμακα Ψεύδους, τόσο υψηλότερη η τάση του για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις). Υπολογίστηκαν υποδείγματα CFA παρόμοια με αυτά για τον έλεγχο της τάσης για συμφωνία, με τρεις θεωρητικούς παράγοντες για το ερωτηματολόγιο EPQ (εξωστρέφεια, νευρωτισμός, ψυχωτισμός) και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις). Η συνολική βαθμολογία των συμμετεχόντων στην κλίμακα Ψεύδους χρησιμοποιήθηκε ως αθροιστικός δείκτης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις για να ταυτοποιηθεί ο αντίστοιχος παράγοντας, όπως στην περίπτωση του δείκτη ARS. Να σημειωθεί ότι οι Podsakoff et al. (2003) αναφέρουν μία μέθοδο CFA

ελέγχου της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, όπου υπάρχει ένας παράγοντας ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στον οποίο φορτίζουν τα επιμέρους ερωτήματα που αποτελούν τη μέτρηση SDR (εδώ θα ήταν τα επιμέρους ερωτήματα της κλίμακας Ψεύδους). Στις αναλύσεις της παρούσας έρευνας (βλ. παρακάτω) χρησιμοποιήθηκε η συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους ως αθροιστικός δείκτης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, ώστε η μέθοδος να είναι συγκρίσιμη με αυτές για τους άλλους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης και το υποδείγμα να έχει λιγότερες μεταβλητές (και λιγότερες παραμέτρους να εκτιμηθούν). Ο έλεγχος της επίδρασης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις έγινε για το ερωτηματολόγιο EPQ, καθώς και για τα τεστ γνώσεων (ικανοτήτων) για λόγους ελέγχου.

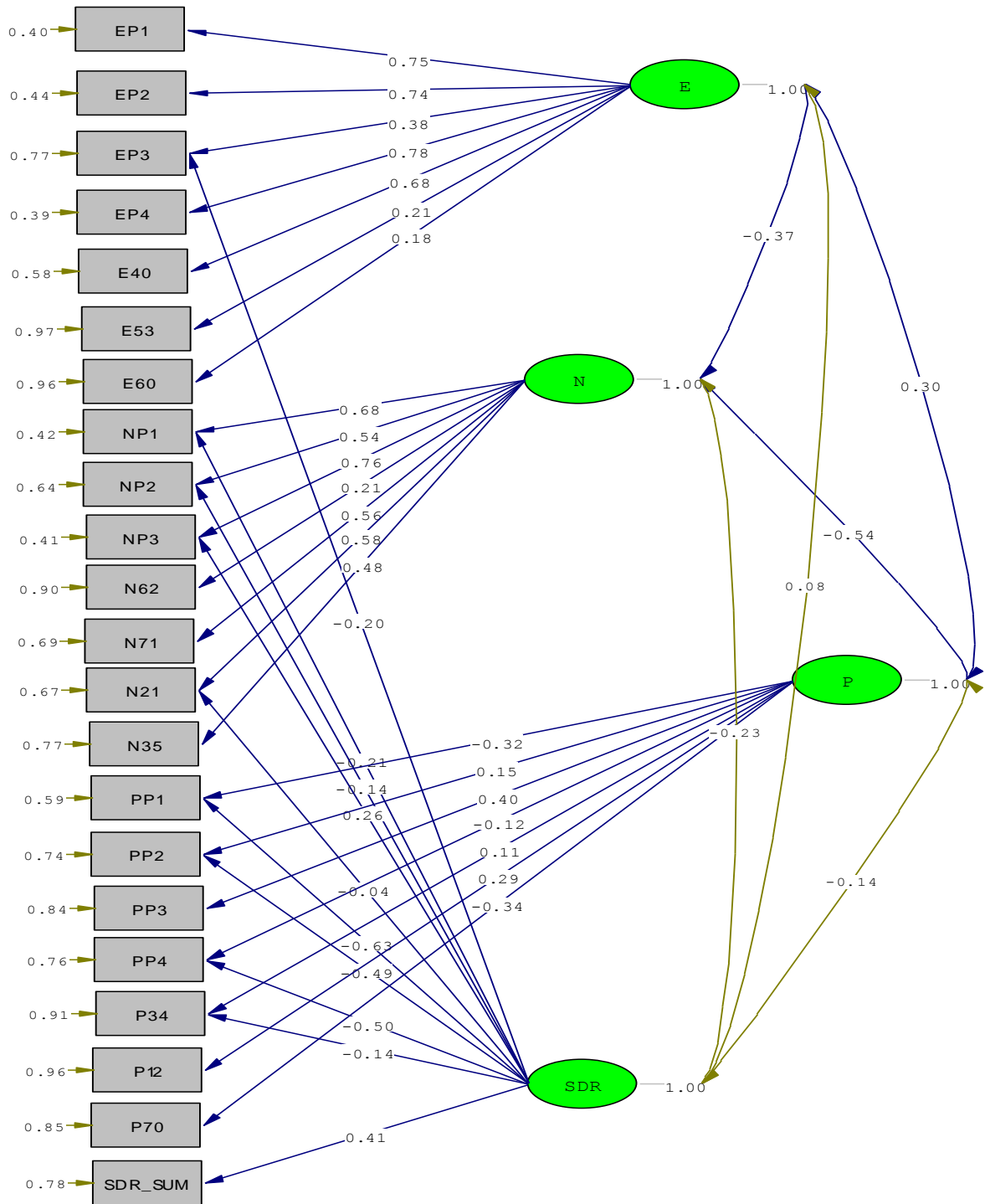
3.5.2.2.1 Επίδραση SDR στο ερωτηματολόγιο EPQ

Όσον αφορά στην επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο ερωτηματολόγιο προσωπικότητας EPQ, στα υποδείγματα multigroup CFA χρησιμοποιήθηκαν οι ομάδες ερωτημάτων (*parcels*) που αναφέρονται σε προηγούμενες ενότητες και όχι τα επιμέρους ερωτήματα των κλιμάκων, ώστε τα υποδείγματα αυτά να έχουν λιγότερες μεταβλητές (και παραμέτρους) και να υπάρχει μεγαλύτερη σταθερότητα (αξιοπιστία) στην εκτίμηση. Επομένως, υπολογίστηκαν υποδείγματα CFA με τρεις παράγοντες προσωπικότητας (εξωστρέφεια, νευρωτισμός, ψυχωτισμός) στους οποίους φορτίζουν οι ομάδες ερωτημάτων που τους αποτελούν σύμφωνα με τη θεωρία και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στον οποίο φορτίζει ο δείκτης SDR (συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους), καθώς και ομάδες ερωτημάτων του EPQ με τις ισχυρότερες συσχετίσεις με το δείκτη αυτόν. Οι δείκτες συνάφειας Pearson r μεταξύ της συνολικής βαθμολογίας στην κλίμακα Ψεύδους και κάθε ομάδας ερωτημάτων του EPQ, που υπολογίστηκαν χωριστά για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, κυμάνθηκαν μεταξύ $-0,009$ και $-0,287$. Στα υποδείγματα CFA για τον έλεγχο της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης συμπεριλήφθηκαν οι ομάδες ερωτημάτων προσωπικότητας οι οποίες είχαν απόλυτη συνάφεια με τον αθροιστικό δείκτη SDR πάνω από $0,09$ στα δεδομένα και των δύο τρόπων χορήγησης (το όριο κατώτερης συνάφειας που χρησιμοποιήθηκε και στην περίπτωση της τάσης για συμφωνία). Τα κοινά *parcels* ερωτημάτων με απόλυτη συνάφεια πάνω από $0,09$ με το δείκτη SDR και για τους δύο τρόπους χορήγησης

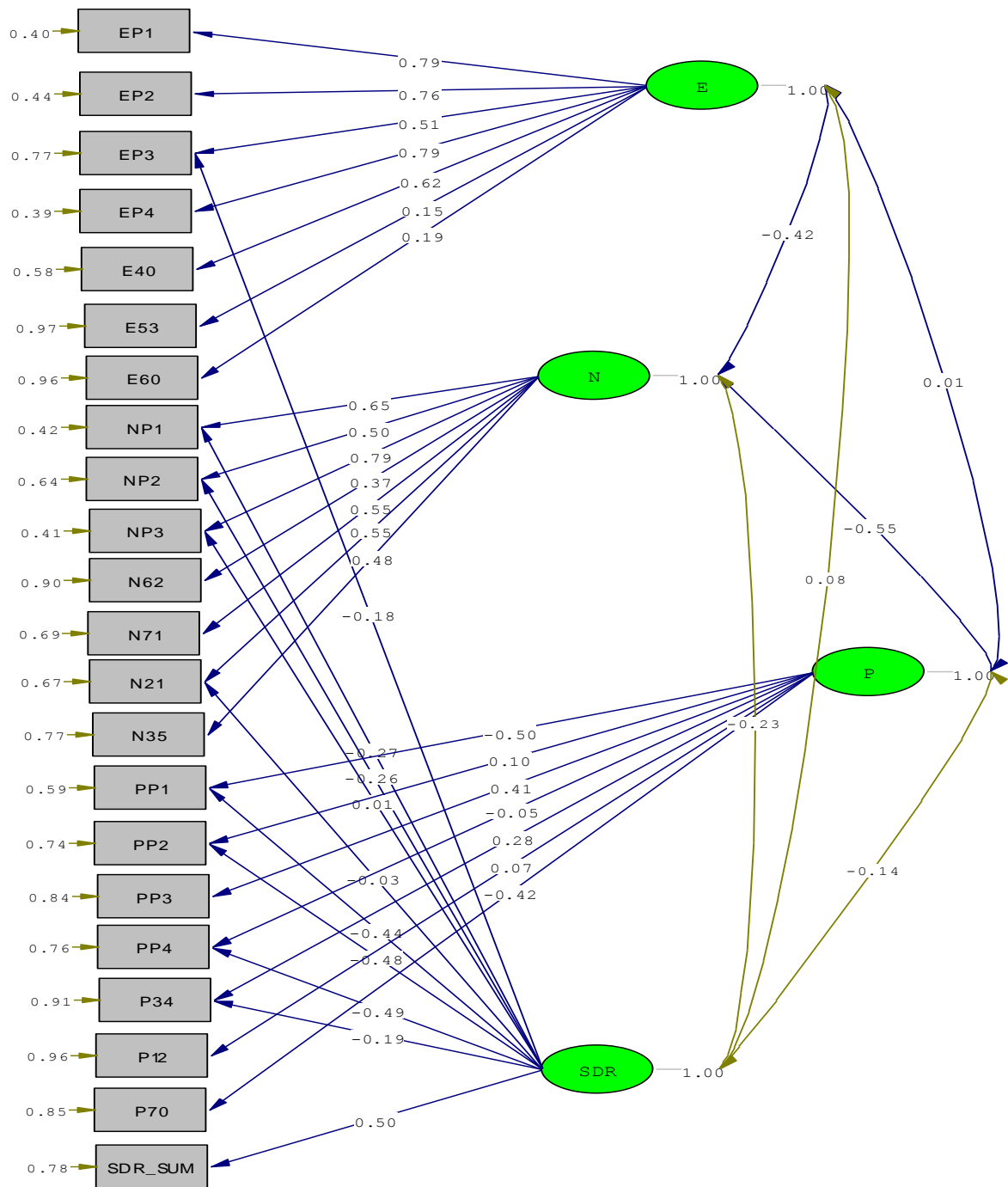
αποτελούσαν μεγάλο ποσοστό εκείνων των ομάδων ερωτημάτων με αντίστοιχες συνάφειες με το δείκτη SDR στα δεδομένα των δύο τρόπων χορήγησης ξεχωριστά (ποσοστό 69,2% για το έντυπο ερωτηματολόγιο και ποσοστό 81,8% για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο).

Για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, εκτιμήθηκαν υποδείγματα multigroup CFA με τους ίδιους περιορισμούς, όπως και στην περίπτωση της τάσης για συμφωνία, δηλαδή α) ίσα σφάλματα των παρατηρούμενων μετρήσεων για τους δύο τρόπους χορήγησης και β) ίσες συνάφειες του παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης με τους παράγοντες προσωπικότητας. Οι περιορισμοί αυτοί τέθηκαν για λόγους δυνατότητας εκτίμησης-ταυτοποίησης των παραμέτρων, καθώς και για να είναι συγκρίσιμα με τα αντίστοιχα υποδείγματα για τους άλλους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης.

Έτσι, εκτιμήθηκε ένα υπόδειγμα στο οποίο οι φορτίσεις στον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις μπορούσαν να διαφέρουν μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου (διαφορετική επίδραση SDR) και ένα υπόδειγμα στο οποίο οι φορτίσεις του παράγοντα αυτού θεωρήθηκαν ίσες για τους δύο τρόπους χορήγησης (ίδια επίδραση SDR). Η διαφορά στο δείκτη χ^2 μεταξύ των δύο αυτών υποδειγμάτων ήταν στατιστικώς σημαντική ($\Delta\chi^2 = 19,402$, $\Delta df = 10$, $p < 0,05$). Αυτό σημαίνει ότι το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο διαφέρουν ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο EPQ. Το υπόδειγμα με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα SDR για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 26. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο ερωτηματολόγιο EPQ, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο. E = εξωστρέφεια, N = νευρωτισμός, P = ψυχωτισμός, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, τα EP, NP, PP αναφέρονται σε parcels των κλιμάκων της εξωστρέφειας, του νευρωτισμού και του ψυχωτισμού, τα E, N, P είναι μεμονωμένα ερωτήματα (η αρίθμηση αντιστοιχεί στη σειρά τους στο EPQ), SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 1015,222$, $df = 413$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0653$.



Σχήμα 27. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο ερωτηματολόγιο EPQ, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. E = εξωστρέφεια, N = νευρωτισμός, P = ψυχωτισμός, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, τα EP, NP, PP αναφέρονται σε parcels των κλιμάκων της εξωστρέφειας, του νευρωτισμού και του ψυχωτισμού, τα E, N, P είναι μεμονωμένα ερωτήματα (η αρίθμηση αντιστοιχεί στη σειρά τους στο EPQ), SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 1015,222$, $df = 413$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0653$.

Παρατηρείται ότι τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο υπάρχει επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις σε ομάδες ερωτημάτων της κλίμακας του Ψυχωτισμού (οι ομάδες PP1, PP2 και PP4 που είναι οι

ίδιες για τους δύο τρόπους χορήγησης). Η επίδραση αυτή είναι αρνητική, δηλαδή οι χαμηλότερες τιμές στον ψυχωτισμό αντιστοιχούν σε υψηλότερη τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Οι φορτίσεις των τριών ομάδων ερωτημάτων του Ψυχωτισμού στον παράγοντα SDR είναι ισχυρότερες για το έντυπο ερωτηματολόγιο, αλλά η συσχέτιση της μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στον παράγοντα αυτόν είναι ισχυρότερη για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

3.5.2.2.2 Επίδραση SDR στα τεστ γνώσεων

3.5.2.2.2.1 Τεστ αριθμητικών ακολουθιών

Για τη μελέτη της επίδρασης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών, υπολογίστηκαν υποδείγματα CFA, με έναν θεωρητικό παράγοντα αριθμητικών ικανοτήτων στον οποίο φορτίζουν οι τέσσερις ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών (*parcels*), όπως αναφέρονται σε προηγούμενη ενότητα, και έναν παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability, SDR*), στον οποίο φορτίζει η βαθμολογία των συμμετεχόντων στην κλίμακα Ψεύδους του EPQ, καθώς και κάποιες ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών που επιλέχθηκαν βάσει της συνάφειάς τους με το δείκτη SDR (βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους).

Αρχικά, υπολογίστηκαν οι συνάφειες της βαθμολογίας των συμμετεχόντων στην κλίμακα Ψεύδους με τις τέσσερις ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών, χωριστά για το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N = 272$), το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ($N = 329$) και για το συνολικό δείγμα ($N = 601$). Αυτοί οι αριθμοί ατόμων για κάθε δείγμα αναφέρονται σε όσους συμμετέχοντες απάντησαν σε όλα τα ερωτήματα αριθμητικών ακολουθιών.

Ο στόχος στα υποδείγματα CFA ήταν να συμπεριληφθούν στον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις οι ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών με τις υψηλότερες συσχετίσεις με τη βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους (όπως τα αντίστοιχα υποδείγματα για την τάση για συμφωνία). Για το έντυπο ερωτηματολόγιο, τις υψηλότερες συνάφειες με το δείκτη SDR έχουν οι ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 1 και 2, ενώ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο τις υψηλότερες συνάφειες έχουν οι ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 1 και 3. Στον πίνακα συναφειών του συνολικού δείγματος, οι υψηλότερες απόλυτες συνάφειες ήταν ανάμεσα στο δείκτη SDR από τη μία και στις ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 1 και 3 από την άλλη.

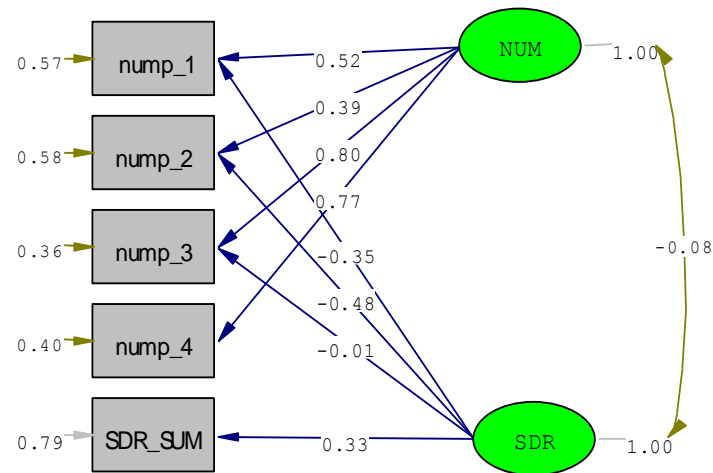
Έτσι, υπολογίστηκε μία σειρά υποδειγμάτων CFA, όπου στον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις εντάχθηκαν οι ομάδες ερωτημάτων 1 και 3, σύμφωνα με τον πίνακα για το συνολικό δείγμα, καθώς το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν συμφωνούσαν στην τακτική σειρά των συναφειών αυτών. Επειδή όμως η ομάδα ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2, για το έντυπο ερωτηματολόγιο έχει την υψηλότερη συνάφεια από όσες παρατηρήθηκαν με το δείκτη SDR, υπολογίστηκαν επιπλέον κάποια υποδείγματα με επίδραση τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στις ομάδες ερωτημάτων 1, 2 και 3, ώστε αν υπήρχε κάποια τέτοια επίδραση στο τεστ αυτό, να μην την «αποκρύψουμε». Για τα τεστ γνώσεων δηλαδή, επειδή αποτελούν συνθήκη ελέγχου, ήταν επιθυμητό να υπάρχει αυστηρότητα, δηλαδή αν το αποτέλεσμα ήταν η απουσία επίδρασης, ο έλεγχος να είναι όσο το δυνατόν πλήρης.

Στα υποδείγματα CFA για τον έλεγχο της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών, στα οποία η επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης εκτιμήθηκε σε τρεις ομάδες ερωτημάτων (υπ' αριθμόν 1, 2 και 3), για λόγους ταυτοποίησης των παραμέτρων, το σφάλμα του δείκτη SDR θεωρήθηκε ίσο με σταθερή τιμή και εκτιμήθηκαν υποδείγματα με ένα εύρος τιμών για το σφάλμα αυτό (με τιμές από 0,79 έως 0,64, καθώς για υψηλότερες τιμές σφάλματος παρατηρήθηκαν προβλήματα στην εκτίμηση).

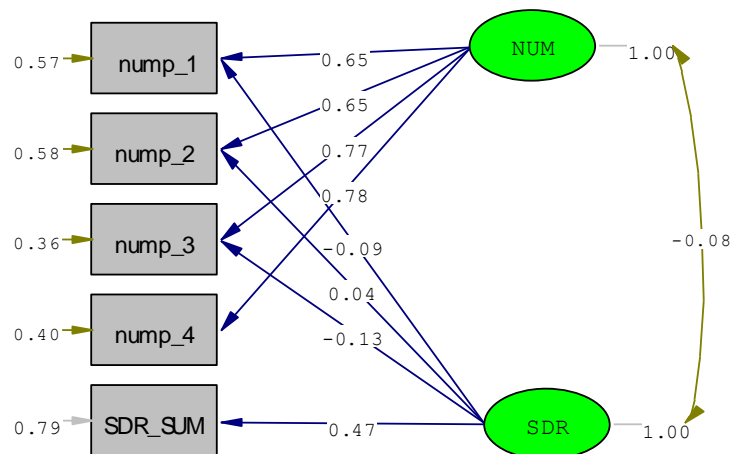
Σε όλες τις περιπτώσεις σταθερής τιμής σφάλματος του δείκτη SDR, η διαφορά στους δείκτες χ^2 του υποδείγματος με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (διαφορετική επίδραση SDR στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) με το υπόδειγμα με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα αυτόν μεταξύ τρόπων χορήγησης (ίδια επίδραση SDR στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), προέκυψε στατιστικώς σημαντική, δηλαδή υπάρχει διαφορά μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών. Για το επίπεδο σφάλματος 0,79 του δείκτη SDR, το οποίο είναι το πλησιέστερο στην τιμή 0,80 που χρησιμοποιήθηκε στα προηγούμενα υποδείγματα, η διαφορά στο χ^2 είναι: $\Delta\chi^2 = 15,524$, $\Delta df = 4$, $p < 0,01$.

Το υπόδειγμα με επίπεδο σφάλματος 0,79 για τον αθροιστικό δείκτη τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις και ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για τους δύο

τρόπους χορήγησης στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, φαίνεται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 28. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών – παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=272). NUM = παράγοντας αριθμητικών ικανοτήτων, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, nump_1 έως nump_4 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) αριθμητικών ακολουθιών, SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 15,324$, $df = 9$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,0484.



Σχήμα 29. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών – παράμετροι για το διαδίκτυακό ερωτηματολόγιο (N=329). NUM = παράγοντας αριθμητικών ικανοτήτων, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, nump_1 έως nump_4 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) αριθμητικών ακολουθιών, SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 15,324$, $df = 9$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,0484.

Από τα σχήματα φαίνεται ότι στο έντυπο ερωτηματολόγιο υπάρχει αρνητική συσχέτιση ομάδων ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, ενώ στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Η αρνητική αυτή συσχέτιση που παρατηρήθηκε για το έντυπο ερωτηματολόγιο μεταξύ ικανοτήτων και τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, συμφωνεί με τους Dilchert, Ones, Viswesvaran, & Deller (2006, σελ. 213

και 217) και Crandall et al. (1965) σύμφωνα με τους οποίους η συσχέτιση γνωστικών ικανοτήτων και τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις αναμένεται να είναι αρνητική. Επίσης, σύμφωνα με τον Paulhus (1991, σελ. 32 σχετικά με την κλίμακα Ψεύδους του MMPI), μπορεί η αρνητική συσχέτιση του δείκτη νοημοσύνης με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις να δείχνει ότι τα ερωτήματα μέτρησης SDR είναι «προφανή» (η κοινωνικώς επιθυμητή απάντηση είναι εμφανώς μη-ρεαλιστική), επομένως είναι δύσκολο κάποιος να απαντήσει με «κοινωνικώς επιθυμητό» τρόπο, ακόμη και αν θέλει να δώσει καλή εικόνα.

Τα ίδια υποδείγματα με σφάλμα 0,79 για το δείκτη SDR υπολογίστηκαν για το ίδιο δείγμα για το έντυπο ερωτηματολόγιο (φοιτητές) και δείγμα μόνο φοιτητών (N = 252) για το διαδικτυακό. Η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ήταν πάλι στατιστικώς σημαντική και η εικόνα των φορτίσεων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης είναι παρόμοια.

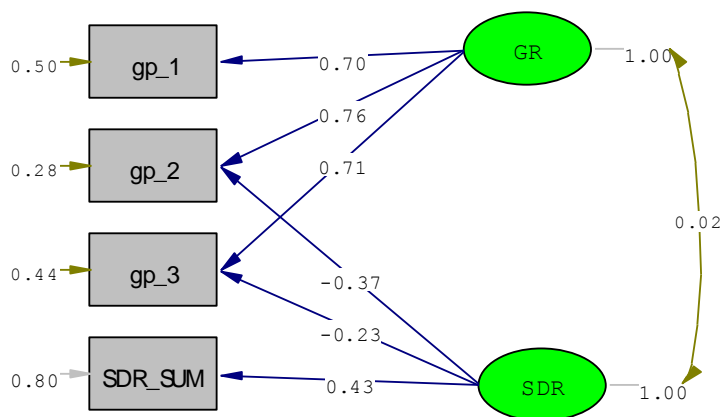
Όταν η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών εκτιμήθηκε σε δύο ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών (υπ' αριθμόν 1 και 3, βλ. στην αρχή της ενότητας), δεν βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου, επομένως τα αποτελέσματα δεν παρουσιάζονται.

3.5.2.2.2.2. *Τεστ συμπλήρωσης λέξεων*

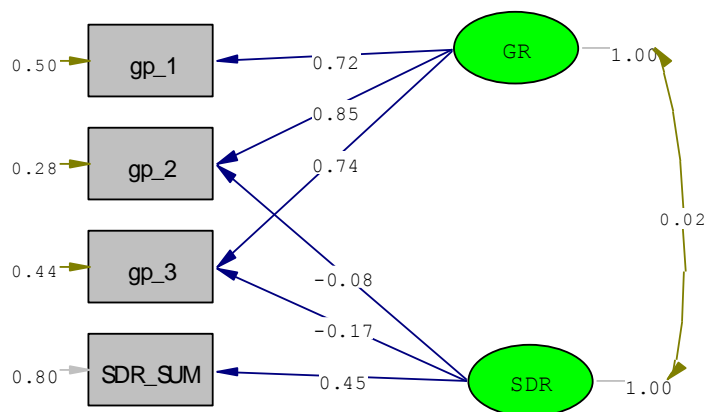
Προκειμένου να εξεταστεί η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων, υπολογίστηκαν υποδείγματα multigroup CFA που βασίστηκαν στις συνάφειες των τριών ομάδων ερωτημάτων γνώσεων μεταξύ τους και με τη συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους (αθροιστικός δείκτης SDR). Σύμφωνα με τον πίνακα συναφειών για το συνολικό δείγμα (έντυπο και διαδικτυακό) που απάντησαν σε όλα τα ερωτήματα του τεστ συμπλήρωσης λέξεων (δεν άφησαν μία ολόκληρη ενότητα στο διαδικτυακό ή όλο το τεστ αναπάντητο στο έντυπο, N = 524), τις υψηλότερες συνάφειες με τη συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους έχουν οι ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2 και 3. Έτσι, οι ομάδες ερωτημάτων αυτές εντάχθηκαν στον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις μαζί με το δείκτη SDR (βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους), με παρόμοια λογική όπως τα υποδείγματα που έχουν περιγραφεί στις προηγούμενες ενότητες.

Εκτιμήθηκαν διάφορα υποδείγματα στα οποία, για λόγους ταυτοποίησης και δυνατότητας εκτίμησης των παραμέτρων, το σφάλμα του δείκτη SDR τέθηκε ίσο με σταθερή τιμή από 0,90 έως 0,64. Σε όλα αυτά τα υποδείγματα, η διαφορά στο δείκτη χ^2 μεταξύ του υποδείματος με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (διαφορετική επίδραση SDR για τους δύο τρόπους χορήγησης) και του υποδείματος με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για τους δύο τρόπους χορήγησης (ίδια επίδραση SDR στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), ήταν στατιστικώς ασήμαντη. Δηλαδή, οι δύο τρόποι χορήγησης δεν διαφέρουν ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων.

Το υπόδειγμα με επίπεδο σφάλματος 0,80 για το δείκτη SDR, με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα SDR για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα (για τη σύγκριση με το υπόδειγμα με ίσες φορτίσεις για τους δύο τρόπους χορήγησης, $\Delta\chi^2 = 3,939$, $\Delta df = 3$, $p > 0,05$).



Σχήμα 30. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων – παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=269). GR = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, gp_1 έως gp_3 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) του τεστ συμπλήρωσης λέξεων, SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 7,101$, $df = 4$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,0545.



Σχήμα 31. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων – παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=255). GR = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, gp_1 έως gp_3 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) του τεστ συμπλήρωσης λέξεων, SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 7,101$, $df = 4$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,0545.

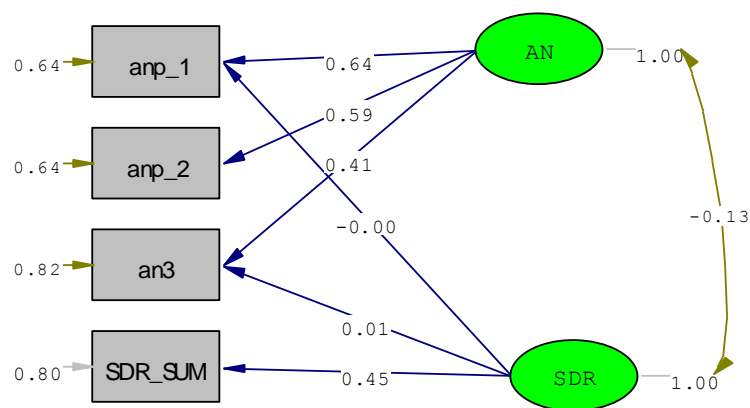
3.5.2.2.2.3 Τεστ λεκτικής λογικής σκέψης

Παρόμοια υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις εκτιμήθηκαν και για τις ερωτήσεις λεκτικής λογικής σκέψης (λεκτικές αναλογίες). Με βάση τον πίνακα συναφειών ανάμεσα στη συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους (δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) και στις τρεις ομάδες ερωτημάτων λεκτικής λογικής σκέψης, για το σύνολο του δείγματος (έντυπο και διαδικτυακό) που απάντησαν στις ερωτήσεις αυτές (N = 545), τις υψηλότερες συσχετίσεις με το δείκτη SDR έχουν οι ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 1 και 3. Υπολογίστηκε μία σειρά υποδειγμάτων multigroup CFA με έναν θεωρητικό παράγοντα λεκτικών ικανοτήτων, στον οποίο φορτίζουν οι τρεις ομάδες ερωτημάτων λεκτικής λογικής σκέψης και έναν παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στον οποίο φορτίζουν η βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους και οι ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 1 και 3 του τεστ λεκτικών αναλογιών.

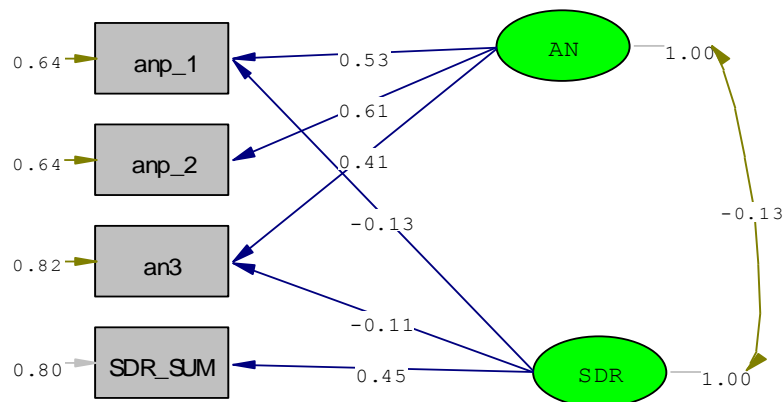
Για λόγους εκτίμησης των παραμέτρων-ταυτοποίησης του υποδείγματος τα επίπεδα σφάλματος του δείκτη SDR τέθηκαν ίσα με σταθερές τιμές που κυμάνθηκαν από 0,86 έως 0,64. Σε όλα τα υποδείγματα που υπολογίστηκαν, οι διαφορές μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ήταν στατιστικώς ασήμαντες (σύμφωνα με τη στατιστικώς ασήμαντη διαφορά στους δείκτες χ^2 μεταξύ του υποδείγματος με διαφορετικές φορτίσεις στον παράγοντα SDR για τους δύο τρόπους χορήγησης και του υποδείγματος

με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο).

Το υπόδειγμα με σφάλμα ίσο με σταθερή τιμή 0,80 για τον αθροιστικό δείκτη SDR, με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα SDR για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα (σε σύγκριση με το υπόδειγμα με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα SDR για τους δύο τρόπους χορήγησης, $\Delta\chi^2 = 0,711$, $\Delta df = 3$, $p > 0,05$).



Σχήμα 32. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ λεκτικών αναλογιών – παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=266). AN = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, anp_1, anp_2 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) λεκτικών αναλογιών, an3 = ερώτημα λεκτικών αναλογιών υπ' αριθμόν 3, SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 10,375$, $df = 4$, $p < 0,05$, RMSEA = 0,0766.



Σχήμα 33. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ λεκτικών αναλογιών – παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=279). AN = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, SDR = παράγοντας τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, anp_1, anp_2 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) λεκτικών αναλογιών, an3 = ερώτημα λεκτικών αναλογιών υπ' αριθμόν 3, SDR_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. $\chi^2 = 10,375$, $df = 4$, $p < 0,05$, RMSEA = 0,0766.

3.5.2.3 Υποδείγματα για τη μελέτη της επίδρασης της τάσης για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style, ERS*)

Η σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις (ERS) έγινε για το ερωτηματολόγιο STAI, καθώς και τα τρία τεστ γνώσεων. Όσον αφορά στο STAI, στόχος ήταν να εξεταστεί κατά πόσο οι απαντήσεις στα ερωτήματά του έχουν επίδραση τάσης για ακραίες απαντήσεις των συμμετεχόντων. Η κλίμακα απάντησης των ερωτημάτων του STAI είναι τετράβαθμη, επομένως οι ακραίες απαντήσεις είναι οι βαθμίδες 1 και 4. Αυτό που ενδιαφέρει σε αυτή την περίπτωση αναφορικά με τις συσχετίσεις των ερωτημάτων ανά δύο, είναι κατά πόσο τα άτομα που απαντούν επιλέγοντας τις ακραίες βαθμίδες σε ένα ερώτημα είναι αυτοί που επιλέγουν ακραίες βαθμίδες και στο άλλο ερώτημα. Για παράδειγμα, αν τα άτομα που χρησιμοποιούν τις βαθμίδες 1 και 4 στο πρώτο ερώτημα θα τείνουν να επιλέγουν τις απαντήσεις 1 και 4 και στο δεύτερο ερώτημα, και ούτω καθεξής για όλους τους δυαδικούς συνδυασμούς ερωτημάτων.

Για να υπολογιστούν δείκτες συνάφειας μεταξύ των ερωτημάτων του STAI, οι οποίοι να εκφράζουν το βαθμό στον οποίο όσοι συμμετέχοντες απαντούν ακραία στο ένα, απαντούν ακραία και στο άλλο, οι απαντήσεις σε όλα τα ερωτήματα του STAI κωδικοποιήθηκαν εκ νέου, έτσι ώστε η καινούρια βαθμολόγηση να δηλώνει κατά πόσο η απάντηση είναι ακραία ή όχι. Επομένως, για κάθε ερώτημα και κάθε συμμετέχοντα, οι απαντήσεις 1 και 4 κωδικοποιήθηκαν ως «1» (ακραία απάντηση), ενώ οι απαντήσεις 2 και 3 κωδικοποιήθηκαν ως «0» (απάντηση προς το μέσο).

Επίσης, όπως αναφέρθηκε σε προηγούμενη ενότητα, υπολογίστηκε ένας δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου (Watson, 1992), δηλαδή το ποσοστό των ακραίων απαντήσεων για κάθε άτομο στα επτά ερωτήματα ελέγχου. Έτσι, αν ένα άτομο είχε στα επτά αυτά ερωτήματα τις απαντήσεις 1, 4, 2, 3, 1, 3 και 4, θα είχε τέσσερις ακραίες απαντήσεις (δύο απαντήσεις 1 και δύο απαντήσεις 4), που αντιστοιχεί σε ποσοστό 4 στα 7, ίσο με 57% περίπου. Ο δείκτης αυτός τάσης για ακραίες απαντήσεις χρησιμοποιήθηκε στα υποδείγματα CFA για τον έλεγχο του ERS (περιγράφονται παρακάτω). Όσον αφορά στο STAI, ο δείκτης αυτός με βάση τα ερωτήματα ελέγχου συσχετίστηκε με τα ερωτήματα του STAI (με δίτιμη κωδικοποίηση για ακραίες απαντήσεις), ώστε να εξεταστεί κατά πόσο η πιθανή τάση για ακραίες απαντήσεις στα ερωτήματα του STAI γενικεύεται και σε άλλα ερωτηματολόγια, όπως

θα προβλεπόταν αν οι συμμετέχοντες απαντούσαν συστηματικά χρησιμοποιώντας αυτό τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης.

3.5.2.3.1 Επίδραση ERS στο ερωτηματολόγιο STAI

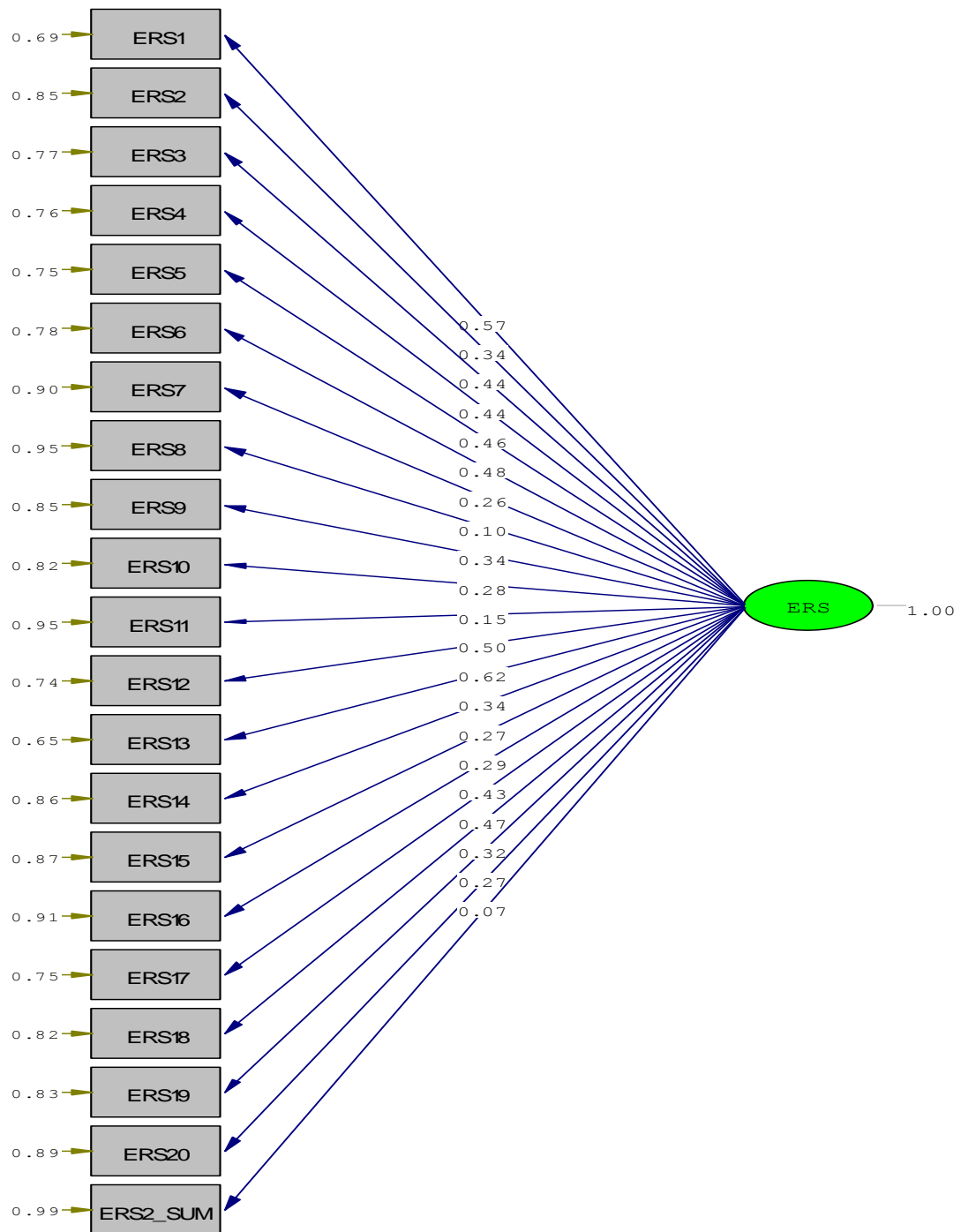
Υπολογίστηκαν μονοπαραγοντικά υποδείγματα CFA, χωριστά για κάθε υποκλίμακα (State και Trait), στα οποία συμπεριλήφθηκαν τα 20 ερωτήματα της αντίστοιχης υποκλίμακας, βαθμολογημένα ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις (1=ακραία απάντηση, 0=απάντηση προς το μέσο), καθώς και ο δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις με βάση τα ερωτήματα ελέγχου (για να εξεταστεί η γενίκευση της τάσης για ακραίες απαντήσεις σε ερωτήματα που δεν μετράνε άγχος). Τα υποδείγματα αυτά για την κλίμακα State και την κλίμακα Trait υπολογίστηκαν ταυτόχρονα για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο σε ανάλυση multigroup CFA, έτσι ώστε να γίνει σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις. Το υπόδειγμα CFA με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για τους δύο τρόπους χορήγησης (διαφορετικές φορτίσεις για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) συγκρίθηκε με ένα υπόδειγμα όπου οι φορτίσεις για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο θεωρήθηκαν ίσες (μέσω της διαφοράς στους δείκτες χ^2), προκειμένου να εξεταστεί κατά πόσο οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις.

Οι συνάφειες μεταξύ των 20 ερωτημάτων κάθε υποκλίμακας του STAI (State ή Trait), **βαθμολογημένα ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις** (δίτιμη κλίμακα 0-1), μπορεί να περιέχουν και κάποια κοινή διασπορά λόγω του άγχους (καθώς όλα μετρούν άγχος). Προκειμένου να ελεγχθεί η υπόθεση αυτή, έγινε σύγκριση μεταξύ δύο ειδών πινάκων συναφειών μεταξύ των ερωτημάτων των υποκλιμάκων του STAI, α) οι μερικές συνάφειες των ερωτημάτων κάθε υποκλίμακας (State και Trait), στην αρχική τους κωδικοποίηση (τετράβαθμη κλίμακα 1-4) που δηλώνει διαφορές ως προς το άγχος, **διορθωμένες για την επίδραση του αθροιστικού δείκτη ERS** με βάση τα ερωτήματα ελέγχου (αυτός είναι ο πίνακας συναφειών των ερωτημάτων του STAI που περιέχει **κοινή διασπορά λόγω «μόνο άγχους»**) και β) του πίνακα συναφειών (για κάθε υποκλίμακα) των 20 ερωτημάτων, βαθμολογημένων ώστε να δείχνουν διαφορές στην **τάση για ακραίες απαντήσεις** (δίτιμη κλίμακα 0-1). Αυτός ο δεύτερος πίνακας συναφειών των 20 ερωτημάτων κάθε υποκλίμακας θεωρείται ότι περιέχει κοινή διασπορά μεταξύ των ερωτημάτων λόγω της τάσης για ακραίες απαντήσεις, αλλά ίσως

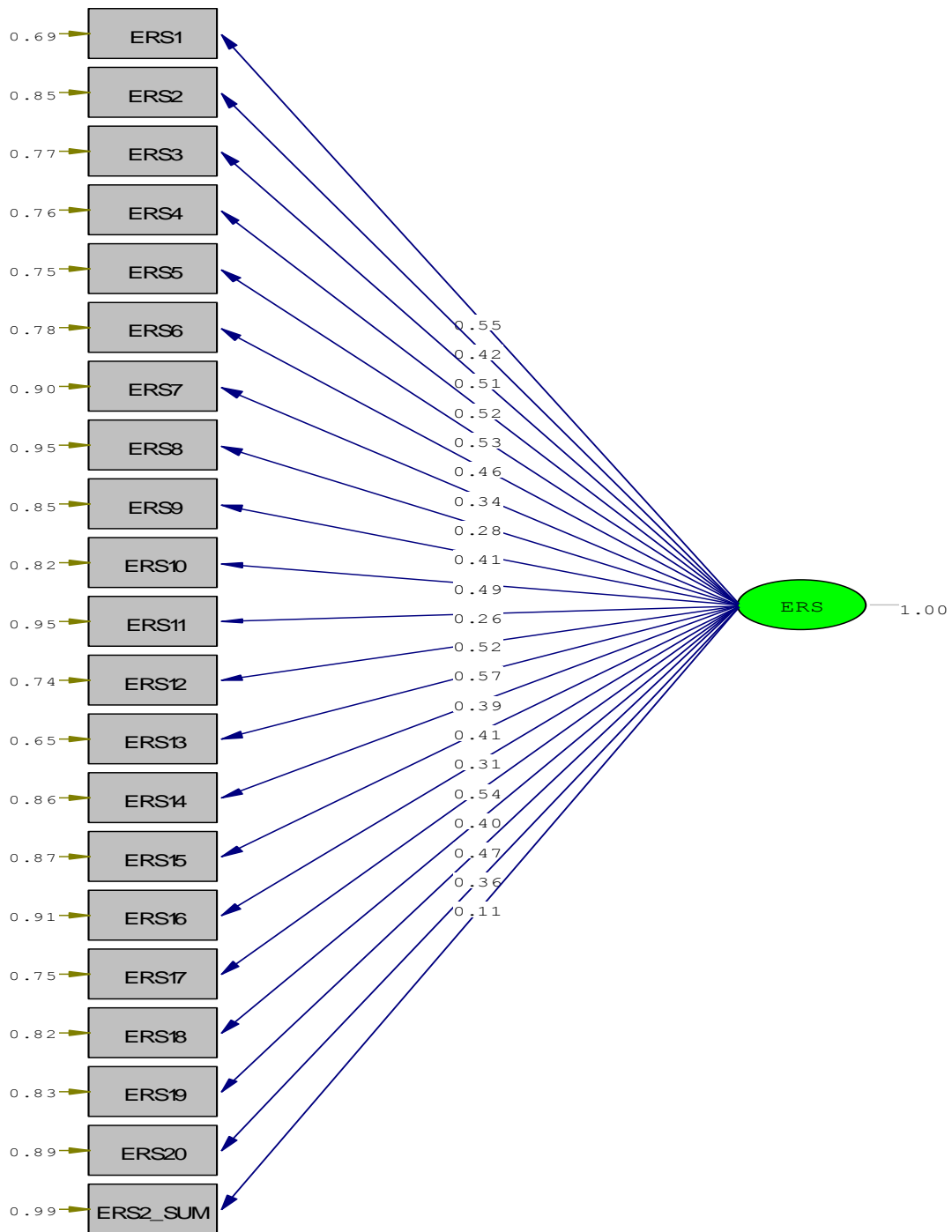
και λόγω του άγχους. Αν οι δύο αυτοί πίνακες συναφειών για κάθε υποκλίμακα (και για κάθε τρόπο χορήγησης -έντυπο και διαδικτυακό- χωριστά) διαφέρουν, αυτό σημαίνει ότι οι συνάφειες των ερωτημάτων που έχουν κωδικοποιηθεί ώστε να μετρούν τάση για ακραίες απαντήσεις (0 = απάντηση προς το μέσο, 1 = ακραία απάντηση) *δεν περιέχουν* κοινή διασπορά λόγω άγχους. Η σύγκριση των δύο πινάκων συναφειών για κάθε υποκλίμακα του STAI και για κάθε τρόπο χορήγησης χωριστά, έγινε μέσω σύγκρισης Fisher z. Βρέθηκε ότι οι συνάφειες των ερωτημάτων των υποκλιμάκων State και Trait βαθμολογημένα ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις, τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, δεν περιέχουν μεγάλο ποσοστό κοινής διασποράς λόγω άγχους, καθώς οι συνάφειες αυτές διαφέρουν από τις συνάφειες λόγω «μόνο άγχους». Επομένως, τα ερωτήματα του STAI βαθμολογημένα ώστε να εκφράζουν τάση για ακραίες απαντήσεις, είναι ικανοποιητικά για τη μέτρηση του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης.

Τα υποδείγματα CFA για τον έλεγχο της τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS) στις δύο υποκλίμακες του STAI ήταν, όπως αναφέρθηκε, μονοπαραγοντικά και αποτελούνταν από τα 20 ερωτήματα κάθε υποκλίμακας (State ή Trait) βαθμολογημένα ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις, καθώς και τον αθροιστικό δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. Εκτιμήθηκε ένας παράγοντας που εκφράζει τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης και όχι δύο παράγοντες (άγχος και ιδιότυπος τρόπος απόκρισης), επειδή η κωδικοποίηση των ερωτημάτων του STAI ήταν τέτοια, ώστε να δηλώνουν τάση για ακραίες απαντήσεις.

Στα παρακάτω σχήματα παρουσιάζεται το υπόδειγμα ελέγχου της τάσης για ακραίες απαντήσεις για την κλίμακα State και συγκεκριμένα η επίλυση με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στις αναλύσεις δηλαδή αυτές θεωρήθηκε ότι το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο διαφέρουν ως προς την επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης. Στη συνέχεια θα γίνει σύγκριση με ένα υπόδειγμα στο οποίο η επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης θα θεωρηθεί ίδια για τους δύο τρόπους χορήγησης. Τα σφάλματα των παρατηρούμενων μετρήσεων θεωρήθηκαν ίσα για τους δύο τρόπους χορήγησης, όπως και στα υποδείγματα για τους άλλους δύο ιδιότυπους τρόπους απόκρισης.



Σχήμα 34. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS) στην κλίμακα State του STAI – παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο. ERS1 έως ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 1632,423$, $df = 399$, $p < 0,001$, RMSEA = 0,0951.

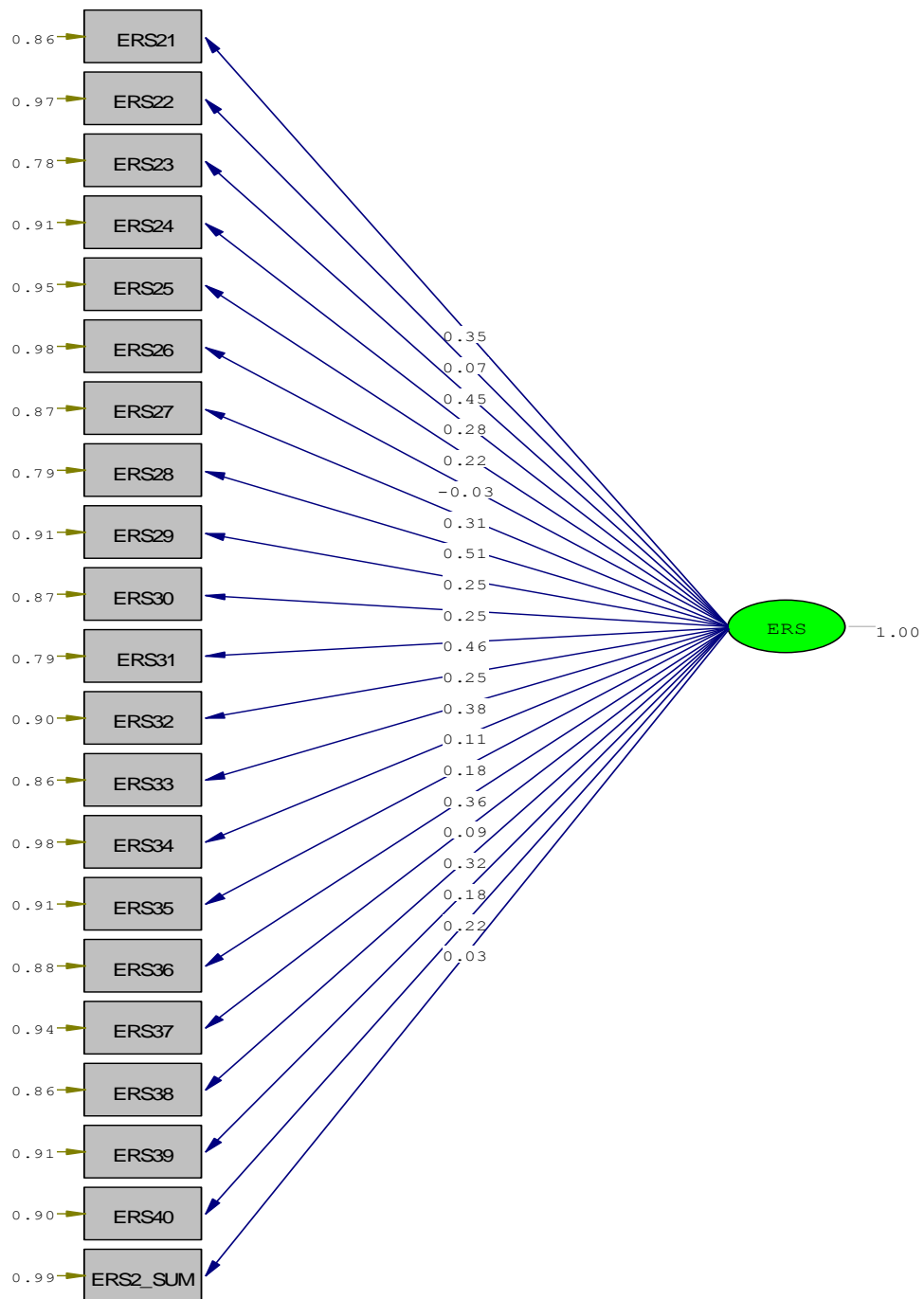


Σχήμα 35. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS) στην κλίμακα State του STAI – παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. ERS1 έως ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 1632,423$, $df = 399$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0951$.

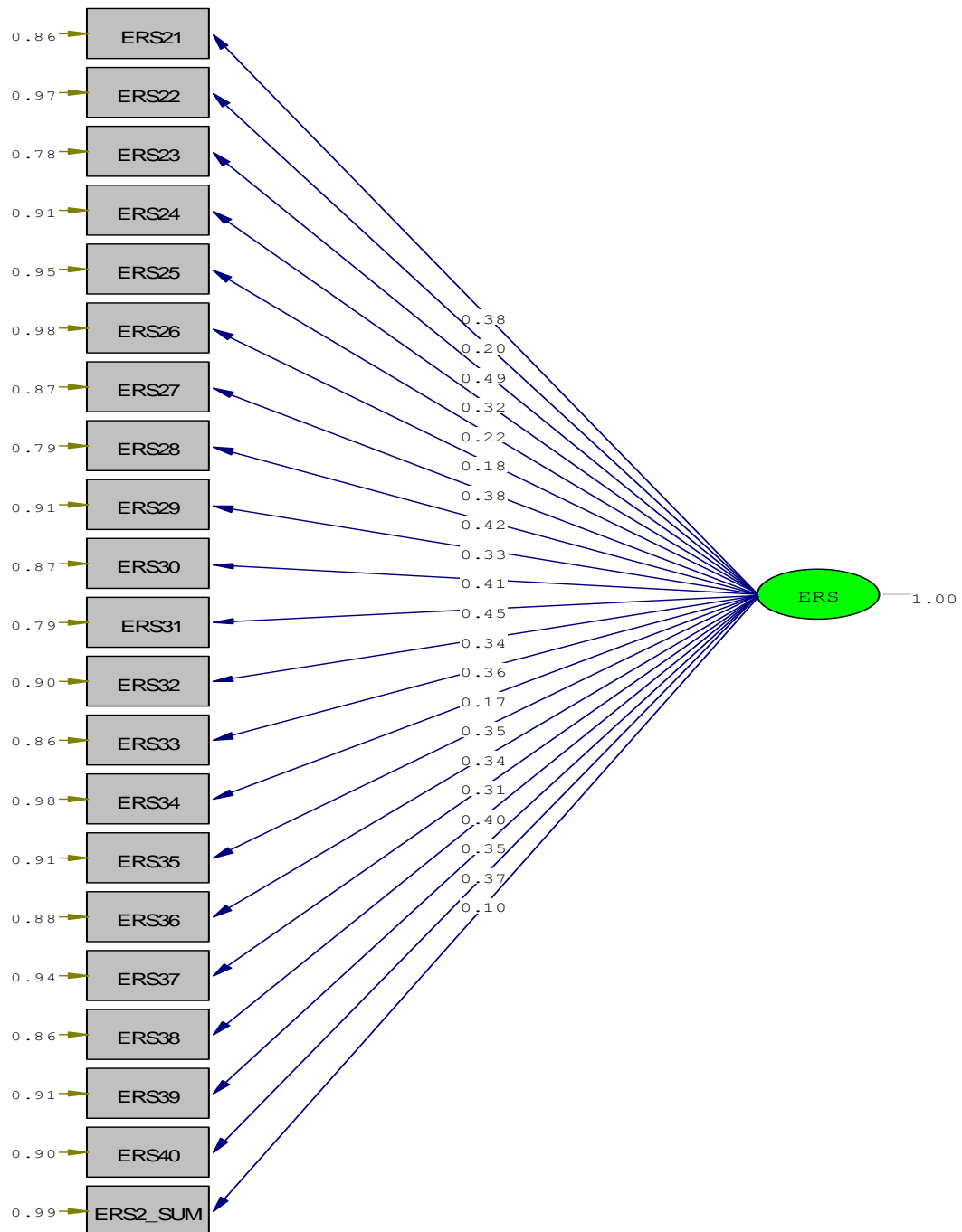
Παρατηρείται ότι τόσο για το έντυπο, όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο υπάρχει στα ερωτήματα της κλίμακας State κάποια κοινή διασπορά λόγω τάσης για ακραίες απαντήσεις (πιο υψηλές φορτίσεις στο διαδικτυακό), αλλά αυτή είναι διαφορετική από την τάση για ακραίες απαντήσεις που μετράται με τον αθροιστικό

δείκτη από τα ερωτήματα ελέγχου, καθώς αυτός δεν σχετίζεται με τον παράγοντα. Επίσης, η διαφορά του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις είναι στατιστικώς ασήμαντη (για τα υποδείγματα με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για τους δύο τρόπους χορήγησης και με ίσες φορτίσεις για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο: $\Delta\chi^2 = 18,942$, $\Delta df = 21$, $p > 0,05$).

Παρόμοια υποδείγματα CFA εκτιμήθηκαν και για την κλίμακα Trait για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις. Το υπόδειγμα με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για τους δύο τρόπους χορήγησης, όπου δηλαδή θεωρείται ότι η επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις διαφέρει για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 36. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS) στην κλίμακα Trait του STAI – παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο. ERS21 έως ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 909,733$, $df = 399$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0612$.



Σχήμα 37. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS) στην κλίμακα Trait του STAI – παράμετροι για το διαδίκτυακό ερωτηματολόγιο. ERS21 έως ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 909,733$, $df = 399$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0612$.

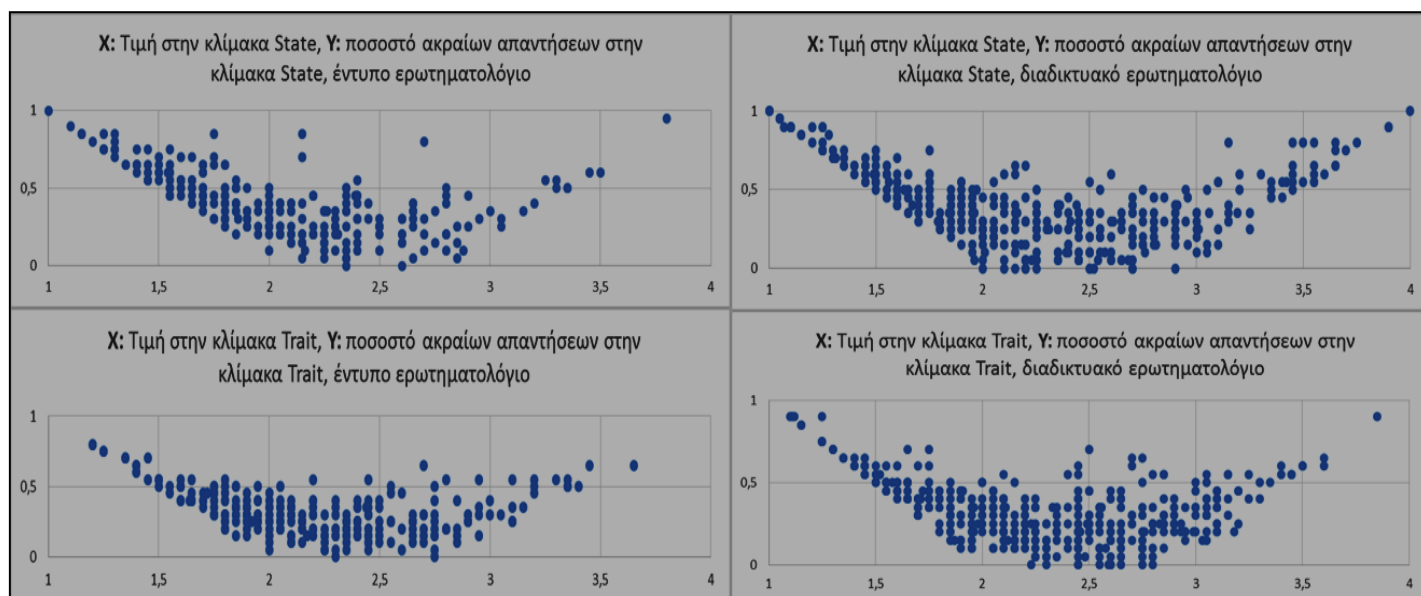
Παρατηρείται ότι, ενώ σε κάποια ερωτήματα της κλίμακας Trait (περισσότερα για το διαδικτυακό) υπάρχει κοινή διασπορά τάσης για ακραίες απαντήσεις, αυτή είναι διαφορετική από την τάση για ακραίες απαντήσεις που μετράται με τον αθροιστικό δείκτη ERS από τα επτά ερωτήματα ελέγχου, καθώς ο δείκτης αυτός δεν σχετίζεται με

τον παράγοντα. Επίσης, το υπόδειγμα CFA για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διαφέρει από το υπόδειγμα στο οποίο οι φορτίσεις των δύο τρόπων χορήγησης θεωρούνται ίσες ($\Delta\chi^2 = 22,195$, $\Delta df = 21$, $p > 0,05$). Επομένως, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διαφέρουν ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait.

Αναφέρθηκε παραπάνω ότι υπάρχουν κάποιες ισχυρές συσχετίσεις (περισσότερες ή λιγότερες ανάλογα με το συγκεκριμένο υπόδειγμα) ερωτημάτων του STAI (με κωδικοποίηση 0-1 ώστε να δηλώνουν τάση για ακραίες απαντήσεις) με τον παράγοντα τάσης για ακραίες απαντήσεις. Αυτό σημαίνει ότι, έστω για μερικά ερωτήματα, ισχύει το ότι τα άτομα που έδωσαν ακραία απάντηση σε ένα, έδωσαν ακραίες απαντήσεις και σε κάποια άλλα. Οι συσχετίσεις αυτές όμως θα μπορούσαν να προκύψουν και λόγω του γεγονότος ότι όλα τα ερωτήματα του STAI μετρούν άγχος. Δηλαδή, όσοι έδωσαν ακραίες απάντησεις σε κάποια ερωτήματα, μπορεί να το έκαναν επειδή είχαν είτε υψηλό άγχος είτε χαμηλό άγχος. Η υπόθεση αυτή βέβαια έχει ήδη εξεταστεί με τη μέθοδο της μερικής συνάφειας (βλ. στην αρχή της ενότητας σχετικά με την επίδραση ERS στο STAI) και το συμπέρασμα ήταν ότι τα ερωτήματα του STAI κωδικοποιημένα ώστε να δηλώνουν τάση για ακραίες απαντήσεις, μάλλον αξιολογούν κάτι διαφορετικό από το άγχος. Η ίδια αυτή υπόθεση εξετάζεται επίσης με έναν εναλλακτικό τρόπο.

Επομένως, έγινε προσπάθεια να εξεταστεί η τάση για ακραίες απαντήσεις «ανεξάρτητα» από την τιμή των συμμετεχόντων στο άγχος, δηλαδή κατά πόσο άτομα με παρόμοιες τιμές στο άγχος έχουν διαφορετική τάση να χρησιμοποιούν ή όχι τις ακραίες βαθμίδες της κλίμακας μέτρησης.

Για κάθε υποκλίμακα του STAI (State, Trait) και για κάθε τρόπο χορήγησης (έντυπο, διαδικτυακό) απεικονίστηκε το διάγραμμα σκεδασμού της συνολικής βαθμολογίας των ατόμων στο άγχος (σε κλίμακα 1-4) σε συνδυασμό με το ποσοστό των ακραίων απαντήσεων των ατόμων στην ίδια κλίμακα. Για παράδειγμα, για τις απαντήσεις των ατόμων που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, απεικονίστηκαν οι συνολικές τους τιμές στο άγχος που προκαλείται από μία κατάσταση (State) σε συνδυασμό με το ποσοστό των ακραίων απαντήσεων κάθε ατόμου (απαντήσεις 1 και 4) στην κλίμακα State. Στα τέσσερα διαγράμματα σκεδασμού που δείχνουν τη σχέση άγχους και ποσοστού ακραίων απαντήσεων που προέκυψαν (έντυπο-κλίμακα State, διαδικτυακό-κλίμακα State, έντυπο-κλίμακα Trait, διαδικτυακό-κλίμακα Trait) φαίνεται ότι η σχέση αυτή είναι καμπυλόγραμμη. Έτσι, όσοι έχουν είτε χαμηλό είτε υψηλό άγχος, τείνουν να έχουν μεγάλα ποσοστά ακραίων απαντήσεων, ενώ όσοι έχουν μεσαίες τιμές στο άγχος, τείνουν να έχουν μικρότερα ποσοστά ακραίων απαντήσεων. Το παραπάνω είναι λογικό, επειδή για να έχει κάποιος μία πολύ υψηλή ή πολύ χαμηλή βαθμολογία στο άγχος, θα πρέπει να χρησιμοποιήσει ακραίες απαντήσεις που δηλώνουν αυτό το έντονο ή το λίγο άγχος. Προκύπτει επίσης το συμπέρασμα ότι οι συμμετέχοντες που έχουν πολλές ακραίες απαντήσεις (και θεωρείται ότι έχουν υψηλή τάση για ακραίες απαντήσεις), είναι ενδεχομένως και αυτοί που έχουν υψηλό ή χαμηλό άγχος, οπότε είναι δύσκολο να διαχωριστεί η θεωρητική έννοια του άγχους από τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης της τάσης για ακραίες απαντήσεις. Τα διαγράμματα σκεδασμού παρουσιάζονται στην παρακάτω εικόνα.

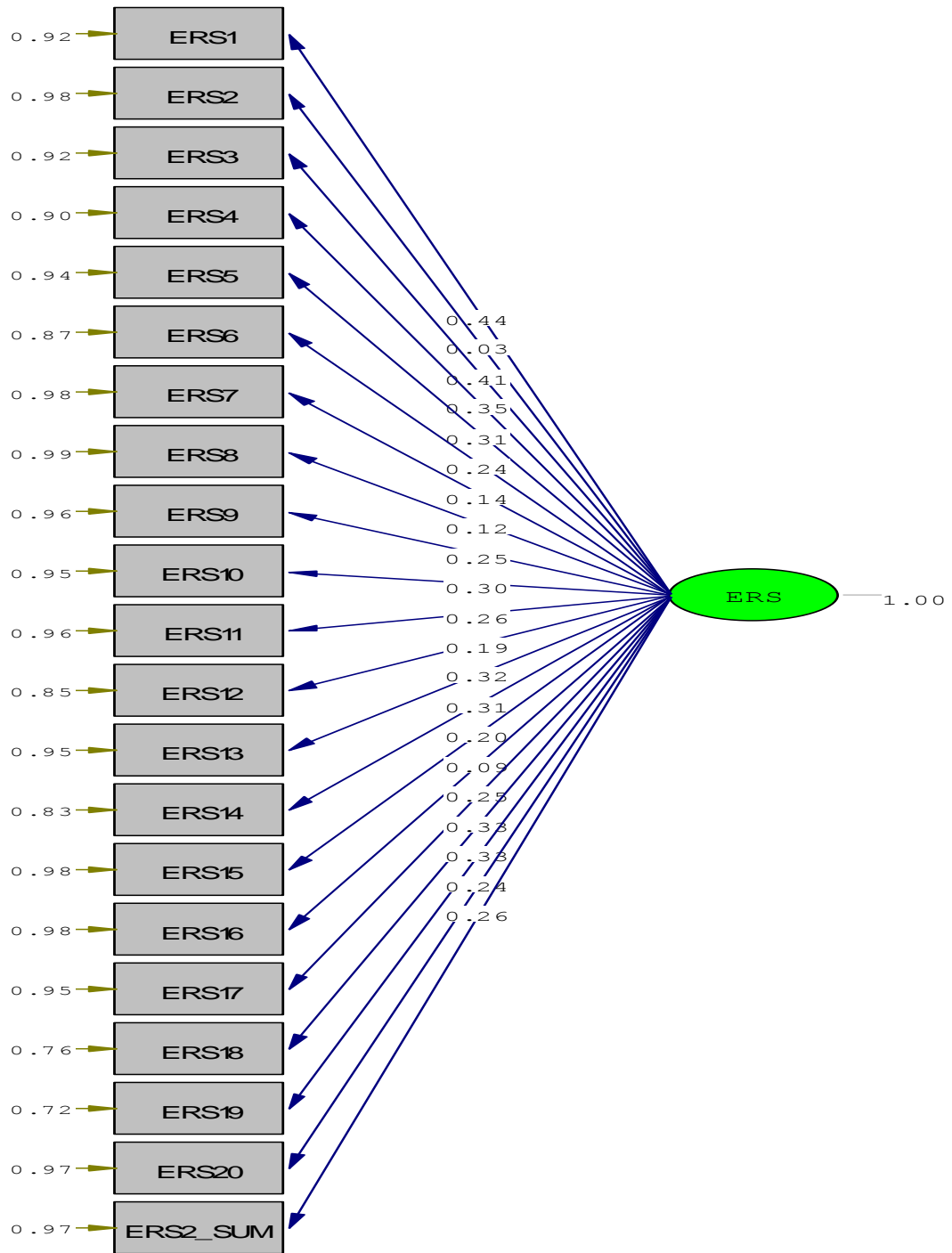


Σχήμα 38. Απεικόνιση των αθροιστικών βαθμολογιών των συμμετεχόντων στις υποκλίμακες του STAI ως προς το ποσοστό των ακραίων απαντήσεων των συμμετεχόντων στις υποκλίμακες αυτές.

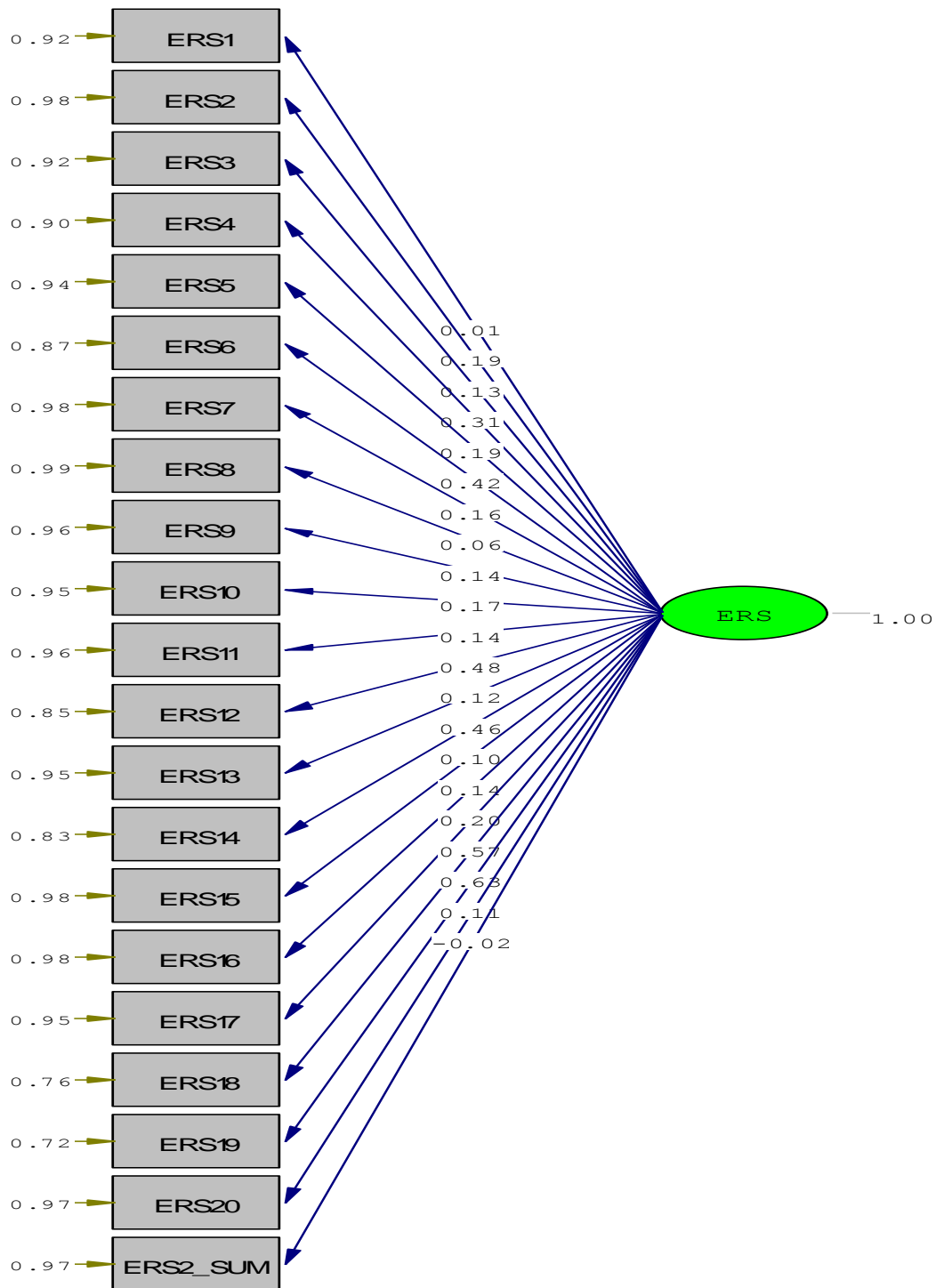
Παρατηρείται ότι, για τα άτομα που δεν έχουν ακραίες συνολικές τιμές στο άγχος, έχουν δηλαδή άγχος μεταξύ των τιμών 2 και 3, η καμπυλόγραμμη σχέση άγχους-ποσοστού ακραίων απαντήσεων δεν φαίνεται να είναι τόσο έντονη. Υπάρχουν δηλαδή άτομα με παρόμοιες τιμές στο άγχος αλλά με διάφορες τιμές ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις. Για παράδειγμα, για το έντυπο ερωτηματολόγιο και την κλίμακα State υπάρχουν άτομα που όλα έχουν την τιμή 2,15 ως προς το άγχος κατάστασης, αλλά έχουν ποσοστά ακραίων απαντήσεων μεταξύ των τιμών 0,05 και 0,85. Επίσης, τα όρια 2 και 3 στην τιμή του συνολικού άγχους επιλέχθηκαν επειδή κάποιος μπορεί να συγκεντρώσει τις βαθμολογίες αυτές στο άγχος χωρίς να χρησιμοποιήσει καθόλου ακραίες απαντήσεις.

Έτσι, υπολογίστηκαν τα ίδια υποδείγματα ελέγχου της τάσης για ακραίες απαντήσεις (multi-group CFA) για την υποομάδα των ατόμων με τιμές άγχους (State ή Trait) μεταξύ των τιμών 2 και 3. Βέβαια, στις αναλύσεις αυτές αναμένεται να υπάρχουν μικρότερες διαφορές των ατόμων στην τάση για ακραίες απαντήσεις σε σχέση με το σύνολο των ατόμων, επειδή αν είχαν πολλές ακραίες απαντήσεις, θα είχαν και υψηλή ή χαμηλή τιμή στο άγχος.

Το υπόδειγμα μέτρησης της τάσης για ακραίες απαντήσεις για την κλίμακα State, για τα άτομα με μέτριες τιμές στο συνολικό άγχος κατάστασης, με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 39. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα State του STAI, για τα άτομα με μέτριες τιμές στο άγχος κατάσταση, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=137). ERS1 έως ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State του STAI, κωδικοποιημένα με δίτιμη κλίμακα 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 848,613$, $df = 399$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0817$.

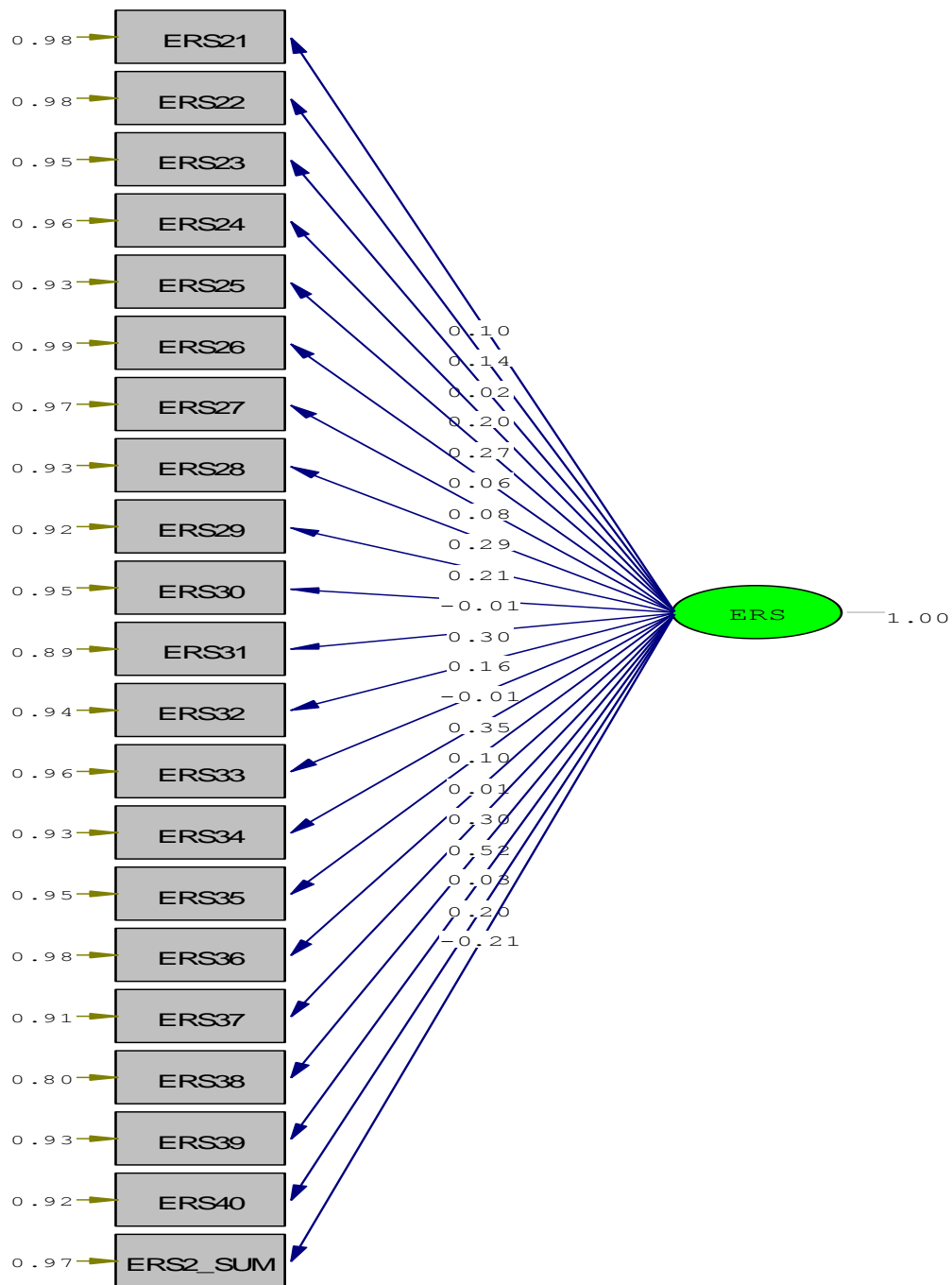


Σχήμα 40. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα State του STAI, για τα άτομα με μέτριες τιμές στο άγχος κατάστασης, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=203). ERS1 έως ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State του STAI, κωδικοποιημένα με δίτιμη κλίμακα 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 848,613$, $df = 399$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0817$.

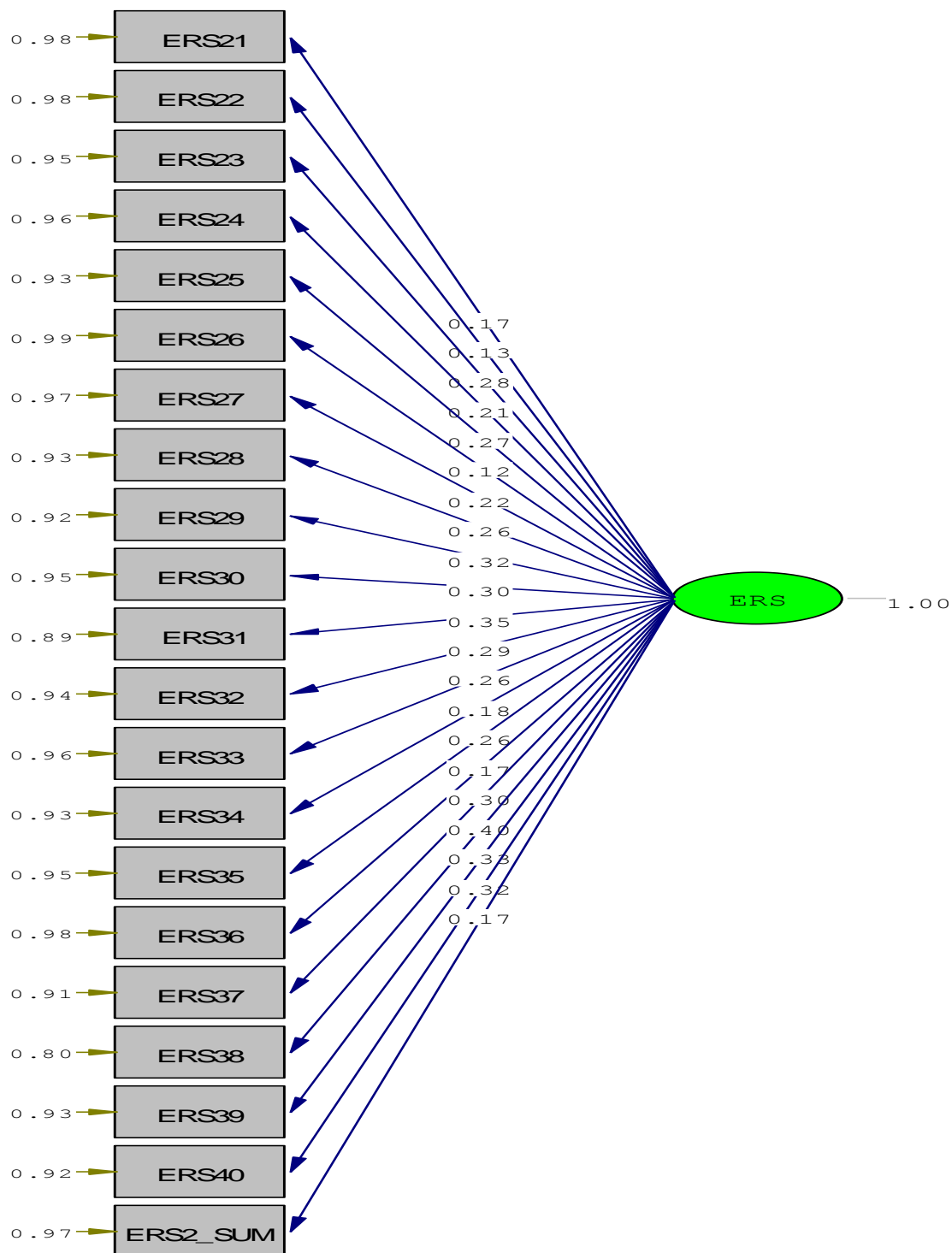
Παρατηρείται ότι υπάρχουν κάποια ερωτήματα που συσχετίζονται με τον παράγοντα τάσης για ακραίες απαντήσεις, με τα ερωτήματα αυτά να είναι λιγότερα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (αν και οι συσχετίσεις ήταν περισσότερο έντονες για

αυτό τον τρόπο χορήγησης). Ο αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου δεν συσχετίστηκε με τον παράγοντα, όπως και στις προηγούμενες αναλύσεις, επομένως η τάση για ακραίες απαντήσεις που εκφράζει φαίνεται να είναι διαφορετική από αυτήν που υπάρχει σε κάποια ερωτήματα της κλίμακας State. Το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις και για αυτή την υποομάδα συμμετεχόντων, όπως φαίνεται από τη διαφορά στους δείκτες χ^2 μεταξύ του υποδείγματος με διαφορετικές φορτίσεις για τους δύο τρόπους χορήγησης και του υποδείγματος με ίσες φορτίσεις ($\Delta\chi^2 = 15,797$, $\Delta df = 21$, $p > 0,05$).

Τα ίδια υποδείγματα multigroup CFA εκτιμήθηκαν επίσης για τα άτομα με μέτριες συνολικές βαθμολογίες (μεταξύ 2 και 3) στο άγχος ως χαρακτηριστικό προσωπικότητας (κλίμακα Trait). Τα αποτελέσματα των αναλύσεων με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, παρουσιάζονται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 41. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait του STAI, για τα άτομα με μέτριες τιμές στο άγχος ως χαρακτηριστικό προσωπικότητας, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=159). ERS21 έως ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait του STAI, κωδικοποιημένα με δίτιμη κλίμακα 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 523,423$, $df = 399$, $p < 0,001$, $RMSEA = 0,0397$.



Σχήμα 42. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait του STAI, για τα άτομα με μέτριες τιμές στο άγχος ως χαρακτηριστικό προσωπικότητας, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=238). ERS21 έως ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait του STAI, κωδικοποιημένα με δίτιμη κλίμακα 1=ακραία απάντηση, 0=μετριοπαθής απάντηση. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 523,423$, $df = 399$, $p < 0,001$, RMSEA = 0,0397.

Από τα σχήματα φαίνεται ότι υπάρχουν λίγα ερωτήματα που συσχετίζονται με τον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (κάπως περισσότερα για το διαδικτυακό), ενώ

ο αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις δεν συσχετίστηκε με τον παράγοντα, όπως και για την κλίμακα State. Επίσης, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν έχουν στατιστικώς σημαντική διαφορά στην επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait για την υποομάδα ατόμων με μέτριες τιμές στο άγχος ως χαρακτηριστικό προσωπικότητας. Η διαφορά στους δείκτες χ^2 του υποδείγματος με διαφορετική επίδραση ERS για τους δύο τρόπους χορήγησης και του υποδείγματος με ίδια επίδραση (ίσες φορτίσεις) ήταν στατιστικώς ασήμαντη ($\Delta\chi^2 = 22,234$, $\Delta df = 21$, $p > 0,05$).

3.5.2.3.2 Επίδραση ERS στα τεστ γνώσεων

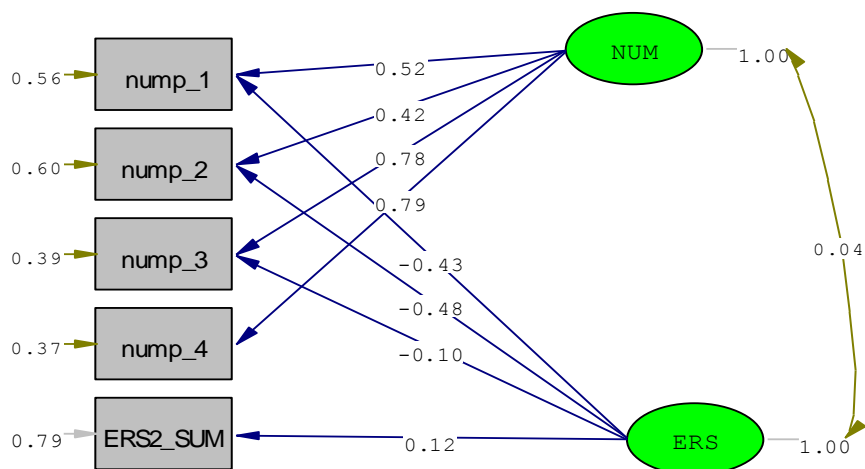
Για τον έλεγχο της επίδρασης της τάσης για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style, ERS*) στα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, συμπλήρωση λέξεων-γρίφοι, ερωτήσεις λεκτικών αναλογιών) υπολογίστηκαν υποδείγματα CFA με έναν θεωρητικό παράγοντα (ικανότητες) στον οποίο φορτίζουν οι ομάδες ερωτημάτων (*parcels*) του συγκεκριμένου τεστ γνώσεων και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στον οποίο φορτίζει ο αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου, μαζί με μετρήσεις ικανοτήτων με τις υψηλότερες συσχετίσεις με το δείκτη αυτόν. Σε όλα αυτά τα υποδείγματα, τα σφάλματα των παρατηρούμενων μετρήσεων, καθώς και η συσχέτιση των παραγόντων (ικανότητες και τάση για ακραίες απαντήσεις) τέθηκαν ίσα μεταξύ των δύο ομάδων τρόπου χορήγησης για λόγους εκτίμησης-ταυτοποίησης των παραμέτρων και για να είναι συγκρίσιμα με τα προηγούμενα παρόμοια υποδείγματα.

3.5.2.3.2.1 Τεστ αριθμητικών ακολουθιών

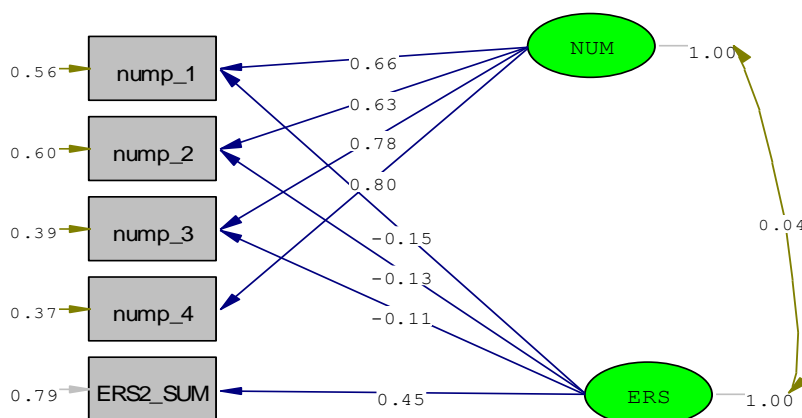
Τα υποδείγματα multigroup CFA για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών, αποτελούνται από έναν θεωρητικό παράγοντα στον οποίο φορτίζουν οι τέσσερις ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών και έναν παράγοντα τάσης για ακραίες απαντήσεις στον οποίο εκτιμώνται οι φορτίσεις του δείκτη ERS από τα ερωτήματα ελέγχου, καθώς και των ομάδων αριθμητικών ακολουθιών που έχουν τις υψηλότερες συσχετίσεις με αυτόν (για λόγους εκτίμησης-ταυτοποίησης των παραμέτρων, όπως και σε προηγούμενα παρόμοια υποδείγματα).

Υπολογίστηκε μία σειρά τέτοιων υποδειγμάτων CFA, στα οποία συμπεριλήφθηκαν οι τρεις πρώτες ομάδες αριθμητικών ακολουθιών στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου

απόκρισης, καθώς αυτές έχουν τις υψηλότερες συσχετίσεις με τον αθροιστικό δείκτη ERS στο σύνολο του δείγματος (οι δύο ομάδες ερωτημάτων με τις υψηλότερες συσχετίσεις είναι διαφορετικές για τους δύο τρόπους χορήγησης). Για λόγους δυνατότητας εκτίμησης των παραμέτρων-ταυτοποίησης του υποδείγματος, το σφάλμα του αθροιστικού δείκτη ERS θεωρήθηκε ίσο με σταθερή τιμή (από 0,90 έως 0,64). Στις τιμές σφάλματος από 0,80 και πάνω, υπήρχαν σε κάποιες περιπτώσεις φορτίσεις μεγαλύτερες της μονάδας. Έτσι, το επίπεδο σφάλματος γύρω στο 0,80 (που θεωρήθηκε λογικό) εκτιμήθηκε με την τιμή 0,79. Στο αντίστοιχο υπόδειγμα CFA, η διαφορά του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις ήταν στατιστικώς ασήμαντη, αν και η τιμή για τη στατιστική σημαντικότητα ήταν οριακή (για το υπόδειγμα με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο στον παράγοντα ERS σε σύγκριση με το υπόδειγμα όπου οι φορτίσεις στον παράγοντα αυτόν τέθηκαν ίσες για τους δύο τρόπους χορήγησης, $\Delta\chi^2 = 9,436$, $\Delta df = 4$, $p = 0,0511$). Το υπόδειγμα αυτό με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ERS, παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 43. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών-παραμέτροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=272). NUM = παράγοντας αριθμητικών ικανοτήτων, ERS = παράγοντας τάσης για ακραίες απαντήσεις, nump_1 έως nump_4 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) του τεστ αριθμητικών ακολουθιών, ERS2_SUM = δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 24,358$, $df = 9$, $p < 0,01$, $RMSEA = 0,0755$.



Σχήμα 44. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών-παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=329). NUM = παράγοντας αριθμητικών ικανοτήτων, ERS = παράγοντας τάσης για ακραίες απαντήσεις, nump_1 έως nump_4 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) του τεστ αριθμητικών ακολουθιών, ERS2_SUM = δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 24,358$, $df = 9$, $p < 0,01$, $RMSEA = 0,0755$.

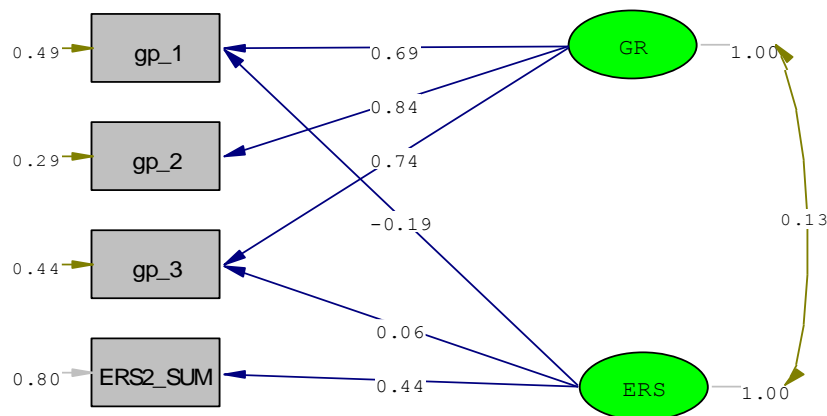
Όπως φαίνεται, ο παράγοντας ιδιότυπου τρόπου απόκρισης δεν δείχνει επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών για κανέναν από τους δύο τρόπους χορήγησης. Στο έντυπο ερωτηματολόγιο δεν φορτίζει ο αθροιστικός δείκτης ERS, ενώ στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν φορτίζουν οι τρεις ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών.

3.5.2.3.2.2 Τεστ συμπλήρωσης λέξεων-γρίφοι

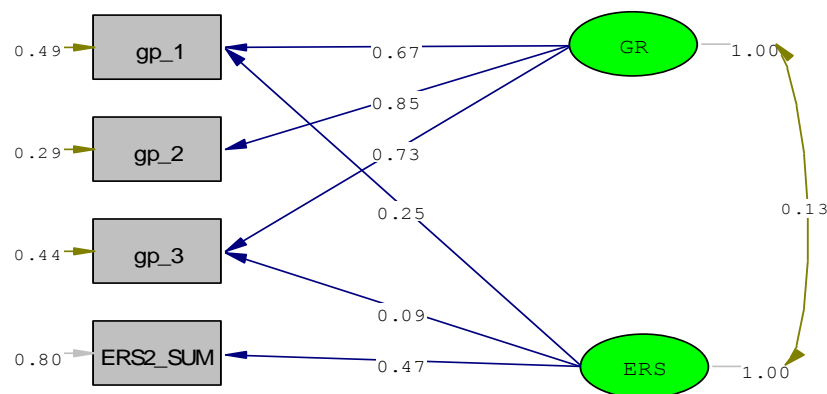
Για τον έλεγχο της επίδρασης της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων, υπολογίστηκαν υποδείγματα multigroup CFA με έναν παράγοντα ικανοτήτων στον οποίο φορτίζουν οι τρεις ομάδες ερωτημάτων του τεστ αυτού και έναν παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στον οποίο φορτίζει ο αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, καθώς και οι ομάδες ερωτημάτων 1 και 3, οι οποίες έχουν τις υψηλότερες συσχετίσεις με τον αθροιστικό δείκτη ERS στο σύνολο του δείγματος.

Εκτιμήθηκαν υποδείγματα στα οποία το σφάλμα του αθροιστικού δείκτη ERS θεωρήθηκε ίσο με σταθερή τιμή (από 0,90 έως 0,64), για λόγους εκτίμησης-ταυτοποίησης των παραμέτρων. Σε όλες τις περιπτώσεις οι διαφορές στο δείκτη χ^2 του υποδείγματος με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων του παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο και του υποδείγματος με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ERS για τους δύο τρόπους χορήγησης ήταν στατιστικώς ασήμαντες. Το υπόδειγμα με σφάλμα 0,80 και ελεύθερη εκτίμηση των

φορτίσεων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 45. Υπόδειγμα multigroup CFA για τον έλεγχο της επίδρασης της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=269). GR = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, ERS = παράγοντας τάσης για ακραίες απαντήσεις, gp_1 έως gp_3 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) του τεστ συμπλήρωσης λέξεων, ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 5,936$, $df = 4$, $p > 0,05$, $RMSEA = 0,0431$.



Σχήμα 46. Υπόδειγμα multigroup CFA για τον έλεγχο της επίδρασης της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=255). GR = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, ERS = παράγοντας τάσης για ακραίες απαντήσεις, gp_1 έως gp_3 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) του τεστ συμπλήρωσης λέξεων, ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 5,936$, $df = 4$, $p > 0,05$, $RMSEA = 0,0431$.

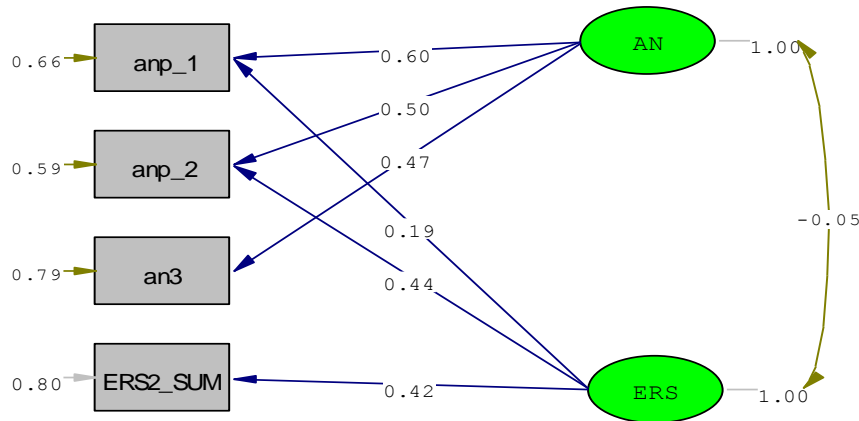
Το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διαφέρουν ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων, καθώς η διαφορά του υποδείγματος με διαφορετική επίδραση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στους δύο τρόπους χορήγησης και του υποδείγματος με ίδια επίδραση (ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ERS) ήταν στατιστικώς ασήμαντη ($\Delta\chi^2 = 6,516$, $\Delta df = 3$, $p > 0,05$). Επίσης, οι φορτίσεις στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης (στο υπόδειγμα όπου εκτιμήθηκαν ελεύθερα) δείχνουν ότι δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για ακραίες

απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

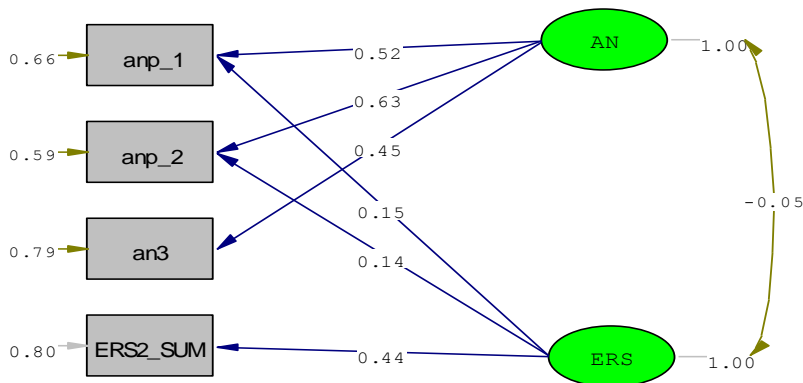
3.5.2.3.2.3 Τεστ λεκτικών αναλογιών

Όσον αφορά στο τεστ λεκτικών αναλογιών, για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις, υπολογίστηκαν υποδείγματα multigroup CFA με έναν παράγοντα ικανοτήτων και έναν παράγοντα τάσης για ακραίες απαντήσεις. Στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης συμπεριλήφθηκαν, μαζί με τον αθροιστικό δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις, οι ομάδες ερωτημάτων υπ' αριθμόν 1 και 2, οι οποίες είχαν τις υψηλότερες συσχετίσεις με το δείκτη αυτόν και για τους δύο τρόπους χορήγησης. Για λόγους ταυτοποίησης των παραμέτρων, έγιναν δοκιμές με διάφορες σταθερές τιμές σφάλματος για το δείκτη ERS (από 0,64 έως 0,90). Στα επίπεδα σφάλματος από 0,84 και πάνω υπήρχαν προβλήματα εκτίμησης. Σε όλες τις υπόλοιπες περιπτώσεις, οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις ήταν στατιστικώς ασήμαντες. Στο επίπεδο σφάλματος 0,80, η διαφορά στους δείκτες χ^2 μεταξύ του υποδείματος με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων του παράγοντα ERS για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο και του υποδείματος με ίσες φορτίσεις στον παράγοντα αυτόν για του δύο τρόπους χορήγησης είναι $\Delta\chi^2 = 2,654$, $\Delta df = 3$, $p > 0,05$, δηλαδή στατιστικώς ασήμαντη.

Το υπόδειγμα αυτό με ελεύθερη εκτίμηση των φορτίσεων στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης παρουσιάζεται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 47. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ λεκτικών αναλογιών, παράμετροι για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N=266). AN = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, ERS = παράγοντας τάσης για ακραίες απαντήσεις, anp_1, anp_2 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) λεκτικών αναλογιών, an3 = το ερώτημα λεκτικών αναλογιών υπ' αριθμόν 3, ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 6,989$, $df = 4$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,0525.



Σχήμα 48. Υπόδειγμα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ λεκτικών αναλογιών, παράμετροι για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N=279). AN = παράγοντας λεκτικών ικανοτήτων, ERS = παράγοντας τάσης για ακραίες απαντήσεις, anp_1, anp_2 = ομάδες ερωτημάτων (parcels) λεκτικών αναλογιών, an3 = το ερώτημα λεκτικών αναλογιών υπ' αριθμόν 3, ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα επτά ερωτήματα ελέγχου. $\chi^2 = 6,989$, $df = 4$, $p > 0,05$, RMSEA = 0,0525.

Παρατηρείται ότι, ενώ στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν υπάρχει επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στις ομάδες ερωτημάτων λεκτικών αναλογιών, για το έντυπο ερωτηματολόγιο η ομάδα ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2, έχει θετική συσχέτιση με τον παράγοντα ERS. Παρόλα αυτά, η διαφορά του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου είναι στατιστικώς ασήμαντη, επομένως οι δύο τρόποι χορήγησης δεν διαφέρουν ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ αυτό.

3.5.3 Μελέτη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μέσω MDS-T

Η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο εξετάστηκε και μέσω πολυδιάστατης γεωμετρικής βαθμονόμησης ομοιοτήτων με τριγωνομετρική μετατροπή των συντεταγμένων στην περιφέρεια κύκλου και στην επιφάνεια σφαίρας (MDS-T, βλ. Mylonas, 2009, 2016. Mylonas et al., 2011, 2017. Papazoglou & Mylonas, 2017). Οι αναλύσεις αυτές έγιναν με τη χρήση ειδικού λογισμικού, το οποίο αναφέρθηκε στην Ενότητα 1.6.9.

3.5.3.1 Επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις

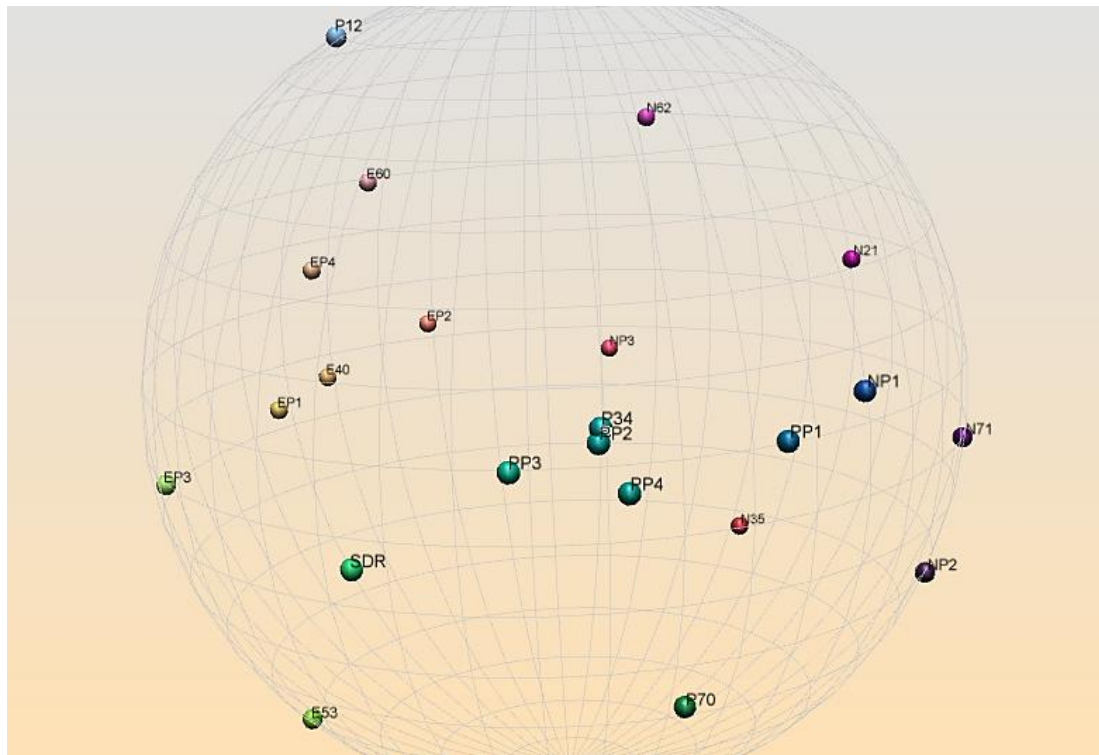
3.5.3.1.1 Ερωτηματολόγιο EPQ

Οι αναλύσεις MDS-T στην περιφέρεια κύκλου και στην επιφάνεια σφαίρας για τη μελέτη της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability, SDR*) στο ερωτηματολόγιο EPQ έγιναν χωριστά για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 272 φοιτητές) και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 414 φοιτητές και μη-φοιτητές). Στις αναλύσεις αυτές συμπεριλήφθηκαν οι ίδιες μεταβλητές όπως και στις αντίστοιχες αναλύσεις CFA, δηλαδή οι ομάδες ερωτημάτων (*parcels*) της εξωστρέφειας (E), του νευρωτισμού (N) και του ψυχωτισμού (P), καθώς και η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (μέσος όρος στην κλίμακα Ψεύδους του EPQ).

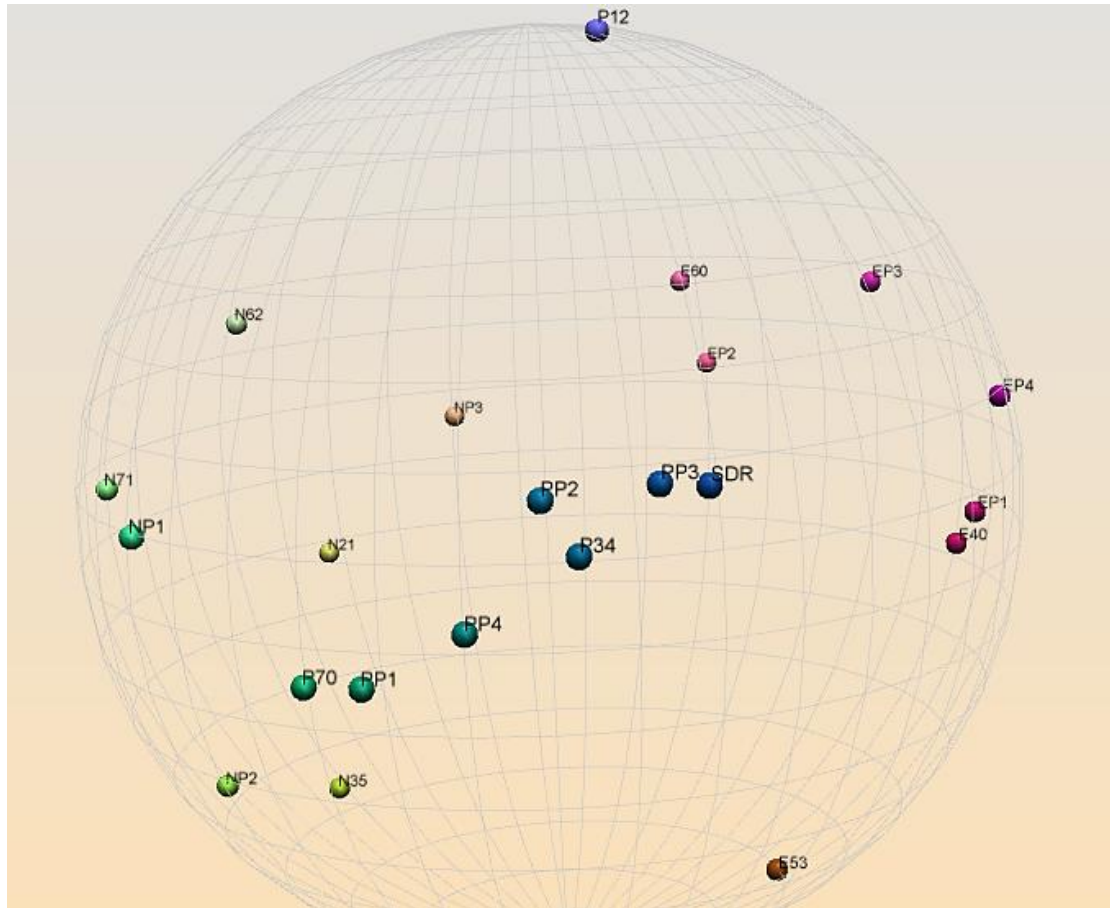
Όσον αφορά στην επίλυση MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας για το έντυπο ερωτηματολόγιο, οι δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα δεν είναι ιδιαίτερα καλοί, καθώς Young's *S-stress* = 0,31338, Kruskal's *Stress* = 0,2064, $R^2 = 0,69116$, αλλά στην περίπτωση αυτή δεν ενδιαφέρει ο έλεγχος της θεωρίας για το EPQ (η δομή έχει επιβεβαιωθεί σε προηγούμενες αναλύσεις CFA), αλλά μία περιγραφή της σχέσης της μέτρησης SDR με τις κυρίως κλίμακες του EPQ και η σύγκριση μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης (σε σχέση και με τα προηγούμενα αποτελέσματα CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις).

Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η επίλυση στην επιφάνεια της σφαίρας δεν είχε ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς Young's *S-stress* = 0,34925, Kruskal's *Stress* = 0,23751, $R^2 = 0,56842$, αλλά όπως αναφέρθηκε παραπάνω, ο στόχος ήταν η περιγραφή της σχέσης της μεταβλητής SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) με τις υπόλοιπες και όχι ο έλεγχος της θεωρίας για τη δομή του EPQ.

Σχετικά με την απεικόνιση των ομάδων ερωτημάτων στην επιφάνεια της σφαίρας, παρατηρείται ότι τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (μέση βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους, SDR) βρίσκεται και στις δύο απεικονίσεις κοντά στην κλίμακα του Ψυχωτισμού με την οποία φαίνεται να συσχετίζεται περισσότερο. Για το έντυπο ερωτηματολόγιο η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις έχει κάποια απόσταση από τη συγκέντρωση των περισσότερων parcels της κλίμακας του Ψυχωτισμού, ενώ στην περίπτωση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, η βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους μοιάζει να είναι μέρος της ομάδας ερωτημάτων του Ψυχωτισμού.



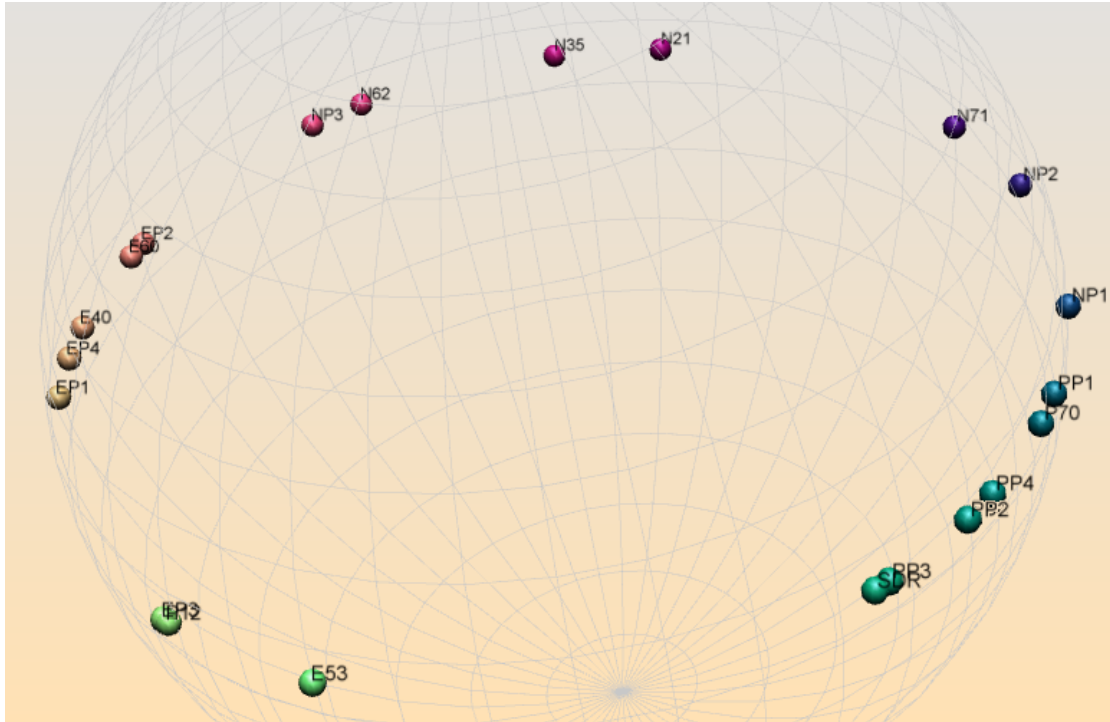
Σχήμα 49. Απεικόνιση των ομάδων (parcels) ερωτημάτων του EPQ (E, P, N) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στην επιφάνεια σφαίρας μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο (τα PP, EP, NP είναι parcels, ενώ τα P, E, N μεμονωμένα ερωτήματα). Young's S-stress = 0,31338, Kruskal's Stress = 0,2064, $R^2 = 0,69116$



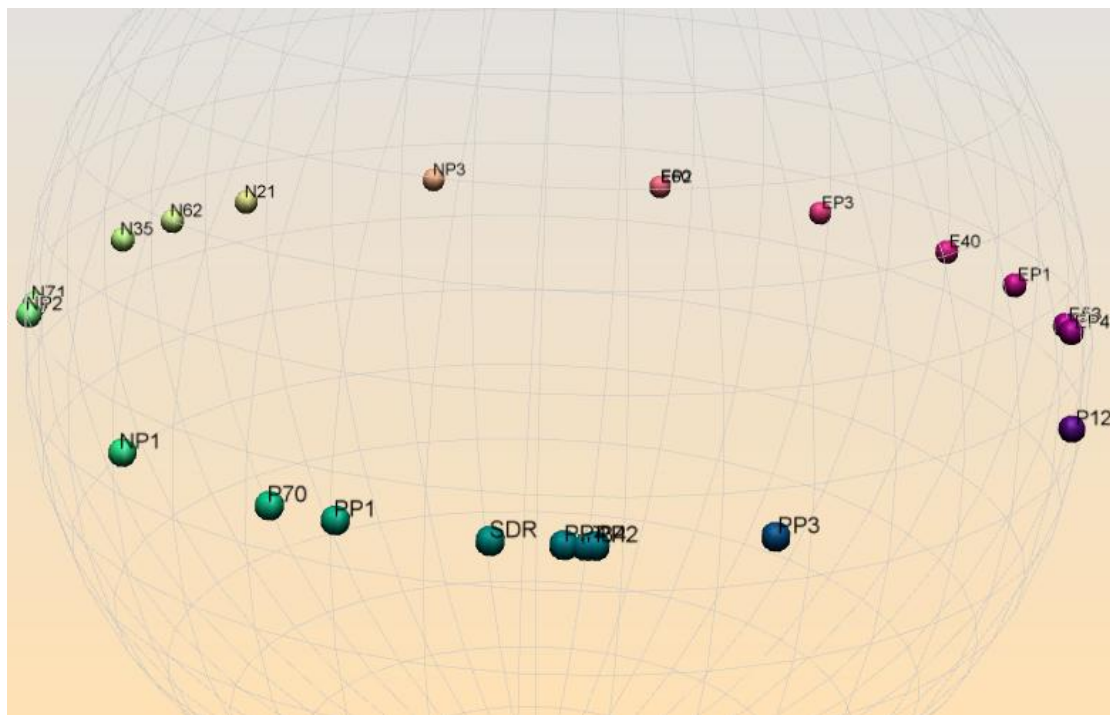
Σχήμα 50. Απεικόνιση των ομάδων (parcels) ερωτημάτων του EPQ (E, P, N) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στην επιφάνεια σφαίρας μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (τα PP, EP, NP είναι parcels, ενώ τα P, E, N μεμονωμένα ερωτήματα). Young's *S-stress* = 0,34925, Kruskal's *Stress* = 0,23751, $R^2 = 0,56842$.

Αυτό σχετίζεται με τα αποτελέσματα της ανάλυσης multigroup CFA όπου για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο η μέτρηση SDR είχε ισχυρότερη συσχέτιση με τον παράγοντα όπου ανήκε, επομένως ο παράγοντας αυτός μπορούσε να ονομαστεί «τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις», ενώ για το έντυπο ερωτηματολόγιο η συσχέτιση της μέτρησης SDR με τον παράγοντα αυτόν ήταν λιγότερο ισχυρή (μεγαλύτερες συσχετίσεις είχαν ομάδες ερωτημάτων του Ψυχωτισμού) και ο παράγοντας μπορούσε να ταυτοποιηθεί ως Ψυχωτισμός.

Όσον αφορά στην επίλυση MDS-T σε δύο διαστάσεις, για το έντυπο ερωτηματολόγιο, οι δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα δεν έχουν ικανοποιητικές τιμές, καθώς Young's *S-stress* = 0,36446, Kruskal's *Stress* = 0,2753 και $R^2 = 0,60798$. Για το διαδικτυακό δείγμα, η αντιστοιχία με τα δεδομένα επίσης δεν ήταν καλή, καθώς Young's *S-stress* = 0,41087, Kruskal's *Stress* = 0,30965, $R^2 = 0,46185$.



Σχήμα 51. Απεικόνιση των ομάδων (parcels) ερωτημάτων του EPQ (E, P, N) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο (τα PP, EP, NP είναι parcels, ενώ τα P, E, N μεμονωμένα ερωτήματα). Young's S-stress = 0,36446, Kruskal's Stress = 0,2753, $R^2 = 0,60798$.



Σχήμα 52. Απεικόνιση των ομάδων (parcels) ερωτημάτων του EPQ (E, P, N) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (τα PP, EP, NP είναι parcels, ενώ τα P, E, N μεμονωμένα ερωτήματα). Young's S-stress = 0,41087, Kruskal's Stress = 0,30965, $R^2 = 0,46185$.

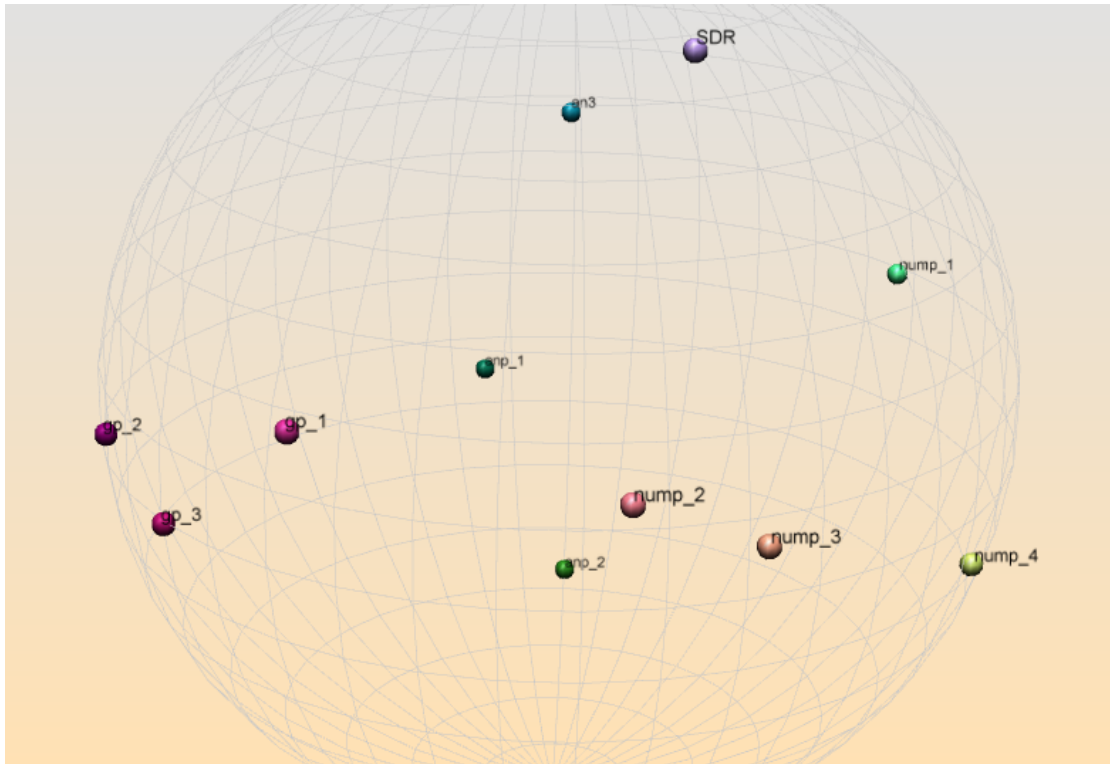
Στην απεικόνιση των ομάδων ερωτημάτων του EPQ στην περιφέρεια του κύκλου φαίνεται ότι τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις βρίσκεται κοντά στις μετρήσεις του Ψυχωτισμού. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο η μέτρηση SDR έχει περισσότερο κεντρική θέση στην ομάδα του Ψυχωτισμού σε σχέση με την απεικόνιση για το έντυπο ερωτηματολόγιο, αν και δεν είναι τόσο εμφανής η διαφορά και η σχέση με την επίλυση της CFA που παρατηρήθηκε για την απεικόνιση στην επιφάνεια της σφαίρας.

3.5.3.1.2 Τεστ γνώσεων

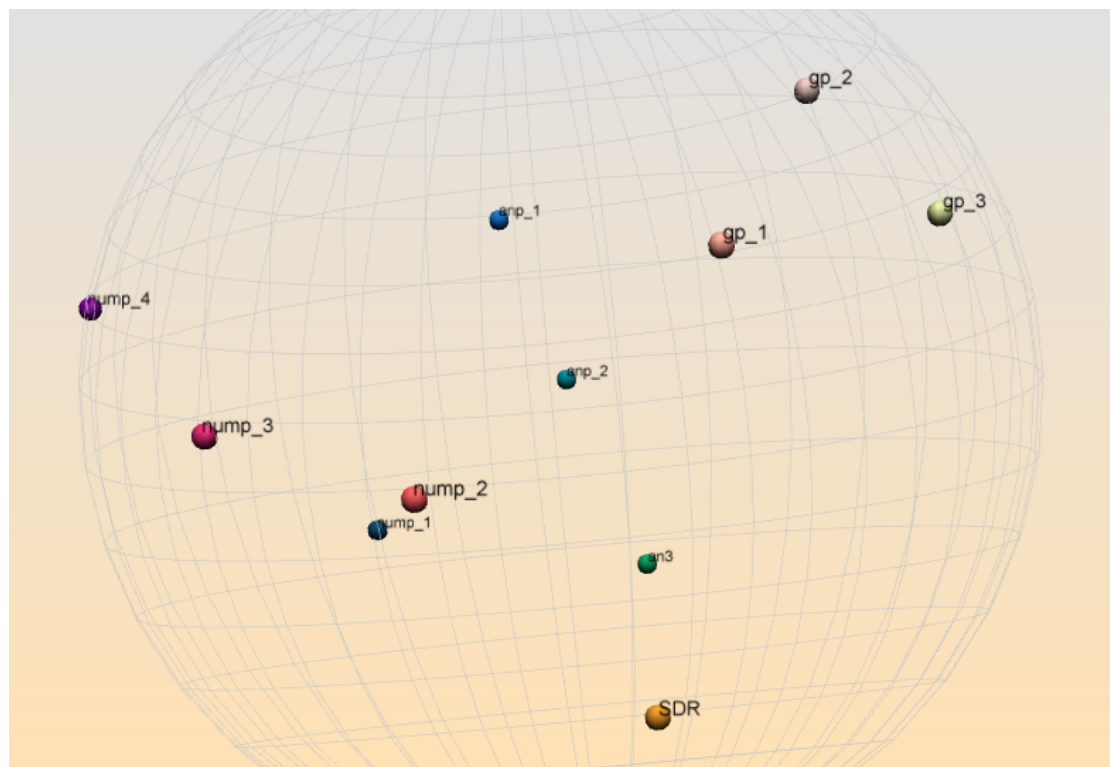
Υπολογίστηκαν επίσης επιλύσεις MDS-T για τη μελέτη της επίδρασης της τάσης για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις για τα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, συμπλήρωση λέξεων, λεκτικές αναλογίες). Στις επιλύσεις αυτές συμπεριλήφθηκαν τα parcels ερωτημάτων και των τριών τεστ γνώσεων στην ίδια ανάλυση μαζί με τη μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (μέση βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους). Όσον αφορά στο έντυπο ερωτηματολόγιο, οι αναλύσεις έγιναν για 263 άτομα τα οποία είχαν απαντήσει σε όλα τα τεστ γνώσεων και στην κλίμακα Ψεύδους του EPQ, ενώ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο τα αντίστοιχα άτομα ήταν 249 σε αριθμό.

Για την επίλυση MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας, η αντιστοιχία με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο δεν ήταν ιδιαίτερα καλή, καθώς Young's *S-stress* = 0,35774, Kruskal's *Stress* = 0,23130, $R^2 = 0,50822$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο οι δείκτες αυτοί ήταν: Young's *S-stress* = 0,34943, Kruskal's *Stress* = 0,24122, $R^2 = 0,55577$.

Οι απεικονίσεις στην επιφάνεια της σφαίρας δείχνουν ότι και για τους δύο τρόπους χορήγησης η μέτρηση της τάσης για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις (SDR) δεν συσχετίζεται έντονα με κανένα από τα επιμέρους τεστ γνώσεων, επομένως φαίνεται να μην υπάρχει επίδραση του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης στα τεστ γνώσεων.



Σχήμα 53. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-nump, συμπλήρωση λέξεων-gp και λεκτικές αναλογίες-an) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στην επιφάνεια σφαίρας μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,35774, Kruskal's Stress = 0,23130, $R^2 = 0,50822$.

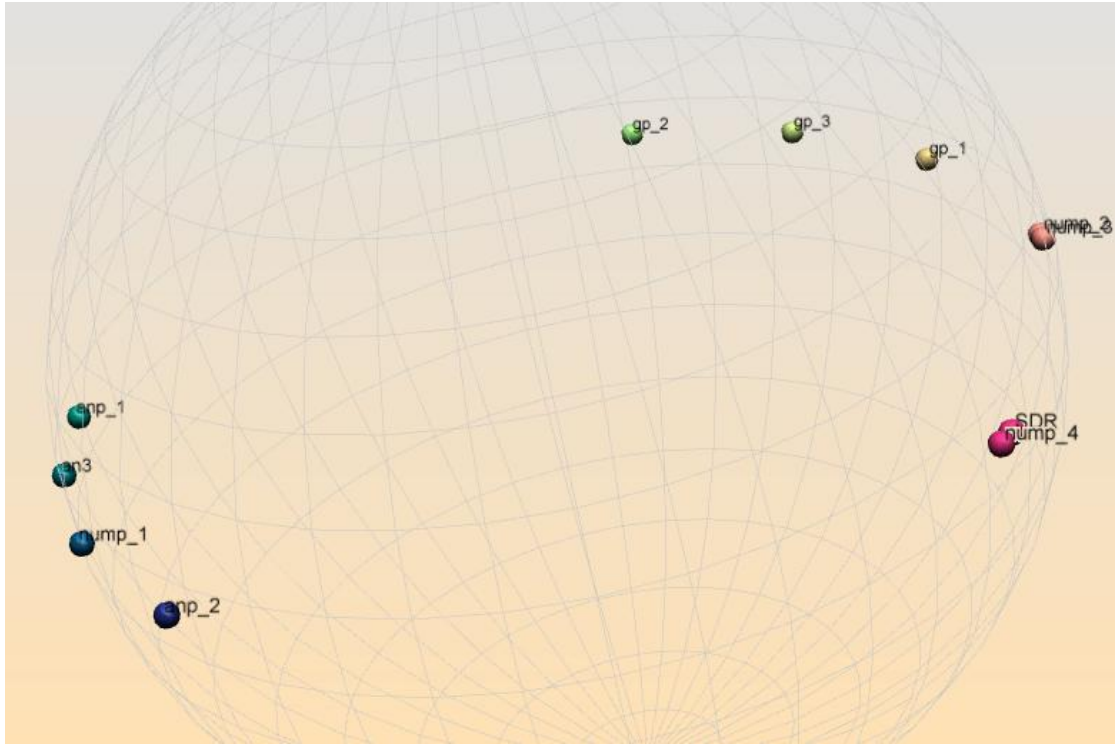


Σχήμα 54. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-nump, συμπλήρωση λέξεων-gp και λεκτικές αναλογίες-an) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,34943, Kruskal's Stress = 0,24122, $R^2 = 0,55577$.

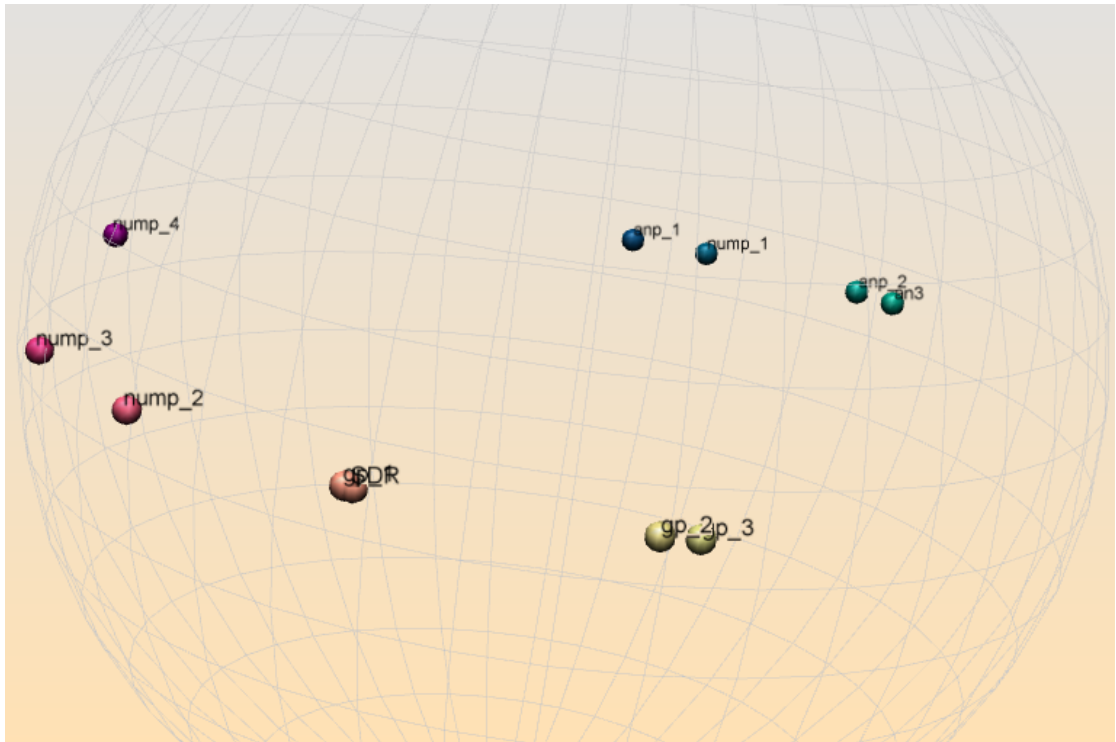
Στις αναλύσεις multigroup CFA είχε βρεθεί στατιστικώς σημαντική διαφορά μεταξύ έντυπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τη συσχέτιση της μέτρησης SDR με το τεστ αριθμητικών ακολουθιών, όπου η συσχέτιση αυτή ήταν εντονότερη για το έντυπο. Στην περίπτωση της MDS-T, η τάση για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις δεν φάνηκε να εντάσσεται σε κάποια ομοιογενή ομάδα. Η διαφορά αυτή μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι στην MDS-T μπορούν να εξεταστούν όλα τα τεστ γνώσεων μαζί σε σχέση με τη μέτρηση SDR, ενώ οι αναλύσεις CFA έγιναν για κάθε τεστ γνώσεων χωριστά (επίσης η CFA είναι πιο αυστηρή-ευαίσθητη σε μικρές επιδράσεις).

Όσον αφορά στις αναλύσεις MDS-T σε δύο διαστάσεις, για το έντυπο ερωτηματολόγιο οι δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα δεν ήταν καλοί, καθώς Young's *S-stress* = 0,44071, Kruskal's *Stress* = 0,34520, $R^2 = 0,37954$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο η αντιστοιχία με τα δεδομένα δεν ήταν καλή, καθώς Young's *S-stress* = 0,41082, Kruskal's *Stress* = 0,33261, $R^2 = 0,48327$.

Στις απεικονίσεις των τεστ γνώσεων και της μέτρησης SDR στην περιφέρεια κύκλου, φαίνεται ότι ο δείκτης τάσης για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις βρίσκεται πολύ κοντά σε μία ομάδα ερωτημάτων του τεστ αριθμών για το έντυπο ερωτηματολόγιο και του τεστ συμπλήρωσης λέξεων για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.



Σχήμα 55. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-*nump*, συμπλήρωση λέξεων-*gp* και λεκτικές αναλογίες-*an*) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,44071, Kruskal's Stress = 0,34520, R² = 0,37954.



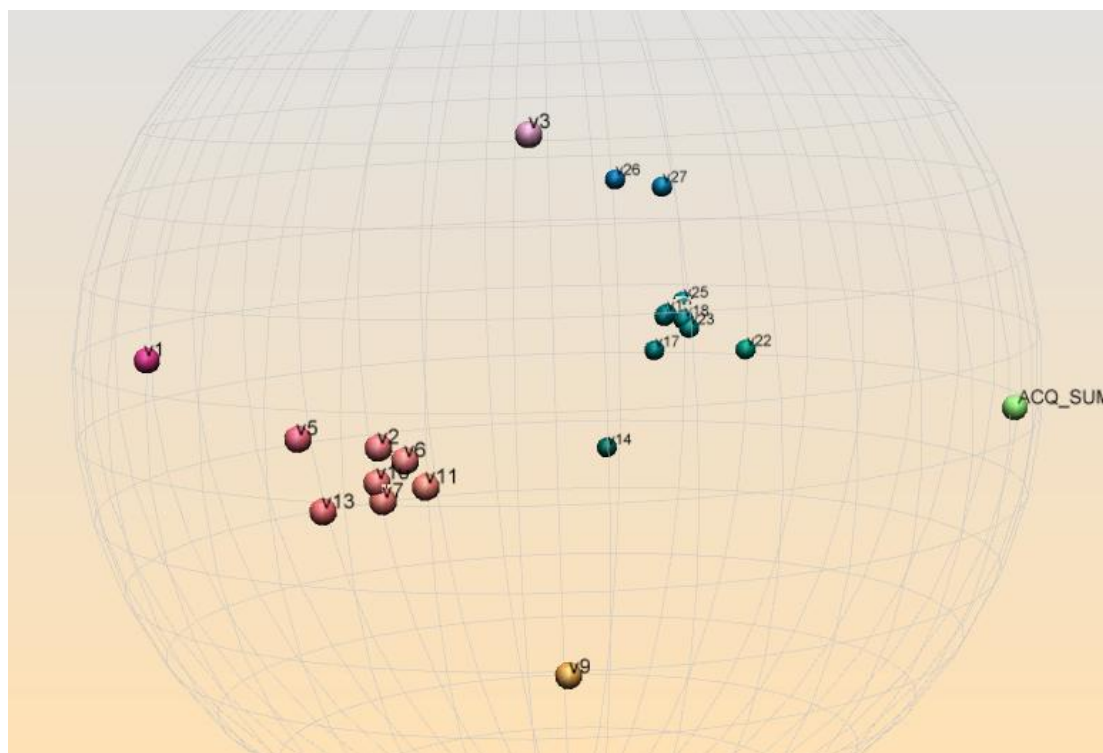
Σχήμα 56. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-*nump*, συμπλήρωση λέξεων-*gp* και λεκτικές αναλογίες-*an*) και της μέτρησης SDR (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,41082, Kruskal's Stress = 0,33261, R² = 0,48327.

3.5.3.2. Επίδραση της τάσης για συμφωνία (ARS)

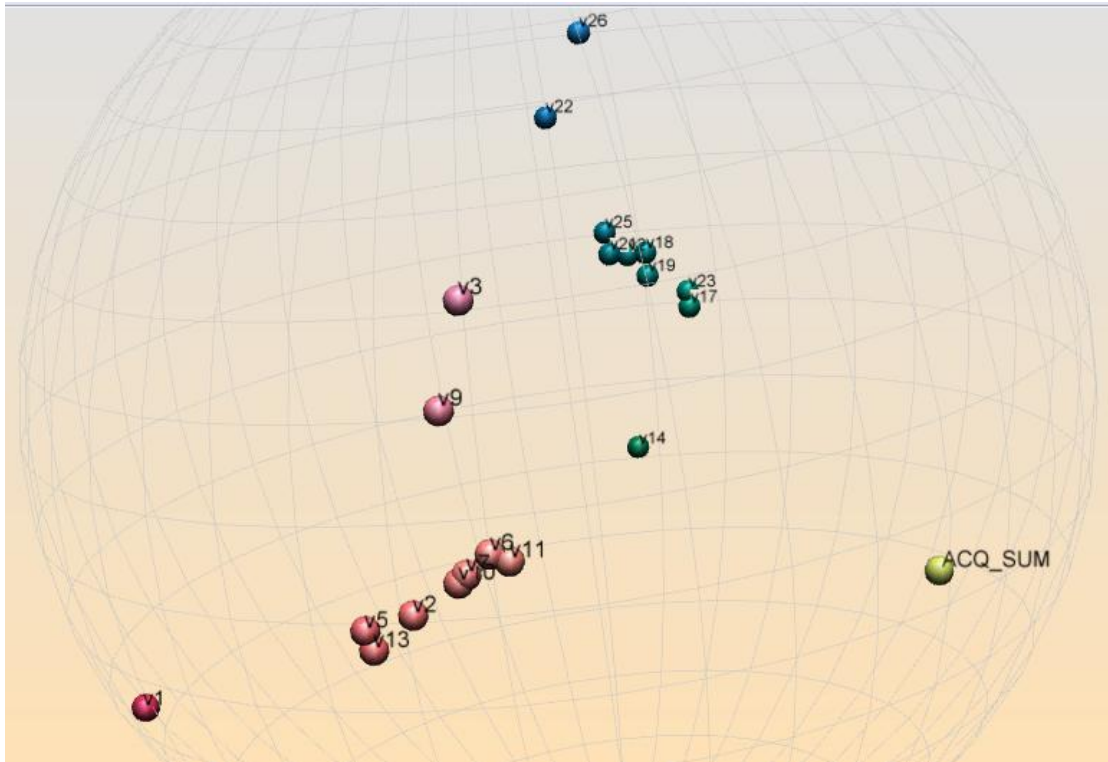
3.5.3.2.1 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών

Έγιναν αναλύσεις MDS-T για τα 20 ερωτήματα οικογενειακών αξιών μαζί με τη μέτρηση τάσης για συμφωνία από τα επτά ερωτήματα ελέγχου (ποσοστό των «συμφωνώ» στα ερωτήματα ελέγχου). Οι κλίμακες μέτρησης των μεταβλητών αυτών είναι διαφορετικές, δηλαδή τα ερωτήματα οικογενειακών αξιών έχουν αξιολογηθεί με κλίμακα από 1 έως 4, ενώ η μέτρηση τάσης για συμφωνία εκφράζεται ως ποσοστό με θεωρητικό εύρος από 0 έως 1. Για το λόγο αυτό, η αρχική ανάλυση MDS πριν την τριγωνομετρική μετατροπή στην επιφάνεια σφαίρας ή στην περιφέρεια κύκλου, έγινε με μετατροπή της κλίμακας μέτρησης όλων των μεταβλητών σε εύρος 0 έως 1.

Όσον αφορά στην MDS-T σε τρεις διαστάσεις (σφαίρα), η αντιστοιχία της με τα δεδομένα είναι σχετικά ικανοποιητική, καθώς για το έντυπο ερωτηματολόγιο ο δείκτης Young's S-stress = 0,12139, Kruskal's stress = 0,09186, ενώ το $R^2 = 0,97256$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, οι δείκτες αυτοί είναι καλοί, καθώς Young's S-stress = 0,06812, Kruskal's stress = 0,08954, ενώ το $R^2 = 0,97446$.



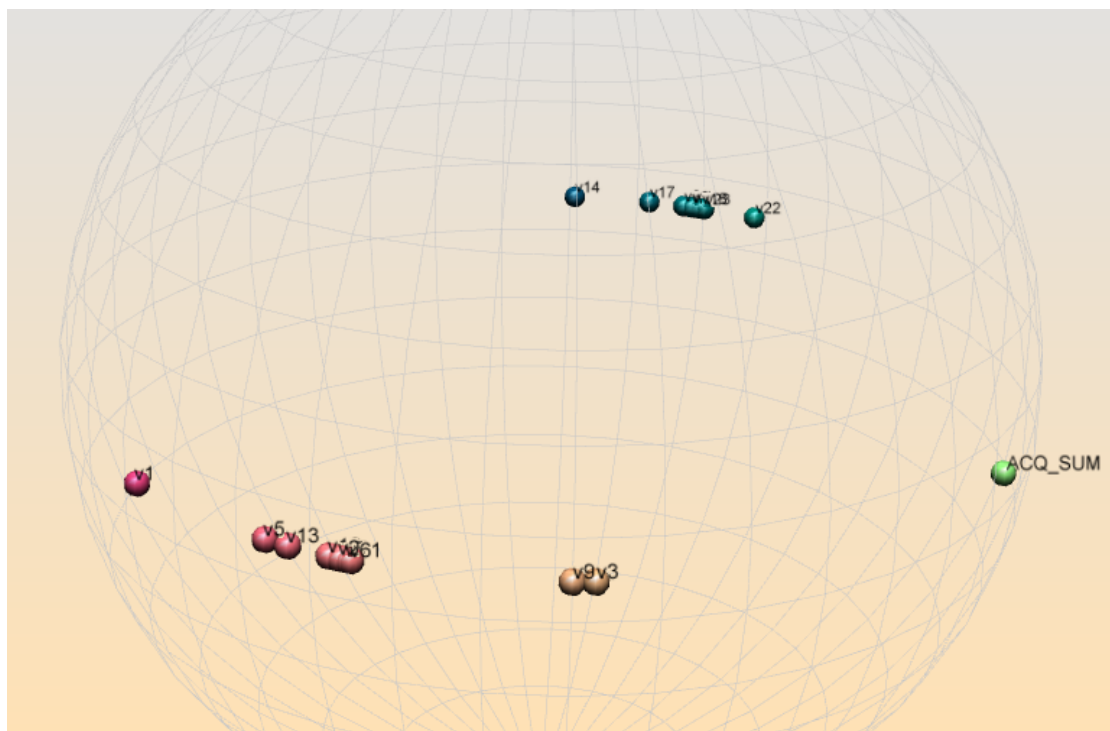
Σχήμα 57. Απεικόνιση των ερωτημάτων Οικογενειακών Αξιών (v1-v27) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην επιφάνεια σφαίρας μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,12139, Kruskal's stress = 0,09186, $R^2 = 0,97256$.



Σχήμα 58. Απεικόνιση των ερωτημάτων Οικογενειακών Αξιών (v1-v27) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην επιφάνεια σφαίρας μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,06812, Kruskal's stress = 0,08954, $R^2 = 0,97446$.

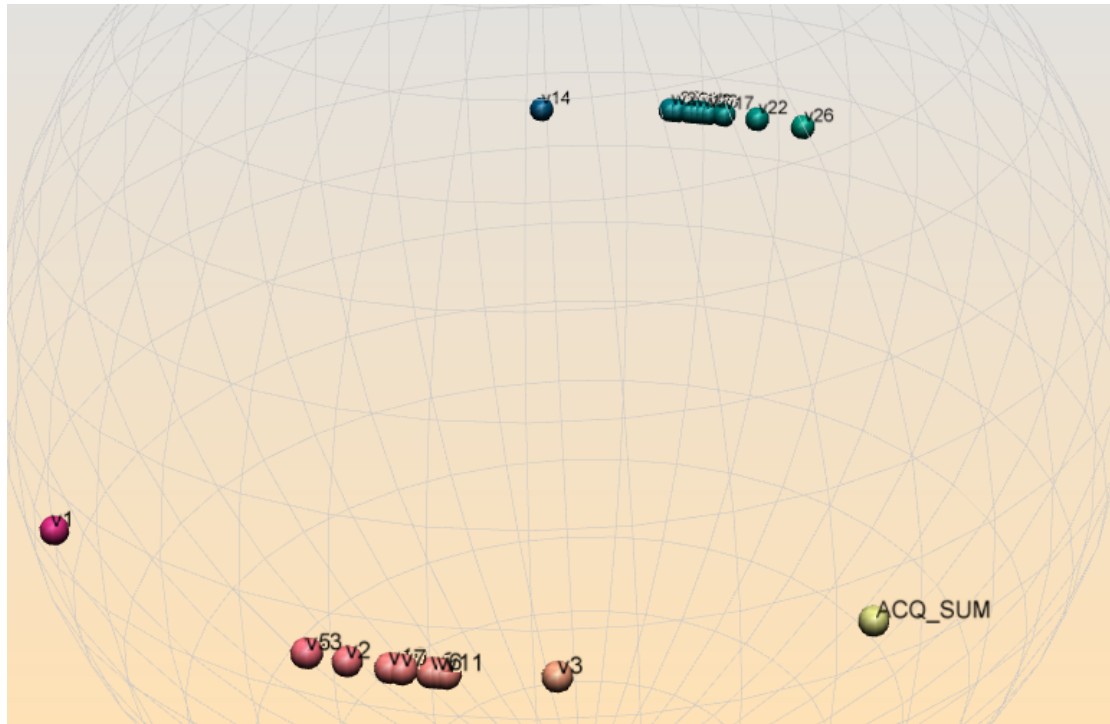
Παρατηρείται ότι τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν φαίνεται να υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία στους δύο παράγοντες οικογενειακών αξιών («ιεραρχικοί ρόλοι» v1 έως v13 και «σχέσεις» v14 έως v27). Στις αναλύσεις multigroup CFA προέκυψε στατιστικώς σημαντική διαφορά μεταξύ τρόπων χορήγησης στην τάση για συμφωνία με το διαδικτυακό να μην παρουσιάζει τέτοια επίδραση, ενώ στο έντυπο υπήρχε κάποια επίδραση στο ερώτημα v2.

Όσον αφορά στην επίλυση σε δύο διαστάσεις (κύκλος), για το έντυπο ερωτηματολόγιο η αντιστοιχία με τα δεδομένα ήταν σχετικά ικανοποιητική, καθώς Young's S-stress = 0,12878, Kruskal's stress = 0,11295 και $R^2 = 0,96505$.



Σχήμα 59. Απεικόνιση των ερωτημάτων Οικογενειακών Αξιών (v1-v27) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,12878, Kruskal's stress = 0,11295 και $R^2 = 0,96505$.

Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η επίλυση στην περιφέρεια κύκλου είχε καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα, καθώς Young's S-stress = 0,06130, Kruskal's stress = 0,09480 και $R^2 = 0,97617$.



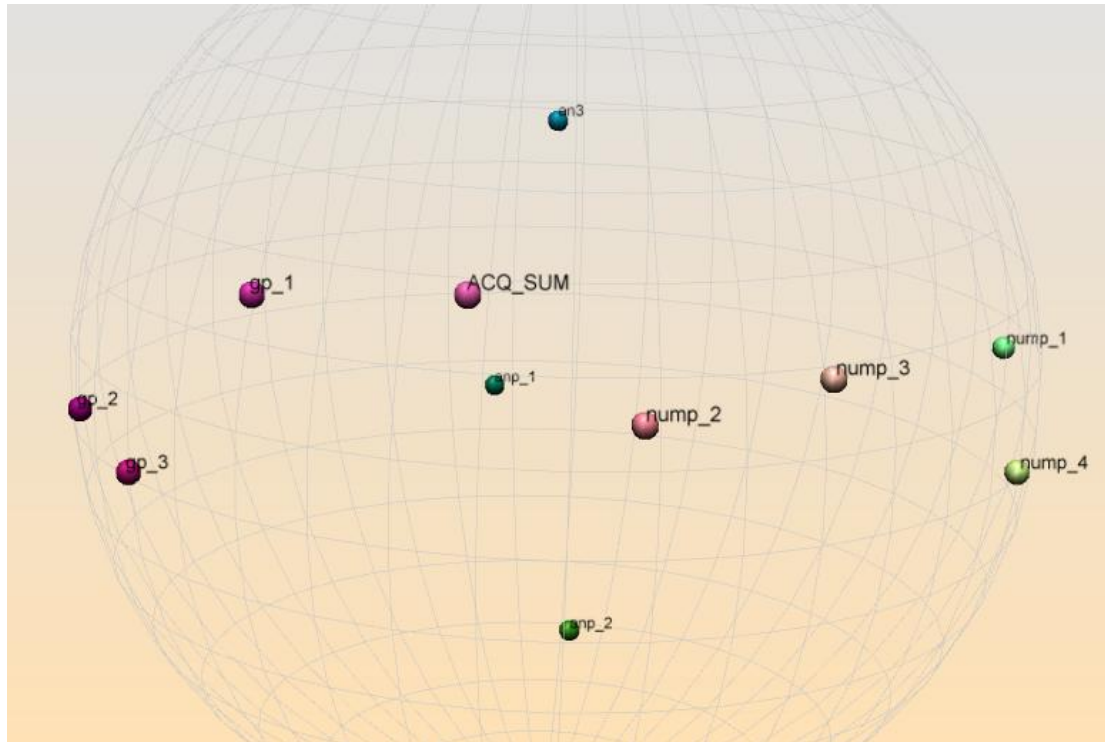
Σχήμα 60. Απεικόνιση των ερωτημάτων Οικογενειακών Αξιών (v1-v27) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,06130, Kruskal's stress = 0,09480 και $R^2 = 0,97617$.

Στις απεικονίσεις αυτές φαίνεται ότι δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία στις διαστάσεις οικογενειακών αξιών, επειδή ο αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία δεν εντάσσεται στις ομάδες ερωτημάτων.

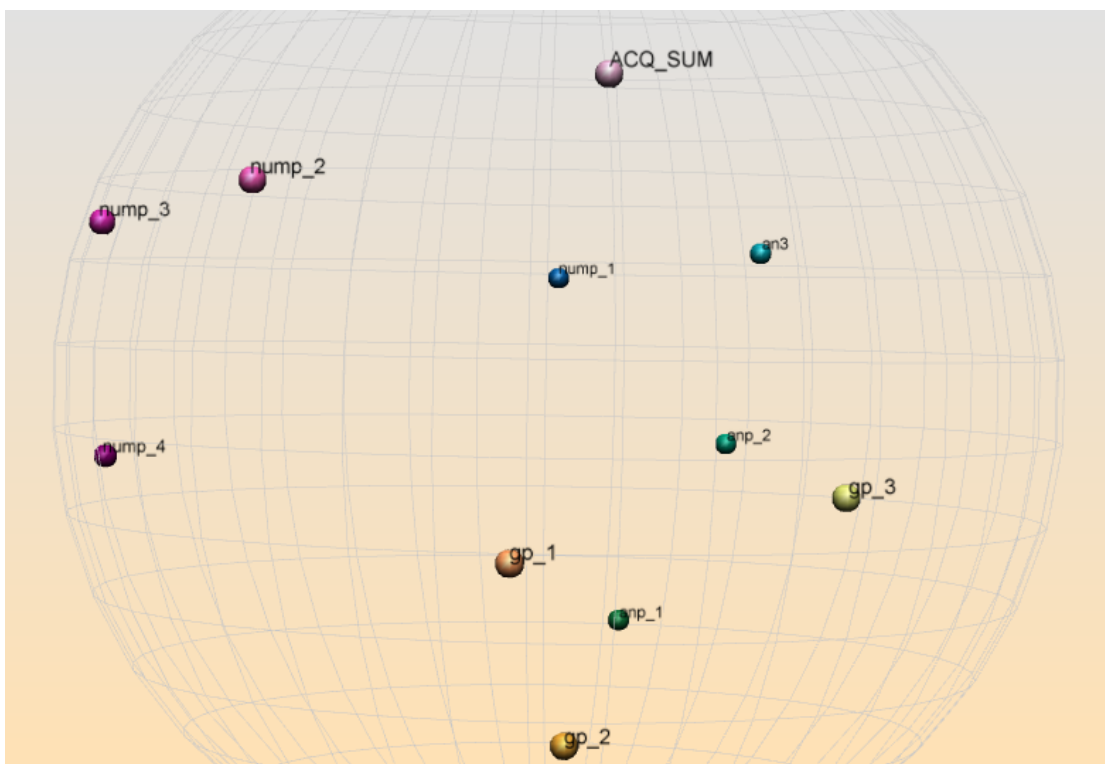
3.5.3.2.2 Τεστ γνώσεων

Έγιναν επίσης αναλύσεις MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας και στην περιφέρεια κύκλου για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στα τεστ γνώσεων.

Για τις επιλύσεις στην επιφάνεια σφαίρας, οι δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N = 263$) δεν είναι καλοί, καθώς Young's S-stress = 0,35606, Kruskal's stress = 0,24335 και $R^2 = 0,54953$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ($N = 249$), Young's S-stress = 0,35048, Kruskal's stress = 0,24498 και $R^2 = 0,52785$. Οι απεικονίσεις των ομάδων ερωτημάτων των τεστ γνώσεων και του αθροιστικού δείκτη τάσης για συμφωνία στην επιφάνεια σφαίρας φαίνονται στα παρακάτω σχήματα.



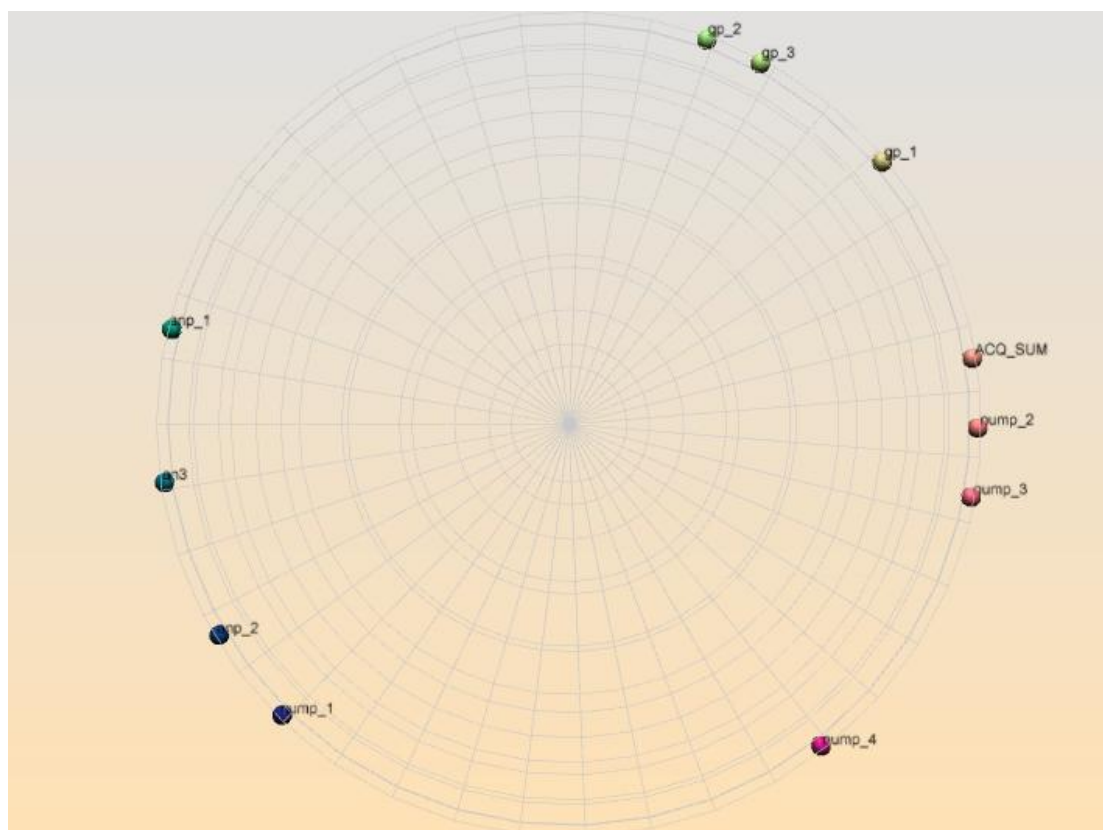
Σχήμα 61. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-num, συμπλήρωση λέξεων-g και λεκτικές αναλογίες-an) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην επιφάνεια σφαίρας μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,35606, Kruskal's stress = 0,24335 και $R^2 = 0,54953$.



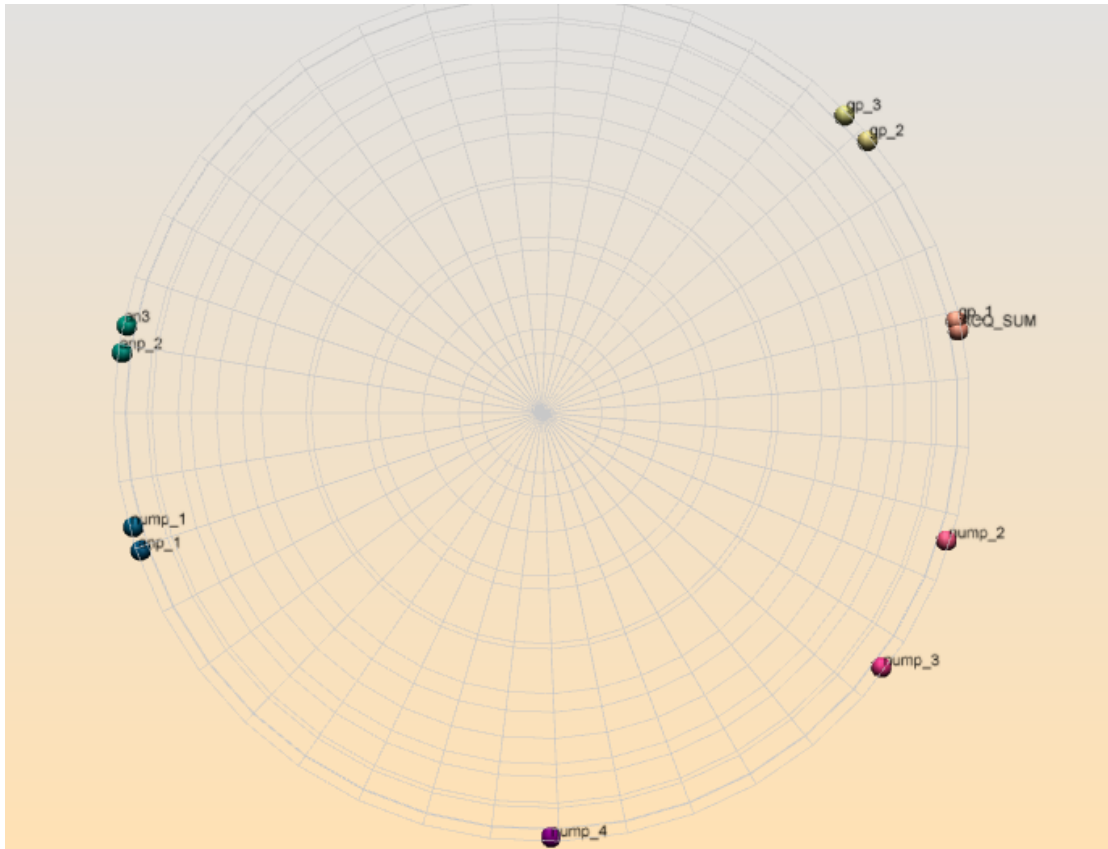
Σχήμα 62. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-num, συμπλήρωση λέξεων-g και λεκτικές αναλογίες-an) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην επιφάνεια σφαίρας μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,35048, Kruskal's stress = 0,24498 και $R^2 = 0,52785$.

Ο αθροιστικός δείκτης τάσης για συμφωνία πλησιάζει περισσότερο parcels αριθμών και συμπλήρωσης λέξεων (ειδικά για το έντυπο ερωτηματολόγιο), αν και δεν φαίνεται να έχει ισχυρή σχέση με καμία ομάδα μεταβλητών (σχέση -αρνητική- με το parcel αριθμών «numpr_2» στην περίπτωση του εντύπου ερωτηματολογίου παρατηρήθηκε και στη CFA).

Σχετικά με τις επιλύσεις στην περιφέρεια του κύκλου, για το έντυπο ερωτηματολόγιο η αντιστοιχία με τα δεδομένα δεν είναι καλή, καθώς Young's S-stress = 0,43469, Kruskal's stress = 0,33460 και $R^2 = 0,41025$. Στην περίπτωση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, Young's S-stress = 0,40814, Kruskal's stress = 0,33264 και $R^2 = 0,47864$. Οι απεικονίσεις των ομάδων ερωτημάτων των τεστ γνώσεων και του δείκτη τάσης για συμφωνία στην περιφέρεια κύκλου για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο φαίνονται στα παρακάτω σχήματα.



Σχήμα 63. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-num, συμπλήρωση λέξεων-g και λεκτικές αναλογίες-an) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,43469, Kruskal's stress = 0,33460 και $R^2 = 0,41025$.



Σχήμα 64. Απεικόνιση των parcels ερωτημάτων του Τεστ γνώσεων (αριθμοί-num, συμπλήρωση λέξεων-g και λεκτικές αναλογίες-an) και της μέτρησης ACQ_SUM (τάση για συμφωνία) στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,40814, Kruskal's stress = 0,33264 και $R^2 = 0,47864$.

Σύμφωνα με τα σχήματα αυτά, στην περίπτωση του εντύπου ερωτηματολογίου, φαίνεται πιο έντονα σε σχέση με τη σφαίρα η συσχέτιση του δείκτη τάσης για συμφωνία με το τεστ αριθμητικών ακολουθιών που παρατηρήθηκε στη CFA. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η μέτρηση τάσης για συμφωνία έχει τοποθετηθεί κοντά με την ομάδα ερωτημάτων «grp_1» του τεστ συμπλήρωσης λέξεων, αποτέλεσμα που δεν παρατηρήθηκε στη CFA.

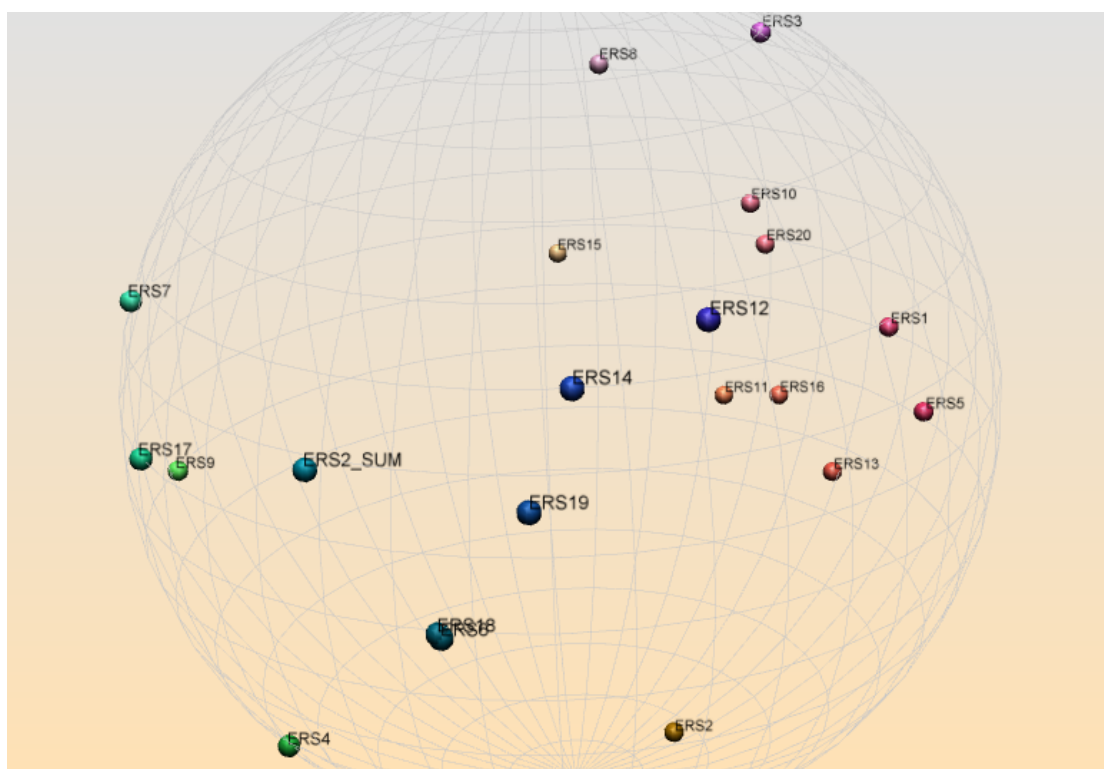
3.5.3.3 Επίδραση τάσης για ακραίες απαντήσεις

3.5.3.3.1 STAI

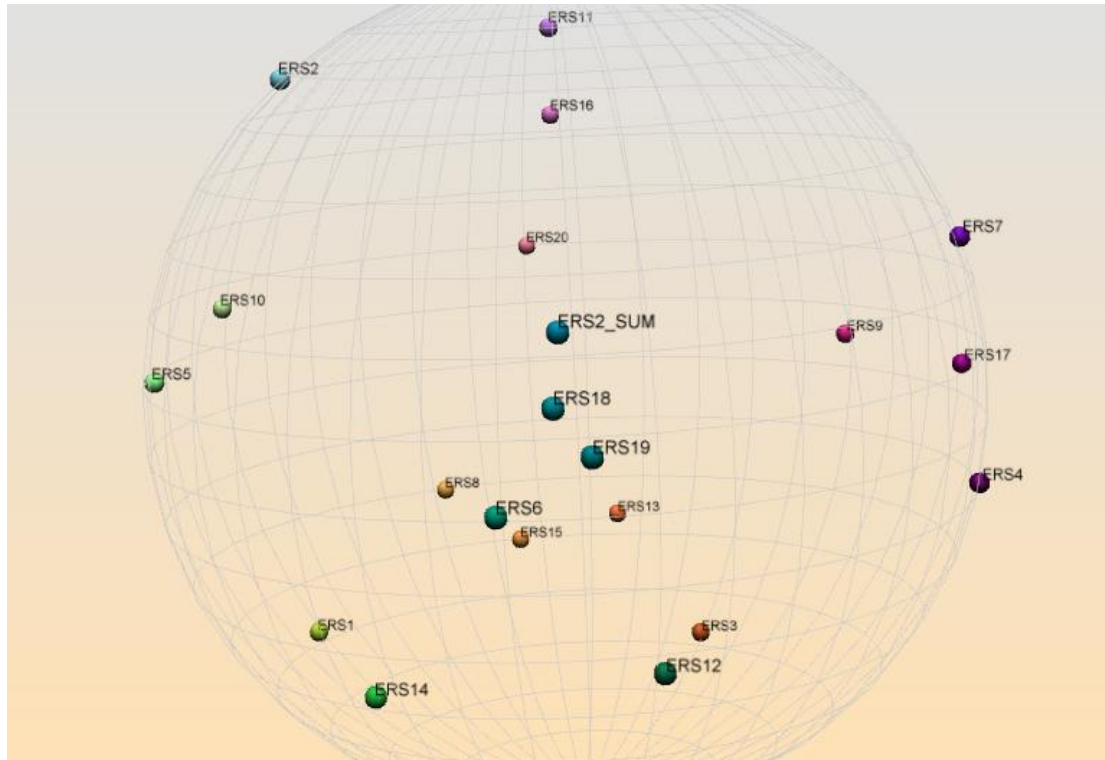
Έγιναν αναλύσεις MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας και στην περιφέρεια κύκλου για τη μελέτη της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο STAI. Στις αναλύσεις αυτές τα δεδομένα θα απεικονιστούν σε δύο διαστάσεις (κύκλος) και σε τρεις διαστάσεις (σφαίρα), ενώ η κάθε κλίμακα του STAI είναι μονοπαραγοντική. Θα χρησιμοποιηθούν τα επιμέρους ερωτήματα του STAI κωδικοποιημένα σε δίτιμη κλίμακα (0-1) για να εκφράζουν κατά πόσο η απάντηση είναι ακραία (αρχικές απαντήσεις 1 και 4 = «1» στην νέα

κωδικοποίηση) ή μετριοπαθής (αρχικές απαντήσεις 2 και 3 = «0» στη νέα κωδικοποίηση), όπως ακριβώς και στις αναλύσεις μέσω CFA. Στόχος των αναλύσεων MDS-T δεν είναι να δείξουν αν υπάρχει ένας ενιαίος παράγοντας τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS) για κάθε υποκλίμακα (αυτό το δείχνει η CFA), αλλά θα φανεί αν η μέτρηση τάσης για ακραίες απαντήσεις με βάση τα ερωτήματα ελέγχου σχετίζεται με κάποια από τα ερωτήματα του STAI.

Όσον αφορά στην κλίμακα State, οι δείκτες αντιστοιχίας με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο δεν είναι ιδιαίτερα καλοί, καθώς Young's S-stress = 0,32199, Kruskal's stress = 0,22729 και $R^2 = 0,67453$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, Young's S-stress = 0,31800, Kruskal's stress = 0,20873 και $R^2 = 0,61727$.



Σχήμα 65. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα State του STAI μέσω MDS-T στη σφαίρα για το έντυπο ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS1 – ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young's S-stress = 0,32199, Kruskal's stress = 0,22729 και $R^2 = 0,67453$.

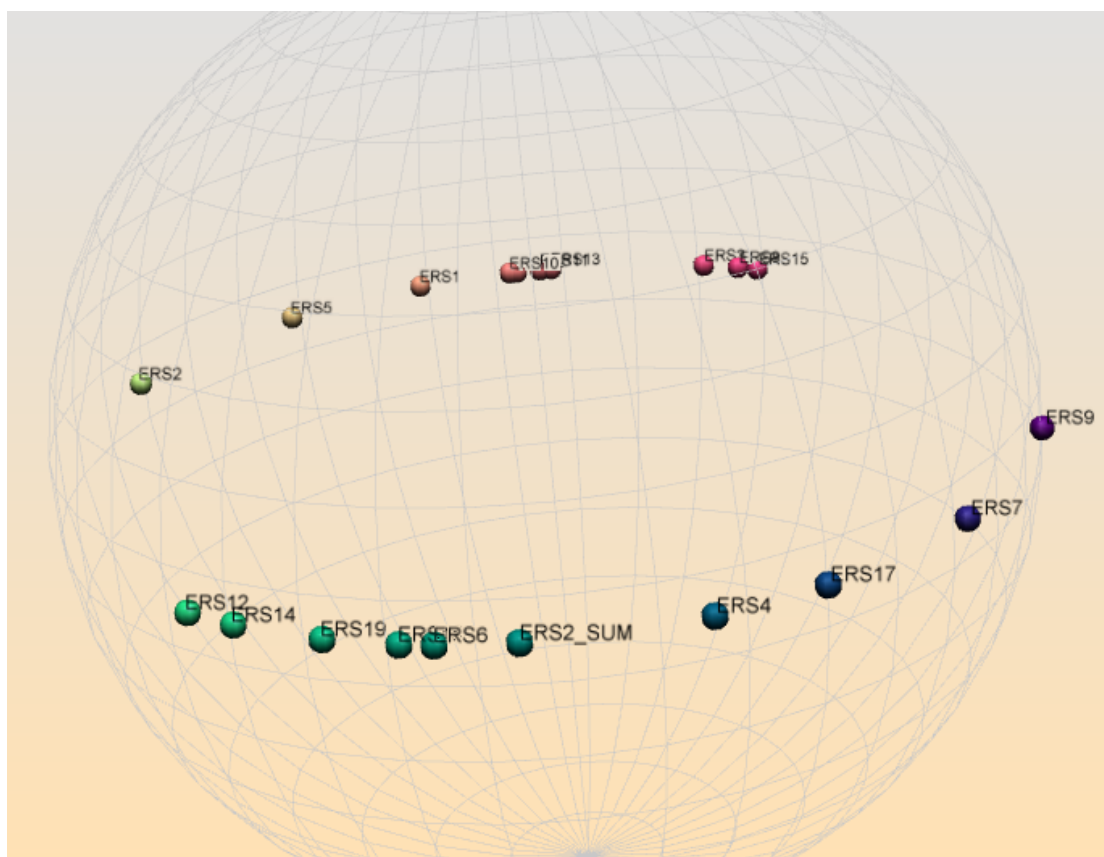


Σχήμα 66. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα State του STAI μέσω MDS-T στη σφαίρα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS1 – ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young's S-stress = 0,31800, Kruskal's stress = 0,20873 και $R^2 = 0,61727$.

Ο αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου (ERS2_SUM) βρίσκεται κοντά στα ίδια ερωτήματα της κλίμακας State (με δίτιμη κωδικοποίηση ανάλογα με το αν η απάντηση ήταν ακραία ή όχι) στους δύο τρόπους χορήγησης, δηλαδή έχει τις μικρότερες αποστάσεις από τα ερωτήματα υπ' αριθμόν 18, 19, 6, 12 και 14. Τα δύο τελευταία ερωτήματα είναι πιο απομακρυσμένα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, επομένως η επίδραση στην τάση για ακραίες απαντήσεις (όπως μετράται με τα ερωτήματα ελέγχου) είναι κάπως εντονότερη για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Στις αναλύσεις CFA η μέτρηση τάσης για ακραίες απαντήσεις με βάση τα ερωτήματα ελέγχου (ERS2_SUM) δεν φάνηκε να σχετίζεται με την τάση για ακραίες απαντήσεις στα ερωτήματα της κλίμακας State. Στην MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας φαίνεται ότι υπάρχουν λίγα ερωτήματα στα οποία η τάση για ακραίες απαντήσεις είναι παρόμοια με την τάση για ακραίες απαντήσεις που μετράται με τα ερωτήματα ελέγχου.

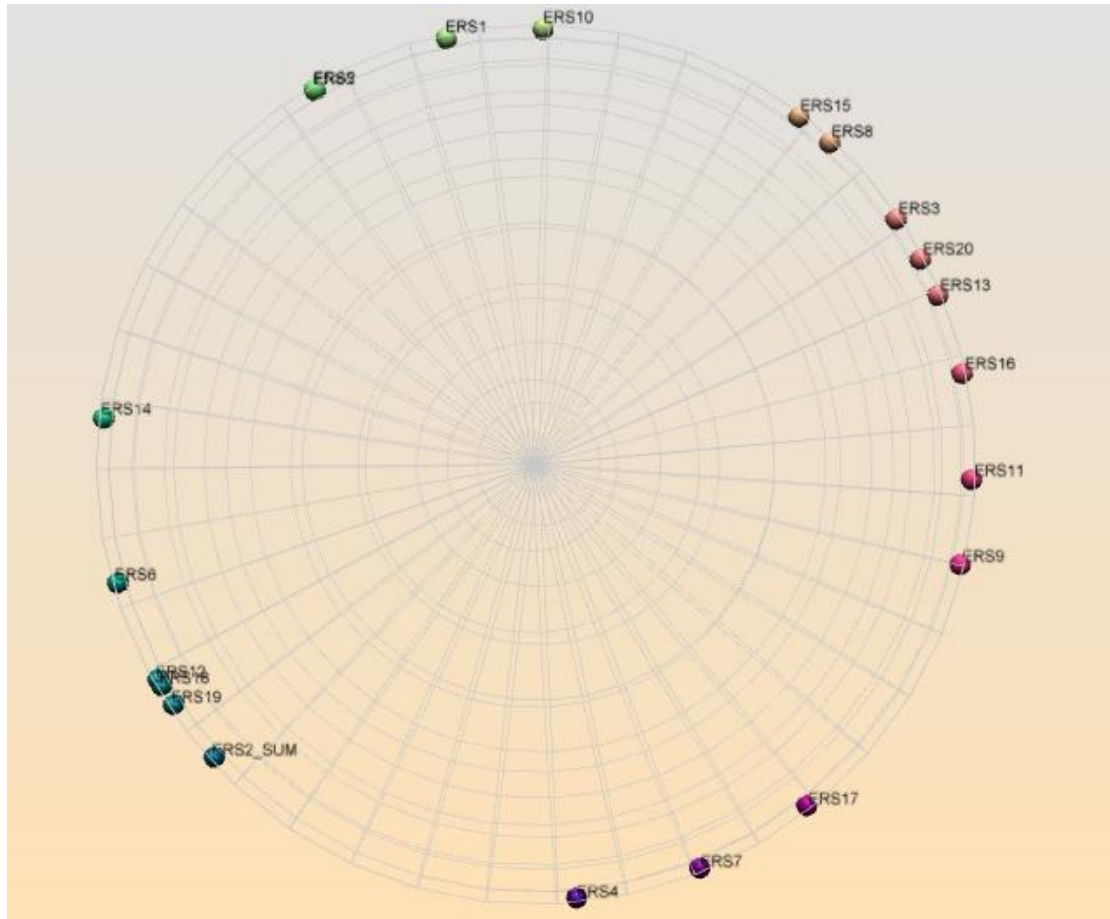
Όσον αφορά στις αναλύσεις MDS-T στην περιφέρεια κύκλου, για την κλίμακα State, τόσο για το έντυπο (Young's S-stress = 0,37033, Kruskal's stress = 0,29175 και $R^2 = 0,64914$) όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (Young's S-stress = 0,40959,

Kruskal's $stress = 0,31298$ και $R^2 = 0,47680$) η αντιστοιχία με τα δεδομένα δεν ήταν καλή. Όπως φαίνεται στα παρακάτω σχήματα, στην περίπτωση του έντυπου ερωτηματολογίου ο αθροιστικός δείκτης ERS από τα ερωτήματα ελέγχου σχετίζεται με εννέα ερωτήματα της κλίμακας State, τα οποία είναι όλα «θετικά» διατυπωμένα¹⁵ (βλ. και Συζήτηση, ενότητα 4.3), δηλαδή δηλώνουν άγχος, γεγονός που δεν φάνηκε στη CFA ούτε και στην απεικόνιση στη σφαίρα. Στην περίπτωση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, η μέτρηση τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου βρίσκεται κοντά στα ίδια ερωτήματα όπως και στη σφαίρα (υπ' αριθμόν 19, 18, 12, 6, 14), αν και στον κύκλο οι αποστάσεις μεταξύ των ερωτημάτων είναι μικρότερες.



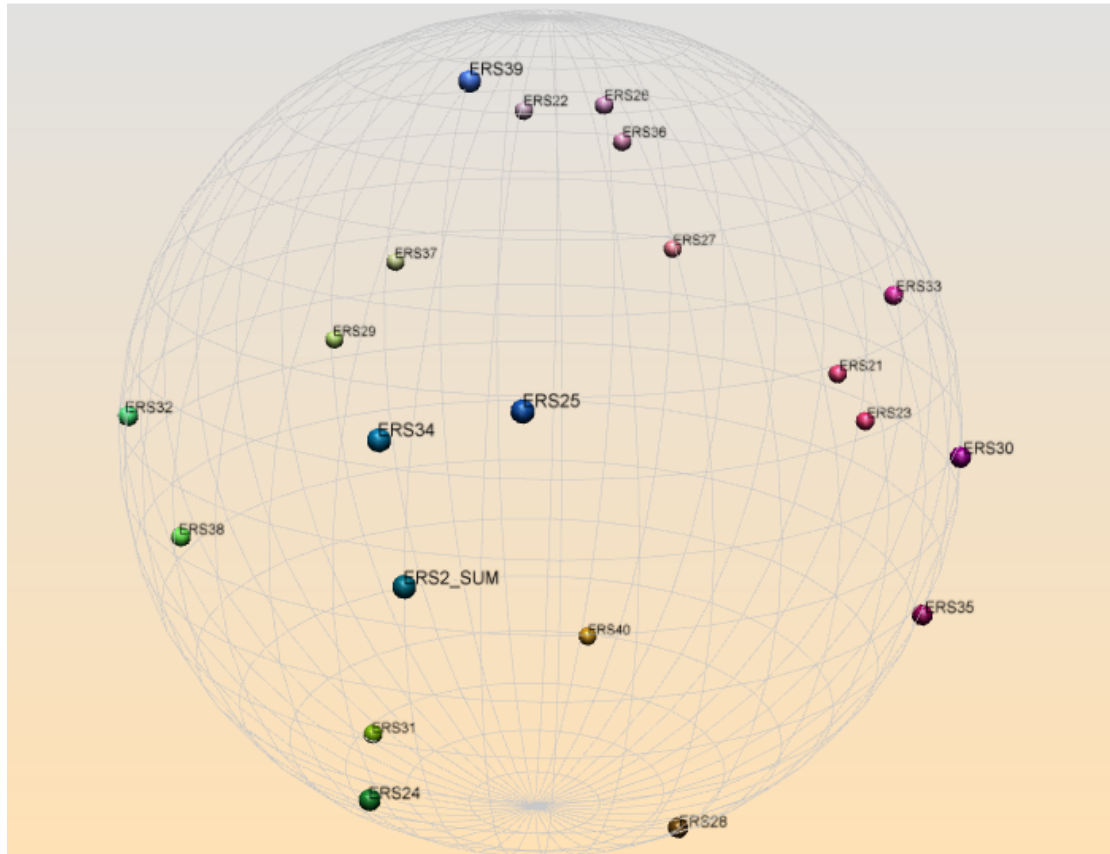
Σχήμα 67. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα State του STAI μέσω MDS-T στον κύκλο για το έντυπο ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS1 – ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young's S-stress = 0,37033, Kruskal's stress = 0,29175 και $R^2 = 0,64914$.

¹⁵ Έλεγχος της υπόθεσης αυτής μέσω υποδείγματος CFA με δύο παράγοντες για τους δύο τρόπους χορήγησης (multigroup CFA), όπου η μέτρηση ERS από τα ερωτήματα ελέγχου σχετίστηκε με τα ερωτήματα με τα οποία σχετίζεται για το έντυπο στον κύκλο, ενώ τα υπόλοιπα ερωτήματα αποτελούσαν ξεχωριστό παράγοντα, έδειξε ότι η μέτρηση από τα ερωτήματα ελέγχου δεν συσχετίστηκε με τον παράγοντα στον οποίο τοποθετήθηκε (της «θετικής» διατύπωσης).

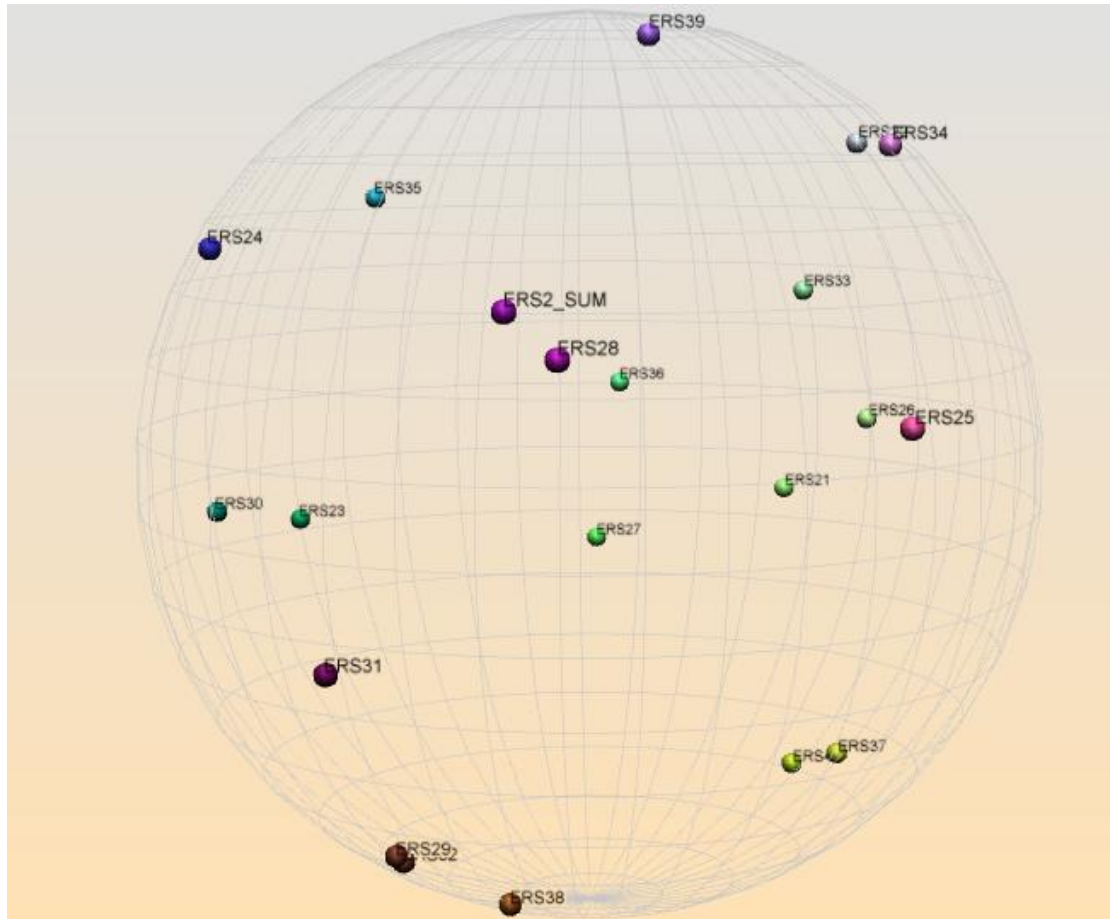


Σχήμα 68. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα State του STAI μέσω MDS-T στον κύκλο για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS1 – ERS20 = ερωτήματα της κλίμακας State με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young's S-stress = 0,40959, Kruskal's stress = 0,31298 και $R^2 = 0,47680$.

Στην περίπτωση της κλίμακας Trait, οι δείκτες αντιστοιχίας της επίλυσης στην επιφάνεια σφαίρας με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο δεν ήταν ιδιαίτερα καλοί, καθώς Young's S-stress = 0,34410, Kruskal's stress = 0,22223 και $R^2 = 0,54662$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, Young's S-stress = 0,38672, Kruskal's stress = 0,25864 και $R^2 = 0,37210$.



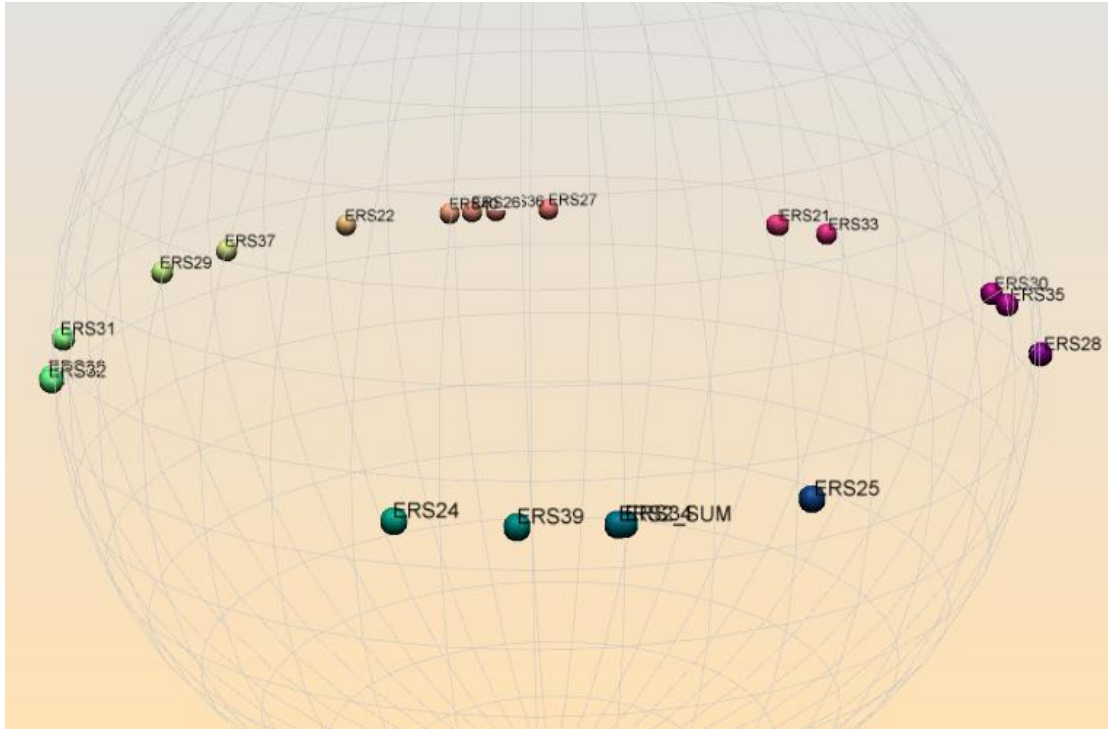
Σχήμα 69. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait του STAI μέσω MDS-T στη σφαίρα για το έντυπο ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS21 – ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young's S-stress = 0,34410, Kruskal's stress = 0,22223 και $R^2 = 0,54662$.



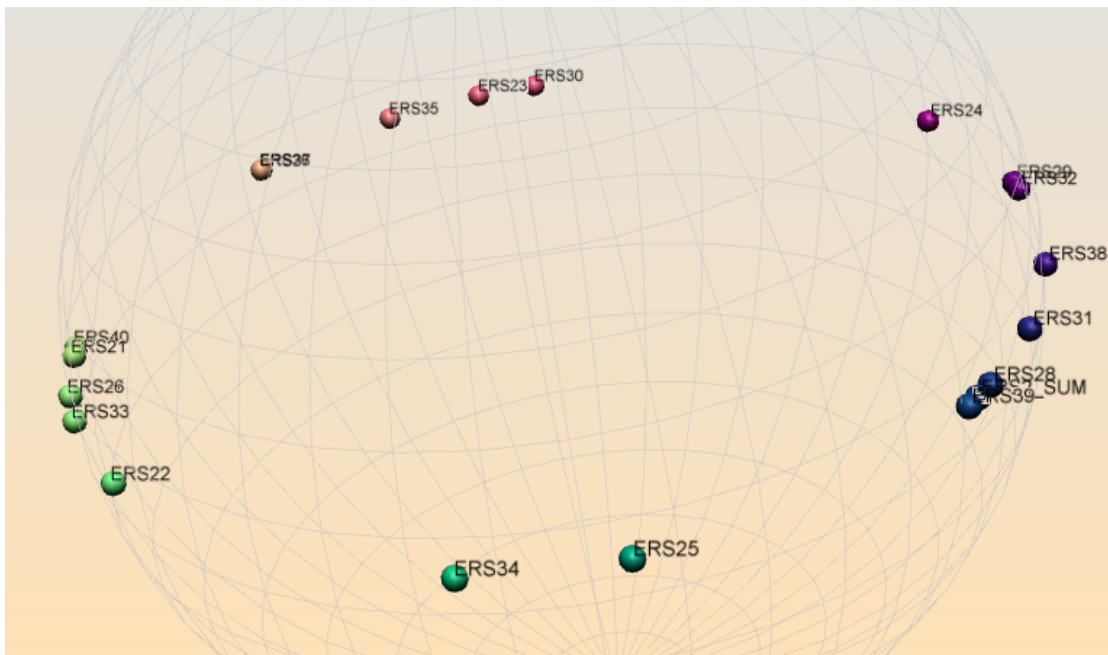
Σχήμα 70. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait του STAI μέσω MDS-T στη σφαίρα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS21 – ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young's S-stress = 0,38672, Kruskal's stress = 0,25864 και $R^2 = 0,37210$.

Ο αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS2_SUM) σχετίζεται με λιγότερες μεταβλητές σε σύγκριση με την κλίμακα State (επιβεβαιώνεται το εύρημα της CFA, όπου η επίδραση ERS φαίνεται να είναι μικρότερη, δηλαδή λιγότερα ερωτήματα φόρτιζαν στον παράγοντα τάσης για ακραίες απαντήσεις). Επίσης, ο δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις σχετίζεται με δύο ερωτήματα για το έντυπο ερωτηματολόγιο και με ένα ερώτημα για το διαδικτυακό.

Όσον αφορά στις αναλύσεις για την κλίμακα Trait στην περιφέρεια κύκλου, η αντιστοιχία με τα δεδομένα δεν ήταν καλή, καθώς για το έντυπο ερωτηματολόγιο, Young's S-stress = 0,42082, Kruskal's stress = 0,31470 και $R^2 = 0,46902$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, Young's S-stress = 0,49971, Kruskal's stress = 0,38563 και $R^2 = 0,22839$.



Σχήμα 71. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait του STAI μέσω MDS-T στον κύκλο για το έντυπο ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS21 – ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young’s S-stress = 0,42082, Kruskal’s stress = 0,31470 και $R^2 = 0,46902$.



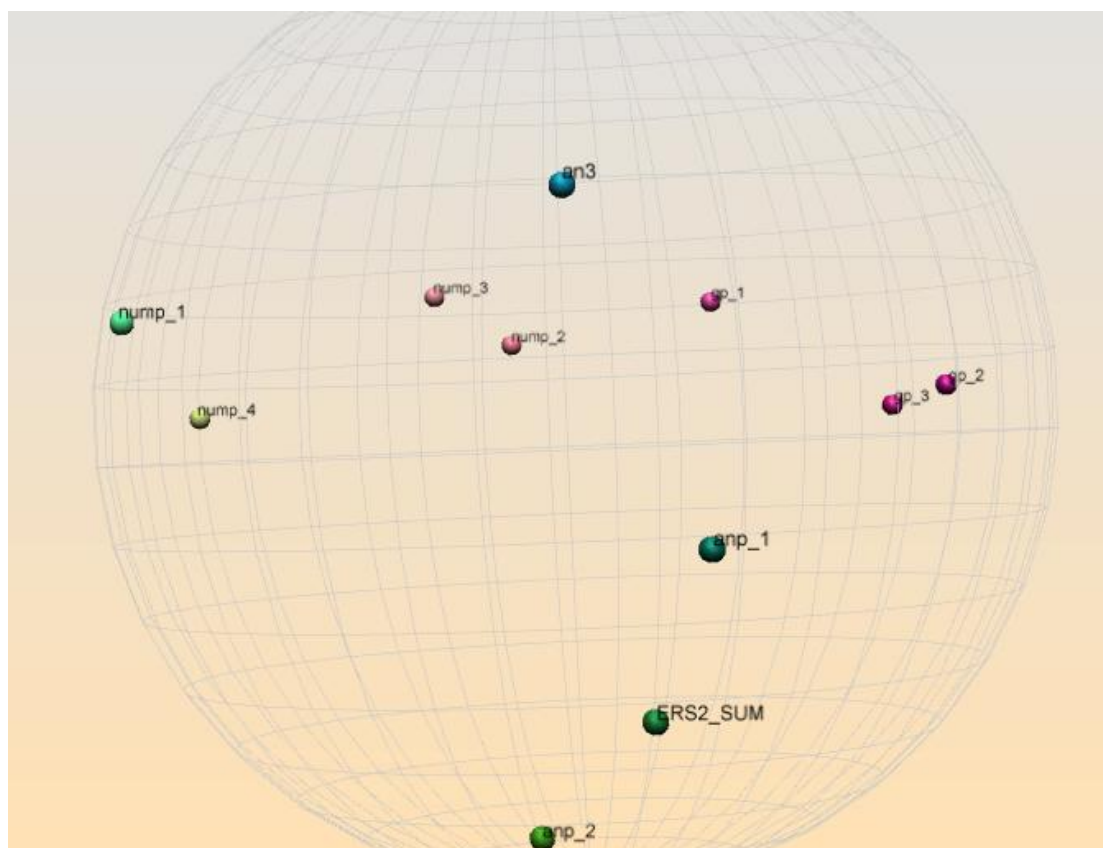
Σχήμα 72. Επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στην κλίμακα Trait του STAI μέσω MDS-T στον κύκλο για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. ERS2_SUM = αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου, ERS21 – ERS40 = ερωτήματα της κλίμακας Trait με δίτιμη κωδικοποίηση, 1=ακραία απάντηση 0=μετριοπαθής απάντηση. Young’s S-stress = 0,49971, Kruskal’s stress = 0,38563 και $R^2 = 0,22839$.

Όπως και στην περίπτωση των αναλύσεων για την κλίμακα State, έτσι και για την κλίμακα Trait στις αναλύσεις MDS-T στην περιφέρεια κύκλου ο αθροιστικός δείκτης

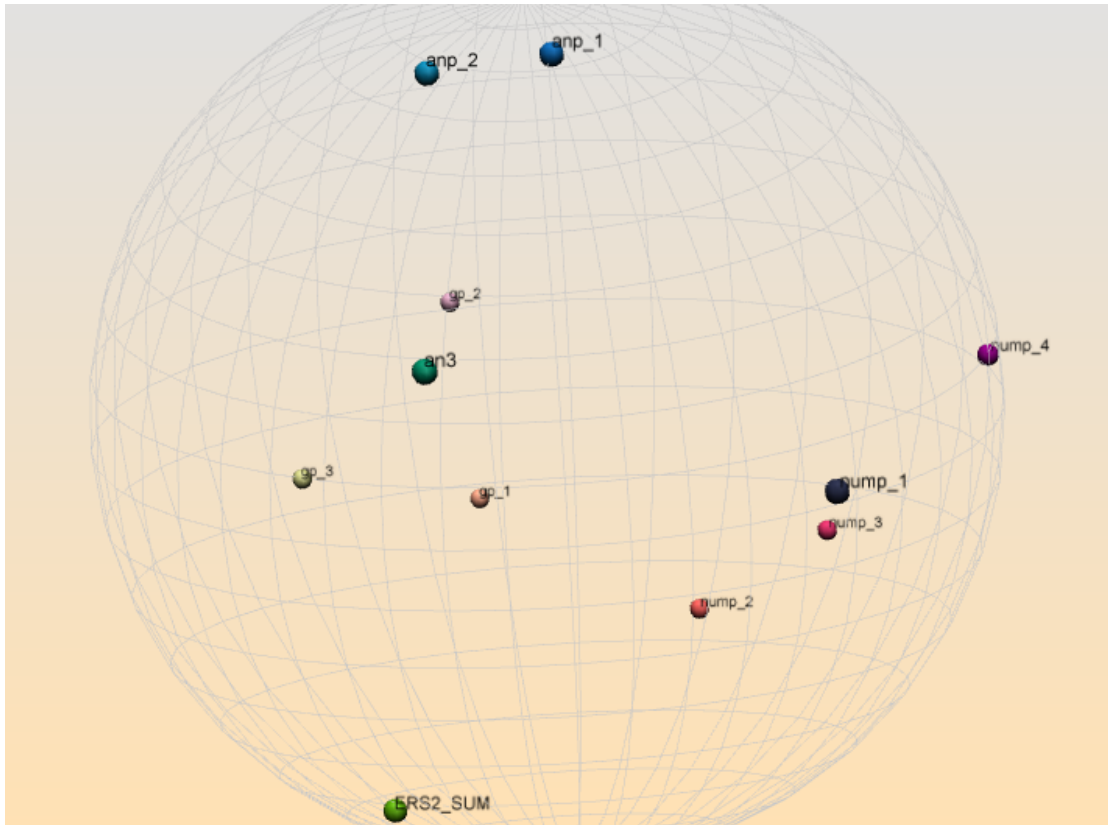
τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου φαίνεται να βρίσκεται κοντά σε περισσότερα ερωτήματα του STAI (ειδικά για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) σε σχέση με την απεικόνιση στην επιφάνεια σφαίρας. Επειδή ένα τέτοιο αποτέλεσμα δεν φάνηκε στη CFA, ούτε και στις απεικονίσεις στην επιφάνεια σφαίρας, μάλλον η απεικόνιση στον κύκλο δεν είναι τόσο κατάλληλη για να ξεχωρίσει μεταξύ τους τις μετρήσεις στη συγκεκριμένη περίπτωση.

3.5.3.3.2 Τεστ γνώσεων

Στη συνέχεια, έγιναν αναλύσεις MDS-T στην περιφέρεια κύκλου και στην επιφάνεια σφαίρας για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ γνώσεων. Όσον αφορά στις επιλύσεις σε τρεις διαστάσεις (σφαίρα), η αντιστοιχία με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο (N = 263) δεν είναι ιδιαίτερα καλή, καθώς Young's *S-stress* = 0,38055, Kruskal's *stress* = 0,26863 και $R^2 = 0,46079$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 249), Young's *S-stress* = 0,33903, Kruskal's *stress* = 0,23233 και $R^2 = 0,52196$.



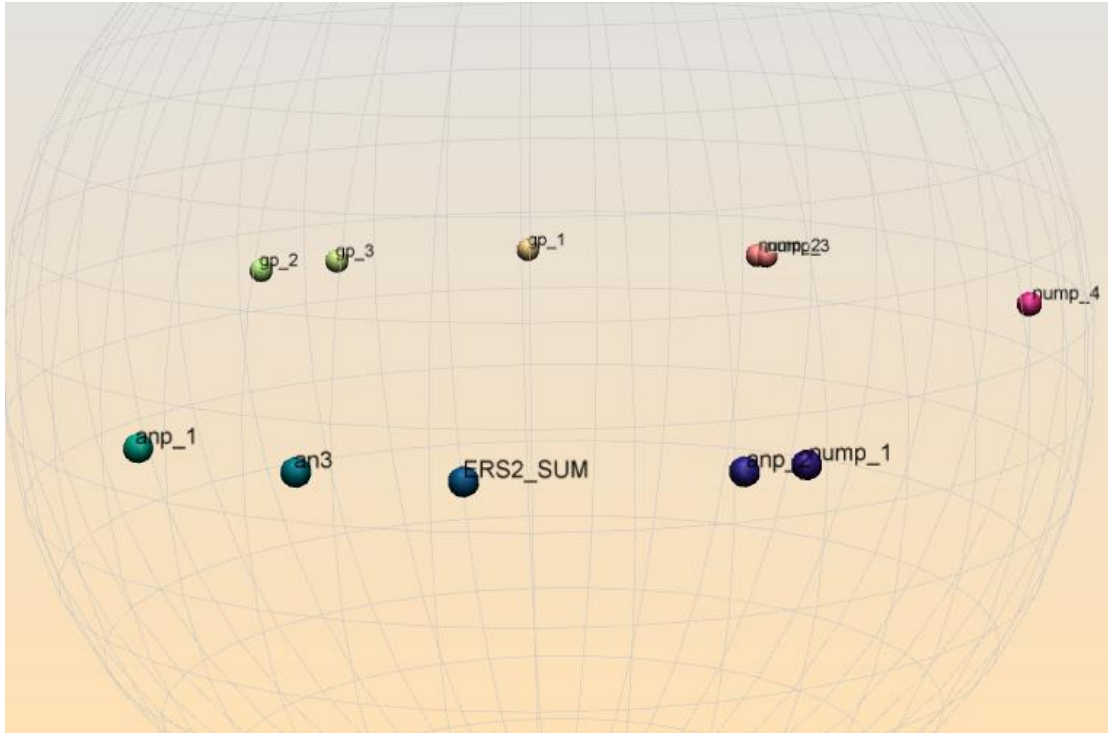
Σχήμα 73. Απεικόνιση των ομάδων ερωτημάτων των τεστ γνώσεων (nump = αριθμοί, gp = συμπλήρωση λέξεων, ahp = λεκτικές αναλογίες) και του δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS2_SUM) μέσω MDS-T στη σφαίρα για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's *S-stress* = 0,38055, Kruskal's *stress* = 0,26863 και $R^2 = 0,46079$.



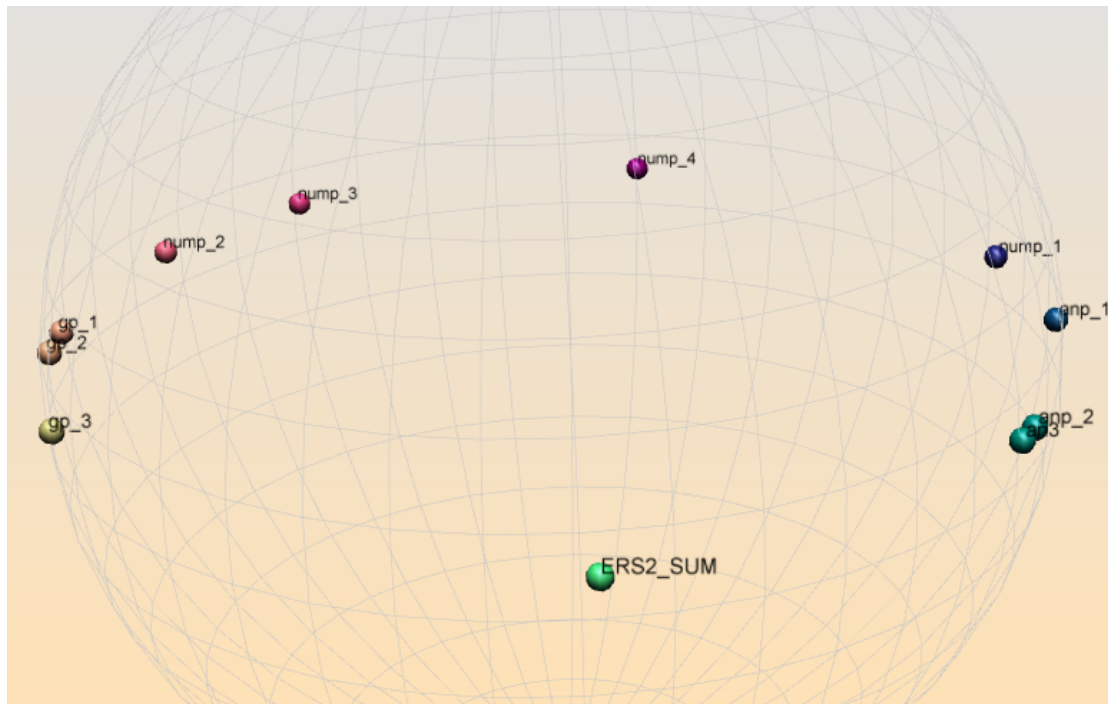
Σχήμα 74. Απεικόνιση των ομάδων ερωτημάτων των τεστ γνώσεων (nump = αριθμοί, gp = συμπλήρωση λέξεων, anp = λεκτικές αναλογίες) και του δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS2_SUM) μέσω MDS-T στη σφαίρα για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,33903, Kruskal's stress = 0,23233 και $R^2 = 0,52196$.

Η εικόνα της CFA φαίνεται να επιβεβαιώνεται (αν και η διαφορά δεν ήταν στατιστικώς σημαντική), καθώς στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο η μέτρηση ERS δεν σχετίζεται με το τεστ γνώσεων, ενώ στο έντυπο είναι κοντά σε δύο parcels των λεκτικών αναλογιών.

Σχετικά με τις αναλύσεις στην περιφέρεια κύκλου, η αντιστοιχία με τα δεδομένα για το έντυπο ερωτηματολόγιο δεν ήταν καλή, καθώς Young's S-stress = 0,44669, Kruskal's stress = 0,34009 και $R^2 = 0,40037$. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, Young's S-stress = 0,40535, Kruskal's stress = 0,29754 και $R^2 = 0,4695$.



Σχήμα 75. Απεικόνιση των ομάδων ερωτημάτων των τεστ γνώσεων (nump = αριθμοί, gr = συμπλήρωση λέξεων, anp = λεκτικές αναλογίες) και του δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS2_SUM) μέσω MDS-T στον κύκλο για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,44669, Kruskal's stress = 0,34009 και $R^2 = 0,40037$.



Σχήμα 76. Απεικόνιση των ομάδων ερωτημάτων των τεστ γνώσεων (nump = αριθμοί, gr = συμπλήρωση λέξεων, anp = λεκτικές αναλογίες) και του δείκτη τάσης για ακραίες απαντήσεις (ERS2_SUM) μέσω MDS-T στον κύκλο για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Young's S-stress = 0,40535, Kruskal's stress = 0,29754 και $R^2 = 0,4695$.

Οι απεικονίσεις αυτές στην περιφέρεια κύκλου δείχνουν παρόμοια εικόνα με αυτές στην επιφάνεια σφαιράς, ότι δηλαδή η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις βρίσκεται κοντά στις μετρήσεις των λεκτικών αναλογιών για το έντυπο ερωτηματολόγιο, ενώ δεν σχετίζεται με τα τεστ γνώσεων στην περίπτωση του διαδικτυακού.

3.6 Συγκρίσεις υποομάδων του δείγματος ως προς τις διαστάσεις των ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς και των τεστ γνώσεων

Στην ενότητα αυτή θα παρουσιαστούν συγκρίσεις μεταξύ υποομάδων του δείγματος (άνδρες-γυναίκες, φοιτητές- μη-φοιτητές, έντυπη συνθήκη χορήγησης-διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης κ.τ.λ.) ως προς τις συνολικές τους τιμές στα διάφορα ερωτηματολόγια της έρευνας (αυτοαναφοράς και γνώσεων). Θα γίνει δηλαδή σύγκριση ανάμεσα σε διάφορες επιμέρους ομάδες ως προς τις διαστάσεις του STAI (άγχος κατάστασης και άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας), ως προς τις κλίμακες του EPQ (Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός) και ως προς τους παράγοντες του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών (Ιεραρχικοί ρόλοι, Σχέσεις). Επίσης, οι βαθμολογίες στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς θα συνδυαστούν με τις συνολικές τιμές στα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, συμπλήρωση λέξεων-γρίφοι, λεκτικές αναλογίες), ώστε να εξεταστεί αν ο συνδυασμός τους μπορεί να ξεχωρίσει μεταξύ ατόμων που ανήκουν σε διαφορετικές ομάδες.

3.6.1 Διαφορές υποομάδων του δείγματος ως προς το ερωτηματολόγιο STAI

Έγινε σύγκριση των δύο φύλων, ανεξαρτήτως τρόπου χορήγησης, ως προς τους μέσους όρους των δύο υποκλιμάκων του STAI, άγχος κατάστασης (State) και άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας (Trait), μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης (MANOVA). Στο συνολικό δείγμα υπήρχαν 157 άνδρες και 528 γυναίκες. Το κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων των δύο υποκλιμάκων για τα δύο φύλα ήταν στατιστικώς ασήμαντο [$F(3, 1270378,291) = 2,515, p > 0,05$], επομένως οι διασπορές και οι συνδιασπορές των υποκλιμάκων του STAI δεν διαφέρουν σημαντικά μεταξύ ανδρών και γυναικών, δηλαδή τα δεδομένα είναι κατάλληλα για την ανάλυση. Η πολυμεταβλητή διαφορά μεταξύ ανδρών και γυναικών ως προς το άγχος (συνδυασμός του άγχους κατάστασης και του άγχους ως χαρακτηριστικού της προσωπικότητας) είναι στατιστικώς σημαντική [$Wilks' \Lambda = 0,975, F(2, 682) = 8,718, p < 0,001, \eta^2 = 0,025$]. Όσον αφορά στις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης (ANOVA) για τις δύο υποκλίμακες του

STAI, οι άνδρες και οι γυναίκες διέφεραν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό ως προς την κλίμακα Trait [$F(1, 683) = 15,302, p < 0,001, \eta^2 = 0,022$], με υψηλότερο μέσο όρο για τις γυναίκες (Μ.Ο. *γυναικών* = 2,3, Τ.Α. = 0,51 και Μ.Ο. *ανδρών* = 2,12, Τ.Α. = 0,50). Σχετικά με την κλίμακα State, δεν υπήρχε διαφορά μεταξύ των μέσων όρων των δύο φύλων [$F(1, 683) = 2,057, p > 0,05$]. Επομένως, οι γυναίκες είχαν κάπως υψηλότερο άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας από τους άνδρες (αν και το μέγεθος της διαφοράς ήταν μικρό), ενώ δεν υπήρχε διαφορά μεταξύ των δύο φύλων στο άγχος κατάστασης. Στη συνέχεια έγινε ανάλυση συνδιακύμανσης (ANCOVA) για να ελεγχθεί κατά πόσο η διαφορά των δύο φύλων ως προς το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας (Trait) θα παρέμενε στατιστικώς σημαντική μετά την εξίσωση των ομάδων (άνδρες, γυναίκες) ως προς το άγχος κατάστασης (State). Παρατηρήθηκε στατιστικώς σημαντική επίδραση της συμμεταβλητής (κλίμακα State) στις διαφορές των ατόμων ως προς την κλίμακα Trait [$F(1, 682) = 503,297, p < 0,001, \eta^2 = 0,425$], επομένως η εξίσωση των ατόμων ως προς το άγχος κατάστασης έχει επίδραση στις διαφορές τους ως προς το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας. Η διαφορά των δύο φύλων στην κλίμακα Trait βρέθηκε στατιστικώς σημαντική [$F(1, 682) = 15,335, p < 0,001, \eta^2 = 0,022$] μετά τον έλεγχο της επίδρασης των διαφορών των ατόμων ως προς την κλίμακα State (βέβαια, οι διασπορές των δύο ομάδων ως προς την κλίμακα Trait μετά τον έλεγχο της επίδρασης της κλίμακας State διέφεραν μεταξύ τους [$F(1, 683) = 5,426, p < 0,05$], οπότε το αποτέλεσμα της σύγκρισης των μέσων όρων θα πρέπει να λαμβάνεται υπόψη με επιφύλαξη). Όπως δείχνουν οι διορθωμένοι για την επίδραση του άγχους κατάστασης μέσοι όροι των δύο φύλων στην κλίμακα Trait (Μ.Ο. *ανδρών* = 2,15 και Μ.Ο. *γυναικών* = 2,29), οι γυναίκες έχουν κάπως υψηλότερες τιμές από τους άνδρες στο άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας.

Οι διαφορές μεταξύ φοιτητών ($N = 588$) και μη-φοιτητών ($N = 98$) στις δύο υποκλίμακες του STAI εξετάστηκαν επίσης μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Το κριτήριο Box's M για την ομοιογένεια των διασπορών και των συσχετίσεων των κλιμάκων State και Trait μεταξύ των δύο ομάδων ήταν στατιστικώς σημαντικό [$F(3, 375982,004) = 3,418, p < 0,05$], επομένως τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφύλαξη, καθώς δεν πληροίται η προϋπόθεση της ομοιογένειας. Οι διαφορές των φοιτητών και των μη-φοιτητών στις δύο υποκλίμακες του STAI, σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' $\Lambda = 0,992$ ήταν στατιστικώς ασήμαντες [$F(2, 683) = 2,718, p > 0,05$]. Προκύπτει το συμπέρασμα ότι οι φοιτητές και

οι μη-φοιτητές δεν διαφέρουν ως προς το άγχος κατάστασης και το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας.

Οι διαφορές των ατόμων ως προς τις υποκλίμακες του STAI εξετάστηκαν επίσης με βάση δύο ανεξάρτητους παράγοντες ταυτόχρονα, το φύλο και τη φοιτητική ιδιότητα (φοιτητές, μη-φοιτητές), μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και ο αριθμός των ατόμων στις ομάδες που σχηματίζονται με βάση τη φοιτητική ιδιότητα και το φύλο ταυτόχρονα, παρουσιάζονται στον Πίνακα 27.

Πίνακας 27. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις υποκλίμακες του STAI με βάση το φύλο και τη φοιτητική ιδιότητα

υποκλίμακα	φύλο	φοιτητής	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	Αριθμός ατόμων N
State	άνδρες	NAI	2,0762	,56870	138
		OXI	2,2644	,87089	19
		Σύνολο	2,0990	,61264	157
	γυναίκες	NAI	2,1570	,56705	449
		OXI	2,2859	,68300	79
		Σύνολο	2,1763	,58695	528
	Σύνολο	NAI	2,1380	,56799	587
		OXI	2,2817	,71828	98
		Σύνολο	2,1585	,59337	685
Trait	άνδρες	NAI	2,0945	,47096	138
		OXI	2,3003	,67709	19
		Σύνολο	2,1194	,50221	157
	γυναίκες	NAI	2,3000	,50055	449
		OXI	2,2982	,55366	79
		Σύνολο	2,2997	,50829	528
	Σύνολο	NAI	2,2517	,50100	587
		OXI	2,2986	,57582	98
		Σύνολο	2,2584	,51218	685

Στον πίνακα αυτόν φαίνεται ότι υπάρχουν μεγάλες διαφορές μεταξύ των υποομάδων ως προς τον αριθμό των ατόμων, για παράδειγμα υπάρχουν 449 γυναίκες φοιτήτριες και μόνο 19 άνδρες μη-φοιτητές. Επίσης, το κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των υποκλιμάκων του STAI για τις υποομάδες βάσει φοιτητικής ιδιότητας και φύλου είναι στατιστικώς σημαντικό [$F(9, 27761,567) = 2,328, p < 0,05$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφύλαξη. Οι διαφορές μεταξύ των

ομάδων που σχηματίζονται με βάση το φύλο, τη φοιτητική ιδιότητα και την αλληλεπίδρασή τους, ως προς το άγχος κατάστασης και το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας ήταν στατιστικώς ασήμαντες με βάση το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ [για τη σύγκριση των δύο φύλων, $F(2, 680) = 1,168, p > 0,05$, για τη σύγκριση φοιτητών και μη-φοιτητών $F(2, 680) = 1,952, p > 0,05$ και για την αλληλεπίδραση $F(2, 680) = 1,443, p > 0,05$]. Προκύπτει ότι δεν υπάρχουν διαφορές ως προς το άγχος κατάστασης και το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας μεταξύ των δύο φύλων, μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών και επίσης δεν υπάρχει αλληλεπίδραση του φύλου και της φοιτητικής ιδιότητας σχετικά με τις διαφορές στις υποκλίμακες του STAI.

Στη συνέχεια, έγινε σύγκριση μεταξύ της έντυπης συνθήκης χορήγησης ($N = 272$) και της διαδικτυακής συνθήκης χορήγησης ($N = 414$) ως προς τους μέσους όρους του άγχους κατάστασης και του άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Το κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των υποκλιμάκων του STAI για τις δύο συνθήκες χορήγησης ήταν στατιστικώς σημαντικό [$F(3, 17491759,882) = 6,870, p < 0,001$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ , η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης ως προς τις υποκλίμακες του STAI είναι στατιστικώς σημαντική [$F(2, 683) = 5,767, p < 0,01, \eta^2 = 0,017$]. Επομένως, υπάρχει διαφορά μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου στο άγχος όπως αξιολογείται από το STAI, αν και το μέγεθος της διαφοράς είναι μικρό. Σύμφωνα με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, υπάρχει στατιστικώς σημαντική διαφορά μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης μόνο για το άγχος κατάστασης (State) με $F(1, 684) = 11,4, p < 0,01, \eta^2 = 0,016$, με μεγαλύτερο μέσο όρο για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (M.O. = 2,22, T.A. = 0,64) σε σχέση με το έντυπο ερωτηματολόγιο (M.O. = 2,07, T.A. = 0,50). Βέβαια, οι διασπορές των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την κλίμακα State διέφεραν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό [$F(1, 684) = 21,83, p < 0,001$], επομένως το αποτέλεσμα αυτό πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφύλαξη. Προκύπτει ότι το άγχος κατάστασης ήταν λίγο υψηλότερο για τη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης σε σχέση με την έντυπη.

Η σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης (έντυπο, διαδικτυακό) ως προς τις υποκλίμακες του STAI έγινε επίσης και αναλόγως του φύλου (μέσω MANOVA με δύο ανεξάρτητους παράγοντες, τρόπος χορήγησης και φύλο). Οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και ο αριθμός των ατόμων στις υποομάδες που σχηματίζονται, φαίνονται στον Πίνακα 28.

Πίνακας 28. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις υποκλίμακες του STAI με βάση τον τρόπο χορήγησης και το φύλο

υποκλίμακα	τρόπος χορήγησης	φύλο	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	Αριθμός ατόμων N	
State	έντυπο	άνδρες	1,8792	,47200	33	
		γυναίκες	2,0920	,49868	239	
		Σύνολο	2,0662	,49955	272	
	διαδικτυακό	άνδρες	2,1574	,63377	124	
		γυναίκες	2,2459	,64353	289	
		Σύνολο	2,2194	,64113	413	
	Σύνολο	άνδρες	2,0990	,61264	157	
		γυναίκες	2,1763	,58695	528	
		Σύνολο	2,1585	,59337	685	
	Trait	έντυπο	άνδρες	1,9457	,45192	33
			γυναίκες	2,2500	,47004	239
			Σύνολο	2,2130	,47755	272
διαδικτυακό		άνδρες	2,1657	,50646	124	
		γυναίκες	2,3408	,53520	289	
		Σύνολο	2,2882	,53223	413	
Σύνολο		άνδρες	2,1194	,50221	157	
		γυναίκες	2,2997	,50829	528	
		Σύνολο	2,2584	,51218	685	

Παρατηρείται ότι υπάρχουν μεγάλες διαφορές στα μεγέθη των δειγμάτων στις διάφορες υποομάδες με βάση τους δύο ανεξάρτητους παράγοντες. Για παράδειγμα, υπάρχουν 33 άνδρες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο και 289 γυναίκες που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Επίσης, το κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων των υποκλιμάκων του STAI στις διάφορες συνδυαστικές ομάδες είναι στατιστικώς σημαντικό [$F(9, 93704,536) = 3,127, p < 0,01$], επομένως τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις, καθώς δεν υπάρχει ομοιογένεια. Σύμφωνα με το

πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ , οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν σε στατιστικώς σημαντικό βαθμό [$F(2, 680) = 6,243, p < 0,01, \eta^2 = 0,018$], όπως και τα δύο φύλα [$F(2, 680) = 10, p < 0,001, \eta^2 = 0,029$], ενώ η αλληλεπίδραση του φύλου και του τρόπου χορήγησης είναι στατιστικώς ασήμαντη [$F(2, 680) = 0,752, p > 0,05$]. Σύμφωνα με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν ως προς τις δύο υποκλίμακες του STAI, δηλαδή στην κλίμακα State [$F(1, 681) = 11,76, p < 0,01, \eta^2 = 0,017$] με μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 2,2) σε σχέση με το έντυπο (Μ.Ο. = 1,99) και στην κλίμακα Trait [$F(1, 681) = 8,26, p < 0,01, \eta^2 = 0,012$] με μεγαλύτερο μέσο όρο για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 2,25) σε σχέση με το έντυπο (Μ.Ο. = 2,1). Τα δύο φύλα βρέθηκε να διαφέρουν ως προς την κλίμακα State [$F(1, 681) = 5,717, p < 0,05, \eta^2 = 0,008$] με λίγο μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για τις γυναίκες (Μ.Ο. = 2,17) σε σχέση με τους άνδρες (Μ.Ο. = 2,02) και στην κλίμακα Trait [$F(1, 681) = 19,646, p < 0,001, \eta^2 = 0,028$] με μεγαλύτερο μέσο όρο για τις γυναίκες (Μ.Ο. = 2,3) σε σχέση με τους άνδρες (Μ.Ο. = 2,06). Οι διασπορές των συνδυαστικών ομάδων στην κλίμακα State ήταν ανομοιογενείς [$F(3, 681) = 7,618, p < 0,001$], επομένως τα αποτελέσματα σχετικά με την κλίμακα αυτή θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Συνολικά, βρέθηκε ότι οι συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο είχαν λίγο μεγαλύτερους μέσους όρους στις υποκλίμακες του STAI σε σχέση με τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο και οι γυναίκες είχαν κάπως μεγαλύτερους μέσους όρους σε σχέση με τους άνδρες.

Με βάση τις παραπάνω αναλύσεις, οι σημαντικότερες διαφορές μεταξύ ομάδων που βρέθηκαν ως προς το STAI ήταν ότι οι γυναίκες είχαν λίγο υψηλότερο άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας σε σχέση με τους άνδρες και οι συμμετέχοντες στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο είχαν λίγο μεγαλύτερο άγχος κατάστασης από τους συμμετέχοντες στο έντυπο, ενώ τα μεγέθη των διαφορών σε όλες τις περιπτώσεις ήταν πολύ μικρά.

3.6.2 Διαφορές υποομάδων του δείγματος ως προς το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών

Όσον αφορά στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, έγινε σύγκριση μεταξύ των δύο φύλων (157 άνδρες και 528 γυναίκες) στις συνολικές τους τιμές στους δύο παράγοντες οικογενειακών αξιών (ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας,

σχέσεις με την οικογένεια και τους συγγενείς), μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Το στατιστικό κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων των δύο παραγόντων οικογενειακών αξιών για τα δύο φύλα είναι στατιστικώς σημαντικό [$F(3, 1270378,291) = 5,55, p < 0,01$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφύλαξη. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, τα δύο φύλα διαφέρουν ως προς τις διαστάσεις οικογενειακών αξιών [$F(2, 682) = 25,253, p < 0,001, \eta^2 = 0,069$]. Με βάση τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης (ANOVA), τα δύο φύλα διαφέρουν ως προς τη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων του πατέρα και της μητέρας [$F(1, 683) = 42,969, p < 0,001, \eta^2 = 0,059$], με υψηλότερο μέσο όρο για τους άνδρες (M.O. = 1,61, T.A. = 0,49) σε σχέση με τις γυναίκες (M.O. = 1,36, T.A. = 0,39). Βέβαια, οι διασπορές των δύο φύλων στη διάσταση αυτή διαφέρουν [$F(1, 683) = 23,046, p < 0,001$], επομένως, το αποτέλεσμα αυτό πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφύλαξη. Προκύπτει ότι οι άνδρες συμφωνούν σε κάπως μεγαλύτερο βαθμό σε σχέση με τις γυναίκες με αξίες σχετικές με τους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας.

Στη συνέχεια, έγινε σύγκριση (μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης) μεταξύ φοιτητών (N = 588) και μη-φοιτητών (N = 98) ως προς τις δύο διαστάσεις οικογενειακών αξιών (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις). Το κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των δύο παραγόντων οικογενειακών αξιών για τους φοιτητές και τους μη-φοιτητές ήταν στατιστικώς ασήμαντο [$F(3, 375982,004) = 0,481, p > 0,05$], επομένως πληροίται η προϋπόθεση της ομοιογένειας. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές δεν διαφέρουν ως προς τις διαστάσεις των ιεραρχικών ρόλων και των σχέσεων [$F(2, 683) = 1,124, p > 0,05$]. Προκύπτει ότι οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές εξέφρασαν παρόμοιο βαθμό συμφωνίας με τις δύο διαστάσεις οικογενειακών αξιών (για τους ιεραρχικούς ρόλους, M.O._{φοιτητών} = 1,41, T.A. = 0,43, M.O._{μη-φοιτητών} = 1,48, T.A. = 0,44, ενώ για τις σχέσεις, M.O._{φοιτητών} = 3,43, T.A. = 0,39, M.O._{μη-φοιτητών} = 3,44, T.A. = 0,36).

Οι διαφορές των φοιτητών και των μη-φοιτητών στις δύο διαστάσεις οικογενειακών αξιών εξετάστηκαν επίσης και αναλόγως του φύλου, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης με δύο ανεξάρτητους παράγοντες (φοιτητική ιδιότητα και φύλο). Οι μέσοι

όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και οι αριθμοί των ατόμων για τις συνδυαστικές ομάδες που σχηματίζονται, παρουσιάζονται στον Πίνακα 29.

Πίνακας 29. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τους παράγοντες οικογενειακών αξιών με βάση τη φοιτητική ιδιότητα και το φύλο

παράγοντας	φύλο	φοιτητής	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	Αριθμός ατόμων N
Ιεραρχικοί ρόλοι	άνδρες	ΝΑΙ	1,5766	,48902	138
		ΟΧΙ	1,8353	,45764	19
		Σύνολο	1,6079	,49127	157
	γυναίκες	ΝΑΙ	1,3549	,39146	449
		ΟΧΙ	1,3900	,38663	79
		Σύνολο	1,3601	,39058	528
	Σύνολο	ΝΑΙ	1,4070	,42651	587
		ΟΧΙ	1,4763	,43633	98
		Σύνολο	1,4169	,42829	685
Σχέσεις	άνδρες	ΝΑΙ	3,4001	,40501	138
		ΟΧΙ	3,4966	,39496	19
		Σύνολο	3,4118	,40380	157
	γυναίκες	ΝΑΙ	3,4432	,38457	449
		ΟΧΙ	3,4235	,34907	79
		Σύνολο	3,4403	,37922	528
	Σύνολο	ΝΑΙ	3,4331	,38955	587
		ΟΧΙ	3,4377	,35745	98
		Σύνολο	3,4337	,38488	685

Παρατηρείται ότι υπάρχουν μεγάλες διαφορές στον αριθμό των ατόμων που ανήκουν στις διάφορες επιμέρους ομάδες. Για παράδειγμα, 19 άτομα είναι άνδρες μη-φοιτητές και 449 άτομα είναι γυναίκες φοιτήτριες. Το κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων των διαστάσεων οικογενειακών αξιών για τις συνδυαστικές ομάδες είναι στατιστικώς σημαντικό [$F(9, 27761,567) = 1,941, p < 0,05$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι διαφορές μεταξύ των δύο φύλων στις οικογενειακές αξίες είναι στατιστικώς σημαντικές [$F(2, 680) = 18,304, p < 0,001, \eta^2 = 0,051$], όπως και οι διαφορές μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών [$F(2, 680) = 3,361, p < 0,05, \eta^2 = 0,01$], αλλά η αλληλεπίδραση του φύλου και της φοιτητικής ιδιότητας ήταν στατιστικώς ασήμαντη

[F(2, 680) = 2,114, $p > 0,05$]. Σύμφωνα με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, τα δύο φύλα διαφέρουν ως προς τη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων [F(1, 681) = 34,68, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,048$], με μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για τους άνδρες (Μ.Ο. = 1,71) σε σχέση με τις γυναίκες (Μ.Ο. = 1,37). Επίσης, οι φοιτητές και οι μη-φοιτητές βρέθηκε να έχουν μικρή διαφορά ως προς τη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων [F(1, 681) = 6,732, $p < 0,05$, $\eta^2 = 0,01$], με λίγο μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για τους μη-φοιτητές (Μ.Ο. = 1,61) σε σχέση με τους φοιτητές (Μ.Ο. = 1,47). Βέβαια, οι διασπορές των συνδυαστικών ομάδων ως προς τη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων ήταν ανομοιογενείς [F(3, 681) = 6,266, $p < 0,001$], επομένως τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Προκύπτει ότι οι άνδρες συμφωνούν σε μεγαλύτερο βαθμό με τις αξίες που εκφράζουν τους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας σε σχέση με τις γυναίκες, ενώ οι μη-φοιτητές συμφωνούν με αυτές σε λίγο μεγαλύτερο βαθμό σε σχέση με τους φοιτητές.

Έγινε επίσης σύγκριση μεταξύ των δύο ομάδων τρόπου χορήγησης (έντυπο ερωτηματολόγιο, N = 272 και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, N = 414) ως προς τις δύο διαστάσεις οικογενειακών αξιών, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Το κριτήριο Box's M για την ομοιογένεια των διασπορών και των συσχετίσεων των δύο παραγόντων οικογενειακών αξιών για τις δύο συνθήκες χορήγησης ήταν στατιστικώς σημαντικό [F(3, 17491759,882) = 5,115, $p < 0,01$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης ως προς τις οικογενειακές αξίες είναι στατιστικώς σημαντικές [F(2, 683) = 24,068, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,066$]. Σύμφωνα με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν ως προς τη διάσταση των σχέσεων με την οικογένεια και τους συγγενείς [F(1, 684) = 44,554, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,061$], με μεγαλύτερο μέσο όρο για το έντυπο ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 3,55, Τ.Α. = 0,33) σε σχέση με το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 3,36, Τ.Α. = 0,40). Το αποτέλεσμα αυτό θα πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφυλάξεις, καθώς οι διασπορές των δύο ομάδων στον παράγοντα των σχέσεων είναι ανομοιογενείς [F(1, 684) = 6,785, $p < 0,01$]. Προκύπτει ότι οι συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο είχαν κάπως μεγαλύτερο

¹⁶ Estimated marginal means: μέσοι όροι, όπως εκτιμήθηκαν με βάση το υπόδειγμα

βαθμό συμφωνίας με τις αξίες για τις σχέσεις με την οικογένεια και τους συγγενείς σε σχέση με τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Οι διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης του ερωτηματολογίου ως προς τους παράγοντες οικογενειακών αξιών εξετάστηκαν επίσης και αναλόγως του φύλου, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης με δύο ανεξάρτητους παράγοντες (τρόπος χορήγησης και φύλο). Στον Πίνακα 30 παρουσιάζονται οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και οι αριθμοί των ατόμων στις διάφορες συνδυαστικές ομάδες.

Πίνακας 30. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τους παράγοντες οικογενειακών αξιών με βάση τον τρόπο χορήγησης και το φύλο

παράγοντας	φύλο	τρόπος χορήγησης	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	Αριθμός ατόμων N
Ιεραρχικοί ρόλοι	άνδρες	έντυπο	1,6285	,46894	33
		διαδικτυακό	1,6024	,49874	124
		Σύνολο	1,6079	,49127	157
	γυναίκες	έντυπο	1,3872	,37668	239
		διαδικτυακό	1,3378	,40097	289
		Σύνολο	1,3601	,39058	528
	Σύνολο	έντυπο	1,4164	,39599	272
		διαδικτυακό	1,4172	,44877	413
		Σύνολο	1,4169	,42829	685
Σχέσεις	άνδρες	έντυπο	3,5152	,36066	33
		διαδικτυακό	3,3843	,41149	124
		Σύνολο	3,4118	,40380	157
	γυναίκες	έντυπο	3,5550	,32826	239
		διαδικτυακό	3,3454	,39262	289
		Σύνολο	3,4403	,37922	528
	Σύνολο	έντυπο	3,5502	,33190	272
		διαδικτυακό	3,3571	,39827	413
		Σύνολο	3,4337	,38488	685

Από τον πίνακα φαίνεται ότι υπάρχουν μεγάλες διαφορές στον αριθμό των ατόμων που ανήκουν στις συνδυαστικές ομάδες. Για παράδειγμα, υπάρχουν 33 άνδρες στην έντυπη συνθήκη χορήγησης και 289 γυναίκες στη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης. Το στατιστικό κριτήριο Box'M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων των διαστάσεων οικογενειακών αξιών στις συνδυαστικές ομάδες είναι στατιστικώς σημαντικό [$F(9, 93704,536) = 3,506, p < 0,001$], επομένως δεν υπάρχει

ομοιογένεια και τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι διαφορές μεταξύ των δύο φύλων ως προς τις διαστάσεις οικογενειακών αξιών ήταν στατιστικώς σημαντικές [$F(2, 680) = 17,406, p < 0,001, \eta^2 = 0,049$], όπως και οι διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης [$F(2, 680) = 9,074, p < 0,001, \eta^2 = 0,026$]. Η αλληλεπίδραση μεταξύ του φύλου και του τρόπου χορήγησης ήταν στατιστικώς ασήμαντη [$F(2, 680) = 0,482, p > 0,05$]. Σύμφωνα με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, τα δύο φύλα διαφέρουν ως προς τη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων [$F(1, 681) = 32,178, p < 0,001, \eta^2 = 0,045$] με μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για τους άνδρες (Μ.Ο. = 1,62) σε σχέση με τις γυναίκες (Μ.Ο. = 1,36). Το αποτέλεσμα αυτό πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφυλάξεις, καθώς οι διασπορές των συνδυαστικών ομάδων στη διάσταση των ιεραρχικών ρόλων είναι ανομοιογενείς [$F(3, 681) = 8,26, p < 0,001$]. Οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν ως προς τη διάσταση των σχέσεων [$F(1, 681) = 18,061, p < 0,001, \eta^2 = 0,026$], με μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για το έντυπο ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 3,54) σε σχέση με το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 3,37). Το αποτέλεσμα αυτό θα πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφυλάξεις, καθώς οι διασπορές των συνδυαστικών ομάδων στη διάσταση των σχέσεων είναι ανομοιογενείς [$F(3, 681) = 3,119, p < 0,05$].

Από τις παραπάνω αναλύσεις σχετικά με το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, οι σημαντικότερες διαφορές που προέκυψαν είναι ότι οι άνδρες εκφράζουν μεγαλύτερη συμφωνία με τις αξίες σχετικά με τους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας σε σχέση με τις γυναίκες, ενώ οι συμμετέχοντες στην έντυπη συνθήκη χορήγησης συμφωνούν περισσότερο με τις αξίες για τις σχέσεις με την οικογένεια και τους συγγενείς σε σχέση με τους συμμετέχοντες στη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης.

3.6.3 Διαφορές υποομάδων του δείγματος ως προς το ερωτηματολόγιο EPQ

Όσον αφορά στο ερωτηματολόγιο EPQ, έγινε σύγκριση μεταξύ ανδρών (N = 157) και γυναικών (N = 528) ως προς τις τρεις διαστάσεις προσωπικότητας (Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός) που αξιολογούνται από το EPQ, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Το κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων των διαστάσεων προσωπικότητας για τα δύο φύλα ήταν στατιστικώς ασήμαντο [$F(6, 501661,095) = 1,834, p > 0,05$], επομένως πληροίται η προϋπόθεση της ομοιογένειας. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι διαφορές των δύο φύλων ως προς την προσωπικότητα είναι στατιστικώς σημαντικές

[F(3, 681) = 23,19, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,093$]. Σχετικά με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των δύο φύλων ως προς το Νευρωτισμό [F(1, 683) = 32,571, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,046$] και στον Ψυχωτισμό [F(1, 683) = 18,684, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,027$]. Οι διασπορές των δύο φύλων στη διάσταση του Νευρωτισμού ήταν ανομοιογενείς [F(1, 683) = 8,865, $p < 0,01$], γεγονός που αποτελεί περιορισμό της ανάλυσης. Ως προς τη διάσταση του Ψυχωτισμού, ο μέσος όρος των ανδρών (M.O. = 0,18, T.A. = 0,1) ήταν μεγαλύτερος από το μέσο όρο των γυναικών (M.O. = 0,14, T.A. = 0,09), ενώ στη διάσταση του Νευρωτισμού, ο μέσος όρος των γυναικών (M.O. = 0,6, T.A. = 0,21) ήταν μεγαλύτερος από το μέσο όρο των ανδρών (M.O. = 0,49, T.A. = 0,24). Προκύπτει ότι οι άνδρες είχαν υψηλότερες τιμές στον Ψυχωτισμό από τις γυναίκες, ενώ οι γυναίκες είχαν υψηλότερες τιμές στο Νευρωτισμό σε σχέση με τους άνδρες.

Στη συνέχεια, έγινε σύγκριση μεταξύ φοιτητών (N = 588) και μη-φοιτητών (N = 98) ως προς τις τρεις υποκλίμακες του EPQ, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Το στατιστικό κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των διαστάσεων του EPQ για τους φοιτητές και τους μη-φοιτητές ήταν στατιστικώς ασήμαντο [F(6, 167494,920) = 1,929, $p > 0,05$], επομένως πληροίται η προϋπόθεση της ομοιογένειας. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ , οι δύο ομάδες (φοιτητές και μη-φοιτητές) δεν διαφέρουν ως προς τις τρεις διαστάσεις προσωπικότητας [F(3, 682) = 2,269, $p > 0,05$].

Οι διαφορές μεταξύ των φοιτητών και των μη-φοιτητών ως προς την προσωπικότητα (Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός) εξετάστηκαν επίσης αναλόγως του φύλου, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης με δύο ανεξάρτητους παράγοντες (φοιτητική ιδιότητα και φύλο). Οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και ο αριθμός των ατόμων στις συνδυαστικές ομάδες παρουσιάζονται στον Πίνακα 31.

Πίνακας 31. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις τρεις υποκλίμακες του EPQ (E, N, P) με βάση τη φοιτητική ιδιότητα και το φύλο

υποκλίμακα	φύλο	φοιτητής	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	Αριθμός ατόμων N
E	άνδρες	ΝΑΙ	,6816	,22957	138
		ΟΧΙ	,6139	,26246	19
		Σύνολο	,6734	,23393	157
	γυναίκες	ΝΑΙ	,6934	,23283	449
		ΟΧΙ	,6420	,24263	79
		Σύνολο	,6857	,23481	528
	Σύνολο	ΝΑΙ	,6906	,23193	587
		ΟΧΙ	,6365	,24545	98
		Σύνολο	,6829	,23449	685
N	άνδρες	ΝΑΙ	,4710	,24069	138
		ΟΧΙ	,6172	,24210	19
		Σύνολο	,4887	,24480	157
	γυναίκες	ΝΑΙ	,6012	,19876	449
		ΟΧΙ	,5986	,24921	79
		Σύνολο	,6008	,20683	528
	Σύνολο	ΝΑΙ	,5706	,21634	587
		ΟΧΙ	,6022	,24672	98
		Σύνολο	,5751	,22102	685
P	άνδρες	ΝΑΙ	,1772	,10154	138
		ΟΧΙ	,1979	,10662	19
		Σύνολο	,1797	,10204	157
	γυναίκες	ΝΑΙ	,1447	,09676	449
		ΟΧΙ	,1259	,07972	79
		Σύνολο	,1419	,09457	528
	Σύνολο	ΝΑΙ	,1523	,09879	587
		ΟΧΙ	,1399	,08965	98
		Σύνολο	,1506	,09757	685

Παρατηρείται ότι υπάρχουν μεγάλες διαφορές στον αριθμό των ατόμων που ανήκουν στις διάφορες συνδυαστικές ομάδες. Για παράδειγμα, υπάρχουν 19 άνδρες μη-φοιτητές και 449 γυναίκες φοιτήτριες. Το στατιστικό κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των τριών διαστάσεων του EPQ για τις τέσσερις συνδυαστικές ομάδες ήταν στατιστικώς ασήμαντο [$F(18, 18600,560) = 1,591, p > 0,05$], επομένως πληροίται η προϋπόθεση της ομοιογένειας.

Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι διαφορές μεταξύ των δύο φύλων ως προς την προσωπικότητα ήταν στατιστικώς σημαντικές [$F(3, 679) = 8,306, p < 0,001, \eta^2 = 0,035$]. Οι διαφορές μεταξύ φοιτητών και μη-φοιτητών ήταν στατιστικώς ασήμαντες [$F(3, 679) = 2,525, p > 0,05$], όπως και η αλληλεπίδραση μεταξύ φύλου και φοιτητικής ιδιότητας [$F(3, 679) = 2,539, p > 0,05$]. Σχετικά με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, βρέθηκαν στατιστικώς σημαντικές διαφορές μεταξύ των δύο φύλων ως προς τον Ψυχωτισμό [$F(1, 681) = 15,769, p < 0,001, \eta^2 = 0,023$], με μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για τους άνδρες (Μ.Ο. = 0,19) σε σχέση με τις γυναίκες (Μ.Ο. = 0,14).

Οι δύο συνθήκες χορήγησης του ερωτηματολογίου (έντυπη, $N = 272$ και διαδικτυακή, $N = 414$) συγκρίθηκαν επίσης ως προς τις τρεις διαστάσεις του EPQ (Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός), μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης. Το στατιστικό κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των τριών διαστάσεων προσωπικότητας για τους δύο τρόπους χορήγησης ήταν στατιστικώς σημαντικό [$F(6, 2264081,262) = 2,278, p < 0,05$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης στις διαστάσεις του EPQ είναι στατιστικώς σημαντικές [$F(3, 682) = 6,299, p < 0,001, \eta^2 = 0,027$]. Από τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης βρέθηκε ότι το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο διαφέρουν ως προς τη διάσταση της Εξωστρέφειας [$F(1, 684) = 9,661, p < 0,01, \eta^2 = 0,014$], με μεγαλύτερο μέσο όρο για το έντυπο ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 0,72, Τ.Α. = 0,22) σε σχέση με το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 0,66, Τ.Α. = 0,24). Το αποτέλεσμα αυτό θα πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφυλάξεις, καθώς οι διασπορές της Εξωστρέφειας για τους δύο τρόπους χορήγησης ήταν ανομοιογενείς [$F(1, 684) = 9,166, p < 0,01$]. Επίσης, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο βρέθηκε να διαφέρουν ως προς την κλίμακα του Ψυχωτισμού [$F(1, 684) = 9,035, p < 0,01, \eta^2 = 0,013$], με μεγαλύτερο μέσο όρο για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 0,16, Τ.Α. = 0,1) σε σχέση με το έντυπο ερωτηματολόγιο (Μ.Ο. = 0,14, Τ.Α. = 0,1). Προκύπτει ότι οι συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο έχουν μεγαλύτερο μέσο όρο στην Εξωστρέφεια από τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, ενώ οι συμμετέχοντες στη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης έχουν μεγαλύτερο μέσο όρο στην κλίμακα του Ψυχωτισμού.

Η σύγκριση μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τις τρεις διαστάσεις της προσωπικότητας έγινε επίσης αναλόγως του φύλου, μέσω πολυμεταβλητής ανάλυσης διακύμανσης με δύο ανεξάρτητους παράγοντες (τρόπος χορήγησης και φύλο). Οι μέσοι όροι, οι τυπικές αποκλίσεις και ο αριθμός των ατόμων στις τέσσερις συνδυαστικές ομάδες παρουσιάζονται στον Πίνακα 32.

Πίνακας 32. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις υποκλίμακες του EPQ (E, N, P) με βάση τον τρόπο χορήγησης και το φύλο

υποκλίμακα	τρόπος χορήγησης	φύλο	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	Αριθμός ατόμων N
E	έντυπο	άνδρες	,7129	,21784	33
		γυναίκες	,7170	,21794	239
		Σύνολο	,7165	,21753	272
	διαδικτυακό	άνδρες	,6629	,23776	124
		γυναίκες	,6597	,24524	289
		Σύνολο	,6607	,24274	413
	Σύνολο	άνδρες	,6734	,23393	157
		γυναίκες	,6857	,23481	528
		Σύνολο	,6829	,23449	685
N	έντυπο	άνδρες	,4404	,19830	33
		γυναίκες	,5876	,19313	239
		Σύνολο	,5698	,19930	272
	διαδικτυακό	άνδρες	,5016	,25492	124
		γυναίκες	,6117	,21723	289
		Σύνολο	,5786	,23440	413
	Σύνολο	άνδρες	,4887	,24480	157
		γυναίκες	,6008	,20683	528
		Σύνολο	,5751	,22102	685
P	έντυπο	άνδρες	,1667	,10520	33
		γυναίκες	,1324	,09644	239
		Σύνολο	,1366	,09798	272
	διαδικτυακό	άνδρες	,1832	,10133	124
		γυναίκες	,1497	,09244	289
		Σύνολο	,1598	,09631	413
	Σύνολο	άνδρες	,1797	,10204	157
		γυναίκες	,1419	,09457	528
		Σύνολο	,1506	,09757	685

Παρατηρείται ότι υπάρχουν μεγάλες διαφορές μεταξύ των συνδυαστικών ομάδων ως προς τον αριθμό των ατόμων που ανήκουν σε αυτές. Για παράδειγμα, υπάρχουν 33 άνδρες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο και 289 γυναίκες που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Το στατιστικό κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των διαστάσεων προσωπικότητας για τις συνδυαστικές ομάδες ήταν στατιστικώς ασήμαντο [$F(18, 61807,663) = 1,477, p > 0,05$], επομένως πληροίται η προϋπόθεση της ομοιογένειας. Σύμφωνα με το πολυμεταβλητό κριτήριο Wilks' Λ, οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν ως προς τις διαστάσεις του EPQ [$F(3, 679) = 2,692, p < 0,05, \eta^2 = 0,012$], όπως επίσης και τα δύο φύλα [$F(3, 679) = 17,988, p < 0,001, \eta^2 = 0,074$]. Η αλληλεπίδραση μεταξύ τρόπου χορήγησης και φύλου ήταν στατιστικώς ασήμαντη [$F(3, 679) = 0,277, p > 0,05$]. Σύμφωνα με τις μονομεταβλητές αναλύσεις διακύμανσης, οι δύο τρόποι χορήγησης διαφέρουν ως προς τη διάσταση της Εξωστρέφειας [$F(1, 681) = 4,596, p < 0,05, \eta^2 = 0,007$], με λίγο μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ για το έντυπο ερωτηματολόγιο (M.O. = 0,72) σε σχέση με το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (M.O. = 0,66). Το αποτέλεσμα αυτό θα πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφυλάξεις, καθώς οι διασπορές της Εξωστρέφειας για τις τέσσερις συνδυαστικές ομάδες είναι ανομοιογενείς [$F(3, 681) = 3,105, p < 0,05$]. Τα δύο φύλα βρέθηκε να διαφέρουν ως προς τις διαστάσεις του Νευρωτισμού [$F(1, 681) = 30,909, p < 0,001, \eta^2 = 0,043$] και του Ψυχωτισμού [$F(1, 681) = 10,797, p < 0,01, \eta^2 = 0,016$]. Οι διασπορές της διάστασης του Νευρωτισμού για τις τέσσερις συνδυαστικές ομάδες ήταν ανομοιογενείς [$F(3, 681) = 4,515, p < 0,01$], επομένως το αποτέλεσμα της σύγκρισης των δύο φύλων στην κλίμακα αυτή θα πρέπει να ληφθεί υπόψη με επιφυλάξεις. Όσον αφορά στο Νευρωτισμό, ο μέσος όρος¹⁶ των γυναικών (M.O. = 0,6) ήταν μεγαλύτερος σε σχέση με των ανδρών (M.O. = 0,47), ενώ στον Ψυχωτισμό, οι άνδρες είχαν μεγαλύτερο μέσο όρο¹⁶ (M.O. = 0,18) σε σχέση με τις γυναίκες (M.O. = 0,14).

Τα σημαντικότερα ευρήματα των παραπάνω αναλύσεων ήταν ότι οι γυναίκες είχαν μεγαλύτερο βαθμό Νευρωτισμού από τους άνδρες, ενώ οι άνδρες είχαν λίγο μεγαλύτερες τιμές στον Ψυχωτισμό σε σχέση με τις γυναίκες. Η διαφορά του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τη διάσταση της Εξωστρέφειας ήταν στατιστικώς σημαντική, αλλά το μέγεθος της διαφοράς ήταν πολύ μικρό.

3.6.4 Αναλύσεις διαφοροποιητικής ισχύος

Στην ενότητα αυτή εξετάζεται κατά πόσο οι υποομάδες του δείγματος που συγκρίθηκαν στις προηγούμενες ενότητες μπορούν να διαφοροποιηθούν μεταξύ τους με βάση τις συνολικές τιμές τους στα ερωτηματολόγια «προσωπικότητας» (οικογενειακές αξίες, άγχος, προσωπικότητα) και στα τεστ γνώσεων. Για παράδειγμα, κατά πόσο, γνωρίζοντας κανείς τις τιμές ενός ατόμου στο EPQ, στο STAI, στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, καθώς και στα τεστ γνώσεων μπορεί να προβλέψει αν είναι άνδρας ή γυναίκα, φοιτητής ή μη-φοιτητής ή αν συμπλήρωσε το ερωτηματολόγιο στην έντυπη ή στη διαδικτυακή του μορφή.

Πρώτον, εξετάστηκε κατά πόσο με βάση τις αθροιστικές βαθμολογίες στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς και γνώσεων, σε συνδυασμό μεταξύ τους, μπορεί να γίνει διάκριση μεταξύ των δύο φύλων. Έγινε ανάλυση διαφοροποιητικής ισχύος (*discriminant function analysis*) με ανεξάρτητους παράγοντες τις συνολικές βαθμολογίες των ατόμων στο EPQ (Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός), στο STAI (State, Trait), στις οικογενειακές αξίες (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις), καθώς και τρεις αθροιστικές βαθμολογίες για τα τεστ γνώσεων, μία για κάθε τεστ (αριθμητικές ακολουθίες, γρίφοι, λεκτικές αναλογίες). Η ανάλυση αυτή έγινε για όσα άτομα είχαν τιμές σε όλες αυτές τις κλίμακες (106 άνδρες και 405 γυναίκες). Οι αναλύσεις έγιναν με βάση τις z-τιμές των ατόμων, καθώς οι κλίμακες μέτρησης των ερωτηματολογίων ήταν διαφορετικές (π.χ. τετράβαθμη για το STAI και δίτιμη για το EPQ). Το στατιστικό κριτήριο Box's M για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των κλιμάκων «προσωπικότητας» και γνώσεων για τα δύο φύλα ήταν στατιστικώς σημαντικό [$F(55, 123569,620) = 1,414, p < 0,05$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα της ανάλυσης θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφύλαξη. Ο δείκτης της κανονικής συσχέτισης (*canonical correlation*) του συνδυασμού των μετρήσεων «προσωπικότητας» και γνώσεων με το φύλο (άνδρες-γυναίκες), ίσος με 0,495, καθώς και το κριτήριο Wilks' Λ (0,755), το οποίο είναι στατιστικώς σημαντικό [$\chi^2(10) = 141,762, p < 0,001$] που αντιστοιχεί σε μέγεθος επίδρασης $\eta^2 = 1 - 0,755 = 0,245$, δείχνουν ότι οι μετρήσεις «προσωπικότητας» μαζί με τις μετρήσεις γνώσεων μπορούν να διακρίνουν σχετικά ικανοποιητικά μεταξύ των δύο φύλων. Στον Πίνακα 33 παρουσιάζονται τα βάρη (συσχετίσεις) κάθε μέτρησης «προσωπικότητας» ή γνώσεων στον συνδυασμό των μετρήσεων αυτών (ένα είδος αθροίσματος) που χρησιμοποιείται για τη διαφοροποίηση μεταξύ των δύο φύλων. Το

μέγεθος των συντελεστών αυτών δείχνει πόσο σημαντική είναι η κάθε βαθμολογία για τη διαφοροποίηση μεταξύ ανδρών και γυναικών.

Πίνακας 33. Σημαντικότητα των διαφόρων κλιμάκων προσωπικότητας και γνώσεων για τη διάκριση των δύο φύλων

z-τιμή για την κλίμακα	Συντελεστής*
Αριθμητικές ακολουθίες	,669
Γρίφοι	-,154
Λεκτικές αναλογίες	-,076
Εξωστρέφεια	-,287
Νευρωτισμός	-,459
Ψυχωτισμός	,212
State	-,007
Trait	-,096
Ιεραρχικοί ρόλοι	,648
Σχέσεις	-,084
*standardized canonical discriminant function coefficients	

Φαίνεται ότι τη μεγαλύτερη σημασία για τη διαφοροποίηση μεταξύ των δύο φύλων έχουν το τεστ αριθμητικών ακολουθιών και οι κλίμακες των ιεραρχικών ρόλων και του Ψυχωτισμού (με θετικές συσχετίσεις), καθώς και οι κλίμακες του Νευρωτισμού και της Εξωστρέφειας με αρνητικές συσχετίσεις. Η διάσταση δηλαδή που διαφοροποιεί μεταξύ των δύο φύλων είναι ένα δίπολο όπου στο ένα άκρο είναι οι υψηλότερες τιμές στο τεστ αριθμών, η μεγαλύτερη συμφωνία με τις αξίες των ιεραρχικών ρόλων και οι υψηλότερες τιμές στον Ψυχωτισμό, ενώ στο άλλο άκρο είναι οι υψηλότερες τιμές στο Νευρωτισμό και την Εξωστρέφεια.

Στον Πίνακα 34 παρουσιάζεται η ταξινόμηση των ατόμων στις δύο ομάδες ως προς το φύλο με βάση τα αποτελέσματα της ανάλυσης διαφοροποιητικής ισχύος, δηλαδή με βάση το συνδυασμό των τιμών τους στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς και γνώσεων. Συνολικά, το 84,7% των συμμετεχόντων ταξινομήθηκαν στη σωστή ομάδα, ένα μεγάλο ποσοστό. Από τις γυναίκες, το 96,5% ταξινομήθηκαν ως γυναίκες με βάση το συνδυασμό των τιμών τους στα ερωτηματολόγια «προσωπικότητας» και γνώσεων, ενώ μόνο το 3,5% ταξινομήθηκαν ως άνδρες (σφάλμα). Για τους άνδρες, υπήρχε μεγάλο σφάλμα στην ταξινόμηση, καθώς το 39,6% ταξινομήθηκαν ορθά ως άνδρες με βάση το συνδυασμό των τιμών τους στα ερωτηματολόγια προσωπικότητας και γνώσεων, ενώ

το 60,4% ταξινομήθηκαν ως γυναίκες. Επομένως, ο συνδυασμός των βαθμολογιών στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς και γνώσεων ήταν περισσότερο αποτελεσματικός στο να προβλέψει ότι ένα άτομο είναι γυναίκα (αν είναι στην πραγματικότητα γυναίκα), παρά ότι είναι άνδρας.

Πίνακας 34. Αποτελέσματα ταξινόμησης των ατόμων στις δύο ομάδες ως προς το φύλο με βάση την ανάλυση διαφοροποιητικής ισχύος

Φύλο			Ομάδα στην οποία προβλέπεται ότι ανήκουν		Σύνολο
			άνδρες	γυναίκες	
Ομάδα στην οποία ανήκουν στην πραγματικότητα	Αριθμός	άνδρες	42	64	106
		γυναίκες	14	391	405
		δεν δήλωσαν φύλο	0	1	1
Ποσοστό %	%	άνδρες	39,6	60,4	100,0
		γυναίκες	3,5	96,5	100,0
		δεν δήλωσαν φύλο	0,0	100,0	100,0

84,7% των ατόμων ταξινομήθηκαν στη σωστή ομάδα με βάση την ανάλυση

Στη συνέχεια, οι αθροιστικές βαθμολογίες των ατόμων στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς (EPQ, STAI, Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών) και στα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, γρίφοι, λεκτικές αναλογίες) χρησιμοποιήθηκαν σε ανάλυση διαφοροποιητικής ισχύος, για τη διάκριση των συμμετεχόντων ως προς τη φοιτητική ιδιότητα, αν είναι δηλαδή φοιτητές ή μη-φοιτητές. Χρησιμοποιήθηκαν όσα άτομα είχαν τιμές σε όλες τις μεταβλητές (453 φοιτητές και 59 μη-φοιτητές), ενώ οι αναλύσεις έγιναν με βάση τις z-τιμές, καθώς τα ερωτηματολόγια είχαν διαφορετικές κλίμακες μέτρησης. Το στατιστικό κριτήριο Box's M (88,964) για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς και γνώσεων για τους φοιτητές και τους μη-φοιτητές ήταν στατιστικώς σημαντικό [$F(55, 33812,910) = 1,517, p < 0,01$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα της ανάλυσης θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφύλαξη. Το κριτήριο Wilks' Λ (0,957), το οποίο είναι στατιστικώς σημαντικό [$\chi^2(10) = 22,097, p < 0,05$] δείχνει ότι οι διαφορές των φοιτητών και των μη-φοιτητών στο συνδυασμό των μετρήσεων προσωπικότητας και γνώσεων είναι στατιστικώς σημαντικές (συστηματικές). Ο δείκτης της κανονικής συσχέτισης (*canonical correlation*) για το μέγεθος της σχέσης του συνδυασμού των βαθμολογιών στα τεστ αυτοαναφοράς και

γνώσεων με τη μεταβλητή ομαδοποίησης της φοιτητικής ιδιότητας, ίσος με 0,207, όπως επίσης και ο δείκτης η^2 ($1-\Lambda = 0,043$), δείχνουν ότι η συσχέτιση της φοιτητικής ιδιότητας με το συνδυασμό των τιμών στα ερωτηματολόγια δεν είναι ιδιαίτερα ισχυρή. Μάλιστα, στον Πίνακα 35 φαίνεται ότι, ενώ το 88,5 % των ατόμων ταξινομήθηκαν στη σωστή ομάδα με βάση τα αποτελέσματα της ανάλυσης, όλοι οι συμμετέχοντες προβλέπεται ότι είναι φοιτητές. Επομένως, ο συνδυασμός των τιμών στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς και στα τεστ γνώσεων δεν είναι ιδιαίτερα αποτελεσματικός για τη διάκριση μεταξύ των φοιτητών και των μη-φοιτητών.

Πίνακας 35. Αποτελέσματα ταξινόμησης των ατόμων στις ομάδες φοιτητικής ιδιότητας με βάση την ανάλυση διαφοροποιητικής ισχύος

		φοιτητής	Ομάδα στην οποία προβλέπεται ότι ανήκουν		Σύνολο
			ΝΑΙ	ΟΧΙ	
Ομάδα στην οποία ανήκουν στην πραγματικότητα	Αριθμός	ΝΑΙ	453	0	453
		ΟΧΙ	59	0	59
	Ποσοστό %	ΝΑΙ	100,0	0,0	100,0
		ΟΧΙ	100,0	0,0	100,0

88,5% των ατόμων ταξινομήθηκαν στη σωστή ομάδα με βάση την ανάλυση

Επίσης, έγινε ανάλυση διαφοροποιητικής ισχύος για να διερευνηθεί κατά πόσο οι κλίμακες προσωπικότητας (EPQ, STAI, Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών) μαζί με τα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, γρίφοι, λεκτικές αναλογίες) μπορούν να διακρίνουν μεταξύ των δύο συνθηκών χορήγησης των ερωτηματολογίων (έντυπο, διαδικτυακό). Στις αναλύσεις χρησιμοποιήθηκαν τα άτομα που είχαν τιμές σε όλες αυτές τις μεταβλητές ($N = 263$ για το έντυπο ερωτηματολόγιο και $N = 249$ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), ενώ αναλύθηκαν οι z-τιμές λόγω διαφορετικών κλιμάκων μέτρησης των ερωτηματολογίων. Το στατιστικό κριτήριο Box's M (79,767) για τον έλεγχο της ομοιογένειας των διασπορών και των συσχετίσεων μεταξύ των συνολικών τιμών στα ερωτηματολόγια προσωπικότητας και γνώσεων, για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο ήταν στατιστικώς σημαντικό [$F(55, 834838,109) = 1,421, p < 0,05$], επομένως δεν υπάρχει ομοιογένεια και τα αποτελέσματα της ανάλυσης θα πρέπει να ληφθούν υπόψη με επιφυλάξεις. Το στατιστικό κριτήριο Wilks' Λ (0,860) είναι στατιστικώς σημαντικό [$\chi^2(10) = 76,07, p < 0,001$] και δείχνει ότι οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς το συνδυασμό

των μετρήσεων αυτοαναφοράς και γνώσεων είναι συστηματικές. Το μέγεθος της διαφοράς των δύο συνθηκών χορήγησης σύμφωνα με το δείκτη της κανονικής συσχέτισης (0,374) και το δείκτη η^2 ($1-\Lambda = 0,14$), δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλο, επομένως η συσχέτιση του συνδυασμού των τιμών στα ερωτηματολόγια προσωπικότητας και γνώσεων με την ομαδοποίηση βάσει του τρόπου χορήγησης είναι μέτρια προς χαμηλή.

Στον Πίνακα 36 παρουσιάζονται οι συσχετίσεις (βάρη) της κάθε κλίμακας προσωπικότητας ή γνώσεων με το συνδυασμό τιμών στα ερωτηματολόγια αυτά. Οι συντελεστές αυτοί δείχνουν το πόσο σημαντική είναι η κάθε κλίμακα για τη διαφοροποίηση μεταξύ της έντυπης και της διαδικτυακής συνθήκης χορήγησης. Ο συνδυασμός αυτός των τιμών στα ερωτηματολόγια αποτελεί ένα δίπολο, όπου θετικές συσχετίσεις έχουν οι κλίμακες των γρίφων, της εξωστρέφειας, του νευρωτισμού και των αξιών που αφορούν στις σχέσεις, ενώ αρνητικές συσχετίσεις έχουν οι κλίμακες των αριθμητικών ακολουθιών και του άγχους κατάστασης.

Πίνακας 36. Σημαντικότητα των διαφόρων κλιμάκων προσωπικότητας και γνώσεων για τη διάκριση των συνθηκών χορήγησης (έντυπη, διαδικτυακή)

z-τιμή για την κλίμακα	Συντελεστής*
Αριθμητικές ακολουθίες	-,523
Γρίφοι	,415
Λεκτικές αναλογίες	-,085
Εξωστρέφεια	,417
Νευρωτισμός	,222
Ψυχωτισμός	-,070
State	-,351
Trait	,073
Ιεραρχικοί ρόλοι	-,163
Σχέσεις	,571

*Standardized Canonical Discriminant Function Coefficients

Στον Πίνακα 37 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της ταξινόμησης των ατόμων στις δύο ομάδες τρόπου χορήγησης με βάση τα αποτελέσματα της ανάλυσης διαφοροποιητικής ισχύος, δηλαδή με βάση το συνδυασμό των τιμών των συμμετεχόντων στα ερωτηματολόγια προσωπικότητας και γνώσεων. Συνολικά, το 65,4% των ατόμων προβλέπεται ορθώς ότι ανήκουν στην ομάδα στην οποία εντάσσονται και στην πραγματικότητα, ένα μέτριο ποσοστό. Σχετικά με την κάθε συνθήκη χορήγησης χωριστά, το μεγαλύτερο ποσοστό των ατόμων ταξινομήθηκαν στη

σωστή ομάδα (70,7% για το έντυπο και 59,8% για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Υπάρχει όμως ένα σημαντικό ποσοστό (40,2%) των ατόμων που συμμετείχαν στη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης που ταξινομήθηκε λανθασμένα στην έντυπη συνθήκη χορήγησης. Προκύπτει ότι ο συνδυασμός των μετρήσεων αυτοαναφοράς και γνώσεων μπορεί να διαφοροποιήσει αρκετά ικανοποιητικά μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, αν και με κάποιο σφάλμα το οποίο είναι μεγαλύτερο για τη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης.

Πίνακας 37. Αποτελέσματα ταξινόμησης των ατόμων στις ομάδες τρόπου χορήγησης με βάση την ανάλυση διαφοροποιητικής ισχύος

τρόπος χορήγησης			Ομάδα στην οποία προβλέπεται ότι ανήκουν		Σύνολο
			έντυπο	διαδικτυακό	
Ομάδα στην οποία ανήκουν στην πραγματικότητα	Αριθμός	έντυπο	186	77	263
		διαδικτυακό	100	149	249
	Ποσοστό %	έντυπο	70,7	29,3	100,0
		διαδικτυακό	40,2	59,8	100,0

65,4% των ατόμων ταξινομήθηκαν στη σωστή ομάδα με βάση την ανάλυση

Συνολικά, με βάση τις αναλύσεις διαφοροποιητικής ισχύος προέκυψε ότι οι συνολικές βαθμολογίες των συμμετεχόντων στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς (EPQ, STAI, Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών) και στα τεστ γνώσεων (αριθμητικές ακολουθίες, γρίφοι, λεκτικές αναλογίες) σε συνδυασμό μεταξύ τους, μπορούν να διακρίνουν αρκετά ικανοποιητικά μεταξύ των δύο συνθηκών χορήγησης (έντυπη, διαδικτυακή), καθώς το μεγαλύτερο ποσοστό των ατόμων κάθε συνθήκης ταξινομούνται στη σωστή ομάδα με βάση τις τιμές τους. Όσον αφορά στο φύλο, ο συνδυασμός των μετρήσεων αυτοαναφοράς και γνώσεων μπορεί να προβλέψει καλύτερα ότι ένα άτομο είναι γυναίκα (στην περίπτωση που είναι γυναίκα στην πραγματικότητα) παρά το ότι είναι άνδρας. Σχετικά με τη φοιτητική ιδιότητα (φοιτητές και μη-φοιτητές), οι αθροιστικές βαθμολογίες στα ερωτηματολόγια της έρευνας δεν μπορούν να ξεχωρίσουν ιδιαίτερα ικανοποιητικά μεταξύ των δύο ομάδων, καθώς προβλέπεται ότι όλοι οι συμμετέχοντες είναι φοιτητές.

4. Συζήτηση

Στην παρούσα έρευνα έγινε σύγκριση μεταξύ του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τρεις ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, την τάση για συμφωνία (*acquiescence*), την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (*social desirability*) και την τάση για ακραίες απαντήσεις (*extreme response style*). Η σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης έγινε για τρία ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς (Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, Ερωτηματολόγιο Προσωπικότητας του Eysenck και Ερωτηματολόγιο άγχους του Spielberger), ενώ χρησιμοποιήθηκε επίσης ένα αντικειμενικό τεστ τύπου γνώσεων ως συνθήκη ελέγχου. Πριν από τις συγκρίσεις των δύο τρόπων χορήγησης ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, οι δύο ομάδες δεδομένων εξετάστηκαν ως προς άλλα χαρακτηριστικά τους, όπως δημογραφικά στοιχεία και τη θεωρητική δομή των ερωτηματολογίων στην κάθε ομάδα, ώστε να εξεταστεί κατά πόσο τα δύο δείγματα είναι συγκρίσιμα ως προς τα χαρακτηριστικά αυτά.

4.1 Συγκρισιμότητα των δειγμάτων που προέρχονται από τους δύο τρόπους χορήγησης

Όπως παρουσιάστηκε στην ενότητα της Μεθόδου, τα δύο δείγματα της παρούσας έρευνας, που προέρχονται από την έντυπη και τη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης των ερωτηματολογίων, είχαν διαφορετικά χαρακτηριστικά. Το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο αποτελείται από φοιτητές, το μεγαλύτερο ποσοστό των οποίων φοιτούσαν στο ΕΚΠΑ στο Τμήμα Ψυχολογίας ή στο Τμήμα ΦΠΨ. Από τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν τα ερωτηματολόγια στο διαδίκτυο, η υποομάδα των φοιτητών είναι περισσότερο ανομοιογενής ως προς το ίδρυμα και το τμήμα φοίτησης, καθώς, παρόλο που το μεγαλύτερο ποσοστό τους φοιτούσαν στο ΕΚΠΑ, οι υπόλοιποι δήλωσαν διάφορα άλλα ιδρύματα (μεταξύ των οποίων και ΤΕΙ, ιδιωτικά κολλέγια και πανεπιστήμια του εξωτερικού). Επίσης, ως προς το τμήμα φοίτησης, στο διαδικτυακό δείγμα φοιτητών υπήρχαν συμμετέχοντες που δήλωσαν διάφορα τμήματα εκτός των ΦΠΨ και Ψυχολογίας, με τις σημαντικότερες συχνότητες (με 10 άτομα και πάνω) για τα τμήματα Πληροφορικής, Φυσικής, Φιλολογίας, Γαλλικής Φιλολογίας, καθώς και Ιστορίας και Αρχαιολογίας. Ακόμη, στο διαδικτυακό δείγμα υπήρχε η ομάδα των μη φοιτητών που αποτελείται από διάφορα άτομα με ένα σημαντικό εύρος ηλικιών από τους οποίους άλλοι εργάζονταν και άλλοι όχι.

Επομένως, έγιναν διάφορες συγκρίσεις μεταξύ των δύο δειγμάτων που προέρχονται από τους διαφορετικούς τρόπους χορήγησης για να διαπιστωθεί κατά πόσο μπορούν με ασφάλεια να συγκριθούν ως προς τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (το κυρίως ερευνητικό ερώτημα), ώστε οι όποιες διαφορές ή ομοιότητες βρεθούν να μπορούν με αρκετή βεβαιότητα να αποδοθούν στη διαφορετική συνθήκη χορήγησης.

4.1.1 Δημογραφικά χαρακτηριστικά

Όσον αφορά στα δημογραφικά χαρακτηριστικά, οι συμμετέχοντες των δύο τρόπων χορήγησης συγκρίθηκαν ως προς μεταβλητές που πιθανόν να σχετίζονται με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, ώστε οι διαφορές που μπορεί να προέκυπταν μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου να μην έχουν μεγάλη πιθανότητα να οφείλονται σε διαφορές των δύο ομάδων ως προς αυτά τα δημογραφικά χαρακτηριστικά. Το φύλο των συμμετεχόντων έχει συνδεθεί στη βιβλιογραφία με διαφορές στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης (Austin et al., 2006. Hebert et al., 1997. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013), καθώς και η ηλικία (Hamilton, 1968. Stöber, 2001. Van Hemert, Van de Vijver, Poortinga, & Georgas, 2002. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013). Ως προς το φύλο, δεν βρέθηκαν ουσιαστικές διαφορές μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου στην κατανομή των ανδρών και των γυναικών, παρόλο που το ποσοστό των γυναικών ήταν μεγαλύτερο για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Επομένως, η διαφορά των συγκρινόμενων ομάδων στο φύλο δεν αποτελεί απειλή για τα ευρήματα σχετικά με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Σχετικά με την ηλικία, αν και η διαδικτυακή ομάδα συλλογής δεδομένων είχε υψηλότερο μέσο όρο και μεγαλύτερη διασπορά σε σχέση με τους συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, το γεγονός αυτό δεν αποτελεί πρόβλημα για τις συγκρίσεις στα κυρίως ερευνητικά ερωτήματα. Αυτό συμβαίνει ακόμη και στην περίπτωση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, όπου βρέθηκε μεγαλύτερη επίδραση για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (η οποία θα μπορούσε να οφείλεται στη μεγαλύτερη διασπορά στην ηλικία), διότι η ηλικία δεν συσχετίζεται με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις (συνολική βαθμολογία στην κλίμακα Ψεύδους) στα διαδικτυακά δεδομένα.

Με τους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης έχουν επίσης συνδεθεί μεταβλητές όπως το εκπαιδευτικό επίπεδο (Heerwig & McCabe, 2009. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013. Watson, 1992) και το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο (Van Hemert et al., 2002. Van

Vaerenbergh & Thomas, 2013). Επειδή το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο αποτελείται αποκλειστικά από φοιτητές και ένα μεγάλο μέρος του διαδικτυακού δείγματος είναι επίσης φοιτητές, δεν έγινε σύγκριση των δύο ομάδων ως προς το εκπαιδευτικό επίπεδο των συμμετεχόντων. Οι δύο ομάδες τρόπου χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) συγκρίθηκαν επίσης σε δημογραφικά χαρακτηριστικά μέσω των οποίων μπορεί να προσεγγιστεί το κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο (Μυλωνάς & Ξανθοπούλου, 2007). Δεν υπολογίστηκε δείκτης κοινωνικο-οικονομικού επιπέδου, καθώς στα δεδομένα δεν υπήρχαν όλες οι μεταβλητές που αναφέρονται από τους Μυλωνάς & Ξανθοπούλου (2007). Οι συμμετέχοντες που συμπλήρωσαν το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο βρέθηκαν να μην έχουν ουσιαστικές διαφορές ως προς τις μεταβλητές αυτές, επομένως οι δύο ομάδες φαίνονται να είναι συγκρίσιμες ως προς αυτά τα χαρακτηριστικά.

Γενικά, από τις παραπάνω συγκρίσεις βρέθηκε ότι οι διαφορές των δύο τρόπων χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο) ως προς τα δημογραφικά χαρακτηριστικά δεν έχουν μεγάλη πιθανότητα να αποτελέσουν εναλλακτικές εξηγήσεις για τις όποιες διαφορές βρεθούν στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης. Από τις κατανομές των δημογραφικών αυτών στοιχείων φαίνεται ότι, το διαδικτυακό δείγμα είναι περισσότερο ανομοιογενές ως προς πολλά χαρακτηριστικά (π.χ. φοιτητική ιδιότητα, ίδρυμα και τμήμα φοίτησης, ηλικία) σε σχέση με το δείγμα που συμπλήρωσε την έντυπη μορφή του ερωτηματολογίου. Η μεγαλύτερη αυτή ανομοιογένεια του διαδικτυακού δείγματος οφείλεται στο γεγονός ότι, ενώ η χορήγηση του εντύπου ερωτηματολογίου γίνεται σε συγκεκριμένο τόπο, χρόνο και πλαίσιο που επιλέγεται από τον ερευνητή, το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο είναι διαθέσιμο σε όποιον το εντοπίσει στο διαδίκτυο και ενδιαφέρεται να το συμπληρώσει. Παρόλα αυτά, οι διαφορές αυτές δεν μοιάζουν να αποτελούν απειλή για τη σύγκριση των δύο ομάδων της παρούσας έρευνας ως προς τα κυρίως ερευνητικά ερωτήματα.

4.1.2 Δομή των ερωτηματολογίων

Πριν από τις κύριες αναλύσεις της έρευνας σχετικά με την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, έγινε έλεγχος της δομής των ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς (STAI, EPQ, Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών). Εξετάστηκε δηλαδή κατά πόσο αυτά μετρούν τις έννοιες που αναμένεται να μετρούν με βάση τη θεωρία στα δεδομένα της παρούσας έρευνας. Ο

έλεγχος της δομής ήταν προϋπόθεση για τη μελέτη της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, ώστε να είναι γνωστό σε ποιές διαστάσεις θα μελετηθεί η επίδραση αυτή.

4.1.2.1. Ερωτηματολόγιο STAI

Όσον αφορά στο STAI, βρέθηκε ότι στα δεδομένα και των δύο τρόπων χορήγησης, η θεωρητική μονοπαραγοντική δομή της κάθε υποκλίμακας, δηλαδή ότι τα πρώτα 20 ερωτήματα μετρούν το άγχος κατάστασης και τα επόμενα 20 ερωτήματα μετρούν το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, μπορεί να υποστηριχθεί με κάποιες επιφυλάξεις. Οι αρρυθμίες ήταν γενικά περισσότερες για την κλίμακα State (βλ. ενότητα 3.3.1) και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (περισσότερες συσχετίσεις μεταξύ των ερωτημάτων που αποδίδονται σε άλλους παράγοντες), αλλά η δομή με βάση τη θεωρία μπορούσε να χρησιμοποιηθεί στις αναλύσεις για τον έλεγχο των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης. Επομένως, προκύπτει ότι τα δείγματα που προέρχονται από τους δύο τρόπους χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό) είναι συγκρίσιμα ως προς τη δομή του STAI, καθώς μετρά τις διαστάσεις σύμφωνα με τη θεωρία και στα δύο δείγματα.

Σε προηγούμενες έρευνες σχετικά με τη δομή του STAI, υπάρχει στήριξη για την ερευνητική υπόθεση ότι η κάθε υποκλίμακα (State και Trait) είναι μονοδιάστατη και μετρά έναν δίπολο παράγοντα (Vagg, Spielberger, & O’Hearn, 1980. Vigneau & Cormier, 2008). Υπάρχουν επίσης ερευνητικά δεδομένα που δείχνουν ότι το ερωτηματολόγιο STAI αξιολογεί τέσσερις διαστάσεις, όπου κάθε υποκλίμακα αποτελείται από δύο παράγοντες, αναλόγως της διατύπωσης των ερωτημάτων, δηλαδή εκφράζουν την παρουσία του άγχους κατάστασης, την έλλειψη του άγχους κατάστασης, την παρουσία του άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας και την έλλειψη του άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας (Hishinuma et al., 2000. Shek, 1988. Vagg et al., 1980). Η διάκριση αυτή μεταξύ ερωτημάτων που έχουν διατυπωθεί προς την κατεύθυνση του άγχους ή της έλλειψης άγχους αναφέρεται και σε άλλες έρευνες για την κλίμακα Trait (Guillén-Riquelme & Buéla-Casal, 2015) ή για την κλίμακα State (Delgado, da Boaviagem Freire, Wanderley, & Lemos, 2016). Στην έρευνα των Suzuki, Tsukamoto και Abe (2000), προέκυψαν οι παράγοντες της θετικής και αρνητικής διατύπωσης για το άγχος ως κατάσταση και το άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας αντίστοιχα (4 παράγοντες), ενώ σε ένα δεύτερο επίπεδο

προέκυψαν δομές με δύο παράγοντες, είτε State και Trait, είτε αναλόγως της διατύπωσης ανεξαρτήτως της υποκλίμακας (τα θετικά διατυπωμένα ερωτήματα και των δύο κλιμάκων στον ένα παράγοντα και τα αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα και των δύο κλιμάκων στον άλλο παράγοντα). Σε άλλες έρευνες προτείνεται επίσης μία παραγοντική δομή με δύο εννοιολογικούς-θεωρητικούς παράγοντες, άγχος κατάστασης και άγχος ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, καθώς και δύο παράγοντες που αφορούν στη μέθοδο μέτρησης (*method factors*, «θετική» διατύπωση, προς την κατεύθυνση του άγχους και «αρνητική» διατύπωση, προς την κατεύθυνση της έλλειψης άγχους, Vigneau & Cormier, 2008). Οι Kabakoff, Segal, Hersen, & Van Hasselt (1997) βρήκαν επίσης δύο παράγοντες που αφορούσαν στη μέθοδο μέτρησης («θετική» και «αρνητική» διατύπωση) σε ανάλυση παραγόντων των ερωτημάτων του STAI.

Στην παρούσα έρευνα εξετάστηκε επίσης η πιθανότητα η κάθε υποκλίμακα του STAI να αποτελείται από δύο παράγοντες, μέσω διερευνητικής ανάλυσης παραγόντων. Δεν εξετάστηκαν περισσότεροι παράγοντες, καθώς ο πρώτος παράγοντας φαινόταν ήδη να είναι αρκετά ισχυρός σε σχέση με τους επόμενους σε όλες τις περιπτώσεις. Για την κλίμακα State, οι δύο παράγοντες αντιστοιχούσαν στη διατύπωση των ερωτημάτων («θετική» προς το άγχος και «αρνητική» προς την έλλειψη άγχους, βλ. ενότητα 4.3 για περαιτέρω αναλύσεις σχετικά με το θέμα αυτό). Η δομή αυτή των δύο παραγόντων (άγχος και έλλειψη άγχους) ήταν περισσότερο ξεκάθαρη για το έντυπο ερωτηματολόγιο, καθώς στην περίπτωση του διαδικτυακού υπήρχαν και ερωτήματα με διπλές φορτίσεις. Σύμφωνα με τους Vigneau και Cormier (2008, σελ. 284), τέτοιες επιδράσεις διατύπωσης θα μπορούσαν να ερμηνευθούν με βάση ιδιότυπους τρόπους απόκρισης, όπως τάση για συμφωνία, τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, το οποίο μπορεί να αποτελέσει θέμα για περαιτέρω έρευνα. Σχετικά με την κλίμακα Trait, για το έντυπο ερωτηματολόγιο, ο πρώτος παράγοντας εκφράζει περισσότερο τη διάθεση των ατόμων (θετική ή αρνητική), καθώς και τις σκέψεις και την αυτοπεποίθηση. Ο δεύτερος παράγοντας έχει ερωτήματα που σχετίζονται κυρίως με την υπερένταση, την υπερδιέγερση και την αγωνία. Για την επίλυση του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, ο πρώτος παράγοντας αφορά στην υπερδιέγερση, υπερένταση και αγωνία σε αντίθεση με την αίσθηση ασφάλειας και ανάπαυσης, ενώ ο δεύτερος παράγοντας αφορά στη διάθεση (θετική ή αρνητική), στις σκέψεις και στην αυτοπεποίθηση.

Στην έρευνα των Andrade, Gorenstein, Vieira Filho, Tung και Artes (2001), διενεργήθηκε ανάλυση παραγόντων της κλίμακας Trait του STAI, όπου προέκυψαν δύο παράγοντες, ο πρώτος σχετικός με τη διάθεση (ή διάθεση-ανασφάλεια για τους άνδρες) και ο δεύτερος σχετικός με τις ανησυχίες (γνωστικές πλευρές του άγχους). Οι συγγραφείς υποστηρίζουν ότι η κλίμακα Trait μετρά κυρίως το γενικευμένο αρνητικό συναίσθημα (*general negative affect*). Επίσης, οι Balsamo et al. (2013), βρήκαν για την κλίμακα Trait, μέσω CFA, ότι σε αυτήν ταιριάζουν δύο παραγοντικές δομές, είτε α) μονοπαραγοντική δομή (άγχος) με δύο επιπλέον παράγοντες που αφορούν στη μέθοδο μέτρησης (*method factors*), όπου οι δύο παράγοντες περιλαμβάνουν τα ερωτήματα με «θετική» και «αρνητική» διατύπωση αντίστοιχα, είτε β) μία δομή με τρεις παράγοντες, δηλαδή δύο ειδικότερους παράγοντες άγχους και κατάθλιψης και έναν γενικότερο παράγοντα αρνητικού συναισθήματος. Οι Caci, Baylé, Dossios, Robert και Boyer (2003) βρήκαν πέντε παράγοντες στην κλίμακα Trait, τρεις παράγοντες που σχετίζονταν με το άγχος, μία διάσταση έλλειψης επιτυχίας (*unsuccessfulness*) η οποία σχετίζεται με την κατάθλιψη και μία διάσταση ευτυχίας (*happiness*). Στην παρούσα έρευνα, η δομή της κλίμακας Trait φαίνεται να είναι μονοπαραγοντική, καθώς ο πρώτος παράγοντας είναι αρκετά ισχυρός στα δεδομένα και των δύο τρόπων χορήγησης.

Συμπερασματικά, η θεωρητική μονοπαραγοντική δομή των υποκλιμάκων του STAI φαίνεται να υποστηρίζεται (αν και με κάποιες επιφυλάξεις) στα δεδομένα του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου και αυτό ισχύει για τις δύο υποκλίμακες. Περαιτέρω διερεύνηση της δομής αυτής με αναλύσεις που περιλάμβαναν δύο παράγοντες δείχνει ότι προκύπτουν δομές παρόμοιες με αυτές που έχουν περιγραφεί και σε προηγούμενες έρευνες. Για την κλίμακα State προκύπτει η διάκριση των ερωτημάτων αναλόγως της διατύπωσής τους, ενώ για την κλίμακα Trait προκύπτει ένας παράγοντας σχετικός με τη διάθεση και ένας περισσότερο σχετικός με το άγχος και τις ανησυχίες. Το STAI δηλαδή λειτουργεί στα δείγματα της παρούσας έρευνας με αναμενόμενο τρόπο, βάσει της θεωρίας και των προηγούμενων ερευνών, γεγονός που υποστηρίζει την εγκυρότητά του στα παρόντα ερευνητικά στοιχεία.

4.1.2.2. Ερωτηματολόγιο EPQ

Σχετικά με το ερωτηματολόγιο Eysenck Personality Questionnaire (EPQ), προκειμένου να εξεταστεί η δομή του, έγινε ομαδοποίηση των ερωτημάτων (*parceling*, π.χ. Little et

al., 2002) με τη μέθοδο MDS-T στην περιφέρεια κύκλου (Mylonas, 2009, 2016, Mylonas et al., 2011), ώστε να αποφευχθεί η τοποθέτηση των ερωτημάτων σε αυθαίρετες ομάδες. Η ομαδοποίηση αυτή είχε ως στόχο να μειωθεί ο αριθμός των εκτιμώμενων παραμέτρων στα υποδείγματα επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων, καθώς η εκτίμηση των υποδειγμάτων με βάση τα αρχικά ερωτήματα δεν θα μπορούσε να γίνει με ασφάλεια με τα μεγέθη των δειγμάτων της παρούσας έρευνας.

Οι ομάδες ερωτημάτων που προέκυψαν για κάθε διάσταση (Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός, κλίμακα Ψεύδους) παρουσιάζονται στους Πίνακες 38 έως 41. Για την κλίμακα της Εξωστρέφειας προέκυψαν 4 ομάδες ερωτημάτων στην περιφέρεια του κύκλου, καθώς και 3 μεμονωμένα ερωτήματα που δεν εντάχθηκαν σε καμία ομάδα (Πίνακας 38). Η πρώτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 1*), αφορά στην ικανότητα του ατόμου να κάνει τους άλλους να διασκεδάσουν, επειδή είναι ομιλητικό άτομο και μπορεί να «ζωντανέψει» μία κοινωνική συγκέντρωση, όπως ένα πάρτυ. Η δεύτερη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 2*), περιλαμβάνει ερωτήματα που σχετίζονται με την κοινωνικότητα του ατόμου (π.χ. πρωτοβουλίες για νέες φιλίες) και την προτίμησή του για διάφορες δραστηριότητες όπου μπορεί να εκφράσει την κοινωνικότητα αυτή (π.χ. σε περιβάλλον με ζωντανή κίνηση και ενθουσιασμό, να βγαίνει έξω). Η τρίτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 3*) αναφέρεται στην κοινωνικότητα σε συνδυασμό με την ενεργητικότητα (καταστάσεις όπου πρέπει να ενεργεί γρήγορα). Στην τέταρτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 4*) συμπεριλαμβάνονται ερωτήματα που αφορούν στο πώς νιώθει το άτομο σε κοινωνικές εκδηλώσεις (αν μπορεί να διασκεδάσει ή μένει στο περιθώριο).

Πίνακας 38. Ομάδες ερωτημάτων (parcels) για την κλίμακα της Εξωστρέφειας του EPQ

Ομάδα ερωτημάτων	Ερώτημα
parcel 1	4. Θεωρείς τον εαυτό σου ομιλητικό άτομο;
	65. Μπορείς να ζωντανέψεις ένα πάρτυ;
	80. Σε θεωρούν οι άλλοι άνθρωποι πολύ ζωντανό άτομο;
	43. Μπορείς να δώσεις κάποια ζωή σ' ένα ανιαρό πάρτυ;
parcel 2	37. Παίρνεις πρωτοβουλία για να κάνεις καινούργιους φίλους;
	8. Θα έλεγες ότι είσαι ζωντανό άτομο;
	23. Σου αρέσει να βγαίνεις συχνά έξω;
	76. Σου αρέσει να βρίσκεσαι σε περιβάλλον με ζωντανή κίνηση και ενθουσιασμό;
	16. Σ' αρέσει να γνωρίζεις νέα πρόσωπα;
	1. Έχεις άλλα ενδιαφέροντα εκτός της εργασίας σου (χόμπυ);
	47. Σου αρέσει να λες αστεία και ανέκδοτα στους φίλους σου;
parcel 3	49. Σου αρέσει να ανακατεύεσαι με τους ανθρώπους;
	56. Σου αρέσουν οι καταστάσεις όπου πρέπει να ενεργείς γρήγορα;
parcel 4	29. Έχεις πολλούς φίλους;
	19. Έχεις την τάση να μένεις στο περιθώριο, όταν βρίσκεσαι σε κοινωνικές εκδηλώσεις;
	13. Μπορείς εύκολα να αφήσεις τον εαυτό σου και να διασκεδάσεις σ' ένα εύθυμο πάρτυ;
μεμονωμένα ερωτήματα	40. Μένεις τον περισσότερο χρόνο σιωπηλός, όταν βρίσκεσαι με άλλους ανθρώπους;
	53. Έχεις πάντα σχεδόν μια έτοιμη απάντηση όταν σε ρωτούν κάτι;
	60. Αναλαμβάνεις ποτέ περισσότερες δραστηριότητες από όσες σου επιτρέπει ο χρόνος σου;

Όσον αφορά στην κλίμακα του Νευρωτισμού, προέκυψαν 3 ομάδες ερωτημάτων στην περιφέρεια του κύκλου και 4 μεμονωμένα ερωτήματα που δεν εντάχθηκαν σε καμία ομάδα. Η πρώτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 1*) περιλαμβάνει ερωτήματα που αφορούν στα συναισθήματα στενοχώριας, την έλλειψη ενδιαφέροντος για τη ζωή και την υπερένταση. Η δεύτερη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 2*) αφορά στην υπερένταση και τη νευρική κατάσταση. Τα ερωτήματα της τρίτης ομάδας (*parcel 3*) αναφέρονται στην αρνητική διάθεση (π.χ. κακόκεφος, άτονος και κουρασμένος) και στις εναλλαγές της διάθεσης.

Πίνακας 39. Ομάδες ερωτημάτων (parcels) για την κλίμακα του Νευρωτισμού του EPQ

Ομάδα ερωτημάτων	Ερώτημα
parcel 1	63. Ευχήθηκες ποτέ να ήσουν νεκρός;
	58. Βρίσκεις ότι συχνά η ζωή είναι χωρίς ενδιαφέρον;
	31. Είσαι στενάχωρος τύπος;
	51. Υποφέρεις από αϋπνία;
	69. Υποφέρεις από τα νεύρα σου;
parcel 2	39. Θα έλεγες ότι είσαι άτομο που το χαρακτηρίζει η υπερένταση;
	28. Θεωρείς τον εαυτό σου νευρικό άτομο;
	14. Είσαι ευέξαπτος;
	25. Ενοχλείσαι συχνά από αισθήματα ενοχής;
parcel 3	67. Βρίσκεις ότι μένεις για πολλή ώρα στεναχωρημένος μετά από μία δυσάρεστη εμπειρία;
	54. Έχεις συχνά αισθανθεί άτονος και κουρασμένος χωρίς να υπάρχει λόγος;
	6. Νιώθεις ποτέ κακόκεφος, χωρίς ιδιαίτερο λόγο;
	74. Πληγώνεσαι εύκολα όταν οι άνθρωποι βρίσκουν λάθη σε σένα ή στη δουλειά σου;
	10. Στεναχωριέσαι συχνά για πράγματα που δεν θα έπρεπε να είχες κάνει ή πει;
	78. Είσαι άλλοτε γεμάτος ενεργητικότητα και άλλοτε νωθρός;
	45. Ανησυχείς για την υγεία σου;
	17. Πληγώνεσαι εύκολα;
3. Αλλάζει συχνά το κέφι σου;	
μεμονωμένα ερωτήματα	71. Αισθάνεσαι συχνά μοναξιά;
	62. Ανησυχείς πολύ για την εμφάνισή σου;
	21. Αισθάνεσαι συχνά «μπουχτισμένος»;
	35. Ανησυχείς ότι μπορεί να σου συμβούν φοβερά πράγματα;

Για την κλίμακα του Ψυχωτισμού, προέκυψαν 4 ομάδες ερωτημάτων στην περιφέρεια του κύκλου, ενώ τρία ερωτήματα δεν εντάχθηκαν σε καμία ομάδα (Πίνακας 40). Η πρώτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 1*) αναφέρεται στις εχθρικές σχέσεις του ατόμου με τους άλλους (π.χ. το να έχει εχθρούς, να του λένε ψέμματα). Στη δεύτερη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 2*) περιλαμβάνονται ερωτήματα που αφορούν σε ακραίες συμπεριφορές που μπορεί να βλάψουν τον εαυτό, άλλους ανθρώπους ή ζώα. Η τρίτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 3*) αναφέρεται στην ευαισθησία ή την έλλειψη ευαισθησίας, ενώ τα ερωτήματα της τέταρτης ομάδας (*parcel 4*) αναφέρονται στην ευαισθησία σε συνδυασμό με την ενσυναίσθηση και τις ανθρώπινες σχέσεις. Σχετικά

με τα μεμονωμένα ερωτήματα που δεν συμπεριλήφθηκαν στις ομάδες, το ερώτημα υπ' αριθμόν 70 δεν εντάχθηκε στην ομάδα των υπολοίπων ερωτημάτων του Ψυχωτισμού και στην έρευνα του Hammond (1987, σελ. 546).

Πίνακας 40. Ομάδες ερωτημάτων (parcels) για την κλίμακα του Ψυχωτισμού του EPQ

Ομάδα ερωτημάτων	Ερώτημα
parcel 1	27. Έχεις εχθρούς που θέλουν το κακό σου;
	81. Σου λένε οι άνθρωποι πολλά ψέματα;
	77. Θα σου άρεσε να σε φοβούνται οι άλλοι άνθρωποι;
parcel 2	20. Θα έπαιρνες φάρμακα που μπορεί να είχαν παράξενη ή επικίνδυνη ενέργεια;
	73. Σ' ευχαριστεί καμιά φορά να πειράζεις τα ζώα;
	30. Σου αρέσουν τα χοντρά αστεία, που καμιά φορά μπορεί να πληγώσουν τους άλλους;
parcel 3	33. Θα έλεγες ότι είσαι αμέριμνος άνθρωπος;
	82. Είσαι πολύ ευαίσθητος για ορισμένα πράγματα;
	41. Νομίζεις πως ο θεσμός του γάμου είναι παλιάς μόδας και θα έπρεπε να εγκαταλειφθεί;
parcel 4	66. Φροντίζεις να μην είσαι αγενής με τους ανθρώπους;
	61. Υπάρχουν πολλοί άνθρωποι που προσπαθούν να σε αποφύγουν;
	24. Σου αρέσει να πληγώνεις ανθρώπους που αγαπάς;
	9. Θα σε στεναχωρούσε πολύ να δεις ένα παιδάκι ή ένα ζώο να υποφέρει;
	48. Νομίζεις ότι τα περισσότερα πράγματα έχουν την ίδια γεύση για σένα;
	38. Μπορείς εύκολα να καταλάβεις πώς αισθάνονται οι άνθρωποι όταν σου λένε τα βάσανά τους;
	50. Σε στεναχωρεί όταν ξέρεις ότι υπάρχουν λάθη στη δουλειά σου;
	5. Θα σε στεναχωρούσε να έχεις χρέος;
	57. Είναι (ή ήταν) η μητέρα σου μια καλή γυναίκα;
	44. Σ' ενοχλούν οι άνθρωποι που οδηγούν προσεκτικά;
	84. Θα αισθανόσουνα μεγάλη λύπη για ένα ζώο που πιάστηκε σε μια παγίδα;
	2. Πριν κάνεις κάτι, σταματάς να το ξανασκεφτείς;
μεμονωμένα ερωτήματα	34. Δίνεις μεγάλη σημασία στους καλούς τρόπους και την καθαριότητα;
	12. Θα σ' ευχαριστούσε το πηδύμα με αλεξίπτωτο;
	70. Χαλάνε εύκολα οι φιλίες σου χωρίς δικό σου φταίξιμο;

Σχετικά με την κλίμακα Ψεύδους, προέκυψαν πέντε ομάδες ερωτημάτων στην περιφέρεια του κύκλου, ενώ δύο ερωτήματα δεν εντάχθηκαν σε καμία ομάδα (Πίνακας 41). Η πρώτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 1*) αφορά στη συνέπεια των λόγων και των πράξεων και στην υπακοή, η δεύτερη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 2*) αναφέρεται στη

συμπεριφορά του ατόμου στις κοινωνικές σχέσεις και η τρίτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 3*) περιλαμβάνει ερωτήματα που αναφέρονται στην «κλοπή» (π.χ. σε παιχνίδι, ως προς τους φόρους). Η τέταρτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 4*) σχετίζεται με την εκμετάλλευση σε αντίθεση με τις θυσίες για τους άλλους (να κρατήσει κανείς μία υπόσχεση παρά τις δυσκολίες), ενώ στην πέμπτη ομάδα ερωτημάτων (*parcel 5*) περιλαμβάνονται ερωτήματα που αφορούν στην αναγνώριση των σφαλμάτων του ατόμου από τον ίδιο (π.χ. αν είναι πρόθυμος να ομολογήσει κάποιο σφάλμα που έχει κάνει).

Πίνακας 41. Ομάδες ερωτημάτων (parcels) για την κλίμακα Ψεύδους του EPQ

Ομάδα ερωτημάτων	Ερώτημα
parcel 1	72. Κάνεις πάντα αυτό που διδάσκεις στους άλλους;
	32. Όταν ήσουν παιδί, έκανες αμέσως και χωρίς γκρίνια αυτό που σου έλεγα;
parcel 2	68. Σου έτυχε ποτέ να επιμείνεις να γίνει το δικό σου;
	79. Αναβάλλεις καμιά φορά για αύριο αυτό που θα έπρεπε να κάνεις σήμερα;
	46. Έχεις ποτέ πει κάτι κακό ή άσχημο για κάποιον άλλο;
	18. Έχεις μόνο καλές και παραδεκτές συνήθειες;
	75. Έχεις αργήσει ποτέ στη δουλειά σου ή σε ένα ραντεβού;
parcel 3	55. Έχεις ποτέ κλέψει σε παιχνίδι;
	64. Θα απέφυγες να πληρώσεις τους φόρους, αν ήξερες ότι δεν θα σε έβρισκαν ποτέ;
	22. Έχεις ποτέ πάρει κάτι που ανήκε σε άλλον (έστω και μία καρφίτσα);
parcel 4	11. Κρατάς πάντα την υπόσχεσή σου, άσχετα με το πόσο δύσκολο είναι να την εκτελέσεις;
	59. Σου έτυχε ποτέ να εκμεταλλευτείς κάποιον;
	7. Σου έτυχε ποτέ από πλεονεξία να πάρεις περισσότερα από όσα ανήκαν στο μερίδιό σου;
parcel 5	26. Μιλάς καμιά φορά για πράγματα για τα οποία όμως δεν έχεις ιδέα;
	83. Είσαι πάντα πρόθυμος να το ομολογήσεις, όταν έχεις κάνει ένα λάθος;
	15. Σου έτυχε ποτέ να ρίξεις το βάρος σε άλλον για δικά σου σφάλματα;
	36. Έχεις καταστρέψει ή χάσει ποτέ κάτι που ανήκε σε άλλον;
μεμονωμένα ερωτήματα	42. Παινεύεσαι καμιά φορά;
	52. Πλένεσαι πάντα πριν φας;

Από τα παραπάνω φαίνεται ότι οι ομάδες ερωτημάτων (*parcels*) των τεσσάρων κλιμάκων του EPQ που προέκυψαν μέσω της μεθόδου MDS-T στην περιφέρεια κύκλου, παρουσιάζουν ομοιογένεια και νόημα, ενώ δεν είναι αυθαίρετες, σύμφωνα με το στόχο της συγκεκριμένης ανάλυσης. Επομένως, οι ομάδες αυτές ερωτημάτων ήταν

κατάλληλες για τον έλεγχο της δομικής εγκυρότητας του EPQ, μέσω υπολογισμού συνολικών τιμών των ατόμων σε αυτές.

Η δομή του EPQ με βάση τη θεωρία, ότι δηλαδή αποτελείται από τέσσερις υποκλίμακες, Εξωστρέφεια, Νευρωτισμό, Ψυχωτισμό και κλίμακα Ψεύδους, υποστηρίζεται με κάποιες επιφυλάξεις στα δεδομένα και των δύο τρόπων χορήγησης. Επομένως, τα δεδομένα για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο φαίνονται συγκρίσιμα ως προς τις έννοιες που μετρά το EPQ και η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης (τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) μπορούσε να μελετηθεί στις κλίμακες του EPQ όπως ορίζονται από τη θεωρία.

Σε προηγούμενες έρευνες σχετικά με τη θεωρητική δομή του EPQ, οι Barrett, Petrides, Eysenck, & Eysenck (1998) υποστηρίζουν ότι οι τέσσερις υποκλίμακες του EPQ (Εξωστρέφεια, Νευρωτισμός, Ψυχωτισμός και Κοινωνική αποδοχή) αξιολογούν τις ίδιες έννοιες μεταξύ 34 χωρών, ότι δηλαδή η παραγοντική δομή του EPQ είναι παρόμοια στις χώρες αυτές. Στη διαπολιτισμική έρευνα των Van Hemert et al. (2000) με 24 χώρες, σε πολυεπίπεδη ανάλυση (επίπεδο ατόμων και επίπεδο χωρών), βρέθηκε ότι οι υποκλίμακες της Εξωστρέφειας και του Νευρωτισμού είχαν το ίδιο ψυχολογικό νόημα εντός χωρών και μεταξύ των χωρών, αλλά για την κλίμακα του Ψυχωτισμού και την κλίμακα Ψεύδους οι διαφορές στις τιμές μεταξύ ατόμων και μεταξύ χωρών είχαν διαφορετικό νόημα. Ο Αλεξόπουλος (2002) εξέτασε την παραγοντική δομή του ελληνικού EPQ και βρήκε, μέσω διερευνητικής ανάλυσης παραγόντων, ότι για τις κλίμακες της Εξωστρέφειας, του Νευρωτισμού και του Ψεύδους, το μεγαλύτερο μέρος των ερωτημάτων που ανήκουν σε αυτές συσχετίστηκαν με τους αντίστοιχους παράγοντες. Για την κλίμακα του Ψυχωτισμού, λίγα ερωτήματα που ανήκουν σε αυτόν είχαν σημαντικές φορτίσεις στον παράγοντα που εξέφραζε τη διάσταση αυτή. Ακόμη, στην ίδια έρευνα, η δομή των τεσσάρων παραγόντων σύμφωνα με τη θεωρία δεν αντιστοιχούσε ικανοποιητικά με τα δεδομένα σε επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων. Στην έρευνα του Hammond (1987) υποστηρίζεται η δομή των τεσσάρων διαστάσεων του EPQ σύμφωνα με τη θεωρία του Eysenck, σε αναλύσεις μέσω MDS (Smallest Space Analysis), όπου τα δεδομένα δεν χρειάζεται να πληρούν τόσο αυστηρές προϋποθέσεις όπως στην ανάλυση παραγόντων.

Όσον αφορά στις φορτίσεις των μεταβλητών (ομάδες ερωτημάτων ή μεμονωμένα ερωτήματα) που μετρούν τις διαστάσεις του EPQ στους τέσσερις παράγοντες, στα

επιλεγμένα υποδείγματα για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, στις κλίμακες της Εξωστρέφειας, του Νευρωτισμού και του Ψεύδους οι περισσότερες φορτίσεις ήταν ικανοποιητικές. Στη διάσταση του Ψυχωτισμού μόνο τρεις ομάδες ερωτημάτων είχαν ικανοποιητικές φορτίσεις (από σύνολο 7 μεταβλητών), γεγονός που συμφωνεί και με την έρευνα του Αλεξόπουλου (2002). Οι φορτίσεις αυτές για την παρούσα έρευνα παρουσιάζονται στον Πίνακα 42.

Πίνακας 42. Φορτίσεις των ερωτημάτων ή ομάδων ερωτημάτων του EPQ στις τέσσερις διαστάσεις μέσω CFA

Μεταβλητή	Έντυπο	Διαδικτυακό
EP1	0,73	0,77
EP2	0,74	0,78
EP3	0,36	0,48
EP4	0,79	0,79
E40	0,70	0,62
E53	0,13	0,16
E60	0,18	0,19
NP1	0,79	0,83
NP2	0,57	0,60
NP3	0,55	0,81
N62	0,18	0,34
N71	0,60	0,60
N21	0,59	0,52
N35	0,40	0,44
PP1	0,76	0,58
PP2	0,37	0,37
PP3	0,09	-0,17
PP4	0,47	0,41
P34	0,12	0,05
P12	0,06	0,08
P70	0,32	0,23
LP1	0,39	0,37
LP2	0,43	0,47
LP3	0,56	0,47
LP4	0,72	0,76
LP5	0,67	0,55
L52	0,21	0,28
L42	0,22	0,23

Σημείωση 1: Οι φορτίσεις αφορούν στα υποδείγματα F και G για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο αντίστοιχα (βλ. Ευρήματα)

Σημείωση 2: Τα EP, NP, PP, LP είναι ομάδες ερωτημάτων, ενώ τα E, N, P, L μεμονωμένα ερωτήματα

Εκτός της διάστασης του Ψυχωτισμού, οι υπόλοιπες τρεις διαστάσεις φαίνονται ικανοποιητικές ως προς τις συσχετίσεις των αντίστοιχων μετρήσεων με αυτές, ενώ χαμηλές φορτίσεις είχαν κάποια μεμονωμένα ερωτήματα.

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι η ομαδοποίηση (*parceling*) των ερωτημάτων του EPQ ήταν επιτυχής, καθώς οι ομάδες που προέκυψαν ήταν ομοιογενείς ως προς το εννοιολογικό περιεχόμενο, είχαν δηλαδή νόημα και δεν ήταν αυθαίρετα σύνολα ερωτημάτων. Η μέθοδος MDS-T έχει καταλήξει σε ομοιογενείς ομάδες μεταβλητών με θεωρητικό νόημα και σε πολλές προηγούμενες έρευνες (π.χ. Gari, Mylonas, & Portesová, 2015. Veligekas, Mylonas, & Zervas, 2007. Mylonas, 2009, 2016. Mylonas et al., 2011). Επομένως, η μέθοδος αυτή μπορεί να προταθεί ως εναλλακτική σε ήδη υπάρχουσες μεθόδους για την τοποθέτηση των ερωτημάτων σε ευρύτερες ομάδες (*parceling*, Little et al., 2002). Η δομή του EPQ, ότι δηλαδή αποτελείται από τις τέσσερις θεωρητικές κλίμακες (E, N, P, L) υποστηρίζεται, όπως αναφέρθηκε, στα δεδομένα των δύο τρόπων χορήγησης του ερωτηματολογίου της παρούσας έρευνας. Επίσης, σύμφωνα και με προηγούμενα ερευνητικά δεδομένα, η διάσταση του Ψυχωτισμού παρουσιάζει μικρότερη ομοιογένεια σε σχέση με τις άλλες υποκλίμακες. Οι παραπάνω πληροφορίες αποτελούν στοιχεία για την εγκυρότητα του EPQ στα παρόντα ερευνητικά δεδομένα, ώστε η επόμενη φάση της έρευνας (μελέτη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης) μπορούσε να προχωρήσει με ασφάλεια.

4.1.2.3 Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών

Σχετικά με το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, βρέθηκε ότι η θεωρητική δομή των δύο παραγόντων («ιεραρχικοί ρόλοι του πατέρα και της μητέρας», «σχέσεις με την οικογένεια και τους συγγενείς») μπορεί να υποστηριχθεί στα δεδομένα των δύο τρόπων χορήγησης (με κάποιες μικρές τροποποιήσεις για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο). Σε διερευνητικές αναλύσεις με τα δείγματα φοιτητών της παρούσας έρευνας (έντυπο και διαδικτυακό), οι οποίες παρουσιάζονται στο Παράρτημα Β, βρέθηκε ότι η δομή των δύο αυτών παραγόντων ήταν όμοια μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης, οι δύο αυτοί παράγοντες δηλαδή μετρούν τις ίδιες έννοιες για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, στα δύο δείγματα φοιτητών. Σε επιλύσεις με μεγαλύτερους αριθμούς παραγόντων, όλοι οι παράγοντες του ενός τρόπου χορήγησης δεν είχαν κάποιον αντίστοιχο (όμοιο) παράγοντα στα δεδομένα του άλλου τρόπου χορήγησης. Έτσι, η παραγοντική δομή των δύο θεωρητικών παραγόντων φάνηκε να είναι η πιο κατάλληλη

για τα δεδομένα και χρησιμοποιήθηκε ως βάση για τον έλεγχο της επίδρασης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.

Σε προηγούμενες έρευνες σχετικά με τη δομή των οικογενειακών αξιών με βάση τη θεωρία του Γεώργια (1986), έχει επίσης μελετηθεί η δομή αυτή των δύο παραγόντων (Γεώργιας et al., 2009. Γιώτσα, 2006. Mylonas, 2016). Στην έρευνα του Mylonas (2016), οι δύο διαστάσεις οικογενειακών αξιών (ιεραρχικοί ρόλοι, σχέσεις) ήταν συγκρίσιμες ως προς τη δομή τους σε ικανοποιητικά επίπεδα μεταξύ ευρύτερων ομοιογενών ομάδων χωρών, οι οποίες δημιουργήθηκαν με βάση τις ομοιότητές τους στην παραγοντική δομή των οικογενειακών αξιών. Στην έρευνα των Γεώργιας et al. (2009) οι παράγοντες των ιεραρχικών ρόλων του πατέρα και της μητέρας και των σχέσεων με την οικογένεια και τους συγγενείς παρουσίασαν δομική ισοτιμία μεταξύ 27 χωρών και χρησιμοποιήθηκαν σε συγκρίσεις μεταξύ των χωρών αυτών και σε συγκρίσεις μεταξύ ομάδων που βασίστηκαν στο κοινωνικο-οικονομικό επίπεδο και το θρήσκευμα. Στην έρευνα της Γιώτσα (2006), οι δύο παράγοντες οικογενειακών αξιών μελετήθηκαν σε τέσσερις χώρες (Ελλάδα, Ολλανδία, Χιλή, Πακιστάν). Ο παράγοντας «υποχρεώσεις των παιδιών προς τους συγγενείς και υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά» παρουσίασε εννοιολογική ισοτιμία μεταξύ των τεσσάρων χωρών, ενώ ο παράγοντας «ιεραρχικοί ρόλοι των γονέων» ήταν παρόμοιος στις τρεις από τις τέσσερις χώρες (Ελλάδα, Ολλανδία, Χιλή).

Από τα τρία ερωτηματολόγια «προσωπικότητας» που χορηγήθηκαν στην παρούσα έρευνα, το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών χρειάστηκε προσθήκη λιγότερων συναφειών σφαλμάτων προκειμένου να επιτευχθεί ικανοποιητική αντιστοιχία με τα δεδομένα. Για το έντυπο ερωτηματολόγιο, η δομή των δύο παραγόντων χωρίς προσθήκη συναφειών σφαλμάτων ήταν ικανοποιητική, ενώ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο προστέθηκαν πέντε συνάφειες σφαλμάτων. Φαίνεται δηλαδή ότι η θεωρητική αυτή δομή των δύο παραγόντων είναι αρκετά ισχυρή και επίσης συγκρίσιμη μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης. Τα αποτελέσματα αυτά συμφωνούν και με τις προηγούμενες έρευνες που αναφέρθηκαν, επομένως αποτελούν ένδειξη για την εγκυρότητα του ερωτηματολογίου στα δεδομένα της παρούσας έρευνας, ώστε τα κύρια ερευνητικά ερωτήματα να μπορούν να εξεταστούν με ασφάλεια με βάση τις δύο αυτές θεωρητικές διαστάσεις.

4.2 Επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Στη συνέχεια, αφού εξετάστηκε η δομή των ερωτηματολογίων «προσωπικότητας» στους δύο τρόπους χορήγησης και βρέθηκε ότι η θεωρητική δομή μπορούσε να υποστηριχθεί σε ικανοποιητικό βαθμό, μελετήθηκε η επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στα ερωτηματολόγια αυτά και έγινε σύγκριση μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς τους τρόπους αυτούς απόκρισης.

4.2.1 Τάση για συμφωνία

Όσον αφορά στην τάση για συμφωνία (*acquiescence*), βρέθηκε, σύμφωνα με τα αποτελέσματα της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*multigroup CFA*), ότι η επίδρασή της στο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών ήταν μικρή για το έντυπο ερωτηματολόγιο, ενώ δεν υπήρχε τέτοια επίδραση για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Η διαφορά μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης ήταν στατιστικώς σημαντική, επομένως φαίνεται να είναι συστηματική. Συγκεκριμένα, ένα ερώτημα (υπ' αριθμόν 2: «Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι») είχε μικρή αρνητική συσχέτιση με την τάση των συμμετεχόντων να συμφωνούν με ερωτήματα, στο δείγμα που συμπλήρωσε το ερωτηματολόγιο σε έντυπη μορφή. Δηλαδή, υπήρχε μία μικρή τάση οι συμμετέχοντες με υψηλές τιμές στην τάση για συμφωνία, να διαφωνούν με το συγκεκριμένο ερώτημα, αν και η σχέση αυτή δεν είναι ιδιαίτερα ισχυρή.

Εξετάζοντας ως σύνολο τα ερωτήματα που συμπεριλήφθηκαν στον παράγοντα τάσης για συμφωνία, παρατηρείται ότι το ερώτημα υπ' αριθμόν 2, ίσως να έχει κάποια μεγαλύτερη ασάφεια σε σχέση με τα υπόλοιπα. Τα έξι ερωτήματα των οποίων οι συσχετίσεις με την τάση για συμφωνία εκτιμήθηκαν ελεύθερα, παρουσιάζονται παρακάτω:

Πίνακας 43. Ερωτήματα οικογενειακών αξιών που συμπεριλήφθηκαν στον παράγοντα τάσης για συμφωνία

2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.
5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.
10. Η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τη γνώμη του πατέρα σε ό,τι αφορά τα παιδιά.
13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.
18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.
25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.

Έτσι, στο ερώτημα υπ' αριθμόν 2 θα μπορούσε από κάποιους να δοθεί το νόημα ότι η μητέρα δεν θα πρέπει να εργάζεται ή από άλλους να δοθεί η ερμηνεία ότι η μητέρα δεν

θα πρέπει επιπλέον να έχει άλλες δραστηριότητες εκτός σπιτιού, π.χ. στον ελεύθερο χρόνο. Τα υπόλοιπα ερωτήματα φαίνεται να έχουν μικρότερο βαθμό ασάφειας, για παράδειγμα, το ερώτημα υπ' αριθμόν 10 αναφέρεται στη συμφωνία της μητέρας με τον πατέρα στο συγκεκριμένο θέμα των παιδιών. Σύμφωνα με τον Ray (1983), τα ερωτήματα με μεγαλύτερο βαθμό ασάφειας έχουν μεγαλύτερη πιθανότητα να επηρεαστούν από την τάση για συμφωνία. Το ερώτημα υπ' αριθμόν 2 όμως συσχετίζεται αρνητικά με τον παράγοντα τάσης για συμφωνία, δηλαδή όσοι τείνουν να συμφωνούν με ερωτήματα ανεξαρτήτως περιεχομένου, έχουν κάποια τάση να διαφωνούν με το συγκεκριμένο ερώτημα. Το αποτέλεσμα αυτό, θα μπορούσε να ερμηνευθεί με μία παρόμοια λογική με τη θεωρία του Martin (1964). Έτσι, τα ερωτήματα οικογενειακών αξιών, καθώς και τα ερωτήματα ελέγχου αφορούν στο βαθμό συμφωνίας με δηλώσεις που εκφράζουν απόψεις (κατ' αναλογία με τη συμφωνία με γενικά αποδεκτές αλήθειες), ενώ το περιεχόμενό τους δεν αφορά στην περιγραφή του εαυτού (προσωπικές ερωτήσεις). Όσοι όμως τείνουν να συμφωνούν γενικά με τέτοια ερωτήματα, τείνουν να διαφωνούν με το ερώτημα υπ' αριθμόν 2. Ίσως αυτό να συμβαίνει επειδή η άποψη που εκφράζει η συμφωνία με αυτό («η θέση της μητέρας στο σπίτι») να θεωρείται ακραία στο δείγμα αυτό των φοιτητών (ακόμη και για τους πιο παραδοσιακούς), επομένως η διαφωνία με αυτό να θεωρείται ως «συμμόρφωση με κάτι γενικά αποδεκτό» (η μία από τις μορφές της τάσης για συμφωνία κατά τον Martin, 1964).

Όσον αφορά στις προηγούμενες έρευνες, στις περισσότερες από αυτές δεν είχαν βρεθεί διαφορές μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για συμφωνία (Weijters et al., 2008. Pettit, 2002. Dolnicar et al., 2009. Hardré et al., 2012), ενώ στην έρευνα των Rowe et al. (2006) οι διαφορές που βρέθηκαν δεν είχαν συστηματική κατεύθυνση υπέρ του ενός ή του άλλου τρόπου χορήγησης. Βέβαια, οι μέθοδοι ανάλυσης που χρησιμοποιήθηκαν στις παραπάνω έρευνες ήταν διαφορετικές, με την έρευνα των Weijters et al. (2008) να είναι η περισσότερο όμοια ως προς τη μεθοδολογία προς την παρούσα έρευνα, καθώς έγινε ανάλυση δομικών αιτιακών εξισώσεων, αν και οι ερευνητικοί στόχοι και τα ερωτήματα που απαντήθηκαν σε αυτήν ήταν διαφορετικά από αυτά της παρούσας έρευνας, όπως περιγράφηκε στην Εισαγωγή.

Στην έρευνα των Bjornsdottir et al. (2014), βρέθηκε περισσότερη τάση για συμφωνία στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο σε σχέση με το έντυπο, σε ένα ερωτηματολόγιο

προσωπικότητας που αξιολογεί τους πέντε παράγοντες της προσωπικότητας. Όμως, η σύγκριση σε αυτή την έρευνα (Bjornsdottir et al., 2014) αφορούσε στους μέσους όρους των δύο τρόπων χορήγησης σε ένα δείκτη τάσης για συμφωνία (που προέκυψε από το ερωτηματολόγιο προσωπικότητας), ενώ στην παρούσα έρευνα υπάρχει, για το έντυπο ερωτηματολόγιο, μεγαλύτερη συσχέτιση ενός ερωτήματος οικογενειακών αξιών με τον παράγοντα που εκφράζει την τάση για συμφωνία. Το αποτέλεσμα αυτό της παρούσας έρευνας δείχνει ότι οι απαντήσεις των συμμετεχόντων στην έντυπη μορφή του ερωτηματολογίου, στο συγκεκριμένο ερώτημα οικογενειακών αξιών, έχουν κάποια σχέση με την τάση τους να συμφωνούν με ερωτήματα που δεν ανήκουν στο ίδιο ερωτηματολόγιο. Δεν δείχνει κάτι για το αν υπάρχει ή όχι διαφορά στους μέσους όρους των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την τάση για συμφωνία.

Βέβαια, αν γίνει σύγκριση των μέσων όρων του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (της παρούσας έρευνας) στον αθροιστικό δείκτη τάσης για συμφωνία από τα ερωτήματα ελέγχου μέσω ανάλυσης διακύμανσης, προκύπτει ότι η διαφορά των μέσων όρων είναι στατιστικώς σημαντική [$F(1, 684) = 7,896, p < 0,01$], με μεγαλύτερο μέσο όρο για το έντυπο ερωτηματολόγιο, αν και το μέγεθος επίδρασης είναι μικρό, επομένως η διαφορά αυτή δεν είναι ουσιαστική [$M.O._{εντύπου} = 0,42$ και $M.O._{διαδικτυακού} = 0,39, \eta^2 = 0,011$]. Όμως, στην παρούσα έρευνα ο στόχος ήταν να μελετηθεί η συσχέτιση της τάσης για συμφωνία με τις απαντήσεις των συμμετεχόντων σε ένα ερωτηματολόγιο αυτοαναφοράς (στην περίπτωση αυτή των Οικογενειακών Αξιών) και όχι τόσο οι διαφορές ως προς το επίπεδο των συμμετεχόντων στον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης.

Επίσης, στην έρευνα των Bjornsdottir et al. (2014), το δείγμα ήταν εργαζόμενοι, στους οποίους είχε δοθεί, στο πλαίσιο της εταιρίας όπου εργάζονταν, ένας φάκελλος με πληροφορίες για την ιστοσελίδα, καθώς και κάποιος προσωπικός κωδικός πρόσβασης στο σύστημα, ώστε να αντιστοιχηθούν οι απαντήσεις σε σχέδιο επαναληπτικών μετρήσεων. Επομένως, οι συμμετέχοντες μπορεί να αντιλήφθηκαν τη συνθήκη αυτή ως λιγότερο «ανώνυμη» (ιδιωτική) σε σχέση με το έντυπο ερωτηματολόγιο, να πίστευαν ότι οι ερευνητές μπορούν να τους αναγνωρίσουν. Στην παρούσα έρευνα οι συμμετέχοντες στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο βρήκαν την διαφήμιση της έρευνας στο διαδίκτυο, όπου δεν υπήρχε φυσική παρουσία κάποιου ερευνητή, επομένως μπορεί να είχαν αίσθηση μεγαλύτερης ανωνυμίας σε σχέση με τους συμμετέχοντες της έρευνας

των Bjornsdottir et al. (2014). Επίσης, η έρευνα των Bjornsdottir et al. (2014) έγινε στην Ισλανδία, επομένως πιθανώς υπάρχουν και διαπολιτισμικές διαφορές στις επιδράσεις ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στο έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Υπάρχουν και πολλοί άλλοι παράγοντες, π.χ. τα ερωτηματολόγια που χορηγήθηκαν ήταν διαφορετικά (οικογενειακές αξίες από τη μία και προσωπικότητα από την άλλη) και σύμφωνα με τον Ray (1983) οι τιμές στην τάση για συμφωνία όπως εκτιμάται από δύο ερωτηματολόγια που αξιολογούν διαφορετικούς τομείς, δεν συσχετίζονται σε μεγάλο βαθμό μεταξύ τους.

Στη μέθοδο MDS-T, τόσο στην επιφάνεια της σφαίρας όσο και στην περιφέρεια του κύκλου, η τάση για συμφωνία δεν φαίνεται να σχετίζεται με τα ερωτήματα οικογενειακών αξιών για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Η διαφορά που βρέθηκε μέσω της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων ήταν μικρή, αλλά η μέθοδος αυτή είναι περισσότερο ευαίσθητη σε μικρές διαφορές και δίνει περισσότερη έμφαση στις λεπτομέρειες (π.χ. η εκτιμητική μέθοδος που χρησιμοποιείται είναι περισσότερο ισχυρή, λαμβάνεται υπόψη το σφάλμα μέτρησης). Η MDS-T είναι περιγραφική μέθοδος και τονίζει περισσότερο τη γενική εικόνα των στοιχείων, καθώς εδώ αναλύονται οι ομοιότητες των ερωτημάτων και στις αναλύσεις αυτές σημασία έχει η τακτική σειρά των ομοιοτήτων (πριν την τριγωνομετρική μετατροπή έγινε μη-μετρική ανάλυση MDS), με αποτέλεσμα να μην διακρίνονται οι μικρές διαφορές. Ένα πλεονέκτημα της μεθόδου MDS-T είναι ότι μπορεί να εξεταστεί η σχέση όλων των ερωτημάτων με τη μέτρηση της τάσης για συμφωνία, η οποία δεν ήταν δυνατή στη CFA λόγω των απαιτούμενων περιοριστικών συνθηκών (π.χ. συσχέτιση της τάσης για συμφωνία με λίγα μόνο ερωτήματα), προκειμένου να μπορεί το υπόδειγμα να υπολογιστεί. Οι επιλύσεις MDS-T σε δύο διαστάσεις (κύκλος) και σε τρεις διαστάσεις (σφαίρα) καταλήγουν σε παρόμοια αποτελέσματα, δηλαδή ότι δεν υπάρχει επίδραση της τάσης για συμφωνία. Στην απεικόνιση στην επιφάνεια της σφαίρας, η απουσία επίδρασης για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο φαίνεται περισσότερο ξεκάθαρα, καθώς στην περιφέρεια του κύκλου η μέτρηση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης πλησιάζει περισσότερο την ομάδα ερωτημάτων που αξιολογούν τους «ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας». Στην επιφάνεια της σφαίρας, οι διαφορές των ερωτημάτων ως προς το ύψος έχουν ως αποτέλεσμα την καλύτερη διάκριση των μεταβλητών μεταξύ τους.

Σχετικά με τα τεστ γνώσεων, οι διαφορές μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία ήταν στατιστικώς ασήμαντες (και για τα τρία τεστ). Αυτό είναι αναμενόμενο λόγω της μορφής των ερωτημάτων, όπου ζητούνται είτε συγκεκριμένες απαντήσεις-πληροφορίες από τους συμμετέχοντες, είτε καλούνται να επιλέξουν μεταξύ εναλλακτικών απαντήσεων τη σωστή απάντηση, ενώ δεν υπάρχουν εναλλακτικές απαντήσεις που να δηλώνουν κατάφαση-συμφωνία (όπως «ναι-όχι», «ισχύει-δεν ισχύει»).

Για το έντυπο ερωτηματολόγιο, παρατηρήθηκε αρνητική συσχέτιση μεταξύ μίας ομάδας ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών (υπ' αριθμόν 2) με τον παράγοντα τάσης για συμφωνία. Η κατεύθυνση της συσχέτισης αυτής συμφωνεί με την αναμενόμενη αρνητική συσχέτιση των γνωστικών ικανοτήτων με την τάση για συμφωνία (Lechner & Rammstedt, 2015. Meisenberg & Williams, 2008) ή την αρνητική συνάφεια του εκπαιδευτικού επιπέδου με τον ιδιότυπο αυτό τρόπο απόκρισης (Watson, 1992). Δεδομένου ότι η διαδικασία της απάντησης σε ερωτήματα απαιτεί σημαντική γνωστική επεξεργασία (π.χ. κατανόηση της ερώτησης, αντιστοίχιση των χαρακτηριστικών του εαυτού με κάποιο σημείο της κλίμακας μέτρησης κ.τ.λ.), άτομα με χαμηλότερες γνωστικές ικανότητες μπορεί να χρησιμοποιούν συχνότερα ιδιότυπους τρόπους απόκρισης όπως η τάση για συμφωνία, λόγω δυσκολιών στα διάφορα στάδια γνωστικής επεξεργασίας (Lechner & Rammstedt, 2015). Στην έρευνα των Lechner και Rammstedt (2015) βρέθηκε ότι η τάση για συμφωνία είχε επίδραση στην παραγοντική δομή ενός ερωτηματολογίου προσωπικότητας για άτομα με χαμηλότερες γνωστικές ικανότητες, ενώ δεν υπήρχε ιδιαίτερη επίδραση του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης για ένα δείγμα ατόμων με σχετικά υψηλές γνωστικές ικανότητες.

Παρόλο που η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης στην επίδραση της τάσης για συμφωνία στο ερωτηματολόγιο αριθμητικών ακολουθιών ήταν στατιστικώς ασήμαντη, για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν υπήρχε αντίστοιχη αρνητική συσχέτιση κάποιας ομάδας ερωτημάτων με τον παράγοντα τάσης για συμφωνία. Ίσως αυτό να έχει σχέση με το γεγονός ότι στα δεδομένα του εντύπου ερωτηματολογίου υπήρχε μεγαλύτερο ποσοστό ατόμων (62,1%) με χαμηλές βαθμολογίες στη συγκεκριμένη ομάδα ερωτημάτων (υπ' αριθμόν 2), δηλαδή με βαθμολογίες από 0 έως 0,25 σε κλίμακα 0 έως 1, ενώ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο το αντίστοιχο ποσοστό ήταν μικρότερο (49,8%). Επίσης, για το έντυπο ερωτηματολόγιο, ο μέσος όρος της ομάδας

αυτής ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών (0,32) ήταν μικρότερος από το μέσο όρο του διαδικτυακού δείγματος (0,38) με τη διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης να είναι στατιστικώς σημαντική [$F(1, 599) = 12,981, p < 0,001, \eta^2 = 0,021$], αν και το μέγεθος επίδρασης ήταν μικρό. Επομένως, η αρνητική συσχέτιση της ομάδας ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών υπ' αριθμόν 2 με την τάση για συμφωνία, μπορεί να εμφανίστηκε στην περίπτωση του εντύπου ερωτηματολογίου επειδή υπήρχαν περισσότερα άτομα με χαμηλότερες τιμές.

Τα αποτελέσματα της MDS-T έδειξαν μία παρόμοια εικόνα, καθώς στην επίλυση στην επιφάνεια σφαίρας, η μέτρηση της τάσης για συμφωνία ήταν κάπως κοντά στην ομάδα ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2 των αριθμητικών ακολουθιών για τα δεδομένα του εντύπου ερωτηματολογίου, ενώ στα δεδομένα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ο δείκτης ιδιότυπου τρόπου απόκρισης δεν φαίνεται να σχετίζεται με τα τεστ γνώσεων. Παρόλα αυτά, ακόμη και στην περίπτωση του εντύπου ερωτηματολογίου η τάση για συμφωνία δεν έχει ισχυρή συσχέτιση με κάποιο τεστ γνώσεων, καθώς δεν παρατηρείται ισχυρή ομαδοποίηση των μεταβλητών, αλλά τα σημεία είναι μάλλον διασκορπισμένα στην επιφάνεια. Το γεγονός αυτό ταιριάζει με τη στατιστικώς ασήμαντη διαφορά του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου που έδειξε η CFA.

Στην περίπτωση του τεστ συμπλήρωσης λέξεων (γρίφοι), δεν παρατηρήθηκε επίδραση της τάσης για συμφωνία ούτε για το έντυπο ούτε και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο στη μέθοδο CFA. Οι απεικονίσεις της MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας επίσης, δεν δείχνουν επίδραση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων. Αν και για το έντυπο ερωτηματολόγιο η μέτρηση τάσης για συμφωνία είναι κάπως κοντά στην ομάδα ερωτημάτων υπ' αριθμόν 1, δεν υπάρχει κάποια ομαδοποίηση μεταβλητών στην επιφάνεια της σφαίρας.

Όσον αφορά στο τεστ λεκτικών αναλογιών, η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για συμφωνία ήταν στατιστικώς ασήμαντη (αποτελέσματα CFA). Υπήρχε μία θετική συσχέτιση (0,32) της ομάδας ερωτημάτων υπ' αριθμόν 2 με τον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η οποία όμως είναι μικρή σε μέγεθος και στην περίπτωση της απεικόνισης της MDS-T στη σφαίρα δεν παρατηρείται σχέση του τεστ αναλογιών με την τάση για συμφωνία. Προκύπτει δηλαδή το συμπέρασμα ότι, καθώς στην τελευταία αυτή μέθοδο εξετάζεται η γενική εικόνα των στοιχείων με όλα τα τεστ γνώσεων στην

ίδια απεικόνιση, δεν φαίνεται η λεπτομέρεια της CFA, η οποία όμως δεν οδηγούσε σε διαφορετικά συμπεράσματα.

Σχετικά με την επίλυση MDS-T στην περιφέρεια του κύκλου για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στα τεστ γνώσεων, αυτή δεν ταιριάζει στη συγκεκριμένη περίπτωση το ίδιο καλά με τη σφαίρα. Στα δεδομένα του έντυπου ερωτηματολογίου η μέτρηση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης μοιάζει να ομαδοποιείται μαζί με δύο ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών, ενώ για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο η μέτρηση τάσης για συμφωνία βρίσκεται σχεδόν στο ίδιο σημείο με μία ομάδα ερωτημάτων λεκτικών αναλογιών. Τα αποτελέσματα αυτά δεν αντιστοιχούν με τα ευρήματα της CFA, όπου δεν βρέθηκε ουσιαστική διαφορά μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης. Στη συγκεκριμένη περίπτωση δηλαδή φαίνεται ότι στην απεικόνιση της MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας, οι μεταβλητές διακρίνονται καλύτερα μεταξύ τους, λόγω των διαφορών ως προς το ύψος σε σύγκριση με τις αντίστοιχες απεικονίσεις στην περιφέρεια του κύκλου.

Συνολικά, ως προς την τάση για συμφωνία στο έντυπο και στο διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, παρατηρείται μία μικρή διαφορά, με μικρή επίδραση στο έντυπο και απουσία επίδρασης στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στα τεστ γνώσεων δεν βρέθηκε συστηματική διαφορά, όπως και αναμενόταν, δεδομένης της μορφής των ερωτημάτων. Παρατηρήθηκε κάποια «αρρυθμία» στην τελευταία συνθήκη (τεστ γνώσεων) σε περιγραφικό επίπεδο (αρνητική συσχέτιση με την τάση για συμφωνία), η οποία όμως είναι θεωρητικά αναμενόμενη. Δεν πρόκειται για επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στις απαντήσεις σε ερωτήσεις τύπου γνώσεων, οι οποίες απαντήσεις δηλαδή δεν επηρεάστηκαν από την τάση των ατόμων να λένε «ναι», αλλά αποτελεί απλή συσχέτιση της επίδοσης (ή των ικανοτήτων) με το συγκεκριμένο τρόπο απόκρισης, ίσως λόγω κάποιου συγκεκριμένου είδους γνωστικής επεξεργασίας. Η σύγκριση των δύο μεθόδων για τη μελέτη της τάσης για συμφωνία (CFA και MDS-T) έδειξε παρόμοια εικόνα (για την MDS-T σε τρεις διαστάσεις). Σε κάποιες περιπτώσεις η MDS-T (που είναι περιγραφική μέθοδος) εξομάλυνε τις μικρές διαφορές των δύο τρόπων χορήγησης, ενώ σε άλλες η απεικόνιση οδηγούσε σε παρόμοια συμπεράσματα με την περισσότερο αυστηρή μέθοδο CFA. Τα αποτελέσματα αυτά υποστηρίζουν τη χρήση της MDS-T ως εναλλακτικής και συμπληρωματικής της CFA για τη μελέτη των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.

4.2.2. Τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις

Η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο εξετάστηκε στο ερωτηματολόγιο EPQ, καθώς και στα τεστ γνώσεων για λόγους σύγκρισης. Όσον αφορά στην επίδραση του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης στο ερωτηματολόγιο προσωπικότητας του Eysenck, η διαφορά μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου βρέθηκε να είναι στατιστικώς σημαντική στα αποτελέσματα της CFA. Επίσης, υπήρχε επίδραση και για τους δύο τρόπους χορήγησης στην κλίμακα του Ψυχωτισμού, καθώς ισχυρές φορτίσεις στον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις είχαν τρεις ομάδες ερωτημάτων της κλίμακας αυτής. Η συσχέτιση του Ψυχωτισμού με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ήταν αρνητική, δηλαδή τα άτομα που είχαν υψηλότερη τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, είχαν χαμηλότερες τιμές στον Ψυχωτισμό. Η κατεύθυνση της συσχέτισης είναι αναμενόμενη, καθώς ο Ψυχωτισμός είναι ένα χαρακτηριστικό προσωπικότητας που δεν θεωρείται επιθυμητό με βάση τα κοινωνικά αποδεκτά πρότυπα να το διαθέτει κάποιος σε υψηλό βαθμό. Για παράδειγμα, το ερώτημα υπ' αριθμόν 27 που ανήκει στην πρώτη ομάδα ερωτημάτων του Ψυχωτισμού (PP1), «Έχεις εχθρούς που θέλουν το κακό σου;» ή το ερώτημα υπ' αριθμόν 81 που ανήκει στην ίδια ομάδα ερωτημάτων, «Σου λένε οι άνθρωποι πολλά ψέματα;», είναι χαρακτηριστικά που δεν θεωρούνται θετικά από το κοινωνικό σύνολο. Η διάσταση του Ψυχωτισμού είναι πιθανόν να επηρεάζεται από την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις και σύμφωνα με τον Hammond (1987).

Επίσης, παρατηρείται ότι για το έντυπο ερωτηματολόγιο τις υψηλότερες φορτίσεις στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης έχουν οι ομάδες ερωτημάτων του Ψυχωτισμού με το δείκτη τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις να έχει μικρότερη φόρτιση. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, την υψηλότερη φόρτιση στον παράγοντα αυτόν έχει ο δείκτης ιδιότυπου τρόπου απόκρισης με βάση την κλίμακα Ψεύδους, επομένως στα δεδομένα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ο παράγοντας μπορεί να ταυτοποιηθεί ως «τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις». Στα δεδομένα του εντύπου ερωτηματολογίου ο παράγοντας αυτός έχει περισσότερο έντονο το χαρακτηριστικό του Ψυχωτισμού, με το οποίο συσχετίζεται σε μικρότερο βαθμό ο ιδιότυπος τρόπος απόκρισης. Στο σημείο αυτό όμως, είναι δύσκολο να αποφασιστεί σε ποιόν από τους δύο τρόπους χορήγησης είναι περισσότερο έντονη η επίδραση της

τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, αλλά μπορεί να γίνει μόνο μία περιγραφή των διαφορετικών προτύπων συσχετίσεων των μεταβλητών στον παράγοντα αυτόν.

Τα αποτελέσματα της MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας δίνουν μία διαφορετική οπτική για το τελευταίο αυτό σημείο. Για το έντυπο ερωτηματολόγιο, όπως αναφέρθηκε και στην ενότητα των Ευρημάτων, η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις τοποθετήθηκε κοντά στη συγκέντρωση των περισσότερων ομάδων ερωτημάτων του Ψυχωτισμού, χωρίς όμως να βρίσκεται μέσα στην ομοιογενή αυτή ομάδα. Αυτό συμφωνεί με το εύρημα της CFA ότι στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης είναι πιο έντονο το χαρακτηριστικό του Ψυχωτισμού. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, στην απεικόνιση στην επιφάνεια της σφαίρας, η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις αποτελεί μέρος της ομοιογενούς ομάδας του Ψυχωτισμού, γεγονός που συμφωνεί με την κεντρική θέση της μέτρησης SDR στον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, όπως βρέθηκε στην επίλυση της CFA. Από την απεικόνιση στην επιφάνεια της σφαίρας προκύπτει μία επιπλέον πληροφορία που δεν ήταν εμφανής στα αποτελέσματα της CFA, ότι δηλαδή η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στην κλίμακα του Ψυχωτισμού είναι μεγαλύτερη για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο σε σχέση με το έντυπο, καθώς η μέτρηση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης βρίσκεται πιο κοντά στην ομοιογενή ομάδα του Ψυχωτισμού για τα διαδικτυακά δεδομένα. Η MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας στη συγκεκριμένη περίπτωση είναι ιδιαίτερα χρήσιμη, καθώς συμφωνεί με τα αποτελέσματα της CFA, αλλά προσφέρει και επιπλέον πληροφορίες σημαντικές για την ερμηνεία των ευρημάτων.

Η απεικόνιση της MDS-T στην περιφέρεια του κύκλου οδηγεί σε παρόμοια συμπεράσματα με την απεικόνιση σε τρεις διαστάσεις, αφού και στις δύο διαστάσεις η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις έχει κεντρικότερη θέση στην ομοιογενή ομάδα του Ψυχωτισμού για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Στα δεδομένα του εντύπου ερωτηματολογίου η μέτρηση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης έχει τοποθετηθεί στην άκρη της ομάδας του Ψυχωτισμού. Η διαφορά όμως μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις είναι περισσότερο εμφανής στην επιφάνεια της σφαίρας.

Σχετικά με τη χρήση της μεθόδου MDS-T για τη μελέτη ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, στις προηγούμενες αναλύσεις (για την επίδραση της τάσης για συμφωνία) τα

αποτελέσματα της MDS-T συμφωνούσαν γενικά με αυτά της CFA, είτε εξομάλυναν κάποια μικρή διαφορά που προέκυπτε μέσω της πιο αυστηρής μεθόδου CFA. Στην περίπτωση της επίδρασης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο EPQ, η απεικόνιση της MDS-T προσέθεσε μία νέα πληροφορία που αφορούσε στο σημαντικό ερώτημα του κατά πόσο η επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης ήταν μεγαλύτερη στο έντυπο ή στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Το αποτέλεσμα δηλαδή της CFA έδωσε απάντηση στο ερώτημα του αν υπάρχει συστηματική διαφορά μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης, ενώ η MDS-T έδωσε απάντηση στο ερώτημα για ποιόν τρόπο χορήγησης ήταν εντονότερη η επίδραση.

Σύμφωνα με τις προηγούμενες έρευνες για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, στις περισσότερες από αυτές δεν παρατηρήθηκαν διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης. Στην έρευνα των Meade et al. (2007) δεν βρέθηκε διαφορά στη δομική ισοτιμία μίας κλίμακας μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις μεταξύ εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου. Σε άλλες έρευνες (Pettit, 2002. Hancock & Flowers, 2001. Risko et al., 2006. Fang et al., 2016. Uriell & Dudley, 2009) δεν υπήρχαν διαφορές στους μέσους όρους του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου σε κλίμακες μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Επίσης, στη μετα-ανάλυση των Gnambis και Kaspar (2016) δεν βρέθηκαν διαφορές στους μέσους όρους μεταξύ εντύπου και ηλεκτρονικού ή διαδικτυακού ερωτηματολογίου σε κλίμακες SDR. Στην έρευνα του Joinson (1999) η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις βρέθηκε να είναι χαμηλότερη (σύγκριση μέσων όρων) στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, ειδικά όταν η συνθήκη ήταν ανώνυμη.

Το αποτέλεσμα της παρούσας έρευνας, σε αντίθεση με τις προηγούμενες, δείχνει ότι η επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις είναι μεγαλύτερη στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο σε σύγκριση με το έντυπο. Όμως, στην παρούσα έρευνα οι ερευνητικοί στόχοι, καθώς και η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν διαφορετικά σε σχέση με τις προηγούμενες έρευνες. Το ερώτημα της παρούσας έρευνας αφορούσε στην επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στις απαντήσεις των συμμετεχόντων σε ένα ερωτηματολόγιο προσωπικότητας, όπως εκφράζεται από τη σχέση των ερωτημάτων προσωπικότητας με μία διάσταση τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Το ερώτημα δηλαδή ήταν κατά πόσο οι όποιες απαντήσεις των

συμμετεχόντων στο EPQ σχετίζονται με τις τιμές τους ως προς την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, το οποίο δεν δίνει πληροφορίες για τις διαφορές ή όχι στους μέσους όρους του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης. Αν για τα δεδομένα της παρούσας έρευνας γίνει σύγκριση των μέσων όρων του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου στο δείκτη τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, προκύπτει ότι η διαφορά είναι στατιστικώς ασήμαντη [$F(1, 684) = 1,345, p > 0,05, M.O._{εντύπου} = 0,43, M.O._{διαδικτυακού} = 0,42$], γεγονός που συμφωνεί με τα ευρήματα των προηγούμενων ερευνών.

Πιθανώς, οι συμμετέχοντες στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο να ήθελαν να παρουσιάσουν τον εαυτό τους περισσότερο θετικά σε προσωπικές ερωτήσεις όπως αυτές του EPQ, επειδή ίσως να υπήρχε κάποια ανησυχία για την ασφάλεια των δεδομένων τους, καθώς τα παρείχαν μέσω του διαδικτύου και ενδεχομένως να πίστευαν ότι ο ερευνητής θα μπορούσε με κάποιο τρόπο να τα συνδέσει με την ταυτότητά τους. Οι περισσότερο κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο περιβάλλον του διαδικτύου θα μπορούσαν επίσης να είναι το αποτέλεσμα της επιθυμίας κάποιων ατόμων να παρουσιάσουν κάποια διαφορετική από την πραγματική τους ταυτότητα στο περιβάλλον αυτό (Lozar Manfreda & Vehovar, 2002). Πιθανόν δηλαδή, οι συμμετέχοντες στη διαδικτυακή συνθήκη, λόγω της μεγαλύτερης ανωνυμίας σε σχέση με την έντυπη συνθήκη (καθώς δεν υπήρχε φυσική παρουσία του ερευνητή), να ένιωσαν μεγαλύτερη ελευθερία στο να παρουσιάσουν μία διαφορετική ταυτότητα.

Ένα άλλο σημείο που αξίζει να επισημανθεί είναι ότι, ενώ στα αποτελέσματα της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων οι περισσότερες μετρήσεις του Ψυχωτισμού είχαν χαμηλές φορτίσεις στον αντίστοιχο παράγοντα (Ψυχωτισμός), στις απεικονίσεις της MDS-T οι μετρήσεις αυτές παρουσίασαν συγκέντρωση σε κοντινά μεταξύ τους σημεία της περιφέρειας του κύκλου ή της επιφάνειας της σφαίρας. Το αποτέλεσμα αυτό μπορεί να σχετίζεται με ένα εύρημα της έρευνας του Mylonas (2016), όπου 36 χώρες τοποθετήθηκαν στην περιφέρεια κύκλου μέσω MDS-T, βάσει των ομοιοτήτων τους ως προς τις παραγοντικές τους δομές. Στην έρευνα αυτή (Mylonas, 2016) προέκυψε στην περιφέρεια κύκλου μία ομάδα χωρών που είχαν ανόμοιες παραγοντικές δομές και θεωρήθηκε ότι αυτή η ομαδοποίηση οφείλεται σε μεθοδολογικά και μετρικά σφάλματα. Στην παρούσα έρευνα ο Ψυχωτισμός παρουσίαζε μεγαλύτερη συνοχή στην MDS-T από ότι στην ανάλυση CFA. Θα μπορούσε να υποστηριχθεί ότι αυτό οφείλεται

σε μεθοδολογικό σφάλμα, αλλά αυτό ακριβώς μπορεί να συμβαίνει, καθώς υπάρχει επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στη συγκεκριμένη διάσταση. Η ομαδοποίηση δηλαδή των μετρήσεων του Ψυχωτισμού στην MDS-T μπορεί να δηλώνει την επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης.

Όσον αφορά στην επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στα τεστ γνώσεων, στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών η διαφορά μεταξύ έντυπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου ήταν στατιστικώς σημαντική στα αποτελέσματα της CFA. Στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν υπήρχε επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, ενώ στο έντυπο ερωτηματολόγιο στον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, δύο ομάδες ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών συσχετίστηκαν αρνητικά, ενώ η μέτρηση ιδιότυπου τρόπου απόκρισης είχε μικρή θετική συσχέτιση.

Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με την έρευνα της Odendaal (2015) με δείγμα ατόμων που συμμετείχαν σε διαδικασία επιλογής προσωπικού, όπου βρέθηκε αρνητική συσχέτιση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις με τις γνωστικές ικανότητες (καθώς και διαφορές μεταξύ πολιτισμικών-γλωσσικών ομάδων στη συσχέτιση αυτή). Όσον αφορά στην αρνητική αυτή συσχέτιση, στην έρευνα αυτή (Odendaal, 2015) αναφέρεται ότι η συσχέτιση των γνωστικών ικανοτήτων με την ικανότητα για προσποίηση (*ability to fake*) είναι πιθανώς θετική, ενώ η ικανότητα για προσποίηση και η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ίσως να συσχετίζονται αρνητικά. Επομένως, οι κλίμακες μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, μπορεί να μετρούν την τάση αυτή (*tendency to fake*) αλλά όχι και την ικανότητα για «διαστρέβλωση» των απαντήσεων (*ability to fake*).

Επίσης, το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με την έρευνα των Austin et al. (2002), όπου βρέθηκε μικρή αρνητική συσχέτιση μεταξύ μίας μέτρησης γενικών ικανοτήτων (*general ability*) με την κλίμακα Ψεύδους του EPQ, επομένως οι περισσότεροι ευφυείς συμμετέχοντες είχαν μικρότερη τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Στην έρευνα των Schermer & Vernon (2010) δεν βρέθηκε συσχέτιση μεταξύ γενικής νοημοσύνης και τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις. Τα ευρήματα αυτά ίσως να σχετίζονται με την άποψη του Paulhus (1991), ότι η αρνητική συσχέτιση του δείκτη νοημοσύνης με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ίσως να δείχνει ότι τα ερωτήματα μέτρησης του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης είναι «προφανή» (η

κοινωνικώς επιθυμητή απάντηση είναι εμφανώς μη-ρεαλιστική), επομένως είναι δύσκολο κάποιος να απαντήσει με «κοινωνικώς επιθυμητό» τρόπο, ακόμη και αν θέλει να δώσει καλή εικόνα για τον εαυτό του.

Σχετικά με το τεστ συμπλήρωσης λέξεων (γρίφοι), η διαφορά μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης ήταν στατιστικώς ασήμαντη, ενώ υπήρχε αρνητική συσχέτιση (-0,37) μίας ομάδας ερωτημάτων (gr_2) με τον παράγοντα τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις για το έντυπο ερωτηματολόγιο, γεγονός που συμφωνεί με τα αποτελέσματα για το τεστ αριθμητικών ακολουθιών. Στο τεστ λεκτικών αναλογιών, η διαφορά μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ήταν επίσης στατιστικώς ασήμαντη και δεν παρατηρήθηκε συσχέτιση κάποιας ομάδας ερωτημάτων με τον παράγοντα ιδιότυπου τρόπου απόκρισης. Οι στατιστικώς ασήμαντες διαφορές στα δύο αυτά τεστ γνώσεων (συμπλήρωσης λέξεων και λεκτικών αναλογιών) είναι αναμενόμενες, καθώς τα τεστ γνώσεων αποτελούν τη συνθήκη ελέγχου, όπου δεν υπήρχε κάποια υπόθεση για διαφορετική συσχέτιση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης.

Στις επιλύσεις της MDS-T στην επιφάνεια της σφαίρας η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις δεν φάνηκε να συσχετίζεται με τα τεστ γνώσεων ούτε για το έντυπο, ούτε για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Οι διαφορές δηλαδή που παρατηρήθηκαν στη CFA, η οποία είναι περισσότερο ευαίσθητη στις λεπτομέρειες, εξομαλύνθηκαν στην MDS-T. Οι απεικονίσεις στην περιφέρεια του κύκλου δεν διακρίνουν τις μετρήσεις μεταξύ τους τόσο καλά όσο οι απεικονίσεις στην επιφάνεια της σφαίρας, καθώς στον κύκλο η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις ήταν πολύ κοντά (σχεδόν στο ίδιο σημείο) σε μία ομάδα ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών για το έντυπο ερωτηματολόγιο και σε μία ομάδα ερωτημάτων συμπλήρωσης λέξεων για το διαδικτυακό.

Συνοψίζοντας, η τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις βρέθηκε να είναι κάπως εντονότερη στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο EPQ σε σχέση με το έντυπο, αν και ο ιδιότυπος τρόπος απόκρισης συσχετίστηκε με την κλίμακα του Ψυχωτισμού και για τους δύο τρόπους χορήγησης. Από την ανάλυση CFA προέκυψε ότι η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης είναι συστηματική, ενώ η απεικόνιση της MDS-T προσέθεσε την πληροφορία ότι η επίδραση είναι μεγαλύτερη για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Όσον αφορά στα τεστ γνώσεων, παρατηρήθηκε μία τάση για αρνητική συσχέτιση με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις για το έντυπο ερωτηματολόγιο, η οποία δεν φάνηκε στην απεικόνιση της MDS-T. Η συσχέτιση αυτή είναι θεωρητικά αναμενόμενη και δεν σημαίνει απαραίτητα ότι ο ιδιότυπος τρόπος απόκρισης επηρέασε τις απαντήσεις στις ερωτήσεις γνώσεων, δηλαδή ότι όσοι συμμετέχοντες είχαν καλύτερη επίδοση προσπάθησαν μέσω της επίδοσης να δείξουν ότι δεν θέλουν να είναι κοινωνικώς επιθυμητοί ή το αντίθετο, ότι δηλαδή όσοι είχαν χαμηλότερη επίδοση προσπάθησαν με αυτή την επίδοση να δείξουν θετική εικόνα για τον εαυτό τους. Πρόκειται μάλλον για μία απλή συμμεταβολή της επίδοσης και του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης, αποδιδόμενη σε τρίτους παράγοντες.

4.2.2.1 Ζητήματα μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις

Λόγω του γεγονότος ότι βρέθηκε στατιστικώς σημαντική διαφορά στην επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, ενώ δεν αναμενόταν να βρεθεί τέτοια διαφορά, τίθεται το ερώτημα του κατά πόσο η μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις που χρησιμοποιήθηκε (κλίμακα Ψεύδους του EPQ) και γενικά οι μετρήσεις του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης, όντως μετρούν την τάση αυτή των συμμετεχόντων να παρουσιάζουν τον εαυτό τους θετικά ή μετρούν κάτι διαφορετικό.

Σχετικά με τη μέτρηση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, οι van Hemert et al. (2002, σελ. 1230), αναφέρουν για την κλίμακα Ψεύδους του EPQ ότι πιθανόν, εκτός από το fake good (ιδιότυπος τρόπος απόκρισης), μπορεί να μετρά και κάποιο χαρακτηριστικό της προσωπικότητας, όπως π.χ. κοινωνική συμμόρφωση (*social conformity*). Ο Paulhus (1991, σελ. 50), αναφερόμενος στη διάσταση της διαχείρισης εντυπώσεων (*impression management*), υποστηρίζει ότι ίσως χρειάζονται ειδικές μετρήσεις για συγκεκριμένο «κοινό» στο οποίο το άτομο προσπαθεί να δώσει θετική εντύπωση, για παράδειγμα, ξεχωριστά εργαλεία που να αφορούν σε συνέντευξη πρόσληψης, σε περιστάσεις όπου το «κοινό» είναι οι συμφοιτητές κ.τ.λ., καθώς και ξεχωριστές μετρήσεις για έννοιες όπως «faking good», «faking bad», «faking mad».

Σύμφωνα με τον Uziel (2010), οι κλίμακες μέτρησης τάσης για κοινωνικώς επιθυμητές απαντήσεις, ειδικότερα της διάστασης της διαχείρισης εντυπώσεων (*impression management*), μπορεί να μην μετρούν έναν ιδιότυπο τρόπο απόκρισης (τάση των

ατόμων να παρουσιάζουν τον εαυτό τους υπερβολικά θετικά σε ερωτηματολόγια), αλλά προτείνει (με βάση ερευνητικά δεδομένα όπως συναφειακές έρευνες με χρήση αυτοαναφορών, αξιολογήσεις από άλλα πρόσωπα, πειραματικές έρευνες με μετρήσεις της συμπεριφοράς, σωματικές αντιδράσεις κ.τ.λ.), ότι οι κλίμακες αυτές αξιολογούν μία διάσταση αυτοελέγχου ειδικά σε κοινωνικές-διαπροσωπικές περιστάσεις (*interpersonally oriented self-control*). Επομένως, θεωρείται ότι μετρούν μία θεωρητική έννοια-διάσταση και όχι μία πηγή μεροληψίας που πρέπει να ελεγχθεί. Οι de Vries, Zettler, & Hilbig (2014), αναφέρουν ότι η διαχείριση εντυπώσεων (*impression management*) είχε θετικές συσχετίσεις με τους παράγοντες προσωπικότητας ειλικρίνεια-μετριοφροσύνη (*honesty-humility*), προσήνεια (*agreeableness*) και ευσυνειδησία (*conscientiousness*), ενώ, ειδικά η σχέση με τη διάσταση *honesty-humility* φάνηκε να είναι ιδιαίτερα ισχυρή (από αποτελέσματα ανάλυσης παλινδρόμησης και SEM).

Στα παραπάνω μπορεί να προστεθεί επίσης και η άποψη του Paulhus (1991) ότι ίσως κάποια ερωτήματα κλιμάκων μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις να είναι «προφανή», με αποτέλεσμα οι συμμετέχοντες να μην λαμβάνουν υψηλές βαθμολογίες, ακόμη και αν προσπαθούν να δώσουν θετική εικόνα για τον εαυτό τους (αναφερόμενος στην κλίμακα Ψεύδους του MMPI). Έτσι, πιθανώς και ερωτήματα της κλίμακας Ψεύδους του EPQ, που χορηγήθηκε στην παρούσα έρευνα, να μην είναι τόσο εύκολο να απαντηθούν προς την κατεύθυνση του κοινωνικά επιθυμητού, για παράδειγμα, ίσως να είναι δύσκολο κάποιος να συμφωνήσει με την ερώτηση «Έχεις μόνο καλές και παραδεκτές συνήθειες;» ή να απαντήσει αρνητικά στην ερώτηση «Έχεις αργήσει ποτέ στη δουλειά σου ή σε ένα ραντεβού;», ακόμη και αν γενικά θέλει να φανεί αρεστός στους άλλους. Σχετικά με την αρνητική συσχέτιση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις με ερωτήματα γνώσεων στην παρούσα έρευνα, μία πιθανή ερμηνεία θα ήταν ότι οι συμμετέχοντες με χαμηλότερη επίδοση δεν έδωσαν την απαραίτητη προσοχή στα ερωτήματα γνώσεων (τα απάντησαν γρήγορα ή τα άφησαν αναπάντητα) και επίσης λόγω της μειωμένης συγκέντρωσης να απάντησαν προς την κοινωνικώς επιθυμητή κατεύθυνση σε προφανή ερωτήματα (με αποτέλεσμα υψηλότερες βαθμολογίες στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης). Αντίθετα, οι συμμετέχοντες με υψηλότερες βαθμολογίες στα ερωτήματα γνώσεων πιθανόν να ήταν περισσότερο συγκεντρωμένοι, με αποτέλεσμα να απαντήσουν σωστά στα ερωτήματα γνώσεων και να αποφύγουν να δώσουν κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις οι οποίες είναι πολύ

δύσκολο να ισχύουν στην πραγματικότητα. Το γεγονός ότι η σχέση αυτή εμφανίστηκε στην περίπτωση του έντυπου ερωτηματολογίου, ίσως να οφείλεται στο ότι στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο υπήρχε συγκεκριμένο χρονικό όριο που μπορούσαν οι συμμετέχοντες να παραμείνουν σε μία συγκεκριμένη σελίδα του ερωτηματολογίου, επομένως να συγκεντρώθηκαν περισσότερο στις απαντήσεις τους. Προκύπτει επομένως, ότι ένα θέμα για περαιτέρω έρευνα θα ήταν να επανεξεταστεί το ζήτημα της μέτρησης του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης με την κατασκευή ερωτημάτων τα οποία θα επηρεάζονται από την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, αλλά ο στόχος τους να μην είναι εμφανής στους συμμετέχοντες.

4.2.3 Τάση για ακραίες απαντήσεις

Η σύγκριση του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις μέσω της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*multigroup CFA*) έγινε σε δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο, οι αναλύσεις έγιναν για το σύνολο του δείγματος για κάθε τρόπο χορήγησης. Βρέθηκε ότι, ενώ υπήρχε στα ερωτήματα των δύο υποκλιμάκων του STAI (State και Trait), κάποια κοινή διακύμανση λόγω του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης, περισσότερη για την κλίμακα State, η τάση αυτή για ακραίες απαντήσεις δεν γενικεύθηκε σε μία ανεξάρτητη εκτίμηση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης με βάση τα ερωτήματα ελέγχου. Δηλαδή, η τάση για ακραίες απαντήσεις που έχουν από κοινού κάποια ερωτήματα του STAI είναι διαφορετική από την τάση για ακραίες απαντήσεις στα ερωτήματα ελέγχου που αφορούν σε διαφορετικές έννοιες (στάσεις προς την εγκληματικότητα και τους ρόλους των δύο φύλων). Το εύρημα αυτό δεν συμφωνεί με τους Hamilton (1968), Greenleaf (1992) και Naemi et al. (2009) που υποστηρίζουν ότι η τάση για ακραίες απαντήσεις παρουσιάζει ικανοποιητική γενίκευση σε ερωτηματολόγια που μετρούν διαφορετικές έννοιες. Επομένως, πιθανόν οι συμμετέχοντες στην παρούσα έρευνα να απάντησαν περισσότερο με βάση το περιεχόμενο του κάθε συγκεκριμένου ερωτηματολογίου και να μην χρησιμοποίησαν συστηματικά αυτόν τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης.

Επίσης, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν βρέθηκε να διαφέρουν ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις. Το εύρημα αυτό συμφωνεί με τις έρευνες των Pettit (2002), Dillman et al. (2009), Bjornsdottir et al. (2014) και Dolnicar et al. (2009), αν και τα ερευνητικά ερωτήματα και η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν διαφορετικά στις προηγούμενες αυτές έρευνες. Στην έρευνα των Weijters et al. (2008)

το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο βρέθηκε να έχει χαμηλότερο μέσο όρο από το έντυπο ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις. Στην παρούσα έρευνα ο στόχος δεν ήταν να γίνει σύγκριση των δύο τρόπων χορήγησης ως προς τα επίπεδα της τάσης για ακραίες απαντήσεις (κατά πόσο το μέσο επίπεδο στην τάση αυτή είναι μεγαλύτερο ή μικρότερο για τον έναν από τους δύο τρόπους χορήγησης), αλλά ενδιέφερε η συσχέτιση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης με τα ερωτήματα του κυρίως ερωτηματολογίου (STAI). Αν μάλιστα γίνει σύγκριση των μέσων όρων του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις (με βάση τον αθροιστικό δείκτη ERS από τα ερωτήματα ελέγχου) μέσω ανάλυσης διακύμανσης, προκύπτει ότι οι δύο τρόποι χορήγησης δεν διαφέρουν ως προς τους μέσους όρους του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης [$F(1, 684) = 0,356, p > 0,05, M.O.εντύπου = 0,62, M.O.διαδικτυακού = 0,61$]. Ο στόχος της παρούσας έρευνας όμως, είχε σχέση με την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στα ερωτήματα του STAI και όχι με το επίπεδο των συμμετεχόντων των δύο τρόπων χορήγησης στην τάση για ακραίες απαντήσεις, όπως εκτιμάται από τα ερωτήματα ελέγχου.

Στη δεύτερη φάση των αναλύσεων multigroup CFA για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις, οι διαφορές στον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης εξετάστηκαν ανεξάρτητα από τις τιμές των συμμετεχόντων ως προς το άγχος. Δηλαδή, έγινε σύγκριση μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις σε μία υποομάδα του δείγματος που είχαν μέτριες τιμές στο άγχος. Έτσι, οι όποιες διαφορές των συμμετεχόντων στην τάση για ακραίες απαντήσεις προέκυπταν, δεν θα οφείλονταν στις διαφορές τους στο άγχος. Βρέθηκε ότι, παρόλο που κάποια ερωτήματα των δύο υποκλιμάκων, State και Trait, είχαν από κοινού κάποια διασπορά τάσης για ακραίες απαντήσεις, η τάση αυτή ήταν διαφορετική από την τάση για ακραίες απαντήσεις που μετρήθηκε με βάση τα επτά ερωτήματα ελέγχου που αξιολογούν διαφορετικές θεωρητικές έννοιες (στάσεις προς την εγκληματικότητα και τους ρόλους των δύο φύλων). Όπως και στην περίπτωση των αναλύσεων για το σύνολο του δείγματος, έτσι και για τα άτομα με μέτριες τιμές στο άγχος, φαίνεται ότι οι συμμετέχοντες πιθανόν απάντησαν περισσότερο με βάση το περιεχόμενο κάθε ερωτηματολογίου, παρά χρησιμοποιώντας συστηματικά την τάση για ακραίες απαντήσεις ανεξαρτήτως περιεχομένου. Επίσης, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διέφεραν ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις και σε αυτή την υποομάδα του

δείγματος, επιβεβαιώνοντας το εύρημα για το σύνολο του δείγματος. Επομένως, η εικόνα που προέκυψε για το συνολικό δείγμα (το ότι δεν υπάρχουν διαφορές στην τάση για ακραίες απαντήσεις μεταξύ τρόπων χορήγησης και ότι οι συμμετέχοντες δεν απάντησαν συστηματικά σε όλα τα ερωτηματολόγια με βάση αυτόν τον ιδιότυπο τρόπο απόκρισης), εμφανίζεται και για το υποσύνολο του δείγματος στο οποίο δεν υπάρχει επίδραση των διαφορών των συμμετεχόντων στο άγχος. Το γεγονός αυτό ενισχύει το συμπέρασμα ότι τα ευρήματα για το σύνολο του δείγματος δεν συγχέονται με διακύμανση στις τιμές λόγω άγχους κατάστασης ή άγχους ως χαρακτηριστικό της προσωπικότητας.

Σχετικά με τα αποτελέσματα της MDS-T για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο STAI, στις απεικονίσεις στην επιφάνεια της σφαίρας για τους δύο τρόπους χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου είχε κάποια σχέση με πέντε ερωτήματα της κλίμακας State, η οποία φαινόταν κάπως πιο έντονη για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Για την κλίμακα Trait, ο αθροιστικός δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου βρίσκεται στην επιφάνεια της σφαίρας κοντά σε δύο ερωτήματα για το έντυπο ερωτηματολόγιο και σε ένα ερώτημα για το διαδικτυακό. Τα ερωτήματα δηλαδή, στα οποία η τάση για ακραίες απαντήσεις είναι παρόμοια με αυτήν στα ερωτήματα ελέγχου, είναι λιγότερα για την κλίμακα Trait σε σχέση με την κλίμακα State. Αυτό συμφωνεί με τα αποτελέσματα της CFA, όπου η διακύμανση της τάσης για ακραίες απαντήσεις που έχουν από κοινού τα ερωτήματα της κλίμακας Trait φαίνεται να είναι μικρότερη από ό,τι για την κλίμακα State.

Στις αναλύσεις CFA βρέθηκε ότι η τάση για ακραίες απαντήσεις που μετράται με τα επτά ερωτήματα ελέγχου είναι διαφορετική από την τάση για ακραίες απαντήσεις που έχουν από κοινού τα ερωτήματα του STAI. Η απεικόνιση της MDS-T στη σφαίρα δείχνει ότι υπάρχουν λίγα ερωτήματα (περισσότερα για την κλίμακα State) στα οποία η τάση για ακραίες απαντήσεις σχετίζεται με την τάση για ακραίες απαντήσεις σε ένα ερωτηματολόγιο που αξιολογεί διαφορετικές έννοιες (ερωτήματα ελέγχου). Επομένως, υπάρχει κάποια σταθερότητα της τάσης για ακραίες απαντήσεις μεταξύ διαφορετικών ερωτηματολογίων, αν και αυτή εμφανίζεται σε περιορισμένο βαθμό.

Τα αποτελέσματα της MDS-T στην περιφέρεια κύκλου έδειξαν για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, ότι η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα

ελέγχου ήταν κοντά στα ίδια ερωτήματα της κλίμακας State, όπως και στην περίπτωση της σφαίρας. Η εικόνα δηλαδή ήταν παρόμοια με αυτήν σε τρεις διαστάσεις, αν και στη σφαίρα δύο ερωτήματα του STAI ξεχώριζαν από την ομάδα αυτή, λόγω του χαμηλότερου ύψους στο οποίο τοποθετήθηκαν. Για το έντυπο ερωτηματολόγιο και την κλίμακα State παρατηρήθηκε, στην απεικόνιση της MDS-T στην περιφέρεια του κύκλου, ότι η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου ήταν κοντά σε μία ομάδα εννέα ερωτημάτων που ήταν όλα διατυπωμένα ώστε οι υψηλές τιμές να δηλώνουν άγχος («θετικά» διατυπωμένα). Η υπόθεση αυτή ελέγχθηκε και μέσω CFA, καθώς είχε ιδιαίτερο ενδιαφέρον, αλλά δεν επιβεβαιώθηκε επειδή η μέτρηση ERS από τα ερωτήματα ελέγχου δεν συσχετίστηκε με τον παράγοντα της «θετικής» διατύπωσης. Έτσι, φαίνεται ότι για την κλίμακα State η απεικόνιση στην επιφάνεια της σφαίρας είναι περισσότερο κατάλληλη, καθώς διακρίνει καλύτερα μεταξύ των μετρήσεων. Για την κλίμακα Trait, η απεικόνιση της MDS-T στην περιφέρεια του κύκλου για το έντυπο ερωτηματολόγιο, δείχνει ότι η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου συσχετίστηκε με τα ίδια ερωτήματα όπως και στη σφαίρα, καθώς και με δύο επιπλέον ερωτήματα τα οποία στη σφαίρα τοποθετήθηκαν σε μεγαλύτερο και μικρότερο ύψος, ξεχωρίζοντας έτσι από την ομάδα. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου τοποθετήθηκε κοντά σε επτά ερωτήματα της κλίμακας Trait. Η υπόθεση αυτή ελέγχθηκε και μέσω CFA τοποθετώντας την ομάδα αυτήν των οκτώ μετρήσεων (επτά ερωτήματα της κλίμακας Trait και ο αθροιστικός δείκτης ERS από τα ερωτήματα ελέγχου) σε ξεχωριστό παράγοντα για το δείγμα που συμπλήρωσε το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις δεν συσχετίστηκε με τον παράγοντα αυτόν στη συγκεκριμένη ανάλυση, επομένως φαίνεται ότι η απεικόνιση στην περιφέρεια κύκλου δεν είναι κατάλληλη στη συγκεκριμένη περίπτωση. Η απεικόνιση της ίδιας κλίμακας για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο στην επιφάνεια της σφαίρας, όπου η επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις βάσει των ερωτημάτων ελέγχου στην κλίμακα Trait είναι πολύ μικρή, συμφωνεί περισσότερο με τα αρχικά αποτελέσματα της σύγκρισης των δύο τρόπων χορήγησης μέσω multigroup CFA με έναν παράγοντα.

Όσον αφορά στην επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στα τεστ γνώσεων, οι διαφορές του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ήταν στατιστικώς ασήμαντες και για τα τρία τεστ, δεν υπήρχε δηλαδή διαφορά στην επίδραση του

ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης στα τεστ γνώσεων. Παρατηρήθηκε θετική συσχέτιση μίας ομάδας ερωτημάτων λεκτικών αναλογιών με τον παράγοντα τάσης για ακραίες απαντήσεις για το έντυπο ερωτηματολόγιο. Σύμφωνα με τη βιβλιογραφία, αναμένεται αρνητική συσχέτιση μεταξύ της τάσης για ακραίες απαντήσεις και της νοημοσύνης (Hamilton, 1968. Van Vaerenbergh & Thomas, 2013), ενώ σε άλλη έρευνα δεν βρέθηκε συσχέτιση με τις γνωστικές ικανότητες (Naemi et al., 2009), σε αντίθεση με το παραπάνω εύρημα. Όμως, τα ερωτήματα λεκτικών αναλογιών ήταν μόνο πέντε σε αριθμό, επομένως κάποιο συμπέρασμα για τη συσχέτιση των ικανοτήτων με την τάση για ακραίες απαντήσεις με βάση αυτά δεν θα ήταν ιδιαίτερα ασφαλές. Το σημαντικό εύρημα είναι ότι σε όλες τις περιπτώσεις οι διαφορές των δύο τρόπων χορήγησης στην επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στα τεστ γνώσεων ήταν στατιστικώς ασήμαντες, όπως και αναμενόταν.

Τα αποτελέσματα της MDS-T στην επιφάνεια σφαίρας καταλήγουν σε παρόμοια συμπεράσματα, καθώς για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο η μέτρηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις δεν συσχετίστηκε με τα τεστ γνώσεων, ενώ για το έντυπο ερωτηματολόγιο η τάση για ακραίες απαντήσεις φαίνεται να συσχετίζεται με το τεστ λεκτικών αναλογιών. Η σχέση του τεστ λεκτικών αναλογιών με τη μέτρηση τάσης για ακραίες απαντήσεις για το έντυπο ερωτηματολόγιο, φαίνεται και στην απεικόνιση της MDS-T στην περιφέρεια κύκλου. Όμως, σε αυτή την απεικόνιση για το έντυπο ερωτηματολόγιο, κοντά στη μέτρηση τάσης για ακραίες απαντήσεις βρίσκεται και μία ομάδα ερωτημάτων αριθμητικών ακολουθιών, εύρημα το οποίο δεν υπάρχει ούτε στην απεικόνιση στην επιφάνεια σφαίρας, ούτε και στα αποτελέσματα της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων. Επομένως, η απεικόνιση της MDS-T σε τρεις διαστάσεις διακρίνει καλύτερα μεταξύ των μετρήσεων, λόγω των διαφορών τους ως προς το ύψος. Για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, η απεικόνιση στην περιφέρεια του κύκλου οδηγεί στο ίδιο συμπέρασμα όπως και η αντίστοιχη απεικόνιση στην επιφάνεια σφαίρας, ότι δηλαδή η μέτρηση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης δεν σχετίζεται με τα τεστ γνώσεων.

Συνοψίζοντας, σχετικά με την τάση για ακραίες απαντήσεις βρέθηκε, μέσω CFA, ότι ο ιδιότυπος αυτός τρόπος απόκρισης όπως εκτιμάται με βάση τα ερωτήματα του STAI δεν σχετίζεται με την τάση για ακραίες απαντήσεις όπως εκτιμάται από τα ερωτήματα ελέγχου. Επίσης, το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο δεν διαφέρουν ως προς την τάση για ακραίες απαντήσεις. Τα ίδια συμπεράσματα προέκυψαν και όταν οι

διαφορές των δύο τρόπων χορήγησης στην τάση για ακραίες απαντήσεις εξετάστηκαν ανεξαρτήτως των βαθμολογιών των συμμετεχόντων στο άγχος. Επομένως, τα ευρήματα για την επίδραση του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης στο STAI δεν φαίνεται να συγχέονται με τη διακύμανση στις τιμές των συμμετεχόντων στο άγχος. Δεν βρέθηκαν διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στα τεστ γνώσεων, όπως και αναμενόταν λόγω της μορφής των ερωτημάτων. Οι απεικονίσεις της MDS-T για την επίδραση ERS στο STAI, έδειξαν μία διαφορετική οπτική, συμπληρωματική προς τα αποτελέσματα της CFA, δηλαδή λίγα ερωτήματα του STAI φάνηκε να σχετίζονται με την ανεξάρτητη εκτίμηση της τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου. Η υπόθεση δηλαδή που προκύπτει από τις προηγούμενες έρευνες ότι η τάση για ακραίες απαντήσεις γενικεύεται μεταξύ μετρήσεων διαφορετικών εννοιών, επιβεβαιώθηκε σε πολύ περιορισμένο βαθμό. Η συσχέτιση αυτή της μέτρησης της τάσης για ακραίες απαντήσεις από τα ερωτήματα ελέγχου με την τάση για ακραίες απαντήσεις όπως εκτιμήθηκε από τα ερωτήματα του STAI, έστω και σε πολύ περιορισμένο βαθμό, αποτελεί στοιχείο για την εγκυρότητα της μέτρησης του ιδιότυπου αυτού τρόπου απόκρισης και με τους δύο εναλλακτικούς τρόπους. Η μέθοδος MDS-T δηλαδή, όπως και στην περίπτωση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, προσθέτει μία χρήσιμη οπτική, επιπλέον των πληροφοριών από τις περισσότερο αυστηρές αναλύσεις CFA.

4.3 Επίδραση της διατύπωσης των ερωτημάτων στην παραγοντική δομή για την κλίμακα State του STAI

Όπως περιγράφηκε στις ενότητες 3.3.1 και 3.4 των Ευρημάτων, τόσο για το έντυπο όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, για να επιτευχθεί ικανοποιητική αντιστοιχία της μονοπαραγοντικής δομής της κλίμακας State του STAI με τα δεδομένα, χρειάστηκε να προστεθούν αρκετές συνάφειες σφαλμάτων στα υποδείγματα CFA. Επίσης, στις διερευνητικές αναλύσεις παραγόντων στις οποίες εντοπίστηκαν δύο παράγοντες για την κλίμακα State, βρέθηκε ότι ο ένας παράγοντας αποτελείται από τα «θετικά» διατυπωμένα ερωτήματα (αυτά στα οποία οι υψηλές τιμές δηλώνουν άγχος, π.χ. «Νιώθω μια εσωτερική ένταση») και ο άλλος παράγοντας αποτελείται από τα «αρνητικά» διατυπωμένα ερωτήματα (αυτά στα οποία οι υψηλές τιμές δηλώνουν έλλειψη άγχους, π.χ. «Αισθάνομαι ήρεμος»). Σύμφωνα με τον Marsh (1996), μια τέτοια παραγοντική δομή στην οποία τα ερωτήματα μιας θεωρητικά μονοδιάστατης κλίμακας

φαίνονται να χωρίζονται σε δύο παράγοντες ανάλογα με τη διατύπωσή τους («θετική» ή «αρνητική»), μπορεί να προκαλείται από επιδράσεις της μεθόδου μέτρησης, δηλαδή της διαφορετικής κατεύθυνσης της διατύπωσης, ενώ οι παράγοντες αυτοί δεν εκφράζουν κάποια εννοιολογική διάκριση. Οι συμμετέχοντες μπορεί να απαντούν διαφορετικά στα θετικά διατυπωμένα και στα αρνητικά διατυπωμένα ερωτήματα λόγω της κατεύθυνσης της διατύπωσής τους και όχι εξαιτίας κάποιας εννοιολογικής διαφοράς.

Έτσι, για την κλίμακα State του STAI έγινε έλεγχος της υπόθεσης ότι οι δύο παράγοντες που βρέθηκαν στις διερευνητικές αναλύσεις εκφράζουν επίδραση της μεθόδου μέτρησης (κατεύθυνση διατύπωσης) και όχι θεωρητικούς παράγοντες (διαφορετικές θεωρητικές διαστάσεις, «άγχος» και «έλλειψη άγχους»), μέσω υπολογισμού υποδειγμάτων επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων. Ο Marsh (1996) διερεύνησε τέτοιες επιδράσεις της μεθόδου μέτρησης στην κλίμακα Rosenberg Self-Esteem Scale (Rosenberg, 1965), εξετάζοντας κάποια εναλλακτικά υποδείγματα CFA και συγκρίνοντάς τα ως προς την αντιστοιχία τους με τα δεδομένα. Στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιήθηκε παρόμοια μεθοδολογία για να εξεταστεί κατά πόσο η κλίμακα State αποτελείται από δύο παράγοντες που εκφράζουν διαφορετικές θεωρητικές διαστάσεις ή η δομή της είναι μονοπαραγοντική και υπάρχουν επιπλέον επιδράσεις της μεθόδου μέτρησης (της διαφορετικής κατεύθυνσης της διατύπωσης των ερωτημάτων).

4.3.1 Έντυπο ερωτηματολόγιο

Όσον αφορά στο δείγμα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N = 272$), για τη διερεύνηση των επιδράσεων της κατεύθυνσης της διατύπωσης των ερωτημάτων της κλίμακας State του STAI υπολογίστηκε μία σειρά υποδειγμάτων CFA τα οποία παρουσιάζονται στις τέσσερις τελευταίες σειρές του Πίνακα 10 των Ευρημάτων. Το υπόδειγμα G έχει δύο παράγοντες, στον έναν από τους οποίους φορτίζουν τα δέκα «θετικά» διατυπωμένα ερωτήματα (οι υψηλές τιμές δηλώνουν άγχος) και στον άλλο παράγοντα φορτίζουν τα δέκα «αρνητικά» διατυπωμένα ερωτήματα (οι υψηλές τιμές δηλώνουν έλλειψη άγχους) και δεν υπάρχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των ερωτημάτων. Μέσω του υποδείγματος αυτού ελέγχεται η υπόθεση ότι οι δύο παράγοντες αποτελούν διαφορετικές θεωρητικές διαστάσεις της κλίμακας State, δηλαδή «άγχος» και «έλλειψη άγχους». Η αντιστοιχία του υποδείγματος G με τα δεδομένα δεν είναι ιδιαίτερα καλή, καθώς ο λόγος χ^2/df και ο

δείκτης RMSEA έχουν υψηλές τιμές και οι δείκτες GFI και AGFI βρίσκονται σε χαμηλά επίπεδα. Επίσης, ο δείκτης TLI για τη σύγκριση με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα B (χωρίς συνάφειες σφαλμάτων) δείχνει ότι η βελτίωση με την προσθήκη του δεύτερου παράγοντα δεν ήταν ιδιαίτερα μεγάλη.

Το επόμενο υπόδειγμα (NEG) έχει έναν παράγοντα στον οποίο φορτίζουν όλα τα ερωτήματα της κλίμακας State, ενώ υπάρχουν επίσης 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ όλων των ζευγών των 10 «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων. Με το υπόδειγμα αυτό ελέγχεται η υπόθεση ότι η δομή της κλίμακας είναι μονοπαραγοντική, αλλά υπάρχει στις απαντήσεις των ερωτώμενων επιπλέον επίδραση της μεθόδου μέτρησης που συνδέεται με τα ερωτήματα στα οποία οι υψηλές τιμές δηλώνουν έλλειψη άγχους. Η αντιστοιχία του υποδείγματος NEG με τα δεδομένα είναι καλύτερη σε σχέση με το διπαραγοντικό υπόδειγμα G, αν και ο λόγος χ^2/df είναι ακόμη σχετικά υψηλός και ο δείκτης RMSEA έχει υψηλή τιμή. Οι δείκτες GFI και CFI έχουν ικανοποιητικές τιμές, ενώ ο δείκτης AGFI δεν έχει αλλάξει ουσιαστικά από το προηγούμενο διπαραγοντικό υπόδειγμα. Ο δείκτης AIC για το υπόδειγμα NEG είναι καλύτερος σε σχέση με το διπαραγοντικό υπόδειγμα G, αλλά ο δείκτης BIC του υποδείγματος NEG έχει μεγαλύτερη τιμή από τον ίδιο δείκτη για το διπαραγοντικό υπόδειγμα (η βελτίωση στο υπόδειγμα NEG ως προς το δείκτη χ^2 έναντι του διπαραγοντικού υποδείγματος G δεν είναι τόσο μεγάλη ώστε να αντισταθμίσει το μεγαλύτερο αριθμό εκτιμώμενων παραμέτρων στο πρώτο υπόδειγμα – λιγότερη οικονομία, δεδομένου και του μεγέθους του δείγματος).

Στο υπόδειγμα POS υπάρχει επίσης ένας παράγοντας στον οποίο φορτίζουν όλα τα ερωτήματα της κλίμακας State και 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ όλων των ζευγών των 10 «θετικά» διατυπωμένων ερωτημάτων. Η υπόθεση που ελέγχεται με το υπόδειγμα αυτό είναι ότι η δομή της κλίμακας State είναι μονοπαραγοντική, αλλά υπάρχει στις απαντήσεις των συμμετεχόντων επιπλέον επίδραση της μεθόδου μέτρησης που συνδέεται με τα 10 ερωτήματα στα οποία οι υψηλές τιμές δηλώνουν άγχος. Η αντιστοιχία του υποδείγματος POS με τα δεδομένα είναι ικανοποιητική, καθώς ο λόγος χ^2/df και οι δείκτες RMR και RMSEA έχουν αρκετά χαμηλές τιμές, οι δείκτες GFI και CFI ξεπερνούν την τιμή 0,90, ενώ ο δείκτης AGFI προσεγγίζει την τιμή αυτή. Το υπόδειγμα POS έχει τη μεγαλύτερη βελτίωση από το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα B

(TLI = 0,79) και σε σχέση με τα υποδείγματα G και NEG το υπόδειγμα POS έχει χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC.

Ένα υπόδειγμα στο οποίο θα υπήρχε ένας παράγοντας στον οποίο θα φόρτιζαν όλα τα ερωτήματα και συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ όλων των «θετικά» διατυπωμένων ερωτημάτων ανά δύο και μεταξύ όλων των «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων ανά δύο, ώστε να ελεγχθεί ταυτόχρονα η επίδραση της μεθόδου μέτρησης που σχετίζεται και με τις δύο κατευθύνσεις διατύπωσης, δεν μπορεί να ταυτοποιηθεί, δηλαδή δεν μπορούν να εκτιμηθούν μοναδικές τιμές για τις διάφορες παραμέτρους με βάση τα αρχικά δεδομένα (βλ. Bollen, 1989. Marsh, 1996). Για το λόγο αυτό, οι επιδράσεις των δύο κατευθύνσεων διατύπωσης των ερωτημάτων ελέγχθηκαν σε χωριστά υποδείγματα.

Τέλος, υπολογίστηκε ένα υπόδειγμα ελέγχου για τα υποδείγματα POS και NEG, το υπόδειγμα CNT, το οποίο περιλαμβάνει έναν παράγοντα στον οποίο φορτίζουν όλα τα ερωτήματα της κλίμακας State, καθώς και 45 συνάφειες σφαλμάτων οι οποίες επιλέχθηκαν έτσι ώστε σε κάθε ζεύγος ερωτημάτων με συνάφεια σφαλμάτων να συμμετέχει ένα «θετικά» διατυπωμένο και ένα «αρνητικά» διατυπωμένο ερώτημα (π.χ. το ερώτημα υπ' αριθμόν 1 «Αισθάνομαι ήρεμος» με το υπ' αριθμόν 3 «Νιώθω μια εσωτερική ένταση»). Η υπόθεση που ελέγχεται με το υπόδειγμα αυτό είναι ότι τα δύο υποδείγματα POS και NEG έχουν καλή ή σχετικά καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα αποκλειστικά λόγω του γεγονότος ότι εκτιμάται μεγάλος αριθμός παραμέτρων. Το υπόδειγμα CNT δηλαδή έχει τον ίδιο αριθμό παραμέτρων με τα υποδείγματα POS και NEG αλλά δεν υπάρχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης. Οι συγκεκριμένες συνάφειες σφαλμάτων επιλέχθηκαν για το υπόδειγμα ελέγχου CNT από τις πιθανές 100 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των 10 «θετικά» διατυπωμένων και των 10 «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων έτσι ώστε όλα τα ερωτήματα να εμφανίζονται στις συνάφειες σφαλμάτων και μάλιστα με παρόμοιες συχνότητες (κάθε ερώτημα εμφανίζεται 4 ή 5 φορές). Το υπόδειγμα ελέγχου δεν ταιριάζει με τα αρχικά δεδομένα, όπως φαίνεται από τους αντίστοιχους δείκτες στον Πίνακα 1, επομένως η καλή ή σχετικά καλή αντιστοιχία με τα δεδομένα των υποδειγμάτων με τις επιδράσεις της κατεύθυνσης διατύπωσης (POS και NEG) δεν οφείλεται στο μεγάλο αριθμό εκτιμώμενων παραμέτρων.

Από τα τα τέσσερα υποδείγματα (G, NEG, POS, CNT) την καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα έχει το υπόδειγμα POS με συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ των «θετικά» διατυπωμένων ερωτημάτων. Φαίνεται δηλαδή να υπάρχει επίδραση της μεθόδου μέτρησης (κατεύθυνση διατύπωσης) που σχετίζεται με τα «θετικά» διατυπωμένα ερωτήματα. Το υπόδειγμα F (με 19 συνάφειες σφαλμάτων) το οποίο επίσης ταιριάζει με τα δεδομένα για την κλίμακα State για το έντυπο ερωτηματολόγιο, έχει μόνο συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης (μεταξύ «θετικά» διατυπωμένων και «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων) και μάλιστα με παρόμοιες συχνότητες. Επομένως, μπορεί να υπάρχει επίδραση της μεθόδου μέτρησης που σχετίζεται και με τις δύο κατευθύνσεις διατύπωσης.

4.3.2 Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Οι ίδιες αναλύσεις για τη διερεύνηση της επίδρασης της μεθόδου μέτρησης (κατεύθυνση διατύπωσης των ερωτημάτων) στην παραγοντική δομή της κλίμακας State έγιναν και για τους φοιτητές και μη-φοιτητές που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 414). Το υπόδειγμα J στον Πίνακα 12 των Ευρημάτων περιλαμβάνει δύο παράγοντες, στον έναν από τους οποίους φορτίζουν τα «θετικά» διατυπωμένα ερωτήματα (οι υψηλές τιμές δηλώνουν άγχος), ενώ στον άλλο παράγοντα φορτίζουν τα «αρνητικά» διατυπωμένα ερωτήματα (οι υψηλές τιμές δηλώνουν έλλειψη άγχους). Η υπόθεση που ελέγχεται μέσω του υποδείματος J είναι ότι οι δύο παράγοντες αποτελούν διαφορετικές θεωρητικές διαστάσεις. Η αντιστοιχία του υποδείματος αυτού με τα δεδομένα δεν είναι καλή, καθώς ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA έχουν υψηλές τιμές, ενώ οι δείκτες GFI και AGFI βρίσκονται σε χαμηλά επίπεδα. Ο δείκτης TLI για τη σύγκριση του διπαραγοντικού υποδείματος J με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα B (χωρίς συνάφειες σφαλμάτων) δείχνει ότι η βελτίωση με την προσθήκη του δεύτερου παράγοντα δεν είναι ιδιαίτερα μεγάλη.

Τα υποδείγματα NEG, POS και CNT στις τρεις τελευταίες σειρές του Πίνακα 12 των Ευρημάτων είναι τα ίδια, όπως και στην περίπτωση του εντύπου ερωτηματολογίου. Έτσι, το υπόδειγμα NEG έχει έναν παράγοντα στον οποίο φορτίζουν όλα τα ερωτήματα, καθώς και 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ όλων των ζευγών των 10 «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων (οι υψηλές τιμές εκφράζουν έλλειψη άγχους). Με το υπόδειγμα αυτό ελέγχεται η υπόθεση ότι η δομή της κλίμακας State είναι μονοπαραγοντική, αλλά υπάρχει επίσης επίδραση της κατεύθυνσης διατύπωσης των

ερωτημάτων που σχετίζεται με τα «αρνητικά» διατυπωμένα ερωτήματα. Η αντιστοιχία του υποδείγματος αυτού με τα δεδομένα είναι καλύτερη σε σχέση με το διπαραγοντικό υπόδειγμα, καθώς οι δείκτες RMR, GFI και CFI είναι ικανοποιητικοί και έχει χαμηλότερους δείκτες AIC και BIC σε σχέση με το υπόδειγμα J. Όμως, ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA βρίσκονται σε υψηλά επίπεδα και ο δείκτης AGFI είναι χαμηλός.

Στο υπόδειγμα POS υπάρχει ένας παράγοντας στον οποίο φορτίζουν όλα τα ερωτήματα και 45 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ όλων των ζευγών των 10 «θετικά» διατυπωμένων ερωτημάτων (οι υψηλές τιμές δηλώνουν άγχος). Η υπόθεση που ελέγχεται είναι ότι η δομή της κλίμακας State είναι μονοπαραγοντική, αλλά υπάρχει επιπλέον επίδραση της μεθόδου μέτρησης που σχετίζεται με τα «θετικά» διατυπωμένα ερωτήματα. Η αντιστοιχία του υποδείγματος POS με τα δεδομένα είναι λίγο καλύτερη σε σχέση με το υπόδειγμα NEG, αν και ο λόγος χ^2/df και ο δείκτης RMSEA παραμένουν σε υψηλά επίπεδα και ο δείκτης AGFI είναι χαμηλός.

Τέλος, το υπόδειγμα ελέγχου CNT περιλαμβάνει έναν παράγοντα στον οποίο φορτίζουν όλα τα ερωτήματα, καθώς και 45 συνάφειες σφαλμάτων τέτοιες ώστε κάθε ζεύγος ερωτημάτων με συνάφεια σφαλμάτων να αποτελείται από ένα «θετικά» διατυπωμένο και ένα «αρνητικά» διατυπωμένο ερώτημα (οι ίδιες συνάφειες σφαλμάτων που χρησιμοποιήθηκαν για το υπόδειγμα ελέγχου για το έντυπο ερωτηματολόγιο). Το υπόδειγμα αυτό έχει τον ίδιο αριθμό συναφειών σφαλμάτων όπως στα υποδείγματα POS και NEG, αλλά δεν υπάρχει επίδραση της κατεύθυνσης διατύπωσης των ερωτημάτων, επειδή δεν υπάρχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης. Η υπόθεση που ελέγχεται είναι ότι τα υποδείγματα POS και NEG έχουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα σε σχέση με το διπαραγοντικό υπόδειγμα αποκλειστικά λόγω του μεγαλύτερου αριθμού εκτιμώμενων παραμέτρων. Η αντιστοιχία του υποδείγματος ελέγχου CNT με τα δεδομένα δεν είναι καλή, όπως φαίνεται από τους διάφορους δείκτες και είναι χειρότερη σε σχέση και με το διπαραγοντικό υπόδειγμα J.

Παρατηρείται ότι από τα τέσσερα υποδείγματα (J, NEG, POS, CNT) που χρησιμοποιήθηκαν για να εξεταστεί κατά πόσο η κλίμακα State αποτελείται από δύο παράγοντες που εκφράζουν διαφορετικές θεωρητικές έννοιες ή η δομή της είναι μονοπαραγοντική αλλά υπάρχουν επιπλέον επιδράσεις της μεθόδου μέτρησης (κατεύθυνση διατύπωσης), αυτό με την καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα είναι το

υπόδειγμα POS. Επομένως, υπάρχει επίδραση της κατεύθυνσης διατύπωσης των ερωτημάτων που φαίνεται να είναι πιο ισχυρή για τα «θετικά» διατυπωμένα ερωτήματα.

Από όλα τα υποδείγματα CFA που υπολογίστηκαν για την κλίμακα State για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, τα υποδείγματα F (28 συνάφειες σφαλμάτων), G (32 συνάφειες σφαλμάτων) και I (60 συνάφειες σφαλμάτων), έχουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα POS. Όμως, από τις συνάφειες σφαλμάτων στα υποδείγματα F, G και I τα μεγαλύτερα ποσοστά είναι μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης. Συγκεκριμένα, από τις 28 συνάφειες σφαλμάτων του υποδείγματος F, ποσοστό 64,29% είναι μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης (με ίδιο αριθμό συναφειών σφαλμάτων μεταξύ «θετικά» διατυπωμένων και μεταξύ «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων). Από τις 32 συνάφειες σφαλμάτων του υποδείγματος G, ποσοστό 68,75% είναι μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης (ίδιος αριθμός συναφειών σφαλμάτων μεταξύ «θετικά» και «αρνητικά» διατυπωμένων ερωτημάτων). Για το υπόδειγμα I, από τις 60 συνάφειες σφαλμάτων ποσοστό 53,33% είναι μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης (18 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ «αρνητικά» διατυπωμένων και 14 συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ «θετικά» διατυπωμένων ερωτημάτων). Επομένως, το γεγονός ότι τα υποδείγματα αυτά έχουν καλύτερη αντιστοιχία με τα δεδομένα σε σχέση με το υπόδειγμα POS με συνάφειες σφαλμάτων μόνο μεταξύ θετικά διατυπωμένων ερωτημάτων, μπορεί να οφείλεται στο γεγονός ότι σε αυτά υπάρχουν συνάφειες σφαλμάτων μεταξύ ερωτημάτων με ίδια κατεύθυνση διατύπωσης, σε ίδια ή παρόμοια ποσοστά και για τις δύο κατευθύνσεις διατύπωσης. Έτσι, μπορεί να υπάρχουν επιδράσεις της μεθόδου μέτρησης (κατεύθυνση διατύπωσης) που σχετίζονται τόσο με τα «θετικά» διατυπωμένα όσο και με τα «αρνητικά» διατυπωμένα ερωτήματα. Το υπόδειγμα όμως με επιδράσεις της μεθόδου μέτρησης και για τις δύο κατευθύνσεις διατύπωσης (με 90 συνάφειες σφαλμάτων) δεν μπορεί να ταυτοποιηθεί προκειμένου να αξιολογηθεί.

Προκύπτει το συμπέρασμα ότι η δομή του STAI στα δείγματα της έρευνας (έντυπο και διαδικτυακό) φαίνεται να είναι μονοπαραγοντική τόσο για την κλίμακα State όσο και για την κλίμακα Trait, δηλαδή μετρούν τις θεωρητικά αναμενόμενες έννοιες, «άγχος κατάστασης» και «άγχος ως χαρακτηριστικό προσωπικότητας». Δεν υπάρχει δεύτερος

παράγοντας, ενώ οι αποκλίσεις στη δομή μάλλον οφείλονται σε χαρακτηριστικά των ερωτημάτων που δεν σχετίζονται με τις αξιολογούμενες έννοιες, αλλά με τη μέθοδο μέτρησης (κατεύθυνση διατύπωσης) ή άλλες πιο ειδικές διαστάσεις (*specific factors*) που είναι κοινές για κάποια ζεύγη ερωτημάτων.

Οι Vagg, Spielberger και O’Hearn (1980) εντόπισαν επίσης ξεχωριστούς παράγοντες για τα ερωτήματα του STAI ανάλογα με τη διατύπωσή τους (θετική ή αρνητική) και ερμήνευσαν τους παράγοντες αυτούς ως επίδραση της μεθόδου (κατεύθυνση διατύπωσης) ή ως επίδραση της έντασης του άγχους που εκφράζεται μέσω της κατεύθυνσης διατύπωσης (*item-intensity specificity*), δηλαδή ότι τα ερωτήματα που έχουν διατυπωθεί προς την κατεύθυνση του άγχους διαφοροποιούν καλύτερα μεταξύ ατόμων με υψηλά επίπεδα άγχους, ενώ τα ερωτήματα που δηλώνουν έλλειψη άγχους διαφοροποιούν καλύτερα μεταξύ ατόμων με χαμηλά επίπεδα άγχους. Οι επιδράσεις της μεθόδου μέτρησης σε σχέση με την κατεύθυνση της διατύπωσης των ερωτημάτων του STAI μπορούν να εξεταστούν σε περαιτέρω έρευνα μέσω υποδειγμάτων όπως αυτά που προτείνουν οι Vigneau και Cormier (2008).

4.4 Γενικά συμπεράσματα

Με βάση τα ευρήματα της παρούσας έρευνας προέκυψε ότι, γενικά, οι διαφορές του έντυπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ήταν μικρές, δηλαδή τα πρότυπα των συσχετίσεων των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης με τα ερωτηματολόγια προσωπικότητας και τα τεστ γνώσεων ήταν παρόμοια, ενώ οι διαφορές που βρέθηκαν αφορούσαν σε κάποιες λεπτομέρειες. Όσον αφορά στην τάση για συμφωνία, υπήρχε επίδραση μόνο για το έντυπο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και όχι για το διαδικτυακό, αλλά αυτή αφορούσε σε ένα ερώτημα. Υπήρχε επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στην κλίμακα του Ψυχωτισμού του EPQ και για τους δύο τρόπους χορήγησης, η οποία ήταν ισχυρότερη για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Δεν βρέθηκε διαφορά στην επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο έντυπο και στο διαδικτυακό ερωτηματολόγιο STAI. Σχετικά με τα τεστ γνώσεων, τα οποία αποτέλεσαν συνθήκη ελέγχου, καθώς δεν αναμενόταν διαφορές μεταξύ των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την επίδραση ιδιότυπων τρόπων απόκρισης σε αυτά, στις περισσότερες περιπτώσεις οι διαφορές ήταν όντως στατιστικώς ασήμαντες. Μόνο σε μία περίπτωση, δηλαδή για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών προέκυψε στατιστικώς σημαντική

διαφορά, με το έντυπο ερωτηματολόγιο να παρουσιάζει μία μικρή συσχέτιση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης με το τεστ αυτό, η κατεύθυνση της οποίας ήταν αναμενόμενη με βάση τη βιβλιογραφία. Το ζήτημα της διαφοράς αυτής ίσως να σχετίζεται και με τα χαρακτηριστικά των ερωτηματολογίων μέτρησης της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις, όπως συζητήθηκε στην ενότητα 4.2.2.1. Η συνθήκη ελέγχου με τα τεστ γνώσεων φάνηκε αποτελεσματική, καθώς γενικά δεν προέκυψαν διαφορές των δύο τρόπων χορήγησης, ενώ όπου βρέθηκαν τέτοιες διαφορές, υπήρχε ερμηνεία βάσει της βιβλιογραφίας. Το γεγονός αυτό αποτελεί ένδειξη για την εγκυρότητα των μεθόδων μελέτης των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στα ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς, καθώς με τη χρήση της μεθοδολογίας αυτής δεν βρέθηκαν διαφορές στη συνθήκη όπου δεν αναμένονταν διαφορές.

Επομένως, οι δύο τρόποι χορήγησης φαίνονται συγκρίσιμοι, καθώς οι διαφορές στους ιδιότυπους τρόπους απόκρισης ήταν μικρές και τα συγκεκριμένα ερωτηματολόγια θα μπορούσαν να χορηγηθούν εναλλακτικά σε έντυπη ή σε διαδικτυακή μορφή, όποια από τις δύο διευκολύνει κάθε φορά τις ανάγκες της συγκεκριμένης έρευνας. Είναι παρόλα αυτά σημαντικό να έχει υπόψη του ο ερευνητής τις μικρές διαφορές που προέκυψαν μεταξύ του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου.

Για τη σύγκριση του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου ως προς την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης, εκτός της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (*multigroup CFA*), χρησιμοποιήθηκε και μία εναλλακτική μέθοδος, η MDS-T στην περιφέρεια κύκλου και στην επιφάνεια σφαίρας. Τα αποτελέσματα της MDS-T στη σφαίρα ήταν αρκετά παρόμοια με αυτά της CFA, προέκυπτε δηλαδή το ίδιο γενικό συμπέρασμα. Η MDS-T στη σφαίρα όμως, δίνει σε κάποιες περιπτώσεις μία διαφορετική οπτική που μπορεί να ξεκαθαρίζει κάποιο αποτέλεσμα (όπως στην περίπτωση του αποτελέσματος της CFA σχετικά με την τάση για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις) ή προσφέρει κάποια καινούρια πληροφορία επιπλέον αυτών που προκύπτουν από τη CFA (όπως την περίπτωση της επίδρασης της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο STAI). Επίσης, σε άλλες περιπτώσεις, με την MDS-T εξομαλύνεται κάποια μικρή διαφορά που μπορεί να παρατηρήθηκε στα αποτελέσματα της CFA (π.χ. η διαφορά των δύο τρόπων χορήγησης ως προς την τάση για συμφωνία), ενώ σε άλλες περιπτώσεις τα συμπεράσματα των δύο μεθόδων είναι παρόμοια. Πλεονέκτημα της CFA είναι ο έλεγχος της στατιστικής σημαντικότητας της διαφοράς (αν είναι τυχαία ή

συστηματική), ενώ η MDS-T δεν έχει τόσο πολλούς/αυστηρούς περιορισμούς, είναι περιγραφική μέθοδος και προσφέρει χρήσιμες πληροφορίες που προσθέτουν στα αποτελέσματα της CFA. Στην περίπτωση των συγκεκριμένων δεδομένων, οι δύο διαστάσεις στην MDS-T (κύκλος) δεν ήταν αρκετές, ώστε να διακριθούν μεταξύ τους οι μετρήσεις. Οι τρεις διαστάσεις (σφαίρα) στις περισσότερες περιπτώσεις οδηγούσαν σε καλύτερη διάκριση μεταξύ των μετρήσεων σε σχέση με τις δύο διαστάσεις (κύκλος), αποτέλεσμα το οποίο συμφωνεί με την έρευνα των Papazoglou & Mylonas (2017). Τα ευρήματα αυτά είναι σημαντικά σχετικά με τη σύγκριση των δύο μεθόδων (MDS-T και CFA), ενώ μπορεί να γίνει και περαιτέρω έρευνα σε περισσότερες ομάδες δεδομένων. Η απεικόνιση της MDS-T στην περιφέρεια κύκλου ήταν συγκρίσιμη με υποδείγματα επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων σε προηγούμενη έρευνα, σε δεδομένα που αφορούσαν στη θεωρία επαγγελματικής προσωπικότητας του Holland (Sidiroroulou-Dimakakou et al., 2008). Επομένως, προτείνεται η χρήση της MDS-T ως μεθοδολογία σε συνδυασμό με τη CFA για τη μελέτη ιδιότυπων τρόπων απόκρισης.

Στην παρούσα έρευνα προτείνεται μία συγκεκριμένη μεθοδολογία για την εξέταση της τάσης για ακραίες απαντήσεις μέσω CFA, ως εναλλακτική στις ήδη υπάρχουσες στη βιβλιογραφία (π.χ. Cheung & Rensvold, 2000. Weijters et al., 2008), ως μία σειρά βημάτων. Πρώτον, τα ερωτήματα του κυρίως ερωτηματολογίου κωδικοποιούνται με δίτιμη κλίμακα ώστε η μία τιμή να δηλώνει την ακραία απάντηση και η άλλη τιμή την μετριοπαθή απάντηση. Δεύτερον υπολογίζεται ένας δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις από έναν αριθμό ερωτήσεων ελέγχου (ερωτήματα που μετρούν διαφορετικές έννοιες από το κυρίως ερωτηματολόγιο). Τρίτον, εκτιμάται ένα υπόδειγμα CFA με έναν παράγοντα, στον οποίο φορτίζουν τα ερωτήματα του κυρίως ερωτηματολογίου, κωδικοποιημένα ώστε να δηλώνουν τάση για ακραίες απαντήσεις, ενώ φορτίζει επίσης και ο δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις που υπολογίστηκε από τα ερωτήματα ελέγχου. Τέλος, αν ο δείκτης τάσης για ακραίες απαντήσεις έχει ικανοποιητική φόρτιση μαζί με ερωτήματα του κυρίως ερωτηματολογίου, αυτό σημαίνει ότι υπάρχει επίδραση του ιδιότυπου τρόπου απόκρισης στα ερωτήματα με ικανοποιητικές φορτίσεις, η οποία γενικεύεται μεταξύ μετρήσεων διαφορετικών εννοιών (ανεξαρτήτως περιεχομένου). Ως ένας έλεγχος, αν υπάρχει αμφιβολία ότι η τάση για ακραίες απαντήσεις που έχουν από κοινού τα ερωτήματα μπορεί να συγχέεται με το εννοιολογικό τους περιεχόμενο, οι ίδιες αναλύσεις μπορούν να γίνουν με την υποομάδα των ατόμων με μέτριες συνολικές βαθμολογίες στο κυρίως ερωτηματολόγιο.

Έτσι, οι όποιες διαφορές των ατόμων ως προς τη χρήση των ακραίων σημείων της κλίμακας μέτρησης δεν θα μπορούν να αποδοθούν στις πολύ υψηλές ή πολύ χαμηλές βαθμολογίες τους στις έννοιες που αξιολογεί το ερωτηματολόγιο.

Η παρούσα έρευνα έχει επίσης κάποιους περιορισμούς. Οι συμμετέχοντες ήταν ένα δείγμα φοιτητών για την έντυπη μορφή του ερωτηματολογίου και ένα δείγμα που αποτελείται επίσης από ένα μεγάλο ποσοστό φοιτητών για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο. Επίσης, χρησιμοποιήθηκαν συγκεκριμένα ερωτηματολόγια, επομένως τα αποτελέσματα αυτά δεν γενικεύονται απαραίτητα σε άλλα ερωτηματολόγια που μετρούν παρόμοιες ή διαφορετικές έννοιες. Θα ήταν σημαντικό να γίνει περαιτέρω έρευνα με διαφορετικά δείγματα και ερωτηματολόγια, όπως επίσης και να γίνει κάποια έρευνα για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στους δύο τρόπους χορήγησης με σχέδιο επαναληπτικών μετρήσεων στα ίδια άτομα, καθώς και χρησιμοποιώντας διαφορετικές μετρήσεις των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης και διαφορετικές μεθόδους για τη μελέτη τους.

Βιβλιογραφία

- Αλεξόπουλος, Δ. Σ. (2002). Αξιοπιστία και εγκυρότητα του Ερωτηματολογίου Προσωπικότητας για Ενηλίκους (EPQ- A) του Eysenck στην Ελλάδα. *Ψυχολογία*, 9(3), 295- 315.
- Allport, G. W., Vernon, P. E., & Lindzey, G. (1951). *Study of Values: A Scale for measuring the Dominant Interests in Personality*. Manual of Directions (revised edition). Houghton-Mifflin Company.
- Anastasi, A., & Urbina, S. (1997). *Psychological testing* (7th ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Andrade, L., Gorenstein, C., Vieira Filho, A. H., Tung, T. C., & Artes, R. (2001). Psychometric properties of the Portuguese version of the State-Trait Anxiety Inventory applied to college students: factor analysis and relation to the Beck Depression Inventory. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research*, 34, 367-374.
- Antoniou, A.-S., & Dalla, M. (2015). Greeks and Albanian immigrants' perceptions on family values, marriage myths and love: The role of acculturation. *International Journal of Social Pedagogy – Special Issue ‘Social Pedagogy in Times of Crisis in Greece’*, 4(1), 204-218.
- Austin, E. J., Deary, I. J., & Egan, V. (2006). Individual differences in response scale use: Mixed Rasch modelling of responses to NEO-FFI items. *Personality and Individual Differences*, 40, 1235-1245.
- Bachman, J. G., & O'Malley, P. M. (1984). Yea-saying, nay-saying, and going to extremes: Black-White differences in response styles. *Public Opinion Quarterly*, 48(2), 491-509.
- Balsamo, M., Romanelli, R., Innamorati, M., Ciccarese, G., Carlucci, L., & Saggino, A. (2013). The State-Trait Anxiety Inventory: shadows and lights on its construct validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35, 475-486.

- Barak, A., & Cohen, L. (2002). Empirical examination of an online version of the Self-Directed Search. *Journal of Career Assessment*, 10(4), 387-400.
- Barrett, P. T., Petrides, K. V., Eysenck, S. B. G., & Eysenck, H. J. (1998). The Eysenck Personality Questionnaire: an examination of the factorial similarity of P, E, N, and L across 34 countries. *Personality and Individual Differences*, 25, 805-819.
- Bass, B. M. (1956). Development and evaluation of a scale for measuring social acquiescence. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 53(3), 296-299.
- Baumgartner, H., & Steenkamp, J.- B. E. M. (2001). Response styles in marketing research: A cross-national investigation. *Journal of Marketing Research*, 38, 143-156.
- Beecher, J. A., Penna, J. A., & Bittinger, M. L. (2007). *Algebra and Trigonometry* (3rd ed.). Addison Wesley.
- Bentler, P. M., & Chou, C.-P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods and Research*, 16(1), 78-117.
- Billiet, J. B., & Davidov, E. (2008). Testing the stability of an acquiescence style factor behind two interrelated substantive variables in a panel design. *Sociological Methods & Research*, 36(4), 542-562.
- Billiet, J. B., & McClendon, M. J. (2000). Modeling acquiescence in measurement models for two balanced sets of items. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 7(4), 608-628.
- Bjornsdottir, G., Almarsdottir, A. B., Hansdottir, I., Thorsdottir, F., Heimisdottir, M., Stefansson, H., Thorgeirsson, T. E., & Brennan, P. F. (2014). From paper to web: mode equivalence of the ARHQ and NEO-FFI. *Computers in Human Behavior*, 41, 384-392.
- Βλοντάκη, Κ. (2003). Οικογενειακές αξίες και αναλυτική ικανότητα: μια διαπολιτισμική μελέτη. *Επιθεώρηση Κοινωνικών Ερευνών*, 111-112, 267-289.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.

- Bollen, K. A., Harden, J. J., Ray, S., & Zavisca, J. (2014). BIC and alternative Bayesian Information Criteria in the selection of structural equation models. *Structural Equation Modeling: a multidisciplinary journal*, 21, 1-19.
- Booth-Kewley, S., Larson, G. E., & Miyoshi, D. K. (2007). Social desirability effects on computerized and paper-and-pencil questionnaires. *Computers in Human Behavior*, 23, 463-477.
- Borg, I., & Groenen, P. J. F. (2005). *Modern Multidimensional Scaling: Theory and Applications* (2nd ed.). New York: Springer.
- Boschman, J. S., van der Molen, H. F., Frings-Dresen, M. H. W., & Sluiter, J. K. (2012). Response rate of bricklayers and supervisors on an internet or a paper-and-pencil questionnaire. *International Journal of Industrial Ergonomics*, 42, 178-182.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Bryant, F. B., King, S. P., & Smart, C. M. (2007). Multivariate statistical strategies for construct validation in positive psychology. In A. D. Ong & M. H. M. van Dulmen (Eds.), *Oxford handbook of methods in positive psychology* (pp. 61-82). New York: Oxford University Press.
- Burns, G. N., & Christiansen, N. D. (2011). Methods of measuring faking behavior. *Human Performance*, 24(4), 358-372.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: a walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Byrne, B. M., & van de Vijver, F. J. R. (2010). Testing for measurement and structural equivalence in large-scale cross-cultural studies: addressing the issue of nonequivalence. *International Journal of Testing*, 10(2), 107-132.
- Γεώργας, Δ. (1986). Οι οικογενειακές αξιές των φοιτητών. *Επιθεώρηση Κοινωνικών Ερευνών*, 61, 3-29.

- Γεώργας, Δ., Γκαρή, Α., & Μυλωνάς, Κ. (2005). Σχέσεις με συγγενείς στην ελληνική οικογένεια. Στο Λ. Μ. Μουσούρου & Μ. Στρατηγάκη (Επιμ.), *Ζητήματα Οικογενειακής Πολιτικής* (σελ. 189-225). Αθήνα: Gutenberg.
- Γεώργας, Δ., Berry, J. W., van de Vijver, F. J. R., Kagitcibasi, C., & Poortinga, Y. H. (2009). Πολιτισμοί και οικογένειες: μια ψυχολογική μελέτη σε 30 χώρες. *Ψυχολογία*, *16*(1), 1-27.
- Γιώτσα, Α. (2006). Αξίες και οικογένεια: μια διαπολιτισμική μελέτη. *Ψυχολογία*, *13*(4), 111-128.
- Caci, H., Baylé, F. J., Dossios, C., Robert, P., & Boyer, P. (2003). The Spielberger trait anxiety inventory measures more than anxiety. *European Psychiatry*, *18*, 394-400.
- Campos, J. A. D. B., Zucoloto, M. L., Bonafé, F. S. S., Jordani, P. C., & Maroco, J. (2011). Reliability and validity of self-reported burnout in college students: A cross randomized comparison of paper-and-pencil vs. online administration. *Computers in Human Behavior*, *27*(5), 1875-1883.
- Cattell, R. B. (1956). Validation and intensification of the sixteen personality factor questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, *12*, 205-214.
- Cennamo, L., & Gardner, D. (2008). Generational differences in work values, outcomes and person-organisation values fit. *Journal of Managerial Psychology*, *23*(8), 891-906.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2000). Assessing extreme and acquiescence response sets in cross-cultural research using structural equations modeling. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *31*(2), 187- 212.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: a multidisciplinary journal*, *9*(2), 233-255.
- Christensen, L. B. (1988). *Experimental Methodology* (4th ed.). Allyn & Bacon.

- Chuah, S. C., Drasgow, F., & Roberts, B. W. (2006). Personality assessment: Does the medium matter? No. *Journal of Research in Personality, 40*, 359-376.
- Cloud, J., & Vaughan, G. M. (1970). Using balanced scales to control acquiescence. *Sociometry, 33*(2), 193-202.
- Cole, M. S., Bedeian, A. G., & Feild, H. S. (2006). The measurement equivalence of web-based and paper-and-pencil measures of transformational leadership: a multinational test. *Organizational Research Methods, 9*(3), 339-368.
- Couch, A., & Keniston, K. (1960). Yeasayers and naysayers: agreeing response set as a personality variable. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 60*(2), 151-174.
- Crandall, V. C., Crandall, V. J., & Katovsky, W. (1965). A children's social desirability questionnaire. *Journal of Consulting Psychology, 29*(1), 27-36.
- Cronbach, L. J. (1946). Response sets and test validity. *Educational and Psychological Measurement, 6*(4), 475-494.
- Cronbach, L. J. (1950). Further evidence on response sets and test design. *Educational and Psychological Measurement, 10*(1), 3-31.
- Cronk & West (2002). Personality research on the internet: A comparison of web-based and traditional instruments in take-home and in-class settings. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers, 34*(2), 177-180.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology, 24*(4), 349-354.
- Δημητρίου, Ε. Χ. (1986). Το ερωτηματολόγιο προσωπικότητας EPQ (Eysenck Personality Questionnaire): στάθμιση στον ελληνικό πληθυσμό, ενήλικο και παιδικό. *Εγκέφαλος, 23*, 41-54.
- Damarin, F., & Messick, S. (1965). Response styles as personality variables: a theoretical integration of multivariate research. (Research Bulletin No. RB-65-10) Princeton, N. J.: Educational Testing Service.

- Davidov, E., & Depner, F. (2011). Testing for measurement equivalence of human values across online and paper-and-pencil surveys. *Quality & Quantity, 45*(2), 375-390.
- De Beuckelaer, A., & Lievens, F. (2009). Measurement equivalence of paper-and-pencil and internet organisational surveys: a large scale examination in 16 countries. *Applied Psychology: an international review, 58*(2), 336–361.
- Delgado, A. M., da Boaviagem Freire, A., Wanderley, E. L. S., & Lemos, A. (2016). Analysis of the construct validity and internal consistency of the State-Trait Anxiety Inventory (STAI) State Anxiety (S-Anxiety) scale for pregnant women during labor. *Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetricia, 38*, 531-537.
- Denniston, M. M., Brener, N. D., Kann, L., Eaton, D. K., McManus, T., Kyle, T. M., Roberts, A. M., Flint, K. H., & Ross, J. G. (2010). Comparison of paper-and-pencil versus web administration of the Youth Risk Behavior Survey (YRBS): participation, data quality, and perceived privacy and anonymity. *Computers in Human Behavior, 26*(5), 1054-1060.
- de Vries, R. E., Zettler, I., & Hilbig, B. E. (2014). Rethinking trait conceptions of social desirability scales: impression management as an expression of honesty-humility. *Assessment, 21*(3) 286-299.
- Dilchert, S., Ones, D. S., Viswesvaran, C., & Deller, J. (2006). Response distortion in personality measurement: born to deceive, yet capable of providing valid self-assessments? *Psychology Science, 48*(3), 209-225.
- Dillman, D. A., Phelps, G., Tortora, R., Swift, K., Kohrell, J., Berck, J., & Messer, B. L. (2009). Response rate and measurement differences in mixed-mode surveys using mail, telephone, interactive voice response (IVR) and the internet. *Social Science Research, 38*, 1-18.
- DiStefano, C., Morgan, G. B., & Motl, R. W. (2012). An examination of personality characteristics related to acquiescence. *Journal of Applied Measurement, 13*(1), 41-56.

- Dodou, D., & de Winter, J. C. F. (2014). Social desirability is the same in offline, online, and paper surveys: a meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, *36*, 487-495.
- Dolnicar, S., Laesser, C., & Matus, K. (2009). Online versus paper: format effects in tourism surveys. *Journal of Travel Research*, *47*(3), 295-316.
- Dwight, S. A., & Feigelson, M. E. (2000). A quantitative review of the effect of computerized testing on the measurement of social desirability. *Educational and Psychological Measurement*, *60*(3), 340-360.
- Eysenck, H. J., & Eysenck, S. B. G. (1975). *Manual of the Eysenck Personality Questionnaire (adult and junior)*. London: Hodder and Stoughton.
- Fang, J., Prybutok, V., & Wen, C. (2016). Shirking behavior and socially desirable responding in online surveys: a cross-cultural study comparing Chinese and American samples. *Computers in Human Behavior*, *54*, 310-317.
- Ferrando, P. J., Condon, L., & Chico, E. (2004). The convergent validity of acquiescence: an empirical study relating balanced scales and separate acquiescence scales. *Personality and Individual Differences*, *37*, 1331-1340.
- Fife-Schaw, C. (2006). Quasi-experimental designs. In G. M. Breakwell, S. Hammond, C. Fife-Schaw, & J. A. Smith (Eds.), *Research methods in Psychology* (3rd ed.). London: Sage.
- Fischer, R., Fontaine, J. R. J., van de Vijver, F. J. R., & van Hemert, D. A. (2009). An examination of acquiescent response styles in cross-cultural research. In A. Gari & K. Mylonas (Eds.), *Quod Erat Demonstrandum: From Herodotus' Ethnographic Journeys to Cross-Cultural Research* (pp. 137-147). Athens: Pedio.
- Furnham, A. (1986). Response bias, social desirability and dissimulation. *Personality and Individual Differences*, *7*(3), 385-400.
- Furnham, A., & Henderson, M. (1982). The good, the bad and the mad: response bias in self-report measures. *Personality and Individual Differences*, *3*(3), 311-320.

- Galanaki, E. P., Mylonas, K., & Vogiatzoglou, P. S. (2015). Evaluating voluntary aloneness in childhood: initial validation of the Children's Solitude Scale. *European Journal of Developmental Psychology*, DOI: 10.1080/17405629.2015.1071253.
- Georgas, J., Berry, J. W., van de Vijver, F. J. R., Kagitçibasi, Ç., & Poortinga, Y. H. (2006). *Families Across Cultures: A 30-Nation Psychological Study*. Cambridge University Press.
- Gnambs, T., & Kaspar, K. (2016). Socially desirable responding in web-based questionnaires: a meta-analytic review of the candor hypothesis. *Assessment*, DOI: 10.1177/1073191115624547.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Gosling, S. D., Vazire, S., Srivastava, S., & John, O. P. (2004). Should we trust web-based studies? A comparative analysis of six preconceptions about internet questionnaires. *American Psychologist*, 59(2), 93- 104.
- Graham-Kevan, N., & Archer, J. (2005). Investigating three explanations of women's relationship aggression. *Psychology of Women Quarterly*, 29, 270–277.
- Granello, D. H., & Wheaton, J. E. (2004). Online data collection: strategies for research. *Journal of Counseling & Development*, 82, 387- 393.
- Greenleaf, E. (1992). Measuring extreme response style. *Public Opinion Quarterly*, 56(3), 328–351.
- Grosf, M. S., & Sardy, H. (1985). *A research primer for the social and behavioral sciences*. London: Academic Press.
- Guilford, J. P. (1954). *Psychometric Methods* (2nd ed.). New York: McGraw- Hill.
- Guillén-Riquelme, A., & Buela-Casal, G. (2015). State Trait Anxiety Inventory factorial structure for patients diagnosed with depression. *Salud Mental*, 38(4), 293-298.
- Hamilton, D. L. (1968). Personality attributes associated with extreme response style. *Psychological Bulletin*, 69(3), 192-203.

- Hammond, S. M. (1987). The item structure of the Eysenck Personality Questionnaire across method and culture. *Personality and Individual Differences, 8*(4), 541-549.
- Hancock, D. R., & Flowers, C. P. (2001). Comparing social desirability responding on world wide web and paper-administered surveys. *Educational Technology, Research, and Development, 49*(1), 5- 13.
- Hapgood, M. A. (1992). Space Physics coordinate transformations: a user guide. *Planetary and Space Science, 40*(5), 711- 717.
- Hardré, P. L., Crowson, H. M., & Xie, K. (2012). Examining contexts-of-use for web-based and paper-based questionnaires. *Educational and Psychological Measurement, 72*(6), 1015-1038.
- Hardre, P. L., Crowson, H. M., Xie, K., & Ly, C. (2007). Testing differential effects of computer-based, web-based and paper-based administration of questionnaire research instruments. *British Journal of Educational Technology, 38*(1), 5-22.
- Hebert, J. R., Ma, Y., Clemow, L., Ockene, I. S., Saperia, G., Stanek III, E. J., Merriam, P. A., & Ockene, J. K. (1997). Gender differences in social desirability and social approval bias in dietary self-report. *American Journal of Epidemiology, 146*(12), 1046-1055.
- Hedman, E., Ljótsson, B., Rück, C., Furmark, T., Carlbring, P., Lindefors, N., & Andersson, G. (2010). Internet administration of self-report measures commonly used in research on social anxiety disorder: a psychometric evaluation. *Computers in Human Behavior, 26*, 736-740.
- Heerwig, J. A., & McCabe, B. J. (2009). Education and social desirability bias: the case of a Black presidential candidate. *Social Science Quarterly, 90*(3), 674-686.
- Hishinuma, E. S., Miyamoto, R. H., Nishimura, S. T., Nahulu, L. B., Andrade, N. N., Makini, Jr., G. K., Yuen, N. Y. C., Johnson, R. C., Kim, S. P., Goebert, D. A., & Guerrero, A. P. S. (2000). Psychometric properties of the State-Trait Anxiety Inventory for Asian/Pacific-Islander adolescents. *Assessment, 7*(1), 17-36.

- Hoyle, R. H. (2012). Model specification in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp.126-144.). New York: The Guilford Press.
- Howitt, D., & Cramer, D. (2011). *Introduction to research methods in Psychology* (3rd ed.). Harlow, England: Pearson.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Iacobucci, D. (2010). Structural equations modeling: fit indices, sample size, and advanced topics. *Journal of Consumer Psychology*, 20, 90-98.
- Jin, K.-Y., & Wang, W.-C. (2014). Generalized IRT models for extreme response style. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 116-138.
- Johnson, T. P., Shavitt, S., & Holbrook, A. L. (2011). Survey response styles across cultures. In D. Matsumoto & F. J. R. van de Vijver (Eds.), *Cross-cultural research methods in psychology* (pp. 130-175). Cambridge: Cambridge University Press.
- Joinson, A. (1999). Social desirability, anonymity, and internet-based questionnaires. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 31(3), 433- 438.
- Jöreskog, K., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International Inc.
- Kabakoff, R. I., Segal, D. L., Hersen, M., & Van Hasselt, V. B. (1997). Psychometric properties and diagnostic utility of the Beck Anxiety Inventory and the State-Trait Anxiety Inventory with older adult psychiatric outpatients. *Journal of Anxiety Disorders*, 11(1), 33-47.
- Kankaraš, M., & Moors, G. (2011). Measurement equivalence and extreme response bias in the comparison of attitudes across Europe: A multigroup latent-class factor approach. *Methodology*, 7(2), 68- 80.

- Kline, P. (2000). *The Handbook of Psychological Testing* (2nd ed.). London and New York: Routledge.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: The Guilford Press.
- Kong, F., Zhao, J., & You, X. (2012). Social support mediates the impact of emotional intelligence on mental distress and life satisfaction in Chinese young adults. *Personality and Individual Differences*, *53*, 513–517.
- Korth, B., & Tucker, L. R. (1976). Procrustes matching by congruence coefficients. *Psychometrika*, *41*(4), 531-535.
- Kumar, R. (2011). *Research Methodology: a step-by-step guide for beginners* (3rd ed.). Los Angeles: Sage.
- Λιάκος, Α., & Γιαννίτση, Σ. (1984). Η αξιοπιστία και εγκυρότητα της τροποποιημένης Ελληνικής κλίμακας άγχους του Spielberg. *Εγκέφαλος*, *21*, 71- 76.
- Λιναρδής, Α., Παπαγιαννόπουλος, Κ., & Καλησπεράτη, Ε. (2011). Η Διαδικτυακή έρευνα. Πλεονεκτήματα, μειονεκτήματα και εργαλεία διεξαγωγής διαδικτυακών ερευνών. Κείμενα Εργασίας 2011/23. Αθήνα: Εθνικό Κέντρο Κοινωνικών Ερευνών.
- Lechner, C. M., & Rammstedt, B. (2015). Cognitive ability, acquiescence, and the structure of personality in a sample of older adults. *Psychological Assessment*, *27*(4), 1301-1311.
- Little, T. D. (2000). On the comparability of constructs in cross-cultural research: A critique of Cheung and Rensvold. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *31*(2), 213-219.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, *9*(2), 151-173.

- Lonsdale, C., Hodge, K., & Rose, E. A. (2006). Pixels vs. paper: comparing online and traditional survey methods in sport psychology. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 28, 100-108.
- Lorenzo-Seva, U., & Rodríguez-Fornells, A. (2006). Acquiescent responding in balanced multidimensional scales and exploratory factor analysis. *Psychometrika*, 71(4), 769-777.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2009). Acquiescent responding in partially balanced multidimensional scales. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 62, 319-326.
- Lozar Manfreda, K., & Vehovar, V. (2002). Do mail and web surveys provide the same results? *Metodološki zvezki*, 18, 149-169.
- Lynn, R., & Martin, T. (1997). Gender differences in extraversion, neuroticism, and psychoticism in 37 nations. *The Journal of Social Psychology*, 137(3), 369-373.
- Machin, M. A., & Sankey, K. S. (2008). Relationships between young drivers' personality characteristics, risk perceptions, and driving behaviour. *Accident Analysis and Prevention*, 40, 541-547.
- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: a substantively meaningful distinction or artifactors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(4), 810-819.
- Martin, J. (1964). Acquiescence – measurement and theory. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 3, 216-225.
- Meade, A. W., Michels, L. C., & Lautenschlager, G. J. (2007). Are internet and paper-and-pencil personality tests truly comparable? An experimental design measurement invariance study. *Organizational Research Methods*, 10(2), 322-345.
- Meehl, P. E., & Hathaway, S. R. (1946). The K factor as a suppressor variable in the Minnesota Multiphasic Personality Inventory. *Journal of Applied Psychology*, 30, 525-564.

- Meisenberg, G., & Williams, A. (2008). Are acquiescent and extreme response styles related to low intelligence and education? *Personality and Individual Differences, 44*, 1539-1550.
- Messick, S. (1961). Separate set and content scores for personality and attitude scales. *Educational and Psychological Measurement, 21*(4), 915-923.
- McDowell, I. (2006). *Measuring Health. A guide to rating scales and questionnaires* (3rd ed.). New York: Oxford University Press.
- McGrath, R. E., Mitchell, M., Kim, B. H., & Hough, L. (2010). Evidence for response bias as a source of error variance in applied assessment. *Psychological Bulletin, 136*(3), 450-470.
- Mylonas, K. (2009). Statistical analysis techniques based on Cross- Cultural research methods: cross- cultural paradigms and intra- country comparisons. *Psychology, The Journal of the Hellenic Psychological Society; Special issue: Cross-Cultural Psychology, 16*(2), 185- 204.
- Μυλωνάς, Κ. (2012). *Στατιστική: θεωρία και εφαρμογές με τον MS-Excel*. Αθήνα: Πεδίο.
- Mylonas, K. (2016). Factor structures across countries and across clusters of countries: a 36-country study on the Family Values Scale. *Advances in Social Sciences Research Journal, 3*(8), 63-76.
- Mylonas, K., & Furnham, A. (2014). Bias in Terms of Culture and a Method for Reducing It: An Eight-Country "Explanations of Unemployment Scale" Study. *Educational and Psychological Measurement, 74*(1), 77-96.
- Mylonas, K., Gari, A., Panagiotopoulou, P., Georgiadi, E., Valchev, V., Papazoglou, S., & Brkich, M. (2011). Bias in Terms of Culture: Work Values country-clustering for 33 European countries and Person-Job Fit factor equivalence testing for four European countries. In J. Deutch, M. Boehnke, U. Kühnen, & K. Boehnke (Eds.), *Rendering borders obsolete: Cross-cultural and cultural psychology as an interdisciplinary, multi-method endeavour*. International

Association for Cross-Cultural Psychology, Bremen, Germany Accessed via www.iaccp.org

Mylonas, K., Lawrence, C., Zajenkovska, A., & Bower Russa, M. (2017). The Situational Triggers of Aggressive Responses scale in five countries: factor structure and country clustering solutions. *Personality and Individual Differences, 104*, 172-179.

Μυλωνάς, Κ., & Ξανθοπούλου, Χ. (2007). Η μέτρηση του κοινωνικο-οικονομικού επιπέδου: μια εναλλακτική μεθοδολογική και στατιστική προσέγγιση. *Ψυχολογία, 14*(1), 76-95.

Mylonas, K., Veligeas, P. Gari, A., & Kontaxopoulou, D. (2012). Development and Psychometric Properties of the Scale for Self-Consciousness Assessment. *Psychological Reports: Measures and Statistics, 111*(1), 233-252.

Naemi, B. D., Beal, D. J., & Payne, S. C. (2009). Personality predictors of extreme response style. *Journal of Personality, 77*(1), 261-286.

Nie, N., Hull, C. H., Jenkins, J. G., Steinbrenner, K., & Bent, D. H. (1975). *Statistical Package for the Social Sciences (SPSS)* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.

Ντάβου, Μ. (2007). Εισαγωγή: Περί μεθόδου στην επιστημονική έρευνα. Στο L.B. Christensen, *Η Πειραματική μέθοδος στην επιστημονική έρευνα*. Αθήνα: Παπαζήση.

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw- Hill.

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.

Odendaal, A. (2015). Cross cultural differences in social desirability scales: Influence of cognitive ability. *SA Journal of Industrial Psychology/SA Tydskrif vir Bedryfsielkunde, 41*(1), Art. #1259, 13 pages.

<http://dx.doi.org/10.4102/sajip.v41i1.1259>

- Παπαδήμου, Λ. (1999). Κοινωνική και ψυχολογική ανάλυση της οικογένειας: αποτελέσματα από μια πανελλήνια δημογραφική έρευνα. *Ψυχολογία*, 6(2), 165-173.
- Παρασκευόπουλος, Ι. Ν. (1993α). *Μεθοδολογία Επιστημονικής Έρευνας* (Τόμος Α'). Αθήνα.
- Παρασκευόπουλος, Ι. Ν. (1993β). *Μεθοδολογία Επιστημονικής Έρευνας* (Τόμος Β'). Αθήνα.
- Παρασκευόπουλος, Ι. Ν. (1993). *Στατιστική εφαρμοσμένη στις επιστήμες της συμπεριφοράς* (Τόμος Β'). Αθήνα.
- Papazoglou, S., & Mylonas, K. (2017). An examination of alternative multidimensional scaling techniques. *Educational and Psychological Measurement*, 77(3) 429-448.
- Paulhus, D. L. (1981). Control of social desirability in personality inventories: principal-factor deletion. *Journal of Research in Personality*, 15, 383-388.
- Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(3), 598-609.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego, CA: Academic Press.
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: the evolution of a construct. In H. I. Braun, D. N. Jackson, & D. E. Wiley (Eds.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp. 49-69). Mahwah NJ: Lawrence Erlbaum.
- Παυλόπουλος, Β. (2006). «Έρωσ ανίκατε μάχαν;»: εμπειρική έρευνα για τους μύθους του γάμου. Στο Π. Κορδούτης & Β. Παυλόπουλος (Επιμ.), *Πεδία έρευνας στην Κοινωνική Ψυχολογία* (σελ. 312-332). Αθήνα: Ατραπός.

- Pettit, F. A. (2002). A comparison of world-wide web and paper-and-pencil personality questionnaires. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 34(1), 50- 54.
- Ployhart, R. E., Weekley, J. A., Holtz, B. C., & Kemp, C. (2003). Web-based and paper-and-pencil testing of applicants in a proctored setting: are personality, biodata, and situational judgment tests comparable? *Personnel Psychology*, 56, 733-752.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903.
- Potosky, D., & Bobko, P. (2004). Selection testing via the internet: practical considerations and exploratory empirical findings. *Personnel Psychology*, 57, 1003-1034.
- Ray, J. J. (1983). Reviving the problem of acquiescent response bias. *Journal of Social Psychology*, 121(1), 81-96.
- Richman, W. L., Kiesler, S., Weisband, S., & Drasgow, F. (1999). A meta-analytic study of social desirability distortion in computer-administered questionnaires, traditional questionnaires, and interviews. *Journal of Applied Psychology*, 84(5), 754- 755.
- Risko, E. F., Quilty, L. C., & Oakman, J. M. (2006). Socially desirable responding on the web: Investigating the candor hypothesis. *Journal of Personality Assessment*, 87(3), 269- 276.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rosenfeld, P., Booth-Kewley, S., Edwards, J. E., & Thomas, M. D. (1996). Responses on computer surveys: impression management, social desirability, and the Big Brother Syndrome. *Computers in Human Behavior*, 12(2), 263-274.
- Rowe, G., Poortinga, W., & Pidgeon, N. (2006). A comparison of responses to internet and postal surveys in a public engagement context. *Science Communication*, 27(3), 352-375.

- Schermer, J. A., & Vernon, P. A., (2010). The correlation between general intelligence (g), a general factor of personality (GFP), and social desirability. *Personality and Individual Differences, 48*, 187-189.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A beginner's guide to structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Routledge.
- Shek, D. T. L. (1988). Reliability and factorial structure of the Chinese version of the State-Trait Anxiety Inventory. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 10*(4), 303-317.
- Σιδηροπούλου- Δημακάκου, Δ. (2010). *Επαγγελματική Αξιολόγηση: Τεστ και ερωτηματολόγια επαγγελματικού προσανατολισμού*. Αθήνα: Μεταίχμιο.
- Sidiropoulou- Dimakakou, D., Mylonas, K., & Argyropoulou, K. (2008). Holland's hexagonal personality model for a sample of Greek university students. *International Journal for Educational and Vocational Guidance, 8*, 111- 125.
- Spielberger, G. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *The State- Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Σταλίκας, Α., Τριλίβα, Σ., & Ρούσση, Π. (2002). *Τα ψυχομετρικά εργαλεία στην Ελλάδα*. Αθήνα: Ελληνικά Γράμματα.
- Stieger, S., & Reips, U.-D. (2010). What are participants doing while filling in an online questionnaire: a paradata collection tool and an empirical study. *Computers in Human Behavior, 26*, 1488-1495.
- Stöber, J. (2001). The Social Desirability Scale-17 (SDS-17): convergent validity, discriminant validity, and relationship with age. *European Journal of Psychological Assessment, 17*(3), 222-232.
- Suzuki, T., Tsukamoto, K., & Abe, K. (2000). Characteristic factor structures of the Japanese version of the State-Trait Anxiety Inventory: coexistence of positive-negative and state-trait factor structures. *Journal of Personality Assessment, 74*(3), 447-458.

- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics* (4th ed.). Boston: Allyn and Bacon.
- Takane, Y., Young, F. W., & de Leeuw, J. (1977). Nonmetric individual differences multidimensional scaling: an alternating least squares method with optimal scaling features. *Psychometrika*, *42*(1), 7- 67.
- Ten Berge, J. M. F. (1999). A legitimate case of component analysis of ipsative measures, and partialling the mean as an alternative to ipsatization. *Multivariate Behavioral Research*, *34*(1), 89-102.
- Ten Berge, J. M. F., & Kiers, H. A. L. (1991). A numerical approach to the approximate and the exact minimum rank of a covariance matrix. *Psychometrika*, *56*(2), 309-315.
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple-factor analysis: a development and expansion of The vectors of Mind*. Chicago: University of Chicago Press.
- Ullman, J. B. (2007). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using Multivariate Statistics* (5th ed., pp.676-780). Boston: Pearson Education, Inc.
- Uriell, Z. A., & Dudley, C. M. (2009). Sensitive topics: are there modal differences? *Computers in Human Behavior*, *25*, 76-87.
- Uziel, L. (2010). Rethinking social desirability scales: from impressionism to interpersonally oriented self-control. *Perspectives on Psychological Science*, *5*(3) 243-262.
- Vagg, P. R., Spielberger, C. D., & O'Hearn, T. P., Jr. (1980). Is the State-Trait Anxiety Inventory multidimensional? *Personality and Individual Differences*, *1*, 207-214.
- Van Hemert, D. A., Van de Vijver, F. J. R., Poortinga, Y. H., & Georgas, J. (2002). Structural and functional equivalence of the Eysenck Personality Questionnaire within and between countries. *Personality and Individual Differences*, *33*, 1229-1249.

- van Herk, H., Poortinga, Y. H., & Verhallen, T. M. M. (2004). Response styles in rating scales: Evidence of method bias in data from six EU countries. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 35*(3), 346- 360.
- Van Vaerenbergh, Y., & Thomas, T. D. (2013). Response styles in survey research: a literature review of antecedents, consequences, and remedies. *International Journal of Public Opinion Research, 25*(2), 195-217.
- Vigneau, F., & Cormier, S. (2008). The factor structure of the State-Trait Anxiety Inventory: an alternative view. *Journal of Personality Assessment, 90*(3), 280-285.
- Φίλιας, Β. (2007). *Εισαγωγή στη μεθοδολογία και τις τεχνικές των κοινωνικών ερευνών*. Αθήνα: Gutenberg.
- Watson, D. (1992). Correcting for acquiescent response bias in the absence of a balanced scale: an application to class consciousness. *Sociological Methods & Research, 21*(1), 52-88.
- Weigold, A., Weigold, I. K., & Russell, E. J. (2013). Examination of the equivalence of self-report survey-based paper-and-pencil and internet data collection methods. *Psychological Methods, 18*(1), 53-70.
- Weijters, B., Schillewaert, N., & Geuens, M. (2008). Assessing response styles across modes of data collection. *Journal of the Academy of Marketing Science, 36*, 409- 422.
- Welkenhuysen-Gybels, J., Billiet, J., & Cambré, B. (2003). Adjustment for acquiescence in the assessment of the construct equivalence of Likert- type score items. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 34*(6), 702- 722.
- Wicherts, J. M., & Dolan, C. V., (2004). A cautionary note on the use of information fit indexes in covariance structure modeling with means. *Structural Equation Modeling: a multidisciplinary journal, 11*(1), 45-50.
- Wilkerson, J. M., Nagao, D. H., & Martin, C. L. (2002). Socially desirable responding in computerized questionnaires: When questionnaire purpose matters more than the mode. *Journal of Applied Social Psychology, 32*(3), 544- 559.

Wright K. B. (2005). Researching internet-based populations: advantages and disadvantages of online survey research, online questionnaire authoring software packages, and web survey services. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 10(3), DOI: 10.1111/j.1083-6101.2005.tb00259.x

Wyatt, J. C. (2000). When to use web-based surveys. *Journal of the American Medical Informatics Association*, 7(4), 426-430.

Zajenkowska, Mylonas, Lawrence, Konopka, & Rajchert, 2014

Ziegler, M., & Buehner, M. (2009). Modeling socially desirable responding and its effects. *Educational and Psychological Measurement*, 69 (4), 548-565.

Παράρτημα Α

Τεύχη περιοδικών στα οποία έγινε αναζήτηση ψυχομετρικών εργαλείων

<i>Ψυχολογία</i>	<i>Περιοδικό</i>	<i>Το Βήμα των Κοινωνικών Επιστημών</i>
Απρίλιος 2000 7(1)	Τεύχος 52-53, 2000	Μάιος 2003, 35
Αύγουστος 2000 7(2)	Τεύχος 54-55, 2000	Σεπτέμβριος 2003, 36
Δεκέμβριος 2000 7(3)	Τεύχος 56-57, 2001	Δεκέμβριος 2003, 37
Μάρτιος 2001 8 (1)	Τεύχος 58-59, 2001	Άνοιξη 2004, 38
Ιούνιος 2001 8(2)	Τεύχος 60-61, 2002	Καλοκαίρι 2004, 39
Σεπτέμβριος 2001 8(3)	Τεύχος 62-63, 2002	Φθινόπωρο 2004, 40
Δεκέμβριος 2001 8(4)	Τεύχος 64-65, 2003	Χειμώνας 2004, 41
Μάρτιος 2002 9(1)	Τεύχος 66-67, 2003	Άνοιξη 2005, 42
Ιούνιος 2002 9(2)	Τεύχος 68-69, 2004	Καλοκαίρι 2005, 43
Σεπτέμβριος 2002 9(3)	Τεύχος 70-71, 2004	Φθινόπωρο 2005, 44
Μάρτιος 2003 10(1)	Τεύχος 72-73, 2005	Άνοιξη 2006, 45
Ιούνιος 2003 10(2)	Τεύχος 74-75, 2005	Καλοκαίρι 2006, 46
Σεπτέμβριος 2003 10(3)	Τεύχος 76-77, 2006	Φθινόπωρο 2006, 47
Δεκέμβριος 2003 10(4)	Τεύχος 78-79, 2006	Χειμώνας 2006, 48
Μάρτιος 2004 11(1)	Τεύχος 80-81, 2007	Άνοιξη 2007, 49
Ιούνιος 2004 11(2)	Τεύχος 82-83, 2008	Καλοκαίρι 2007, 50
Δεκέμβριος 2004 11(4)	Τεύχος 84-85, 2008	Άνοιξη 2008, 51
Μάρτιος 2005 12(1)	Τεύχος 88-89, 2009	Καλοκαίρι 2008, 52
Σεπτέμβριος 2005 12(3)	Τεύχος 90-91, 2010	Φθινόπωρο 2008, 53
Δεκέμβριος 2005 12(4)		Άνοιξη 2009, 54
Μάρτιος 2006 13(1)		Φθινόπωρο 2010, 59
Ιούνιος 2006 13(2)		
Σεπτέμβριος 2006 13(3)		
Ιούλιος 2007 14(1)		
Οκτώβριος 2007 14(2)		
Νοέμβριος 2007 14(3)		
Δεκέμβριος 2007 14(4)		
Μάρτιος 2008 15(1)		
Ιούνιος 2008 15(2)		
Σεπτέμβριος 2008 15(3)		
Μάρτιος 2009 16(1)		
Ιούνιος 2009 16(2)		
Δεκέμβριος 2009 16(4)		

Παράρτημα Β

Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών – Παραγοντικές δομές για δείγματα φοιτητών (έντυπο-διαδικτυακό)

Fisher z για Pearson r και μη-παραμετρικούς δείκτες

Πρώτον, έγινε έλεγχος κατά πόσο οι τιμές της κλίμακας (Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών) διαφέρουν από τις «ίσων διαστημάτων», προκειμένου να δούμε αν μπορεί να γίνει ανάλυση παραγόντων. Έγινε σύγκριση των δεικτών Pearson r για τις 21 ερωτήσεις (ανά δύο) με δείκτες Spearman rho και Kendall tau για τις ίδιες ερωτήσεις μέσω της μετατροπής σε Fisher z-τιμές. Η ανάλυση αυτή έγινε για τους φοιτητές μόνο και χωριστά για το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο και το δείγμα που συμπλήρωσε το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο.

Η σύγκριση των δεικτών Pearson r από τη μία με δείκτες Spearman rho και Kendall tau από την άλλη, έδειξε ότι δεν υπήρχε ουσιαστική διαφορά. Μόνο σε μία περίπτωση στο διαδικτυακό δείγμα, για τις ερωτήσεις υπ' αριθμόν 19 και 20 η διαφορά μεταξύ των δεικτών ήταν στατιστικώς σημαντική με $z > 1,96$ ($z = 2,22$ για τη σύγκριση του δείκτη Pearson r με το δείκτη Spearman rho και $z = 2,23$ για τη σύγκριση του δείκτη Pearson r με το δείκτη Kendall tau). Επομένως, συμπεραίνουμε ότι μπορούμε να χειριστούμε τα δεδομένα για το συγκεκριμένο ερωτηματολόγιο ως αριθμητικά και να προχωρήσουμε σε ανάλυση παραγόντων.

Διερευνητική ανάλυση παραγόντων

Έγινε μία σειρά διερευνητικών αναλύσεων παραγόντων για το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, για τα δεδομένα που προέρχονται από τα έντυπα ερωτηματολόγια και τα δεδομένα που προέρχονται από τα διαδικτυακά ερωτηματολόγια χωριστά. Αρχικά έγινε ανάλυση **κύριων συνιστωσών** για τις 21 ερωτήσεις από το ερωτηματολόγιο του Γεώργα, μόνο για τους φοιτητές και ξεχωριστά για τους φοιτητές που συμπλήρωσαν τα έντυπα ερωτηματολόγια (N=272) και για τους φοιτητές που συμπλήρωσαν τα διαδικτυακά ερωτηματολόγια (N=316). Στις πρώτες αυτές αναλύσεις εντοπίστηκαν οι κύριες συνιστώσες με ιδιοτιμή μεγαλύτερη της

μονάδας, δεν ζητήθηκε δηλαδή συγκεκριμένος αριθμός κύριων συνιστωσών. Έγινε ορθόγωνη περιστροφή των αξόνων με τη μέθοδο Varimax.

Έντυπο ερωτηματολόγιο

Για τα δεδομένα από τα έντυπα ερωτηματολόγια, ο πίνακας συναφειών των 21 ερωτημάτων φαίνεται κατάλληλος για ανάλυση παραγόντων, καθώς η ορίζουσα του πίνακα ισούται με 0,016, το κριτήριο Kaiser-Meyer-Olkin ισούται με 0,791 και το κριτήριο Bartlett's Test of Sphericity είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 1089,911$, $df = 210$, $p < 0,001$). Τα communalities (ποσοστό διασποράς κάθε ερωτήματος που συμπεριλαμβάνεται στους παράγοντες) κυμαίνονται από 0,378 έως 0,676 και το μέγεθός τους για τα περισσότερα ερωτήματα είναι ικανοποιητικό (για 18 ερωτήματα είναι μεγαλύτερα ή ίσα του 0,440).

Έξι κύριες συνιστώσες έχουν ιδιοτιμή μεγαλύτερη της μονάδας και σε αυτές αποδίδεται 53,159% της συνολικής διασποράς των ερωτημάτων, ποσοστό το οποίο είναι σχετικά χαμηλό. Τα ποσοστά της διασποράς πριν από την περιστροφή ανά κύρια συνιστώσα είναι 19,211% για την πρώτη κύρια συνιστώσα, 11,966 για τη δεύτερη, 5,972 για την τρίτη, 5,576 για την τέταρτη, 5,293 για την πέμπτη και 5,141 για την τελευταία. Από το διάγραμμα ιδιοτιμών (scree plot), φαίνεται να υπάρχουν ίσως 3 παράγοντες, καθώς η ευθεία γραμμή που διέρχεται από τους πρώτες τρεις κύριες συνιστώσες είναι διαφορετική από την ευθεία που διέρχεται από τις υπόλοιπες.

Σχετικά με την επίλυση (6 κύριες συνιστώσες) πριν από την περιστροφή, στην πρώτη κύρια συνιστώσα, πέντε ερωτήματα (11, 14, 15, 18, 23) έχουν φορτίσεις μικρότερες της τιμής 0,30, φαίνεται δηλαδή να «μετρώνε κάτι διαφορετικό» από τα υπόλοιπα. Η αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών έδειξε ότι υπήρχαν 46% υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σημαντικό ποσοστό.

Όσον αφορά στην επίλυση μετά την περιστροφή των αξόνων, σημαντικές θεωρήθηκαν οι φορτίσεις με απόλυτη τιμή ίση ή μεγαλύτερη του 0,40. Τα ποσοστά της διασποράς που αποδίδονται στους παράγοντες αυτούς μετά την περιστροφή είναι 14,419% για τον πρώτο, 11,862% για το δεύτερο, 8,305% για τον τρίτο, 6,614% για τον τέταρτο, 6,299 για τον πέμπτο και 5,660 για τον έκτο παράγοντα. Στον πρώτο παράγοντα φορτίζουν έξι ερωτήσεις και από το περιεχόμενό τους φαίνεται ότι αναφέρονται στους

ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Ο δεύτερος παράγοντας έχει πέντε ερωτήσεις που φορτίζουν σε αυτόν και αφορούν στις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς (π.χ. «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.»). Τέσσερις ερωτήσεις έχουν σημαντικές φορτίσεις στον τρίτο παράγοντα, οι οποίες αναφέρονται στις ενδοοικογενειακές σχέσεις και τους ρόλους των γονέων και των παιδιών (π.χ. «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.», «27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους.»). Στον τέταρτο παράγοντα φορτίζουν τρεις ερωτήσεις, οι οποίες αναφέρονται σε παραδοσιακές αξίες σχετικά με το γάμο της κόρης (π.χ. «6. Όταν ο πατέρας πεθάνει, ο γιος πρέπει να παντρέψει την αδελφή του.») και στο ότι η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τον πατέρα ως προς την ψήφο. Τρεις ερωτήσεις έχουν σημαντικές φορτίσεις στον πέμπτο παράγοντα και εκφράζουν ένα δίπολο όπου από τη μία μεριά στόχος για τη γυναίκα είναι η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση και στο αντίθετο άκρο η θέση της είναι ως μητέρα στο σπίτι. Η ερώτηση σχετικά με τη βοήθεια που προσφέρουν τα παιδιά στο σπίτι φορτίζει θετικά ίσως επειδή αν η μητέρα δεν είναι αποκλειστικά στο σπίτι, χρειάζεται να βοηθούν και τα παιδιά. Ο τελευταίος παράγοντας έχει δύο ερωτήσεις με σημαντικές φορτίσεις και μία με οριακή φόρτιση (-0,39). Ο παράγοντας αυτός είναι επίσης δίπολος και στο ένα άκρο είναι παραδοσιακές αξίες σχετικά με το ρόλο της μητέρας (να ζει για τα παιδιά της) και των παιδιών (να υπακούουν τους γονείς) και στο άλλο άκρο η επικέντρωση της οικογένειας στο παιδί (να μη μαλώνουν οι γονείς μπροστά του).

Στη επίλυση αυτή υπάρχουν δύο διπλές φορτίσεις, συγκεκριμένα η ερώτηση 2 φορτίζει θετικά στον πρώτο παράγοντα και αρνητικά στον πέμπτο με περίπου ίδιου μεγέθους συσχετίσεις και η ερώτηση 27 φορτίζει θετικά στο δεύτερο και στον τρίτο παράγοντα με υψηλότερη φόρτιση στον τρίτο, αλλά έχει επίσης οριακή φόρτιση στον έκτο παράγοντα. Οι φορτίσεις των ερωτήσεων αυτών σε περισσότερους του ενός παράγοντες, το γεγονός ότι υπάρχει διάσπαση των ερωτήσεων σε πολλούς παράγοντες με αποτέλεσμα ειδικά οι τελευταίοι παράγοντες να έχουν λίγες ερωτήσεις, καθώς και το γεγονός ότι στους τρεις τελευταίους παράγοντες αποδίδονται χαμηλά ποσοστά διασποράς, δείχνουν ότι ίσως να χρειάζεται επίλυση με λιγότερους παράγοντες.

Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Για το δείγμα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο (N = 316) έγινε επίσης ανάλυση κύριων συνιστωσών με ορθογώνια περιστροφή των αξόνων (Varimax) και εντοπίστηκαν οι παράγοντες με ιδιοτιμή μεγαλύτερη της μονάδας. Ο πίνακας συναφειών μεταξύ των 21 οικογενειακών αξιών φαίνεται κατάλληλος για την ανάλυση, καθώς η ορίζουσα του πίνακα ισούται με 0,001, το κριτήριο Kaiser-Meyer-Olkin είναι ίσο με 0,862 και το κριτήριο Bartlett's test of sphericity είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 2095,713$, $df = 210$, $p < 0,001$). Τα communalities (ποσοστό διασποράς κάθε ερωτήματος που αποδίδεται στους παράγοντες) ήταν για τα περισσότερα ερωτήματα ικανοποιητικά (για 17 ερωτήματα κυμαίνονται μεταξύ 0,442 και 0,727), ενώ για τέσσερα ερωτήματα (18, 3, 23, 17) ήταν χαμηλά (μεταξύ 0,262 και 0,379). Στους τέσσερις παράγοντες που εντοπίστηκαν αποδίδεται συνολικά το 51,029% της συνολικής διακύμανσης, ένα ικανοποιητικό ποσοστό. Πριν από την περιστροφή των αξόνων στην πρώτη κύρια συνιστώσα αποδίδεται το 24,429% της διασποράς, στη δεύτερη το 16,330%, στην τρίτη το 5,193% και στην τέταρτη το 5,076%.

Από το διάγραμμα ιδιοτιμών (Scree plot) φαίνονται να υπάρχουν μάλλον δύο παράγοντες, καθώς ο τρίτος και ο τέταρτος παράγοντας βρίσκονται περίπου στην ίδια ευθεία με τους παράγοντες με ιδιοτιμές μικρότερες της μονάδας. Όσον αφορά στην επίλυση πριν την περιστροφή των αξόνων, τέσσερα ερωτήματα (14, 15, 18, 23) δεν φορτίζουν στην πρώτη κύρια συνιστώσα (απόλυτη τιμή φόρτισης μικρότερη του 0,30), ίσως μετράνε δηλαδή κάτι διαφορετικό από τα υπόλοιπα. Στον πίνακα που προκύπτει από την αφαίρεση από τον αρχικό πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων του πίνακα συναφειών βάσει της επίλυσης υπάρχουν 41% υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σημαντικό ποσοστό δηλαδή από τις συσχετίσεις δεν μπορούσε να αποδοθεί «πλήρως» στην επίλυση.

Στην επίλυση μετά από την περιστροφή των αξόνων, στον πρώτο παράγοντα αποδίδεται το 21,770% της διασποράς, στο δεύτερο παράγοντα το 17,887%, στον τρίτο το 6,131% και στο τέταρτο το 5,240% της διακύμανσης. Σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40) στον πρώτο παράγοντα μετά την περιστροφή έχουν δέκα ερωτήματα, τα οποία αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα

φορτίζουν εννέα ερωτήματα, τα οποία αναφέρονται στις σχέσεις μέσα στην οικογένεια και τις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά και των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς (π.χ. «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.», «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.». Στον τρίτο παράγοντα φορτίζουν δύο ερωτήματα και στον τέταρτο ένα ερώτημα οπότε δεν μπορούν να ταυτοποιηθούν και μάλλον δεν αποτελούν σημαντικούς παράγοντες.

Υπάρχει ένα ερώτημα με διπλή φόρτιση (ερώτημα 21), το οποίο συσχετίζεται με το δεύτερο και τον τρίτο παράγοντα με την ισχυρότερη συσχέτιση με το δεύτερο παράγοντα. Καθώς οι δύο τελευταίοι παράγοντες δεν είναι ισχυροί και δεν μπορούν να ταυτοποιηθούν, ίσως η επίλυση για το διαδικτυακό δείγμα φοιτητών να έχει στην πραγματικότητα δύο παράγοντες.

Διερευνητική ανάλυση παραγόντων με ανεύρεση συγκεκριμένου αριθμού παραγόντων

Προκειμένου να διερευνηθεί περαιτέρω η παραγοντική δομή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών στα δύο δείγματα φοιτητών (αυτοί που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο και αυτοί που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο), υπολογίστηκαν επιλύσεις για το κάθε δείγμα με μικρότερους αριθμούς παραγόντων από αυτούς που προέκυψαν από τις αρχικές αναλύσεις.

Έντυπο ερωτηματολόγιο

Σχετικά με τα δεδομένα από τους φοιτητές που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο ($N = 272$) υπολογίστηκαν επιλύσεις μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών με ορθόγωνη περιστροφή των αξόνων (Varimax), στις οποίες εντοπίστηκαν διαδοχικά πέντε, τέσσερις, τρεις και τέλος δύο παράγοντες.

Πέντε παράγοντες

Όσον αφορά στην ανάλυση κύριων συνιστωσών στην οποία υπολογίστηκαν οι φορτίσεις των 21 ερωτημάτων σε πέντε παράγοντες, τα communalities (ποσοστό διασποράς κάθε ερωτήματος που συμπεριλαμβάνεται στους παράγοντες) ήταν για τα περισσότερα ερωτήματα σχετικά ικανοποιητικά (από 0,401 έως 0,599), ενώ για τρία ερωτήματα (17, 11, 3) ήταν χαμηλά (από 0,353 έως 0,378). Το συνολικό ποσοστό της

διασποράς των ερωτημάτων που αποδόθηκε στους πέντε παράγοντες είναι ίσο με 48,018%, ένα σχετικά χαμηλό ποσοστό.

Μετά την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διακύμανσης που αποδόθηκαν στον κάθε παράγοντα είναι 14,452% για το πρώτο, 13,030% για το δεύτερο, 7,368% για τον τρίτο, 6,8% για τον τέταρτο και 6,368% για τον πέμπτο παράγοντα. Από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφεών των ερωτημάτων προέκυψε ότι 50% των υπολοίπων είχαν απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, δηλαδή ένα σημαντικό ποσοστό.

Ο πρώτος παράγοντας έχει έξι ερωτήματα με σημαντικές φορτίσεις (απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40), τα οποία αναφέρονται στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Επτά ερωτήματα έχουν σημαντικές φορτίσεις στο δεύτερο παράγοντα που αφορούν στις σχέσεις μέσα στην οικογένεια (υποχρεώσεις των μελών της οικογένειας) και τις υποχρεώσεις των παιδιών στην οικογένεια και τους συγγενείς (π.χ. «17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.» «26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.»). Ο τρίτος παράγοντας έχει τέσσερις ερωτήσεις με σημαντικές φορτίσεις και μία με οριακή φόρτιση (0,39). Οι ερωτήσεις αυτές αναφέρονται στις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά, τις υποχρεώσεις των μελών της οικογένειας και την υποχρέωση της μητέρας να ψηφίζει ό,τι και ο πατέρας (π.χ. «14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.», «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.»). Στον τέταρτο παράγοντα φορτίζουν τρεις ερωτήσεις, οι οποίες αναφέρονται σε παραδοσιακές αξίες σχετικά με το γάμο της κόρης και την υποχρέωση της μητέρας να συμφωνεί με τον πατέρα ως προς την ψήφο. Ο τελευταίος παράγοντας έχει επίσης τρεις ερωτήσεις με σημαντικές φορτίσεις και εκφράζουν ένα δίπολο, όπου στο ένα άκρο είναι η θέση της μητέρας στο σπίτι και στο άλλο άκρο η αξία για τη σημασία της μόρφωσης και της επαγγελματικής κατάρτισης για τη γυναίκα, την οποία βοηθούν και τα παιδιά με τις δουλειές στο σπίτι (αν δεν βρίσκεται κυρίως στο σπίτι).

Στην επίλυση αυτή υπάρχουν δύο ερωτήσεις με διπλές φορτίσεις, η ερώτηση 2 που φορτίζει στον πρώτο και στον πέμπτο παράγοντα (με ισχυρότερη φόρτιση στον πρώτο) και η ερώτηση 11 που φορτίζει στο τρίτο και τον τέταρτο παράγοντα με ίδιο περίπου

βαθμό συσχέτισης. Η ερώτηση 21 φορτίζει στο δεύτερο παράγοντα αλλά έχει επίσης οριακή φόρτιση στον τρίτο παράγοντα.

Τέσσερις παράγοντες

Στη συνέχεια υπολογίστηκε για τα δεδομένα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο επίλυση ανάλυσης κύριων συνιστωσών με ορθογώνια περιστροφή των αξόνων (Varimax) στην οποία εντοπίστηκαν τέσσερις παράγοντες. Τα communalities (ποσοστό της διασποράς κάθε ερωτήματος που συμπεριλαμβάνεται στους παράγοντες) είναι ικανοποιητικά για 13 ερωτήματα (από 0,410 έως 0,584), ενώ είναι χαμηλά για 8 ερωτήματα (από 0,202 έως 0,376). Το συνολικό ποσοστό της διακύμανσης των ερωτημάτων που αποδόθηκε στους τέσσερις παράγοντες είναι 42,725%, δηλαδή σχετικά χαμηλό ποσοστό. Μετά την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διασποράς που αποδόθηκαν σε κάθε παράγοντα είναι 13,525% για τον πρώτο, 12,896% για το δεύτερο, 8,531% για τον τρίτο και 7,773% για τον τέταρτο. Από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών προέκυψαν 53% υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σημαντικό ποσοστό.

Όσον αφορά στην επίλυση των τεσσάρων παραγόντων μετά την περιστροφή των αξόνων, στον πρώτο παράγοντα επτά ερωτήματα έχουν σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40, τα οποία αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.)). Στο δεύτερο παράγοντα φορτίζουν επίσης επτά ερωτήματα που αναφέρονται σε υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς, τις ενδοοικογενειακές σχέσεις (π.χ. «26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.», «21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.)) και την υποχρέωση της μητέρας να ζεί για τα παιδιά της. Τέσσερα ερωτήματα έχουν σημαντικές φορτίσεις στον τρίτο παράγοντα, τα οποία αποτελούν ένα δίπολο με το ένα άκρο να αφορά παραδοσιακούς ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.», «2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.)) και στο άλλο άκρο είναι η σημασία της μόρφωσης και της επαγγελματικής κατάρτισης για τη γυναίκα. Στον τέταρτο παράγοντα, τέσσερις ερωτήσεις έχουν σημαντικές φορτίσεις (και μία ερώτηση με φόρτιση κοντά στο 0,40).

Αυτές οι ερωτήσεις αναφέρονται σε υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά και τις σχέσεις στην οικογένεια (π.χ. «14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.», «18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.»).

Ανάλυση κύριων συνιστωσών με τέσσερις παράγοντες για δύο δείγματα φοιτητών (έντυπο και διαδικτυακό)

	Έντυπο Παράγοντας				Διαδικτυακό Παράγοντας			
	1	2	3	4	1	2	3	4
1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.	,448	,153	,534	,133	,658	,254	,073	,288
2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.	,190	-,040	,724	,074	,732	,012	,206	-,018
3. Η μητέρα πρέπει να ζει για τα παιδιά της.	,238	,414	,339	-,074	,464	,272	,231	,037
5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.	,525	,083	,442	,168	,741	,162	-,040	,184
6. Όταν ο πατέρας πεθάνει, ο γιος πρέπει να παντρεύει την αδελφή του.	,583	,081	,000	,011	,731	-,009	-,101	-,073
7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.	,732	,054	,135	,042	,770	,016	-,233	-,004
9. Ο πατέρας πρέπει να δίνει προίκα στην κόρη του.	,496	,187	-,034	-,169	,471	,285	-,256	-,286
10. Η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τη γνώμη του πατέρα σε ό,τι αφορά τα παιδιά.	,684	,132	,065	-,014	,675	,032	-,263	-,029
11. Η μητέρα πρέπει να ψηφίζει ό,τι ψηφίζει ο πατέρας.	,357	-,158	-,187	,322	,616	-,187	-,021	-,164
13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.	,656	,071	,294	,011	,682	,109	,034	,058
14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.	,113	-,009	-,152	,647	,039	,114	,057	,842
15. Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα.	-,002	-,008	-,395	,239	-,112	,097	,685	,094
17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.	-,059	,419	,177	,406	,068	,486	-,120	,084
18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.	-,117	,224	-,077	,509	,005	,479	,354	-,155
19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.	-,050	,254	,156	,573	-,049	,670	,252	,021
21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.	,155	,475	-,120	,382	,040	,708	,396	-,011
22. Τα παιδιά έχουν την υποχρέωση να φροντίζουν τους γονείς όταν γεράσουν.	,201	,632	-,174	,116	,187	,644	,116	-,196
23. Τα παιδιά πρέπει να βοηθούν στις δουλειές του σπιτιού.	,009	,226	-,374	,101	-,251	,477	-,187	,083
25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.	,107	,678	-,244	,012	,107	,778	,168	,031
26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.	,045	,753	,039	,118	,144	,658	-,036	,145
27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους.	,115	,647	,204	,170	,193	,587	-,272	,215

Τρία ερωτήματα έχουν διπλές φορτίσεις, το ερώτημα 1 φορτίζει στον πρώτο και στον τρίτο παράγοντα (με ισχυρότερη φόρτιση στον τρίτο), το ερώτημα 5 φορτίζει στον πρώτο και στον τρίτο παράγοντα (με ισχυρότερη φόρτιση στον πρώτο) και το ερώτημα 17 φορτίζει στο δεύτερο και στον τέταρτο παράγοντα με περίπου ίδιο βαθμό συσχέτισης. Δύο ερωτήματα δεν είχαν ισχυρή φόρτιση σε κανένα παράγοντα, τα ερωτήματα 11 και 23.

Τρεις παράγοντες

Για την ανάλυση κύριων συνιστωσών με τρεις παράγοντες, τα communalities (ποσοστό διασποράς κάθε ερωτήματος που συμπεριλαμβάνεται στους παράγοντες) ήταν ικανοποιητικά για 10 ερωτήματα (από 0,429 έως 0,560), ενώ για 11 ερωτήματα ήταν χαμηλά (από 0,128 έως 0,399). Το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης των ερωτημάτων που αποδόθηκε στους τρεις παράγοντες είναι 37,149%, δηλαδή σχετικά χαμηλό ποσοστό. Από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων προέκυψαν 48% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη του 0,05, ένα σημαντικό ποσοστό.

Μετά την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διασποράς που αποδόθηκαν σε καθέναν από τους τρεις παράγοντες είναι 14,717% για τον πρώτο, 13,431% για το δεύτερο και 9,001% για τον τρίτο. Σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40) στον πρώτο παράγοντα έχουν οκτώ ερωτήσεις, οι οποίες αφορούν στις σχέσεις μέσα στην οικογένεια, τις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά και τις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς (π.χ. «26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.», «17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.»). Στο δεύτερο παράγοντα, σημαντικές φορτίσεις έχουν επτά ερωτήματα, τα οποία αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.», «13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.»). Σημαντικές φορτίσεις στον τρίτο παράγοντα έχουν τρία ερωτήματα που αφορούν στους παραδοσιακούς ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.», «1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.»), ενώ δύο επιπλέον ερωτήματα έχουν φορτίσεις που πλησιάζουν την απόλυτη τιμή 0,40 (τα ερωτήματα 15 και 23) άλλα με αντίθετο (αρνητικό) πρόσημο σε σχέση με τις άλλες τρεις. Έτσι δημιουργείται η αντίθεση μεταξύ παραδοσιακών ρόλων του πατέρα και της

μητέρας από τη μία μεριά και της σημασίας της μόρφωσης και επαγγελματικής κατάρτισης της γυναίκας από την άλλη.

Ανάλυση κύριων συνιστωσών με τρεις παράγοντες για τα δύο δείγματα φοιτητών (έντυπο και διαδικτυακό)

	Έντυπο Παράγοντας			Διαδικτυακό Παράγοντας		
	1	2	3	1	2	3
	1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.	,198	,418	,555	,656	,292
2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.	,019	,137	,736	,731	,026	,210
3. Η μητέρα πρέπει να ζει για τα παιδιά της.	,316	,261	,338	,461	,289	,219
5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.	,150	,490	,471	,740	,183	-,044
6. Όταν ο πατέρας πεθάνει, ο γιος πρέπει να παντρεύει την αδελφή του.	,052	,584	,033	,732	-,018	-,095
7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.	,043	,720	,178	,771	,007	-,227
9. Ο πατέρας πρέπει να δίνει προίκα στην κόρη του.	,051	,523	-,010	,472	,240	-,267
10. Η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τη γνώμη του πατέρα σε ό,τι αφορά τα παιδιά.	,080	,688	,103	,677	,018	-,260
11. Η μητέρα πρέπει να ψηφίζει ό,τι ψηφίζει ο πατέρας.	,013	,326	-,158	,617	-,201	-,006
13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.	,049	,639	,331	,681	,121	,032
14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.	,320	,071	-,142	,037	,210	,049
15. Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα.	,105	,002	-,393	-,117	,143	,678
17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.	,577	-,060	,160	,066	,485	-,146
18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.	,458	-,128	-,090	,000	,477	,328
19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.	,522	-,078	,145	-,055	,680	,214
21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.	,594	,176	-,126	,033	,723	,357
22. Τα παιδιά έχουν την υποχρέωση να φροντίζουν τους γονείς όταν γεράσουν.	,586	,260	-,183	,183	,624	,082
23. Τα παιδιά πρέπει να βοηθούν στις δουλειές του σπιτιού.	,234	,045	-,380	-,253	,471	-,215
25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.	,573	,183	-,260	,101	,785	,126
26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.	,703	,104	,016	,140	,668	-,071
27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους.	,642	,151	,188	,192	,592	-,303

Στην επίλυση με τρεις παράγοντες για τα δεδομένα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, υπάρχουν δύο ερωτήματα με διπλές φορτίσεις. Το ερώτημα 1 φορτίζει στο δεύτερο και στον τρίτο παράγοντα με ισχυρότερη φόρτιση στον τρίτο. Το ερώτημα 5 επίσης φορτίζει στο δεύτερο και στον τρίτο παράγοντα με παρόμοιο βαθμό συσχέτισης. Υπάρχουν τρία ερωτήματα που δεν έχουν ισχυρή συσχέτιση με κανένα παράγοντα (3, 11, 14) και δύο επιπλέον ερωτήματα (15 και 23)

δεν είχαν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα αλλά η υψηλότερη φόρτισή τους πλησιάζει την απόλυτη τιμή 0,40.

Δύο παράγοντες

Σχετικά με την ανάλυση κύριων συνιστωσών με δύο παράγοντες για τα δεδομένα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο ερωτηματολόγιο, τα communalities (ποσοστό διασποράς κάθε ερωτήματος που συμπεριλαμβάνεται στους παράγοντες) κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα (από 0,036 έως 0,398) για 13 ερωτήματα και ήταν ικανοποιητικά (από 0,402 έως 0,511) για τα υπόλοιπα 8 ερωτήματα. Το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης των ερωτημάτων που αποδόθηκε στους δύο παράγοντες είναι 31,176%, δηλαδή κάπως χαμηλό.

Μετά την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διασποράς που αποδόθηκαν στους δύο παράγοντες είναι 16,721% για τον πρώτο και 14,456% για το δεύτερο. Από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών μεταξύ των 21 ερωτημάτων προέκυψαν 44% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σημαντικό ποσοστό.

Εννέα ερωτήματα έχουν σημαντικές φορτίσεις στον πρώτο παράγοντα και ως προς το περιεχόμενό τους αναφέρονται στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν οκτώ ερωτήματα τα οποία αφορούν στις σχέσεις μέσα στην οικογένεια, τις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά και τις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς (π.χ. «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.», «26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.»).

Στην επίλυση αυτή υπάρχουν τέσσερα ερωτήματα που δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα, δηλαδή τα ερωτήματα 11, 14, 15 και 23. Δεν υπάρχουν ερωτήματα που να φορτίζουν και στους δύο παράγοντες.

Ανάλυση κύριων συνιστωσών με 2 παράγοντες για τα δύο δείγματα φοιτητών (έντυπο και διαδικτυακό)

Ερώτημα	Έντυπο		Διαδικτυακό	
	Παράγοντας		Παράγοντας	
	1	2	1	2
1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.	,677	,075	,652	,291
2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.	,532	-,156	,695	,059
3. Η μητέρα πρέπει να ζει για τα παιδιά της.	,438	,235	,437	,322
5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.	,683	,053	,746	,162
6. Όταν ο πατέρας πεθάνει, ο γιος πρέπει να παντρεύει την αδελφή του.	,501	,071	,737	-,045
7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.	,693	,034	,795	-,047
9. Ο πατέρας πρέπει να δίνει προίκα στην κόρη του.	,427	,078	,513	,177
10. Η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τη γνώμη του πατέρα σε ό,τι αφορά τα παιδιά.	,628	,087	,706	-,042
11. Η μητέρα πρέπει να ψηφίζει ό,τι ψηφίζει ο πατέρας.	,177	,067	,604	-,205
13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.	,715	-,003	,674	,117
14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.	,010	,348	,038	,215
15. Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα.	-,211	,199	-,203	,277
17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.	,102	,515	,105	,446
18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.	-,109	,459	-,026	,533
19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.	,073	,465	-,057	,710
21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.	,133	,614	,012	,779
22. Τα παιδιά έχουν την υποχρέωση να φροντίζουν τους γονείς όταν γεράσουν.	,169	,625	,194	,626
23. Τα παιδιά πρέπει να βοηθούν στις δουλειές του σπιτιού.	-,156	,323	-,202	,422
25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.	,061	,628	,114	,793
26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.	,166	,681	,175	,638
27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους.	,296	,582	,255	,518

Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Σχετικά με τα δεδομένα από τους φοιτητές που συμπλήρωσαν το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών στο διαδίκτυο (N = 316) υπολογίστηκαν δύο επιλύσεις μέσω ανάλυσης κύριων συνιστωσών με ορθόγωνη περιστροφή των αξόνων (Varimax), στις οποίες εντοπίστηκαν τρεις και δύο παράγοντες αντίστοιχα.

Τρεις παράγοντες

Σχετικά με την επίλυση σε τρεις παράγοντες για το διαδικτυακό δείγμα φοιτητών, τα communalities (ποσοστό της διασποράς κάθε ερωτήματος που συμπεριλαμβάνεται στους παράγοντες) ήταν ικανοποιητικά για 15 ερωτήματα (από 0,421 έως 0,652) και κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα για 6 ερωτήματα (από 0,048 έως 0,351). Το ποσοστό

της συνολικής διακύμανσης των ερωτημάτων που αποδίδεται στους τρεις παράγοντες είναι 45,952%, ένα ικανοποιητικό ποσοστό. Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών, προέκυψαν 40% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σημαντικό ποσοστό.

Μετά την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διακύμανσης που αποδόθηκαν σε κάθε παράγοντα είναι 21,745% για τον πρώτο, 18,360% για το δεύτερο και 5,848% για τον τρίτο. Σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40) στον πρώτο παράγοντα έχουν 10 ερωτήματα που αναφέρονται στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν εννέα ερωτήματα τα οποία αναφέρονται στις σχέσεις μέσα στην οικογένεια και στις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά και των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς (π.χ. «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.», «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.»). Ο τρίτος παράγοντας έχει ένα ερώτημα με σημαντική φόρτιση, με αποτέλεσμα να μην μπορεί να ταυτοποιηθεί.

Υπάρχει ένα ερώτημα (υπ' αριθμόν 14), το οποίο δε φορτίζει σε κανένα παράγοντα και δεν υπάρχουν ερωτήματα με διπλές φορτίσεις.

Δύο παράγοντες

Στη συνέχεια έγινε ανάλυση κύριων συνιστωσών με ορθογώνια περιστροφή των αξόνων (Varimax) για τα δεδομένα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών και εντοπίστηκαν δύο παράγοντες. Τα communalities (ποσοστό διασποράς κάθε ερωτήματος που συμπεριλαμβάνεται στους παράγοντες) ήταν ικανοποιητικά για 13 ερωτήματα (από 0,407 έως 0,642) και κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα για οκτώ ερωτήματα (από 0,048 έως 0,333). Το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης των ερωτημάτων που αποδόθηκε στους δύο παράγοντες είναι 40,759%, ένα ικανοποιητικό ποσοστό. Από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε βάσει της επίλυσης από τον αρχικό πίνακα συναφειών προέκυψαν 40% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σημαντικό ποσοστό.

Μετά την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διασποράς που αποδόθηκαν στους δύο παράγοντες είναι 22,172% για τον πρώτο και 18,587% για το δεύτερο. Σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40) στον πρώτο παράγοντα έχουν 10 ερωτήματα που αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν εννέα ερωτήματα που αφορούν τις σχέσεις μέσα στην οικογένεια, τις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά και τις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς (π.χ. «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.», «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.»).

Υπάρχουν δύο ερωτήματα (υπ' αριθμόν 14 και 15) τα οποία δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα, ενώ δεν υπάρχουν ερωτήματα με διπλή φόρτιση.

Σύγκριση παραγοντικών δομών εντύπου και διαδικτυακού ερωτηματολογίου

Στη συνέχεια εξετάστηκε το ερώτημα κατά πόσο μοιάζουν ή διαφέρουν οι παράγοντες που υπολογίστηκαν για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο για τα δείγματα των φοιτητών. Δηλαδή, κατά πόσο η δομή των 21 οικογενειακών αξιών είναι παρόμοια ή διαφορετική για τις δύο μορφές χορήγησης του ερωτηματολογίου. Για το σκοπό αυτό υπολογίστηκαν δείκτες συμφωνίας (*congruence coefficients*) Tucker's phi μεταξύ όλων των ζευγών παραγόντων (με τη μέθοδο των κύριων συνιστωσών) του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, χωριστά για την επίλυση των δύο παραγόντων, των τριών παραγόντων και των τεσσάρων παραγόντων.

Σχετικά με τις επιλύσεις δύο παραγόντων για το έντυπο και το διαδικτυακό δείγμα φοιτητών, οι δείκτες Tucker's Φ για όλους τους συνδυασμούς παραγόντων παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Δείκτες συμφωνίας Tucker's Φ για τις επιλύσεις 2 παραγόντων

		Έντυπο ερωτηματολόγιο	
		Παράγοντας	
Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο	Παράγοντας	1	2
		1	0,97
2	0,26	0,95	

Οι παραγοντικές δομές των δύο ερωτηματολογίων, έντυπο και διαδικτυακό, έχουν ικανοποιητική ομοιότητα στην περίπτωση των επιλύσεων με δύο παράγοντες, καθώς ο πρώτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με τον πρώτο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,97$) και ο δεύτερος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με το δεύτερο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,95$).

Για τις επιλύσεις **τριών** παραγόντων, οι δείκτες συμφωνίας Tucker's Φ για όλους τους δυαδικούς συνδυασμούς παραγόντων του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου παρουσιάζονται παρακάτω.

Δείκτες συμφωνίας Tucker's Φ για τις επιλύσεις 3 παραγόντων

Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο Παράγοντας		Έντυπο ερωτηματολόγιο Παράγοντας		
		1	2	3
1	0,25	0,92	0,64	
2	0,97	0,28	0,01	
3	0,17	-0,23	-0,12	

Παρατηρείται ότι ο πρώτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με το δεύτερο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,97$), ο δεύτερος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με τον πρώτο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,92$). Ο τρίτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου και ο τρίτος παράγοντας του διαδικτυακού ερωτηματολογίου δεν έχουν σημαντική ομοιότητα με κανέναν άλλο παράγοντα.

Σχετικά με την επίλυση των τεσσάρων παραγόντων, οι δείκτες συμφωνίας Tucker's Φ μεταξύ όλων των δυαδικών συνδυασμών παραγόντων του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Δείκτες συμφωνίας Tucker's Φ για τις επιλύσεις 4 παραγόντων

Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο Παράγοντας		Έντυπο ερωτηματολόγιο Παράγοντας			
		1	2	3	4
1	0,94	0,27	0,59	0,17	
2	0,23	0,94	0,02	0,58	
3	-0,20	0,11	-0,11	0,42	
4	0,06	0,11	0,14	0,47	

Παρατηρείται ότι ο πρώτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με τον πρώτο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,94$) και ο δεύτερος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με το δεύτερο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,94$). Ο τρίτος και ο τέταρτος παράγοντας του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου δεν μοιάζουν με κανέναν άλλο παράγοντα.

Ανάλυση παραγόντων με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood)

Προκειμένου να μελετηθεί περαιτέρω η δομή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών στα δύο δείγματα φοιτητών που συμπλήρωσαν την έντυπη και τη διαδικτυακή μορφή του ερωτηματολογίου, έγινε μία σειρά αναλύσεων παραγόντων με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (*maximum likelihood*). Έγινε ορθόγωνη περιστροφή των αξόνων με τη μέθοδο Varimax. Τόσο για το έντυπο, όσο και για το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο υπολογίστηκαν διαδοχικά τέσσερις παράγοντες, τρεις παράγοντες και δύο παράγοντες. Οι επιλύσεις αυτές παρουσιάζονται παρακάτω.

Τέσσερις παράγοντες – έντυπο ερωτηματολόγιο

Σχετικά με την επίλυση των τεσσάρων παραγόντων για το δείγμα φοιτητών που συμπλήρωσαν την έντυπη μορφή του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών, τα communalities (**σημείωση: τα αποτελέσματα πρέπει να ερμηνευθούν με επιφύλαξη, καθώς στα iterations υπήρξαν εκτιμήσεις communalities μεγαλύτερα της μονάδας) κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα για 13 ερωτήματα (από 0,036 έως 0,377) και από μέτρια ως υψηλά για τα υπόλοιπα 8 ερωτήματα (από 0,412 έως 0,999). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδόθηκε στους τέσσερις παράγοντες είναι 32,419%, ένα χαμηλό ποσοστό. Το κριτήριο χ^2 για το κατά πόσο η επίλυση ταιριάζει με τα αρχικά δεδομένα είναι στατιστικώς ασήμαντο ($\chi^2 = 156,523$, $df = 132$, $p > 0,05$). Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών, προέκυψαν 16% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σχετικά χαμηλό ποσοστό.

Μετά από την περιστροφή των αξόνων, τα ποσοστά της διασποράς που αποδόθηκαν σε καθέναν από τους παράγοντες είναι 11,225% για τον πρώτο, 10,429% για το δεύτερο, 5,993% για το τρίτο και 4,772% για τον τέταρτο. Σχετικά με την επίλυση των

τεσσάρων παραγόντων μετά την περιστροφή, στον πρώτο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση με 0,40) έχουν έξι ερωτήματα, τα οποία αφορούν στις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς και τις ενδοοικογενειακές σχέσεις (π.χ. «26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.», «21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.»). Στο δεύτερο παράγοντα, σημαντικές φορτίσεις έχουν πέντε ερωτήματα (και ένα επιπλέον έχει οριακή φόρτιση ίση με 0,39) που αναφέρονται στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Ο τρίτος παράγοντας έχει δύο ερωτήματα με σημαντικές φορτίσεις και ένα με οριακή φόρτιση (0,39) και αναφέρονται πάλι στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας. Ο τέταρτος παράγοντας έχει ένα ερώτημα με υψηλή φόρτιση, επομένως δεν μπορεί να ταυτοποιηθεί. Υπάρχουν επτά ερωτήματα τα οποία δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα.

Τέσσερις παράγοντες – διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Σχετικά με την επίλυση των τεσσάρων παραγόντων με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας στο διαδικτυακό δείγμα φοιτητών, τα communalities (υπήρχαν κάποια μεγαλύτερα της μονάδας στη διάρκεια των iterations) κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα για 11 ερωτήματα (από 0,053 έως 0,392) και από μέτρια έως υψηλά επίπεδα για τα υπόλοιπα 10 ερωτήματα (από 0,410 έως 0,855). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στους τέσσερις παράγοντες είναι 40,623%, ένα χαμηλό ποσοστό. Το κριτήριο χ^2 για την αντιστοιχία της επίλυσης με τα αρχικά δεδομένα είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 195,991$, $df = 132$, $p < 0,001$). Από την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε βάσει της επίλυσης από τον αρχικό πίνακα συναφειών προέκυψαν 11% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα χαμηλό ποσοστό.

Τα ποσοστά της διασποράς που αποδόθηκαν σε καθέναν από τους τέσσερις παράγοντες μετά την περιστροφή των αξόνων είναι 16,188% για τον πρώτο, 15,492% για το δεύτερο, 5,033% για τον τρίτο και 3,910% για τον τέταρτο. Σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση με 0,40) μετά την περιστροφή των αξόνων έχουν στον πρώτο παράγοντα εννέα ερωτήματα, τα οποία αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του

σπιτιού.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν επτά ερωτήματα που αναφέρονται στις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά, τις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς και τις σχέσεις μέσα στην οικογένεια (π.χ. «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.», «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.»). Ένα ερώτημα έχει φόρτιση που πλησιάζει το 0,40 (υπ' αριθμόν 17). Ο τρίτος παράγοντας έχει ένα ερώτημα με σημαντική φόρτιση και ο τέταρτος παράγοντας δύο ερωτήματα με σημαντικές φορτίσεις, επομένως οι δύο αυτοί παράγοντες δεν μπορούν να ταυτοποιηθούν.

Υπάρχουν τρία ερωτήματα με διπλές φορτίσεις (το ερώτημα 1 στον πρώτο και στον τέταρτο παράγοντα, το ερώτημα 2 στον πρώτο και στον τρίτο παράγοντα και το ερώτημα 5 στον πρώτο και στον τέταρτο παράγοντα). Πέντε ερωτήματα δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα, αν και ένα από αυτά έχει φόρτιση που πλησιάζει το 0,40 στο δεύτερο παράγοντα (υπ' αριθμόν 17).

Ανάλυση παραγόντων με 4 παράγοντες (μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας) για δύο δείγματα φοιτητών (έντυπο και διαδικτυακό)

Έντυπο ερωτηματολόγιο

Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Ερώτημα	Παράγοντας				Παράγοντας			
	1	2	3	4	1	2	3	4
1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.	,155	,389	,547	-,011	,412	,225	,323	,547
2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.	-,035	,144	,642	,076	,450	,026	,798	,123
3. Η μητέρα πρέπει να ζει για τα παιδιά της.	,251	,245	,256	,023	,313	,289	,318	,015
5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.	,088	,492	,393	,090	,600	,127	,132	,545
6. Όταν ο πατέρας πεθάνει, ο γιος πρέπει να παντρεύει την αδελφή του.	,092	,414	,125	,005	,643	-,022	,168	,188
7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.	,030	,711	,136	,011	,814	-,014	,016	,170
9. Ο πατέρας πρέπει να δίνει προίκα στην κόρη του.	,101	,343	,085	-,048	,489	,207	,068	-,041
10. Η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τη γνώμη του πατέρα σε ό,τι αφορά τα παιδιά.	,068	,671	,061	,042	,720	,015	,035	,020
11. Η μητέρα πρέπει να ψηφίζει ό,τι ψηφίζει ο πατέρας.	,032	,183	-,020	,029	,499	-,155	,239	,010
13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.	,059	,539	,372	-,072	,557	,119	,261	,131
14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.	,228	,047	-,032	,078	-,006	,165	-,018	,160
15. Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα.	,088	-,038	-,210	,058	-,212	,209	,011	,067
17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.	,427	,036	,094	,124	,076	,377	,001	,034
18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.	,322	-,069	-,062	,112	-,016	,469	,008	,006
19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.	,321	,060	-,012	,945	-,080	,629	,057	,074
21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.	,503	,140	-,013	,063	-,031	,746	,102	,025
22. Τα παιδιά έχουν την υποχρέωση να φροντίζουν τους γονείς όταν γεράσουν.	,563	,227	-,086	-,042	,156	,597	,082	,036
23. Τα παιδιά πρέπει να βοηθούν στις δουλειές του σπιτιού.	,208	-,002	-,194	-,015	-,173	,339	-,064	,037
25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.	,585	,107	-,127	-,032	,069	,789	,105	,038
26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.	,736	,059	,114	-,105	,110	,584	,025	,195
27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους.	,537	,215	,110	,172	,214	,446	-,035	,217

Τρεις παράγοντες – έντυπο ερωτηματολόγιο

Στη συνέχεια υπολογίστηκε επίλυση με τρεις παράγοντες με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (*maximum likelihood*) για το Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών στα δύο δείγματα φοιτητών. Για το δείγμα που συμπλήρωσε το έντυπο ερωτηματολόγιο, τα communalities κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα για 14 ερωτήματα

(από 0,034 έως 0,368) και σε ικανοποιητικά επίπεδα για τα υπόλοιπα 7 ερωτήματα (από 0,408 έως 0,532). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδόθηκε στους τρεις παράγοντες είναι 27,734%, ένα χαμηλό ποσοστό. Το κριτήριο χ^2 για την αντιστοιχία της επίλυσης με τα αρχικά δεδομένα είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 195,771$, $df = 150$, $p < 0,01$). Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε βάσει της επίλυσης από τον αρχικό πίνακα συναφειών προέκυψαν 20% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σχετικά χαμηλό ποσοστό.

Τα ποσοστά της διακύμανσης που αποδίδονται σε καθέναν από τους τρεις παράγοντες μετά την περιστροφή των αξόνων είναι 11,316% για τον πρώτο, 10,453% για το δεύτερο και 5,964% για τον τρίτο. Όσον αφορά στην παραγοντική δομή μετά την περιστροφή, στον πρώτο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν έξι ερωτήματα που αναφέρονται στις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς και στις σχέσεις μέσα στην οικογένεια (π.χ. «26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.», «21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν πέντε ερωτήματα (ένα επιπλέον ερώτημα έχει φόρτιση που πλησιάζει το 0,40) που αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Ο τρίτος παράγοντας έχει τρία ερωτήματα με σημαντικές φορτίσεις που αναφέρονται πάλι στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας.

Υπάρχει ένα ερώτημα με διπλή φόρτιση, ενώ οκτώ ερωτήματα δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα.

Τρεις παράγοντες – διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Στη συνέχεια έγινε ανάλυση παραγόντων με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας με ορθόγωνη περιστροφή των αξόνων (Varimax) για το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (δείγμα φοιτητών). Τα communalities κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα για 12 ερωτήματα (από 0,036 έως 0,399) και σε μέτρια προς υψηλά επίπεδα για τα υπόλοιπα 9 ερωτήματα (από 0,413 έως 0,999) (υπήρχαν communalities μεγαλύτερα της μονάδας στη διάρκεια των iterations). Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδίδεται στους τρεις παράγοντες είναι 38,828%, δηλαδή σχετικά χαμηλό. Το κριτήριο χ^2 για την αντιστοιχία των αρχικών δεδομένων με την επίλυση

είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 253,474$, $df = 150$, $p < 0,001$). Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών, προέκυψαν 16% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σχετικά χαμηλό ποσοστό.

Τα ποσοστά της διασποράς που αποδίδονται σε καθέναν από τους τρεις παράγοντες μετά την περιστροφή των αξόνων είναι 18,370% για τον πρώτο, 15,696% για το δεύτερο και 4,762% για τον τρίτο. Σχετικά με την επίλυση των τριών παραγόντων μετά την περιστροφή, σημαντικές φορτίσεις στον πρώτο παράγοντα έχουν εννέα ερωτήματα που αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν επτά ερωτήματα (και ένα επιπλέον ερώτημα με φόρτιση που πλησιάζει το 0,40) που αναφέρονται στις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά, των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς και τις σχέσεις μέσα στην οικογένεια (π.χ. «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.», «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.»). Ο τρίτος παράγοντας έχει ένα ερώτημα με σημαντική φόρτιση, επομένως δεν μπορεί να ταυτοποιηθεί.

Υπάρχει ένα ερώτημα με διπλή φόρτιση (το ερώτημα 2 φορτίζει στον πρώτο και στον τρίτο παράγοντα), ενώ πέντε ερωτήματα δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα (ένα από αυτά έχει μία φόρτιση κοντά στο 0,40).

Ανάλυση παραγόντων με 3 παράγοντες για τις οικογενειακές αξίες με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας για δύο δείγματα φοιτητών (έντυπο και διαδικτυακό)

	Έντυπο ερωτηματολόγιο			Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο		
	Παράγοντας			Παράγοντας		
	1	2	3	1	2	3
1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.	,171	,387	,541	,569	,267	,257
2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.	-,008	,142	,643	,521	,002	,853
3. Η μητέρα πρέπει να ζει για τα παιδιά της.	,266	,246	,249	,333	,276	,270
5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.	,110	,486	,400	,719	,168	,080
6. Όταν ο πατέρας πεθάνει, ο γιος πρέπει να παντρεύει την αδελφή του.	,085	,420	,119	,690	-,023	,100
7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.	,026	,716	,135	,829	-,023	-,038
9. Ο πατέρας πρέπει να δίνει προίκα στην κόρη του.	,093	,345	,079	,454	,179	,040
10. Η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τη γνώμη του πατέρα σε ό,τι αφορά τα παιδιά.	,070	,666	,068	,684	-,009	-,002
11. Η μητέρα πρέπει να ψηφίζει ό,τι ψηφίζει ο πατέρας.	,037	,181	-,017	,500	-,170	,173
13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.	,059	,538	,365	,586	,113	,208
14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.	,247	,041	-,029	,042	,184	-,026
15. Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα.	,090	-,039	-,208	-,181	,225	,015
17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.	,450	,033	,088	,086	,376	-,012
18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.	,345	-,075	-,062	-,015	,467	,021
19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.	,360	,052	,033	-,050	,636	,075
21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.	,519	,139	-,024	-,014	,743	,105
22. Τα παιδιά έχουν την υποχρέωση να φροντίζουν τους γονείς όταν γεράσουν.	,549	,234	-,110	,165	,588	,078
23. Τα παιδιά πρέπει να βοηθούν στις δουλειές του σπιτιού.	,204	-,002	-,200	-,161	,348	-,037
25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.	,566	,116	-,153	,083	,780	,116
26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.	,690	,085	,063	,163	,598	,028
27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους.	,556	,217	,100	,269	,461	-,033

Δύο παράγοντες - έντυπο ερωτηματολόγιο

Σχετικά με την ανάλυση παραγόντων με δύο παράγοντες με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (*maximum likelihood*) για το δείγμα των φοιτητών που συμπλήρωσαν το έντυπο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, τα communalities κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα για 16 ερωτήματα (από 0,023 έως 0,363) και σε ικανοποιητικά επίπεδα

(από 0,400 έως 0,463) για τα υπόλοιπα 5 ερωτήματα. Το συνολικό ποσοστό της διασποράς που αποδόθηκε στους δύο παράγοντες είναι 24,589%, δηλαδή χαμηλό ποσοστό. Το κριτήριο χ^2 για την αντιστοιχία της επίλυσης με τα αρχικά δεδομένα είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 253,055$, $df = 169$, $p < 0,001$). Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών προέκυψαν 30% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, ένα σχετικά σημαντικό ποσοστό.

Τα ποσοστά της διασποράς που αποδίδονται στον κάθε παράγοντα μετά την περιστροφή των αξόνων είναι 13,419% για τον πρώτο και 11,170% για το δεύτερο. Σχετικά με την παραγοντική δομή για το έντυπο Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών μετά την περιστροφή των αξόνων, ο πρώτος παράγοντας έχει επτά ερωτήματα με σημαντικές φορτίσεις (με απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40) τα οποία αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν έξι ερωτήματα που αναφέρονται στις υποχρεώσεις των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς και στις σχέσεις μέσα στην οικογένεια (π.χ. «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.», «21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.»).

Οκτώ ερωτήματα δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα, ενώ δεν υπάρχουν ερωτήματα με διπλές φορτίσεις.

Δύο παράγοντες – διαδικτυακό ερωτηματολόγιο

Στην ανάλυση παραγόντων με δύο παράγοντες για το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών (δείγμα φοιτητών) με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (*maximum likelihood*), τα communalities κυμάνθηκαν σε χαμηλά επίπεδα (από 0,033 έως 0,379) για 11 ερωτήματα και σε ικανοποιητικά επίπεδα (από 0,401 έως 0,628) για τα υπόλοιπα 10 ερωτήματα. Το συνολικό ποσοστό της διακύμανσης που αποδίδεται στους δύο παράγοντες είναι 35,248%, ένα ικανοποιητικό ποσοστό. Το κριτήριο χ^2 για την αντιστοιχία της επίλυσης με τα αρχικά δεδομένα είναι στατιστικώς σημαντικό ($\chi^2 = 322,382$, $df = 169$, $p < 0,001$). Μετά την αφαίρεση του πίνακα συναφειών των 21 ερωτημάτων όπως εκτιμήθηκε με βάση την επίλυση από τον αρχικό πίνακα συναφειών

προέκυψαν 24% σημαντικά υπόλοιπα με απόλυτες τιμές μεγαλύτερες του 0,05, δηλαδή ένα σχετικά χαμηλό ποσοστό.

Τα ποσοστά της διασποράς που αποδόθηκαν σε κάθε παράγοντα μετά την περιστροφή των αξόνων είναι 19,492% για τον πρώτο και 15,756% για το δεύτερο παράγοντα. Σχετικά με την παραγοντική δομή των οικογενειακών αξιών στο διαδικτυακό δείγμα φοιτητών, ο πρώτος παράγοντας έχει εννέα ερωτήματα με σημαντικές φορτίσεις (απόλυτη τιμή μεγαλύτερη ή ίση του 0,40) και ένα ερώτημα με φόρτιση κοντά στην τιμή 0,40. Τα ερωτήματα που φορτίζουν στον παράγοντα αυτόν αφορούν στους ιεραρχικούς ρόλους του πατέρα και της μητέρας (π.χ. «5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.», «7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.»). Στο δεύτερο παράγοντα σημαντικές φορτίσεις έχουν επτά ερωτήματα που αφορούν στις υποχρεώσεις των γονέων προς τα παιδιά, των παιδιών προς την οικογένεια και τους συγγενείς και τις σχέσεις μέσα στην οικογένεια (π.χ. «25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.», «19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.»).

Υπάρχουν πέντε ερωτήματα που δεν έχουν σημαντική φόρτιση σε κανένα παράγοντα (ένα από αυτά έχει οριακή φόρτιση με τιμή 0,39), ενώ δεν υπάρχουν ερωτήματα με διπλές φορτίσεις.

Ανάλυση παραγόντων με 2 παράγοντες για τις οικογενειακές αξίες με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας για δύο δείγματα φοιτητών (έντυπο και διαδικτυακό)

Ερώτημα	Έντυπο ερωτηματολόγιο		Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο	
	Παράγοντας		Παράγοντας	
	1	2	1	2
1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας.	,625	,093	,622	,274
2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι.	,450	-,097	,629	,080
3. Η μητέρα πρέπει να ζει για τα παιδιά της.	,358	,232	,388	,291
5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού.	,637	,061	,732	,152
6. Όταν ο πατέρας πεθάνει, ο γιος πρέπει να παντρεύει την αδελφή του.	,424	,084	,701	-,034
7. Η μητέρα πρέπει να δέχεται τις αποφάσεις του πατέρα.	,645	,045	,781	-,046
9. Ο πατέρας πρέπει να δίνει προίκα στην κόρη του.	,344	,092	,455	,168
10. Η μητέρα πρέπει να συμφωνεί με τη γνώμη του πατέρα σε ό,τι αφορά τα παιδιά.	,574	,095	,661	-,028
11. Η μητέρα πρέπει να ψηφίζει ό,τι ψηφίζει ο πατέρας.	,143	,050	,534	-,168
13. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο χρηματοδότης της οικογένειας.	,660	,021	,623	,116
14. Οι γονείς δεν πρέπει να μαλώνουν μπροστά στα παιδιά.	,032	,251	,041	,178
15. Η μόρφωση και η επαγγελματική κατάρτιση αποτελούν την καλύτερη προίκα για τη γυναίκα.	-,147	,125	-,165	,230
17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια.	,104	,427	,091	,368
18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι.	-,079	,350	-,009	,468
19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά.	,077	,358	-,035	,644
21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας.	,130	,524	,015	,751
22. Τα παιδιά έχουν την υποχρέωση να φροντίζουν τους γονείς όταν γεράσουν.	,163	,567	,183	,588
23. Τα παιδιά πρέπει να βοηθούν στις δουλειές του σπιτιού.	-,102	,233	-,166	,347
25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους.	,047	,585	,109	,785
26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς.	,142	,665	,172	,590
27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους.	,263	,542	,253	,445

Σύγκριση παραγοντικών δομών (μέθοδος μεγίστης πιθανοφάνειας) για το έντυπο και το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο μέσω δεικτών συμφωνίας Tucker's Φ

Στο σημείο αυτό εξετάστηκε το ερώτημα κατά πόσο οι παραγοντικές δομές που υπολογίστηκαν με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας μοιάζουν ή διαφέρουν στις δύο μορφές χορήγησης (έντυπο και διαδικτυακό) του Ερωτηματολογίου Οικογενειακών Αξιών. Για το σκοπό αυτό υπολογίστηκαν οι δείκτες συμφωνίας (*congruence coefficients*) Tucker's Φ για όλους τους δυαδικούς συνδυασμούς παραγόντων του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου, χωριστά για την επίλυση με δύο, τρεις και τέσσερις παράγοντες.

Για τις επιλύσεις των δύο παραγόντων στο έντυπο και στο διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, οι δείκτες Tucker's Φ μεταξύ όλων των ζευγών παραγόντων των δύο μορφών χορήγησης παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα.

Δείκτες Tucker's Φ για τις επιλύσεις 2 παραγόντων

		Έντυπο ερωτηματολόγιο	
		Παράγοντας	
Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο	Παράγοντας	1	2
		1	0,97
	2	0,29	0,94

Παρατηρείται ότι ο πρώτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με τον πρώτο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's Φ = 0,97) και ο δεύτερος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με το δεύτερο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's Φ = 0,94).

Για τις παραγοντικές δομές με τρεις παράγοντες για το έντυπο και το διαδικτυακό Ερωτηματολόγιο Οικογενειακών Αξιών, οι δείκτες συμφωνίας παρουσιάζονται παρακάτω.

Δείκτες Tucker's Φ για τις επιλύσεις 3 παραγόντων

		Έντυπο ερωτηματολόγιο			
		Παράγοντας			
Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο	Παράγοντας	1	2	3	
		1	0,28	0,95	0,72
		2	0,95	0,30	0,06
	3	0,21	0,36	0,75	

Παρατηρείται ότι ο πρώτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με το δεύτερο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's Φ = 0,95) και ο δεύτερος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με τον πρώτο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's Φ = 0,95). Ο τρίτος παράγοντας του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου δεν μοιάζουν με κανέναν άλλο παράγοντα.

Για τις επιλύσεις των τεσσάρων παραγόντων οι δείκτες συμφωνίας για τις δύο μορφές χορήγησης είναι οι εξής:

Δείκτες Tucker's Φ για τις επιλύσεις 4 παραγόντων

		Έντυπο ερωτηματολόγιο Παράγοντας			
		1	2	3	4
Διαδικτυακό ερωτηματολόγιο Παράγοντας	1	0,23	0,95	0,68	0,01
	2	0,95	0,30	0,08	0,40
	3	0,21	0,48	<i>0,81</i>	0,11
	4	0,41	0,64	0,69	0,17

Παρατηρείται ότι ο πρώτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με το δεύτερο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,95$) και ο δεύτερος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου είναι όμοιος με τον πρώτο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,95$). Ο τρίτος παράγοντας του εντύπου ερωτηματολογίου παρουσιάζει κάποια ομοιότητα με τον τρίτο παράγοντα του διαδικτυακού ερωτηματολογίου (Tucker's $\Phi = 0,81$), ενώ ο τέταρτος παράγοντας του εντύπου και του διαδικτυακού ερωτηματολογίου δεν μοιάζουν με κανέναν άλλο παράγοντα.

Παράρτημα Γ

Ερωτηματολόγια της έρευνας

Παρουσιάζονται τα ερωτηματολόγια της έρευνας, οι σωστές απαντήσεις των τεστ γνώσεων, καθώς και ο τρόπος χειρισμού των διπλών εγγραφών στο αρχείο δεδομένων του διαδικτυακού ερωτηματολογίου

Η έρευνα αυτή διεξάγεται από το Τμήμα Ψυχολογίας του Πανεπιστημίου Αθηνών και αποτελεί μέρος γενικότερης έρευνας με στόχο τη σύγκριση δεδομένων προσωπικότητας ενηλίκων του ελληνικού πληθυσμού σε σχέση με δεδομένα άλλων χωρών.

Ίσως να έχετε μέχρι τώρα συμπληρώσει πολλά ερωτηματολόγια προσωπικότητας. Είναι βέβαιο ότι σε πολλά σημεία του και το παρόν ερωτηματολόγιο θα σας φανεί βαρετό, όμως τα επιστημονικά δεδομένα και συμπεράσματα προκύπτουν μέσα από βαρετές διαδικασίες. Σας παρακαλούμε να διαθέσετε 30 λεπτά από το χρόνο σας παίρνοντας μέρος σ' αυτή τη σημαντική για την επιστήμη μας έρευνα.

Ευχαριστούμε για τη συνεργασία σας!

Ερωτηματολόγιο προσωπικότητας

Το ερωτηματολόγιο αυτό περιλαμβάνει ερωτήσεις προσωπικότητας, κάποια δημογραφικά στοιχεία, καθώς και κάποιους γρίφους. Οι απαντήσεις σου είναι αυστηρώς ανώνυμες και δεν υπάρχουν πουθενά ερωτήσεις για προσωπικά στοιχεία.

Παρακαλώ να μην αφήσεις καμία ερώτηση αναπάντητη.

Ερωτηματολόγιο Α1

ΟΔΗΓΙΕΣ: Πιο κάτω υπάρχουν φράσεις που οι άνθρωποι συνηθίζουν να χρησιμοποιούν για να περιγράψουν τον εαυτό τους. Διαβάστε κάθε φράση και μετά βάλτε σε κύκλο τον αντίστοιχο αριθμό στα δεξιά της φράσης για να δείξετε πώς αισθάνεστε τώρα, δηλαδή **αυτή τη στιγμή**. Δεν υπάρχουν σωστές ή λανθασμένες απαντήσεις. Μη ξοδεύετε πολλή ώρα για κάθε μια φράση, αλλά δώστε την απάντηση που φαίνεται να ταιριάζει πιο καλά σ' αυτό που αισθάνεστε **τόρα**.

	ΚΑΘΟΛΟΥ	ΚΑΠΩΣ	ΜΕΤΡΙΑ	ΠΑΡΑ ΠΟΛΥ
1. Αισθάνομαι ήρεμος	1	2	3	4
2. Αισθάνομαι ασφαλής	1	2	3	4
3. Νιώθω μια εσωτερική ένταση	1	2	3	4
4. Έχω αγωνία	1	2	3	4
5. Αισθάνομαι άνετα	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
13. Αισθάνομαι ήσυχος	1	2	3	4
14. Βρίσκομαι σε διέγερση	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
19. Αισθάνομαι υπερένταση	1	2	3	4
20. Αισθάνομαι ευχάριστα	1	2	3	4

ΔΕΙΓΜΑ

ΔΕΙΓΜΑ

Ερωτηματολόγιο Α2

ΟΔΗΓΙΕΣ: Πιο κάτω υπάρχει ένας αριθμός φράσεων που οι άνθρωποι συνηθίζουν να χρησιμοποιούν για να περιγράψουν τον εαυτό τους. Διαβάστε κάθε φράση και μετά βάλτε σε κύκλο τον αντίστοιχο αριθμό στα δεξιά της φράσης για να δείξετε πώς αισθάνεστε *συνήθως*. Δεν υπάρχουν σωστές ή λανθασμένες απαντήσεις. Μη ξοδεύετε πολλή ώρα για κάθε μια φράση, αλλά δώστε την απάντηση που φαίνεται να περιγράφει πώς αισθάνεστε *γενικά*.

	ΣΧΕΔΟΝ ΠΟΤΕ	ΜΕΡΙΚΕΣ ΦΟΡΕΣ	ΣΥΧΝΑ	ΣΧΕΔΟΝ ΠΑΝΤΟΤΕ
1. Αισθάνομαι ευχάριστα	1	2	3	4
2. Κουράζομαι εύκολα	1	2	3	4
3. Βρίσκομαι σε συνεχή αγωνία	1	2	3	4
4. Εύχομαι να μπορούσα να είμαι τόσο ευτυχισμένος όσο οι άλλοι φαίνονται να είναι	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
	1	2	3	4
15. Βρίσκομαι σε υπερδιέγερση	1	2	3	4
16. Είμαι ικανοποιημένος	1	2	3	4
17. Κάποια ασήμαντη σκέψη μου περνά από το μυαλό και μ' ενοχλεί	1	2	3	4
18. Παίρνω τις απογοητεύσεις τόσο πολύ στα σοβαρά ώστε δεν μπορώ να τις διώξω από τη σκέψη μου	1	2	3	4
19. Είμαι ένας σταθερός χαρακτήρας	1	2	3	4
20. Έρχομαι σε μια κατάσταση έντασης ή αναστάτωσης όταν σκέφτομαι τις τρέχουσες ασχολίες και τα ενδιαφέροντά μου	1	2	3	4

ΔΕΙΓΜΑ

Ερωτηματολόγιο Β

Δίπλα σε κάθε φράση, βάλε σε κύκλο έναν αριθμό (1 ως 4), σύμφωνα με την πιο κάτω κλίμακα.

Διαφωνώ	Μάλλον Διαφωνώ	Μάλλον Συμφωνώ	Συμφωνώ
1	2	3	4

1. Ο πατέρας πρέπει να είναι ο αρχηγός της οικογένειας. 1 2 3 4

2. Η θέση της μητέρας είναι στο σπίτι. 1 2 3 4

3. Η μητέρα πρέπει να ζει για τα παιδιά της. 1 2 3 4

4. Προκειμένου να μειωθεί η εγκληματικότητα, τα δικαστήρια θα έπρεπε να επιβάλλουν αυστηρότερες ποινές στους εγκληματίες. 1 2 3 4

5. Ο πατέρας πρέπει να κουμαντάρει τα χρήματα του σπιτιού. 1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

1 2 3 4

17. Τα προβλήματα της οικογένειας λύνονται μέσα στην οικογένεια. 1 2 3 4

18. Πρέπει να είμαστε φιλότιμοι. 1 2 3 4

19. Οι γονείς πρέπει να μαθαίνουν στα παιδιά να φέρονται σωστά. 1 2 3 4

20. Στην περίπτωση που εργάζονται και οι δύο σύζυγοι θα πρέπει να υπάρχει ίση κατανομή της εργασίας στις δουλειές του σπιτιού και στη φροντίδα των παιδιών. 1 2 3 4

21. Πρέπει να τιμούμε και να προστατεύουμε την οικογένειά μας. 1 2 3 4

22. Τα παιδιά έχουν την υποχρέωση να φροντίζουν τους γονείς όταν γεράσουν. 1 2 3 4

23. Τα παιδιά πρέπει να βοηθούν στις δουλειές του σπιτιού. 1 2 3 4

24. Δεν υπάρχουν αρκετές γυναίκες σε υπεύθυνες θέσεις στην κυβέρνηση και στις ιδιωτικές επιχειρήσεις. 1 2 3 4

25. Τα παιδιά πρέπει να σέβονται τους παππούδες τους. 1 2 3 4

26. Τα παιδιά πρέπει να διατηρούν καλές σχέσεις με τους συγγενείς. 1 2 3 4

27. Τα παιδιά πρέπει να υπακούουν τους γονείς τους. 1 2 3 4

28. Ιδανικά θα έπρεπε ο αριθμός των γυναικών σε σημαντικές θέσεις στην κυβέρνηση και στις επιχειρήσεις να είναι ο ίδιος με τον αριθμό των ανδρών. 1 2 3 4

ΔΕΙΓΜΑ

Ερωτηματολόγιο Γ (συνέχεια)

35. Ανησυχείς ότι μπορεί να σου συμβούν φοβερά πράγματα;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
36. Έχεις καταστρέψει ή χάσει ποτέ κάτι που ανήκε σε άλλον;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
37. Παίρνεις πρωτοβουλία για να κάνεις καινούργιους φίλους;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
38. Μπορείς εύκολα να καταλάβεις πώς αισθάνονται οι άνθρωποι όταν σου λένε τα βάσανά τους;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
39. Θα έλεγες ότι είσαι άτομο που το χαρακτηρίζει η υπερένταση;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
40. Μένεις τον περισσότερο χρόνο σιωπηλός, όταν βρίσκεσαι με άλλους ανθρώπους;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
	ΝΑΙ	ΟΧΙ
55. Έχεις ποτέ κλέψει σε παιχνίδι;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
56. Σου αρέσουν οι καταστάσεις όπου πρέπει να ενεργείς γρήγορα;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
57. Είναι (ή ήταν) η μητέρα σου μια καλή γυναίκα;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
58. Βρίσκεις ότι συχνά η ζωή είναι χωρίς ενδιαφέρον;	ΝΑΙ	ΟΧΙ
59. Σου έτυχε ποτέ να εκμεταλλευτείς κάποιον;	ΝΑΙ	ΟΧΙ

ΔΕΙΓΜΑ

Παρακαλώ να απαντήσεις και στις παρακάτω ερωτήσεις σημειώνοντας το αντίστοιχο κυκλάκι ή γράφοντας στο κενό πλαίσιο που αντιστοιχεί στην ερώτηση

1. Φύλο: Άνδρας Γυναίκα

2. Έτος γέννησης:

3. Είσαι φοιτητής/φοιτήτρια; Ναι Όχι

Αν απάντησες «Ναι», συνέχισε με την ερώτηση 4, αν απάντησες «Όχι», συνέχισε με την ερώτηση 10.

4.

5.

6.

7.

8.

9.

10.

11.

12.

ΔΕΙΓΜΑ

13. Στον παρακάτω πίνακα σημείωσε το ανώτερο επίπεδο γραμματικών γνώσεων για κάθε γονέα (και το δικό σου, αν δεν είσαι φοιτητής):

Επίπεδο γραμματικών γνώσεων	Πατέρας	Μητέρα	Δικό μου
Μερικές τάξεις του δημοτικού σχολείου	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Δημοτικό	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Μία ή δύο τάξεις γυμνασίου	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Γυμνάσιο (τρεις τάξεις)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Λύκειο (ή εξατάξιο γυμνάσιο)	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Ανώτερη Σχολή - ΤΕΙ	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
Πανεπιστήμιο/Πολυτεχνείο	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>

14. Τι δουλειά κάνει ο πατέρας σου;

15. Τι δουλειά κάνει η μητέρα σου;

16. Ποιος είναι ο τόπος της μόνιμης κατοικίας σου; Σημείωσε τον Νομό και την Πόλη/ Κωμόπολη/ Χωριό (π.χ. Νομός Αχαΐας, Πάτρα)

17. Σημείωσε τον αριθμό δωματίων του σπιτιού σου (χωρίς την κουζίνα και το μπάνιο) στη μόνιμη κατοικία σου

18. Κάθε πότε πηγαίνεις διακοπές;

19. Πού πηγαίνεις συνήθως για διακοπές (π.χ. στο σπίτι μας στο χωριό, σε ξενοδοχείο σε ελληνικό νησί, κατασκήνωση, στο εξωτερικό...);

20. Πόσες ημέρες διαρκούν συνήθως οι διακοπές σου;

Ερωτηματολόγιο Δ

Παρακάτω υπάρχουν 15 σειρές αριθμών που συμβολίζονται με τα γράμματα Α έως Ο. Γράψε στο κουτάκι που υπάρχει στα δεξιά της κάθε σειράς τον αριθμό που πιστεύεις ότι συμπληρώνει ως λογική συνέχεια τη συγκεκριμένη σειρά αριθμών. Αν δεν γνωρίζεις την απάντηση, γράψε στο κουτάκι ΔΑ (δεν απαντώ).

A.	6	10	14	18	22	<input type="text"/>
B.						<input type="text"/>
Γ.						<input type="text"/>
Δ.						<input type="text"/>
Ε.						<input type="text"/>
Z.	ΔΕΙΓΜΑ					<input type="text"/>
H.						<input type="text"/>
Θ.						<input type="text"/>
I.						<input type="text"/>
K.						<input type="text"/>
Λ.	1	11	2	23	4	<input type="text"/>
M.	2	9	4	25	6	<input type="text"/>
N.	3	6	5	12	11	<input type="text"/>
Ξ.	15	5	8	24	21	<input type="text"/>
O.	5	12	9	30	13	<input type="text"/>

Ερωτηματολόγιο Ε

Παρακάτω υπάρχουν κάποια θέματα (1 έως 12), όπου από κάθε θέμα λείπουν δύο λέξεις. Στις ζητούμενες λέξεις του κάθε θέματος τα "X" και "Ψ" συμβολίζουν τα γράμματα κάθε λέξης. Στην αρχή κάθε θέματος υπάρχει ένα παράδειγμα μέσα σε παρένθεση. Γράψε τις δύο λέξεις που λείπουν στο κενό πλαίσιο που ακολουθεί κάθε θέμα, χωρισμένες με κόμμα. Αν δεν γνωρίζεις την απάντηση γράψε ΔΑ (δεν απαντώ).

1. **ΠΡΟΣΘΕΣΗ ΦΩΝΗΗΤΟΣ (π.χ. Αυτός, εαυτός):** Παρά την κρίση ... το μαγαζί του Γιώργου είναι στην κεντρική XXXXXXXX και έχει πάντα μεγάλη XΨXXXXXX.

2.

3.

4.

ΔΕΙΓΜΑ

5.

6.

7. **ΑΛΛΑΓΗ ΦΩΝΗΗΤΟΣ (π.χ. Μπάρρα, μπόρα):** Καλοκαιρινές αναμνήσεις. Στις διακοπές μας στη XXXX επισκεφτήκαμε κι έναν παραδοσιακό XΨXX.

8. **ΑΛΛΑΓΗ ΑΡΧΙΚΟΥ ΣΥΜΦΩΝΟΥ (π.χ. Κράμα, πράμα):** Καλό ... αλλά τεράστιο. Βάλε σε παρακαλώ αυτό το XXXX στην αποθήκη, πιάνει πολύ ΨXXX.

9. **ΑΛΛΑΓΗ ΦΩΝΗΗΤΟΣ (π.χ. Μπάρρα, μπόρα):** Άνεμοι 10 μποφόρ... έχουν προκαλέσει XXXX στα δρομολόγια των πλοίων. Η XΨXX και η Λέσβος είναι αποκλεισμένες για τρίτη μέρα.

10. **ΑΦΑΙΡΕΣΗ ΑΡΧΙΚΟΥ ΣΥΜΦΩΝΟΥ (π.χ. Σπόρος, πόρος):** Ο υπάλληλος ήταν ΨXXXX ότι αυτό είναι το μόνο κινητό με οθόνη XXXX.

11. **ΑΦΑΙΡΕΣΗ ΦΩΝΗΗΤΟΣ (π.χ. Εμπρός, μπρος):** Καθίζηση στις πωλήσεις. Είναι XXXΨXXXXX πλέον η άποψη ότι η αγορά αυτοκινήτων στη χώρα μας είναι XXXXXXXX.

12. **ΜΕΤΑΘΕΣΗ ΤΟΝΟΥ (π.χ. Ζήτω, ζητώ):** Ο πατέρας μου είναι από τα XXXXX και η μητέρα μου από τα XXXXX του Πηλίου.

Ερωματολόγιο Ζ

Απάντησε στις ερωτήσεις 1 έως 5 που ακολουθούν, επιλέγοντας μία από τις εναλλακτικές απαντήσεις Α έως Ε για να συμπληρώσεις την πρόταση, σημειώνοντας το κυκλάκι δίπλα στο γράμμα που αντιστοιχεί στην επιλογή σου. Αν δεν γνωρίζεις την απάντηση, επέλεξε το Ζ «Δεν απαντώ». Ακολουθεί ένα παράδειγμα, στο οποίο η σωστή απάντηση είναι η εναλλακτική επιλογή Β.

Παράδειγμα

- Π1** ... είναι για το γαβγίζω ό,τι η γάτα για ...
- A** Το νιαουρίζω _____ το γατάκι
 - B** Ο σκύλος _____ το νιαουρίζω
 - Γ** Ο σκύλος _____ το γρατζουνώ
 - Δ** Η φώκια _____ το γατάκι
 - E** Το δέντρο _____ το γρατζουνώ
 - Z** Δεν απαντώ

ΔΕΙΓΜΑ

- 4** ... είναι για το τροπικό ό,τι το κρύο για ...
- A** Η ζούγκλα _____ το αρκτικό
 - B** Η ζέστη _____ το αρκτικό
 - Γ** Η ζέστη _____ τον πάγο
 - Δ** Η ζούγκλα _____ το πολικό
 - E** Ο ισημερινός _____ το πολικό
 - Z** Δεν απαντώ

- 5** ... είναι για την ώρα ό,τι το γραμμάριο για ...
- A** Ο χρόνος _____ τη μέτρηση
 - B** Το ρολόι _____ το βάρος
 - Γ** Το λεπτό _____ το κιλό
 - Δ** Το ρολόι _____ τη ζυγαριά
 - E** Η ημέρα _____ το κιλό
 - Z** Δεν απαντώ

Ευχαριστούμε πολύ για τη συνεργασία!!!

Σωστές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών

Ερώτηση							Σωστή απάντηση
A.	6	10	14	18	22	26
Προσθέτουμε τον αριθμό 4 για να βρούμε τον επόμενο αριθμό							
B.							32
Δυν επί							γούμενο αριθμό
Γ.							40
Αφ και							δύο αριθμούς
Δ.							48
9*3							
E.	ΔΕΙΓΜΑ						49
α) 4 β) 2							
Z.							48
2*6							
H.							10
7*7							
Θ.							27
2+3							
I.	5	15	35	65	105	155
5+10=15, 15+20=35, 35+30=65, 65+40=105, 105+50=155							
K.	2	5	1	4	0	3
Διαδοχικά προσθέτουμε 3 και αφαιρούμε 4							
Λ.	1	11	2	23	4	45 ή 46
α) 1*10=10, 10+1=11 β) 2*10=20, 20+3=23 γ) 4*10=40, 40+5=45						ή	
α) 1→11 β) 2→22+1=23 γ) 4→44+2=46							
M.	2	9	4	25	6	49
2+1=3, 3*3=9, 4+1=5, 5*5=25, 6+1=7, 7*7=49							
N.	3	6	5	12	11	30
3-1=2, 2*3=6, 6-1=5, 5-1=4, 4*3=12, 12-1=11, 11-1=10, 10*3=30							
Ξ.	15	5	8	24	21	7
15/3=5, 5+3=8, 8*3=24, 24-3=21, 21/3=7 (διαίρεση, πρόσθεση, πολλαπλασιασμός, αφαίρεση)							
O.	5	12	9	30	13	56
2+3=5 3*4=12 4+5=9 5*6=30 6+7=13 7*8=56							

Σωστές απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων (γρίφοι)

Ερώτηση 1: πλατεία, πελατεία

Ερώτηση 2: θεά, θεία

Ερώτηση 3:

Ερώτηση 4:

Ερώτηση 5:

Ερώτηση 6:

Ερώτηση 7:

Ερώτηση 8:

Ερώτηση 9:

Ερώτηση 10

Ερώτηση 11: παγιωμένη, παγωμένη

Ερώτηση 12: Χανιά, Χάνια

ΔΕΙΓΜΑ

Σωστές απαντήσεις στο τεστ λεκτικής λογικής σκέψης (αναλογίες)

Ερώτηση 1: Ε

Ερώτηση 2:

Ερώτηση 3:

Ερώτηση 4:

Ερώτηση 5: Γ

ΔΕΙΓΜΑ

Διπλές εγγραφές

Για τη διαδικτυακή συνθήκη χορήγησης του ερωτηματολογίου, διαγράφηκαν κάποιοι συμμετέχοντες που φαινόταν ότι είχαν συμπληρώσει ξανά το ερωτηματολόγιο (διπλές εγγραφές). Ένα άτομο θεωρήθηκε ότι είναι το ίδιο με κάποιο άλλο άτομο που είχε συμπληρώσει το διαδικτυακό ερωτηματολόγιο, αν είχε τα ίδια δημογραφικά στοιχεία με το άλλο αυτό άτομο και είχε την ίδια διεύθυνση IP. Για παράδειγμα, έστω ότι το άτομο υπ'αριθμόν 1 (συμπλήρωσε πρώτος το ερωτηματολόγιο) είχε δηλώσει ότι ήταν άνδρας, γεννημένος το έτος 1980, δεν ήταν φοιτητής, εργαζόταν ως ιδιωτικός υπάλληλος για 10 χρόνια, ο πατέρας και η μητέρα του είχαν τελειώσει το λύκειο, ο ίδιος είχε τελειώσει το πανεπιστήμιο, ο πατέρας και η μητέρα του ήταν συνταξιούχοι, έμενε μόνιμα στην Αθήνα, είχε 4 δωμάτια στη μόνιμη κατοικία του, πήγαινε κάθε χρόνο διακοπές σε κάποιο ελληνικό νησί για 10 ημέρες και η διεύθυνση IP από όπου είχε συμπληρώσει το ερωτηματολόγιο ήταν "47.183.156.243". Αν υπήρχε στο αρχείο δεδομένων κάποιο άλλο άτομο με τα ίδια αυτά στοιχεία, τότε το ένα από τα δύο άτομα θα διαγραφόταν. Από τα δύο αυτά άτομα, στο τελικό αρχείο δεδομένων θα παρέμενε το άτομο που είχε τα λιγότερα απόντα στοιχεία (missing values) ως προς τα κυρίως ερωτηματολόγια της έρευνας (ερωτηματολόγια αυτοαναφοράς και τεστ γνώσεων).

Παράρτημα Δ

Σύγκριση φοιτητών και μη-φοιτητών της διαδικτυακής συνθήκης χορήγησης ως προς τους μέσους όρους των ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς

Πίνακας 1. Σύγκριση μέσων όρων φοιτητών και μη-φοιτητών (διαδικτυακό δείγμα) ως προς το STAI

Ερώτημα		N	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	t-τιμή	βαθμοί ελευθερίας (df)	Στατιστική σημαντικότητα (p)
ss1	φοιτητές	316	2,84	0,82	1,930	149,558	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,64	0,91			
ss2	φοιτητές	316	3,06	0,85	2,663	412	<0,01
	μη-φοιτητές	98	2,80	0,93			
ss3	φοιτητές	316	2,49	0,99	,880	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,39	0,96			
ss4	φοιτητές	316	2,23	0,97	-,159	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,24	1,01			
ss5	φοιτητές	316	2,92	0,88	1,680	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,74	0,93			
ss6	φοιτητές	316	1,80	0,91	-,541	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,86	1,02			
ss7	φοιτητές	316	2,31	1,06	1,185	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,17	1,14			
ss8	φοιτητές	316	2,27	0,94	,042	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,27	0,93			
ss9	φοιτητές	316	2,34	0,93	-1,486	145,959	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,52	1,07			
ss10	φοιτητές	316	2,80	0,89	1,258	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,67	0,93			
ss11	φοιτητές	316	2,72	0,88	-,052	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,73	0,90			
ss12	φοιτητές	316	2,00	0,93	-1,129	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,12	1,05			
ss13	φοιτητές	316	2,59	0,98	1,495	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,42	1,03			
ss14	φοιτητές	316	1,92	0,91	-,950	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,02	1,02			
ss15	φοιτητές	316	2,47	0,98	,484	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,42	0,97			
ss16	φοιτητές	316	2,46	0,87	,042	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,46	0,94			
ss17	φοιτητές	316	2,26	0,95	-1,136	149,545	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,40	1,05			
ss18	φοιτητές	316	1,59	0,86	-,498	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,64	0,85			
ss19	φοιτητές	316	1,79	0,97	-,705	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,87	1,04			
ss20	φοιτητές	316	2,53	0,88	,715	412	ΣΑ

	μη-φοιτητές	98	2,45	0,95			
st1	φοιτητές	316	2,78	0,64	2,934	155,516	<0,01
	μη-φοιτητές	98	2,55	0,68			
st2	φοιτητές	316	2,28	0,80	-1,303	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,41	0,88			
st3	φοιτητές	316	2,17	0,84	-1,020	145,074	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,28	0,97			
st4	φοιτητές	316	2,12	1,03	-,172	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,14	1,07			
st5	φοιτητές	316	1,98	0,95	1,060	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,87	0,95			
st6	φοιτητές	316	2,16	0,77	-,129	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,17	0,80			
st7	φοιτητές	316	2,48	0,81	-,057	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,49	0,82			
st8	φοιτητές	316	2,12	0,94	1,697	180,267	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,95	0,83			
st9	φοιτητές	316	2,32	0,97	1,237	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,18	0,92			
st10	φοιτητές	316	1,99	0,89	-1,300	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,12	0,92			
st11	φοιτητές	316	2,27	0,97	-,030	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,28	0,91			
st12	φοιτητές	316	2,29	0,98	-,151	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,31	1,02			
st13	φοιτητές	316	2,66	0,77	1,197	141,952	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,54	0,92			
st14	φοιτητές	316	2,13	0,91	,622	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,06	0,92			
st15	φοιτητές	316	1,87	0,79	-2,215	412	<0,05
	μη-φοιτητές	98	2,08	0,90			
st16	φοιτητές	316	2,50	0,76	,473	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,46	0,81			
st17	φοιτητές	316	2,56	0,92	1,434	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,41	0,85			
st18	φοιτητές	316	2,45	1,05	1,164	186,767	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,33	0,89			
st19	φοιτητές	316	2,85	0,92	1,600	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,68	0,92			
st20	φοιτητές	316	2,59	0,96	1,265	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,44	0,98			

Σημείωση: τα ss1 έως ss20 αναφέρονται στα ερωτήματα της υποκλίμακας State, ενώ τα st1 έως st20 αναφέρονται στα ερωτήματα της υποκλίμακας Trait. Η αρίθμηση αντιστοιχεί στη σειρά των ερωτημάτων στο ερωτηματολόγιο.

Πίνακας 2. Σύγκριση μέσων όρων φοιτητών και μη-φοιτητών (διαδικτυακό δείγμα) στις οικογενειακές αξίες και τα ερωτήματα ελέγχου

Ερώτημα		N	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	t-τιμή	Βαθμοί ελευθερίας (df)	Στατιστική σημαντικότητα (p)
v1	φοιτητές	316	1,86	0,97	-1,262	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,00	1,01			
v2	φοιτητές	316	1,30	0,64	-,332	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,33	0,67			
v3	φοιτητές	316	1,72	0,93	,432	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,67	0,87			
acq4	φοιτητές	316	2,22	1,11	-1,068	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,36	1,06			
v5	φοιτητές	316	1,41	0,74	-1,286	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,52	0,75			
v6	φοιτητές	316	1,11	0,39	-,934	124,122	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,17	0,59			
v7	φοιτητές	316	1,23	0,56	-,734	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,28	0,57			
acq8	φοιτητές	316	3,67	0,58	-,142	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,68	0,60			
v9	φοιτητές	316	1,55	0,80	-,312	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,58	0,84			
v10	φοιτητές	316	1,28	0,64	-1,758	144,354	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,43	0,75			
v11	φοιτητές	316	1,06	0,32	-1,109	131,873	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,11	0,43			
acq12	φοιτητές	316	1,63	0,79	,416	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	1,59	0,77			
v13	φοιτητές	316	1,46	0,79	-2,175	412	<0,05
	μη-φοιτητές	98	1,66	0,84			
v14	φοιτητές	316	3,36	0,84	-2,705	170,770	<0,01
	μη-φοιτητές	98	3,62	0,79			
v15	φοιτητές	316	3,49	0,71	-1,806	178,434	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,63	0,63			
acq16	φοιτητές	316	1,67	0,86	-2,480	412	<0,05
	μη-φοιτητές	98	1,92	0,87			
v17	φοιτητές	316	3,27	0,80	-2,002	412	<0,05
	μη-φοιτητές	98	3,45	0,77			
v18	φοιτητές	316	3,68	0,52	,322	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,66	0,61			
v19	φοιτητές	316	3,80	0,46	-,436	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,83	0,41			

acq20	φοιτητές	316	3,84	0,47	,836	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,79	0,55			
v21	φοιτητές	316	3,65	0,63	-1,983	212,700	<0,05
	μη-φοιτητές	98	3,77	0,47			
v22	φοιτητές	316	3,06	0,89	,391	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,02	0,85			
v23	φοιτητές	316	3,56	0,62	-,516	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,60	0,57			
acq24	φοιτητές	316	2,99	0,96	-1,632	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,17	0,98			
v25	φοιτητές	316	3,45	0,76	-2,689	233,642	<0,01
	μη-φοιτητές	98	3,63	0,53			
v26	φοιτητές	316	2,72	0,82	-1,202	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	2,83	0,80			
v27	φοιτητές	316	2,74	0,69	-2,956	165,181	<0,01
	μη-φοιτητές	98	2,97	0,67			
acq28	φοιτητές	316	3,23	0,88	-,264	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	3,26	0,84			

Σημείωση: τα v1 έως v27 αναφέρονται στα ερωτήματα Οικογενειακών Αξιών και τα acq4 έως acq28 είναι τα ερωτήματα ελέγχου. Η αρίθμηση αντιστοιχεί στη σειρά των ερωτημάτων στο ερωτηματολόγιο, όπως χορηγήθηκε στην παρούσα έρευνα (τα ερωτήματα οικογενειακών αξιών μαζί με τα ερωτήματα ελέγχου στην ίδια σελίδα ως ένα ερωτηματολόγιο).

Πίνακας 3. Σύγκριση μέσων όρων φοιτητών και μη-φοιτητών (διαδικτυακό δείγμα) στο ΕΡQ

Ερώτημα	N	Μέσος όρος	Τυπική απόκλιση	t-τιμή	Βαθμοί ελευθερίας (df)	Στατιστική σημαντικότητα (p)
E1 φοιτητές	316	,8889	,31427	1,032	145,230	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,8469	,36190			
P2 φοιτητές	316	,8196	,38511	1,013	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,7736	,41878			
N3 φοιτητές	316	,7595	,42807	-,534	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,7857	,41244			
E4 φοιτητές	316	,6076	,48906	-,444	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,6327	,48456			
P5 φοιτητές	316	,9652	,18359	-1,695	300,435	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,9898	,10102			
N6 φοιτητές	316	,8089	,39253	,284	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,7959	,40510			
L7 φοιτητές	316	,3682	,48233	1,148	167,362	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,3061	,46325			
E8 φοιτητές	316	,8095	,39268	-,150	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,8163	,38921			
P9 φοιτητές	316	,9746	,15733	-,899	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,9898	,10102			
N10 φοιτητές	316	,6456	,47910	-,506	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,6735	,47135			
L11 φοιτητές	316	,6962	,46063	-1,597	175,585	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,7755	,41939			
P12 φοιτητές	316	,5174	,49970	2,278	164,467	<0,05
μη-φοιτητές	98	,3878	,48974			
E13 φοιτητές	316	,6286	,48319	,109	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,6224	,48727			
N14 φοιτητές	316	,4778	,50030	-1,625	162,487	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,5714	,49742			
L15 φοιτητές	316	,4968	,50078	,121	412	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,4898	,50247			
E16 φοιτητές	316	,8418	,36553	1,001	149,240	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,7959	,40510			
N17 φοιτητές	316	,7103	,45296	-1,959	182,019	ΣΑ
μη-φοιτητές	98	,8034	,39694			

L18	φοιτητές	316	,2278	,42011	,183	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,2190	,41127			
E19	φοιτητές	316	,4114	,49287	,236	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,3980	,49199			
P20	φοιτητές	316	,1804	,38511	,156	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,1735	,38060			
N21	φοιτητές	316	,6423	,47784	-1,558	170,604	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7245	,44907			
L22	φοιτητές	316	,6051	,48805	,593	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5714	,49742			
E23	φοιτητές	316	,7745	,41785	2,260	145,805	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,6531	,47844			
P24	φοιτητές	316	,0158	,12499	-1,174	121,655	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,0408	,19888			
N25	φοιτητές	316	,5000	,50079	-,705	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5408	,50089			
L26	φοιτητές	316	,3734	,48448	-,617	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,4082	,49402			
P27	φοιτητές	316	,2667	,44222	-,567	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,2959	,45880			
N28	φοιτητές	316	,4842	,49736	-1,161	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5510	,49995			
E29	φοιτητές	316	,5062	,49917	2,379	166,215	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,3722	,48323			
P30	φοιτητές	316	,2025	,40252	2,632	211,677	<0,01
	μη-φοιτητές	98	,1020	,30426			
N31	φοιτητές	316	,3344	,47103	-,415	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,3571	,48162			
L32	φοιτητές	316	,3576	,48005	-1,244	157,094	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,4286	,49742			
P33	φοιτητές	316	,2665	,43953	2,243	188,698	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,1657	,37121			
P34	φοιτητές	316	,7778	,41574	-1,864	188,378	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,8571	,35173			
N35	φοιτητές	316	,5285	,49998	-,567	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5612	,49879			
L36	φοιτητές	316	,3841	,48639	-,496	412	ΣΑ

	μη-φοιτητές	98	,4121	,49227			
E37	φοιτητές	316	,6070	,48686	,305	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5898	,48683			
P38	φοιτητές	316	,9051	,29359	-,684	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,9277	,25877			
N39	φοιτητές	316	,3734	,48448	-2,276	157,575	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,5041	,50009			
E40	φοιτητές	316	,4063	,49115	1,256	166,351	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,3367	,47502			
P41	φοιτητές	316	,3734	,48448	2,497	178,947	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,2449	,43224			
L42	φοιτητές	316	,7627	,42613	,966	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7143	,45408			
E43	φοιτητές	316	,5665	,49635	,446	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5408	,50089			
P44	φοιτητές	316	,0791	,27034	-,106	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,0824	,27509			
N45	φοιτητές	316	,7152	,45204	1,318	153,708	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,6429	,48162			
L46	φοιτητές	316	,8829	,32204	,677	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,8571	,35173			
E47	φοιτητές	316	,8380	,36836	1,326	146,387	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7755	,41939			
P48	φοιτητές	316	,1492	,35629	,623	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,1240	,32926			
E49	φοιτητές	316	,6013	,49041	,524	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5714	,49742			
P50	φοιτητές	316	,9430	,23214	-,621	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,9592	,19888			
N51	φοιτητές	316	,3174	,46549	,667	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,2818	,44730			
L52	φοιτητές	316	,5285	,49998	,224	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5155	,49976			
E53	φοιτητές	316	,5127	,50063	,305	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,4950	,49998			
N54	φοιτητές	316	,7152	,45204	-2,160	185,155	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,8163	,38921			

L55	φοιτητές	316	,5918	,49229	1,604	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5000	,50257			
E56	φοιτητές	316	,5918	,49229	,713	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5510	,49995			
P57	φοιτητές	316	,9585	,19890	1,072	134,412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,9281	,25877			
N58	φοιτητές	316	,3449	,47610	-1,996	155,219	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,4592	,50089			
L59	φοιτητές	316	,3524	,47771	-,151	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,3607	,48024			
E60	φοιτητές	316	,7209	,44630	1,364	153,622	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,6469	,47585			
P61	φοιτητές	316	,1013	,30216	-1,285	141,439	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,1531	,36190			
N62	φοιτητές	316	,6171	,48687	2,207	157,596	<0,05
	μη-φοιτητές	98	,4898	,50247			
N63	φοιτητές	316	,4082	,49229	,107	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,4021	,49031			
L64	φοιτητές	316	,5886	,49287	-,969	164,883	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,6429	,48162			
E65	φοιτητές	316	,5636	,49514	,752	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,5204	,50215			
P66	φοιτητές	316	,9114	,28463	-,533	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,9286	,25886			
N67	φοιτητές	316	,7025	,45787	-1,037	169,922	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7551	,43224			
L68	φοιτητές	316	,8829	,32204	-,131	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,8878	,31729			
N69	φοιτητές	316	,3409	,47322	-1,965	155,206	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,4528	,49791			
P70	φοιτητές	316	,2215	,41593	1,317	178,752	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,1633	,37151			
N71	φοιτητές	316	,5633	,49676	1,276	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,4898	,50247			
L72	φοιτητές	316	,3987	,49041	,014	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,3980	,49199			
P73	φοιτητές	316	,1424	,35002	4,147	332,931	<0,001

	μη-φοιτητές	98	,0331	,17355			
N74	φοιτητές	316	,7358	,44028	-,739	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7730	,41877			
L75	φοιτητές	316	,8165	,38773	,453	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7959	,40510			
E76	φοιτητές	316	,8354	,37137	1,269	147,230	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7755	,41939			
P77	φοιτητές	316	,2184	,41378	,085	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,2143	,41244			
N78	φοιτητές	316	,8513	,35639	,829	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,8163	,38921			
L79	φοιτητές	316	,9299	,25485	,385	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,9184	,27521			
E80	φοιτητές	316	,6013	,49041	-,374	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,6224	,48727			
P81	φοιτητές	316	,1994	,40016	-1,690	146,730	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,2857	,45408			
P82	φοιτητές	316	,8481	,35949	-1,046	180,784	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,8878	,31729			
L83	φοιτητές	316	,6466	,47730	-1,074	167,240	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,7041	,45880			
P84	φοιτητές	316	,8608	,34675	-,165	412	ΣΑ
	μη-φοιτητές	98	,8673	,34094			

Σημείωση: E=Εξωστρέφεια-Εσωστρέφεια, N=Νευρωτισμός, P=Ψυχωτισμός, L=Κλίμακα Ψεύδους. Η αρίθμηση αντιστοιχεί στη σειρά των ερωτημάτων στο ερωτηματολόγιο.

Παράρτημα Ε

**Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση των ιδιότυπων τρόπων απόκρισης στα
τεστ γνώσεων**

Πίνακας 1. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών

Τύπος φορτίσεις στον παράγοντα ARS για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη ARS	χ^2*	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	
								μεταξύ	τιμή								
A	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,90	19,280	11	0,0563	0,0312	0,0501	0,0	0,0864	0,991	0,989	57,280				
B	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,90	24,857	14	0,0360	0,0356	0,0509	0,0129	0,0829	0,988	0,986	56,857	A,B	5,577	3	0,134
Γ	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,85	25,431	11	0,00788	0,0232	0,0662	0,0323	0,100	0,990	0,981	63,431				
Δ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,85	29,898	14	0,00788	0,0436	0,0616	0,0304	0,0922	0,985	0,980	61,898	Γ,Δ	4,467	3	0,215
E	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,80	27,452	11	0,00393	0,0226	0,0707	0,0378	0,104	0,991	0,979	65,452				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,80	32,412	14	0,00350	0,0302	0,0663	0,0363	0,0964	0,988	0,976	64,412	E,ΣΤ	4,960	3	0,175
Z	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,75	29,288	11	0,00205	0,0233	0,0745	0,0424	0,108	0,991	0,977	67,288				
H	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,75	32,618	14	0,00327	0,0298	0,0666	0,0368	0,0968	0,988	0,976	64,618	Z,H	3,330	3	0,343
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,70	30,373	11	0,00138	0,0248	0,0767	0,0449	0,110	0,990	0,975	68,373				
I	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,70	32,713	14	0,00317	0,0296	0,0668	0,0370	0,0969	0,989	0,975	64,713	Θ,I	2,340	3	0,505
K	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,64	31,048	11	0,00108	0,0260	0,0780	0,0464	0,111	0,990	0,974	69,048				
Λ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,64	32,768	14	0,00311	0,0295	0,0669	0,0371	0,0970	0,989	0,975	64,768	K,Λ	1,720	3	0,632

Πίνακας 2. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων

Ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ARS για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη ARS	χ^2*	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	
													μεταξύ	τιμή			
A	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,90	2,564	4	0,633	0,0124	0,0	0,0761	0,999	1,000	34,564					
B	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,90	10,087	7	0,184	0,0365	0,0411	0,0	0,0928	0,990	0,994	36,087	A,B	7,523	3	0,057
Γ	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,85	3,094	4	0,542	0,0156	0,0	0,0	0,0833	0,997	1,000	35,094				
Δ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,85	10,100	7	0,183	0,0365	0,0412	0,0	0,0928	0,990	0,994	36,100	Γ,Δ	7,006	3	0,072
E	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,80	2,942	4	0,568	0,0151	0,0	0,0	0,0814	0,997	1,000	34,942				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,80	10,107	7	0,183	0,0365	0,0412	0,0	0,0929	0,990	0,994	36,107	E,ΣΤ	7,165	3	0,067
Z	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,75	2,749	4	0,601	0,0142	0,0	0,0	0,0788	0,997	1,000	34,749				
H	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,75	10,112	7	0,182	0,0365	0,0413	0,0	0,0929	0,990	0,994	36,112	Z,H	7,363	3	0,061
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,70	2,582	4	0,630	0,0136	0,0	0,0	0,0764	0,997	1,000	34,582				
I	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,70	10,115	7	0,182	0,0365	0,0413	0,0	0,0929	0,990	0,994	36,115	Θ,I	7,533	3	0,057
K	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,64	2,424	4	0,658	0,0132	0,0	0,0	0,0740	0,997	1,000	34,424				
Λ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,64	10,117	7	0,182	0,0364	0,0413	0,0	0,0929	0,990	0,994	36,117	K,Λ	7,693	3	0,053

Πίνακας 3. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για συμφωνία στο τεστ λεκτικών αναλογιών

Τύπος φορτίσεις στον παράγοντα ARS για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη ARS	χ^2 *	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p
													μεταξύ	τιμή		
A	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,90	1,162	4	0,884	0,0208	0,0	0,0434	0,998	1,000	33,162				
B	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,90	8,625	7	0,281	0,0303	0,0	0,0838	0,993	0,986	34,625	A,B	7,463	3	0,059
Γ	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,85	3,254	4	0,516	0,0323	0,0	0,0836	0,996	1,000	35,254				
Δ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,85	8,600	7	0,283	0,0299	0,0	0,0837	0,993	0,986	34,600	Γ,Δ	5,346	3	0,148
E	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,80	5,511	4	0,239	0,0304	0,0	0,105	0,994	0,990	37,511				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,80	8,583	7	0,284	0,0297	0,0	0,0836	0,993	0,987	34,583	E,ΣΤ	3,072	3	0,381
Z	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,75	6,143	4	0,189	0,0242	0,0	0,110	0,995	0,983	38,143				
H	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,75	8,571	7	0,285	0,0296	0,0	0,0835	0,993	0,987	34,571	Z,H	2,428	3	0,488
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,70	6,524	4	0,163	0,0243	0,0	0,112	0,995	0,980	38,524				
I	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,70	8,562	7	0,286	0,0295	0,0	0,0835	0,993	0,987	34,562	Θ,I	2,038	3	0,565
K	ελεύθερη εκτίμηση	ARS στα parcels 2 και 3	0,64	6,809	4	0,146	0,0246	0,0	0,114	0,995	0,977	38,809				
Λ	ίσες φορτίσεις για ARS	ARS στα parcels 2 και 3	0,64	8,555	7	0,286	0,0294	0,0	0,0834	0,993	0,987	34,555	K,Λ	1,746	3	0,627

Πίνακας 4. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών

Τίτλος φορτίσεις στον παράγοντα SDR για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη SDR	χ^2 *	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	
								μεταξύ	τιμή								
A	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,79	15,324	9	0,0824	0,0211	0,0484	0,0	0,0888	0,991	0,991	57,324				
B	ίσες φορτίσεις για SDR	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,79	30,848	13	0,00355	0,0559	0,0677	0,0369	0,0989	0,982	0,979	64,848	A,B	15,524	4	0,004
Γ	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,78	15,779	9	0,0716	0,0211	0,0501	0,0	0,0902	0,991	0,991	57,779				
Δ	ίσες φορτίσεις για SDR	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,78	30,614	13	0,00384	0,0466	0,0673	0,0364	0,0985	0,981	0,977	64,614	Γ,Δ	14,835	4	0,005
E	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,75	17,311	9	0,0441	0,0212	0,0555	0,00883	0,0947	0,991	0,989	59,311				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις για SDR	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,75	32,002	13	0,00240	0,0410	0,0699	0,0395	0,101	0,982	0,974	66,002	E,ΣΤ	14,691	4	0,005
Z	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,70	20,149	9	0,0170	0,0219	0,0643	0,0258	0,102	0,991	0,985	62,149				
H	ίσες φορτίσεις για SDR	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,70	33,359	13	0,00150	0,0380	0,0723	0,0424	0,103	0,983	0,972	67,359	Z,H	13,210	4	0,010
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,64	23,109	9	0,00596	0,0236	0,0723	0,0364	0,109	0,991	0,981	65,109				
I	ίσες φορτίσεις για SDR	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,64	34,245	13	0,00110	0,0365	0,0739	0,0442	0,105	0,984	0,971	68,245	Θ,I	11,136	4	0,025
K**	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,79	11,996	9	0,2140	0,0154	0,0357	0	0,0831	0,995	0,996	53,996				
Λ**	ίσες φορτίσεις για SDR	SDR στα parcels 1, 2, 3	0,79	27,004	13	0,0124	0,0515	0,0642	0,0288	0,0985	0,979	0,978	61,004	K,Λ	15,008	4	0,005

**ανάλυση με μόνο φοιτητές στο διαδικτυακό δείγμα N=252, ίδιο δείγμα στο έντυπο N=272

Πίνακας 5. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων

Ίσες φορτίσεις στον παράγοντα SDR για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη SDR	χ^2 *	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	Δ χ^2		Δdf	p	
													μεταξύ	τιμή			
A	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 2 και 3	0,9	6,848	4	0,144	0,0445	0,0522	0,0	0,117	0,993	0,994	38,848				
B	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 2 και 3	0,9	11,085	7	0,135	0,0570	0,0473	0,0	0,0973	0,989	0,992	37,085	A,B	4,237	3	0,237
Γ	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 2 και 3	0,85	6,892	4	0,142	0,0424	0,0526	0,0	0,117	0,994	0,994	38,892				
Δ	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 2 και 3	0,85	11,057	7	0,136	0,0569	0,0471	0,0	0,0972	0,989	0,992	37,057	Γ,Δ	4,165	3	0,244
E	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 2 και 3	0,8	7,101	4	0,131	0,0418	0,0545	0,0	0,119	0,994	0,994	39,101				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 2 και 3	0,8	11,040	7	0,137	0,0569	0,0470	0,0	0,0971	0,989	0,992	37,040	E,ΣΤ	3,939	3	0,268
Z	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 2 και 3	0,75	7,304	4	0,121	0,0423	0,0563	0,0	0,120	0,993	0,994	39,304				
H	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 2 και 3	0,75	11,029	7	0,137	0,0569	0,0470	0,0	0,0971	0,989	0,992	37,029	Z,H	3,725	3	0,293
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 2 και 3	0,7	7,463	4	0,113	0,0429	0,0576	0,0	0,121	0,993	0,993	39,463				
I	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 2 και 3	0,7	11,020	7	0,138	0,0569	0,0469	0,0	0,0970	0,989	0,992	37,020	Θ,I	3,557	3	0,313
K	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 2 και 3	0,64	7,607	4	0,107	0,0436	0,0588	0,0	0,122	0,993	0,993	39,607				
Λ	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 2 και 3	0,64	11,013	7	0,138	0,0569	0,0469	0,0	0,0970	0,989	0,992	37,013	K,Λ	3,406	3	0,333

Πίνακας 6. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για κοινωνικά επιθυμητές απαντήσεις στο τεστ λεκτικών αναλογιών

Ίσες φορτίσεις στον παράγοντα SDR για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη SDR	χ^2 *	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	
								μεταξύ	τιμή								
A	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1,3	0,86	9,655	4	0,0467	0,0253	0,0722	0,00807	0,132	0,997	0,961	41,655				
B	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 1,3	0,86	11,074	7	0,135	0,0320	0,0463	0,0	0,0954	0,992	0,968	37,074	A,B	1,419	3	0,701
Γ	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1,3	0,85	10,453	4	0,0334	0,0348	0,0771	0,0197	0,136	0,991	0,948	42,453				
Δ	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 1,3	0,85	11,077	7	0,135	0,0320	0,0463	0,0	0,0954	0,992	0,967	37,077	Γ,Δ	0,624	3	0,891
E	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1,3	0,8	10,375	4	0,0346	0,0339	0,0766	0,0188	0,136	0,992	0,949	42,375				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 1,3	0,8	11,086	7	0,135	0,0322	0,0464	0,0	0,0954	0,992	0,967	37,086	E,ΣΤ	0,711	3	0,871
Z	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1,3	0,75	10,308	4	0,0356	0,0336	0,0762	0,0181	0,135	0,992	0,950	42,308				
H	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 1,3	0,75	11,091	7	0,135	0,0322	0,0464	0,0	0,0954	0,992	0,967	37,091	Z,H	0,783	3	0,854
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1,3	0,7	10,251	4	0,0364	0,0334	0,0759	0,0174	0,135	0,992	0,950	42,251				
I	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 1,3	0,7	11,095	7	0,135	0,0323	0,0464	0,0	0,0955	0,992	0,967	37,095	Θ,I	0,844	3	0,839
K	ελεύθερη εκτίμηση	SDR στα parcels 1,3	0,64	10,198	4	0,0372	0,0332	0,0755	0,0168	0,135	0,992	0,951	42,198				
Λ	ίσες φορτίσεις στο SDR	SDR στα parcels 1,3	0,64	11,098	7	0,134	0,0323	0,0464	0,0	0,0955	0,992	0,967	37,098	K,Λ	0,900	3	0,825

Πίνακας 7. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ αριθμητικών ακολουθιών

Ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ERS για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη ERS	χ^2 *	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p	
													μεταξύ	τιμή			
A		0,9															
B																	
Γ		0,85															
Δ		0,85															
E	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2,3	0,8	23,261	9	0,00564	0,0193	0,0727	0,0369	0,110	0,993	0,982	65,261				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις στο ERS	ERS στα parcels 1,2,3	0,8														
Z	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2,3	0,79	24,358	9	0,00377	0,0193	0,0755	0,0402	0,112	0,993	0,980	66,358				
H	ίσες φορτίσεις στο ERS	ERS στα parcels 1,2,3	0,79	33,794	13	0,00129	0,0331	0,0731	0,0433	0,104	0,989	0,973	67,794	Z,H	9,436	4	0,051
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2,3	0,75	29,543	9	0,000525	0,0195	0,0873	0,0535	0,123	0,993	0,975	71,543				
I	ίσες φορτίσεις στο ERS	ERS στα parcels 1,2,3	0,75	33,722	13	0,00133	0,0316	0,0730	0,0432	0,104	0,989	0,972	67,722	Θ,I	4,179	4	0,382
K	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2,3	0,7	33,251	9	0,000121	0,0285	0,0949	0,0617	0,130	0,990	0,967	75,251				
Λ	ίσες φορτίσεις στο ERS	ERS στα parcels 1,2,3	0,7	33,734	13	0,00132	0,0315	0,0730	0,0432	0,104	0,989	0,972	67,734	K,Λ	0,483	4	0,975
M	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2,3	0,64	33,013	9	0,000133	0,0300	0,0944	0,0612	0,130	0,989	0,967	75,013				
N	ίσες φορτίσεις στο ERS	ERS στα parcels 1,2,3	0,64	33,711	13	0,00133	0,0316	0,0729	0,0431	0,104	0,989	0,972	67,711	M,N	0,698	4	0,952

Πίνακας 8. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ συμπλήρωσης λέξεων

Ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ERS για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη ERS	χ^2 *	df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	CFI	AIC	Δ χ^2		Δdf	p	
													μεταξύ	τιμή			
A	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,3	0,9	6,026	4	0,197	0,0124	0,0441	0,0	0,111	0,999	0,997	38,026				
B	ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,3	0,9	12,432	7	0,0872	0,0328	0,0545	0,0	0,103	0,987	0,989	38,432	A,B	6,406	3	0,093
Γ	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,3	0,85	6,170	4	0,187	0,0303	0,0456	0,0	0,112	0,993	0,995	38,170				
Δ	ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,3	0,85	12,443	7	0,0869	0,0328	0,0546	0,0	0,103	0,987	0,989	38,443	Γ,Δ	6,273	3	0,099
E	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,3	0,8	5,936	4	0,204	0,0299	0,0431	0,0	0,110	0,993	0,996	37,936				
ΣΤ	ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,3	0,8	12,452	7	0,0866	0,0329	0,0546	0,0	0,103	0,987	0,989	38,452	E,ΣΤ	6,516	3	0,089
Z	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,3	0,75	5,673	4	0,225	0,0294	0,0400	0,0	0,108	0,993	0,996	37,673				
H	ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,3	0,75	12,457	7	0,0865	0,0329	0,0547	0,0	0,103	0,987	0,989	38,457	Z,H	6,784	3	0,079
Θ	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,3	0,7	5,432	4	0,246	0,0291	0,0370	0,0	0,106	0,993	0,997	37,432				
I	ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,3	0,7	12,461	7	0,0864	0,0329	0,0547	0,0	0,103	0,987	0,989	38,461	Θ,I	7,029	3	0,071
K	ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,3	0,64	5,183	4	0,269	0,0290	0,0337	0,0	0,104	0,994	0,997	37,183				
Λ	ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,3	0,64	12,464	7	0,0863	0,0329	0,0547	0,0	0,103	0,987	0,989	38,464	K,Λ	7,281	3	0,063

Πίνακας 9. Υποδείγματα multigroup CFA για την επίδραση της τάσης για ακραίες απαντήσεις στο τεστ λεκτικών αναλογιών

Ίσες φορτίσεις στον παράγοντα ERS για:	Υπόδειγμα	Διασπορά σφάλματος για δείκτη ERS	χ^2	df	χ^2/df	p	RMR	RMSEA	90% CI (RMSEA)		GFI	AGFI	CFI	AIC	$\Delta\chi^2$		Δdf	p
															μεταξύ	τιμή		
ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2	0,85	6,108	4		0,191	0,0525	0,0441	0,0	0,109	0,990		0,989	38,108				
ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,2	0,85				δε συγκλίνει με ίσες φορτίσεις												
ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2	0,84	6,478	4		0,166	0,0302	0,0478	0,0	0,112	0,995		0,981	38,478				
ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,2	0,84				φόρτιση μεγαλύτερη της μονάδας												
A ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2	0,83	6,620	4		0,157	0,0301	0,0491	0,0	0,113	0,995		0,980	38,620				
B ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,2	0,83	9,596	7		0,213	0,0334	0,0370	0,0	0,0887	0,992		0,979	35,596	A,B	2,976	3	0,395
Γ ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2	0,8	6,989	4		0,136	0,0300	0,0525	0,0	0,116	0,994		0,976	38,989				
Δ ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,2	0,8	9,643	7		0,210	0,0331	0,0373	0,0	0,0889	0,992		0,979	35,643	Γ,Δ	2,654	3	0,448
E ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2	0,75	7,396	4		0,116	0,0299	0,0559	0,0	0,118	0,994		0,973	39,396				
ΣΤ ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,2	0,75	9,688	7		0,207	0,0328	0,0376	0,0	0,0891	0,992		0,978	35,688	E,ΣΤ	2,292	3	0,514
Z ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2	0,7	7,644	4		0,106	0,0298	0,0579	0,0	0,120	0,994		0,971	39,644				
H ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,2	0,7	9,716	7		0,205	0,0326	0,0378	0,0	0,0892	0,992		0,978	35,716	Z,H	2,072	3	0,558
Θ ελεύθερη εκτίμηση	ERS στα parcels 1,2	0,64	7,835	4		0,0978	0,0296	0,0594	0,0	0,121	0,994		0,970	39,835				
I ίσες φορτίσεις για ERS	ERS στα parcels 1,2	0,64	9,736	7		0,204	0,0325	0,0379	0,0	0,0893	0,992		0,978	35,736	Θ,I	1,901	3	0,593