



ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΔΗΜΟΚΡΑΤΙΑ
Εθνικό και Καποδιστριακό
Πανεπιστήμιο Αθηνών

ΣΧΟΛΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών
« ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΜΟΝΑΔΩΝ ΜΕ ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ ΤΗΝ
ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ ΚΙΝΔΥΝΩΝ »

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

*Διερεύνηση Κατά Πόσο Τα Ναυτιλιακά Παράγωγα (FFAs) Αποτελούν Αξιόπιστους
Εκτιμητές Των Τιμών Της Φυσικής Αγοράς Με Σκοπό Την Πρόβλεψη*

ΑΘΑΝΑΣΙΟΣ ΚΟΝΤΟΛΑΤΟΣ

Επιβλέπων Καθηγητής: ΙΩΑΝΝΗΣ ΛΕΒΕΝΤΙΔΗΣ

ΑΘΗΝΑ 2019

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Ευχαριστώ τον καθηγητή μου κ. Λεβεντίδη Ιωάννη για την εμπιστοσύνη που μου έδειξε δίνοντάς μου την δυνατότητα να εκπονήσω την διπλωματική μου εργασία και την πολύτιμη γνώση που μου παρείχε για την υλοποίηση της.

Επίσης, ένα μεγάλο ευχαριστώ στην οικογένεια μου για την ηθική συμπαράσταση ,όχι μόνο κατά την διάρκεια της εκπόνησης της διπλωματικής μου εργασίας αλλά και καθ' όλη τη διάρκεια των σπουδών μου. Στον φίλο μου Στέφανο Φράγκο για την βοήθειά του στην παροχή εξειδικευμένων δεδομένων που χρησιμοποιούνται στην εργασία.

Ακόμα, ένα τεράστιο ευχαριστώ στην συμφοιτήτρια και σύντροφό μου Μικέλα Παπαδοπούλου για την αστείρευτη κατανόηση και υποστήριξη της όλο αυτό το διάστημα.

Τέλος τους μαθητές μου, που αποτέλεσαν κίνητρο για την εξέλιξη των σπουδών μου και την ολοκλήρωσή τους.

Περίληψη

Στην παρούσα εργασία διερευνάται η σχέση μεταξύ της φυσικής αγοράς και της αγοράς ναυτιλιακών παραγώγων ενός μήνα. Χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία που αντλήθηκαν από την βάση Bloomberg και αφορούν τα παράγωγα FFA (Forward Freight Agreements) ενός μήνα καθώς και οι spot τιμές τους όπως συμπεριλαμβάνονται στον δείκτη Baltic Dry Index ξηρού φορτίου. Οι οικονομετρικές διεργασίες σχετίζονται με την εμπειρική διερεύνηση 1. κατά πόσον οι τιμές των FFA είναι αμερόληπτος εκτιμητής των τιμών spot της ναυλαγοράς και 2. τον έλεγχο συνολοκλήρωσης και κατ' επέκταση της σχέσης αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών. Διαπιστώθηκε ότι υπάρχει συσχέτιση μεταξύ της φυσικής και προθεσμιακής αγοράς αλλά η υπόθεση περί αμερόληπτου εκτιμητή δεν επαληθεύεται. Επιπλέον, οι δύο εξεταζόμενες χρονοσειρές εμφανίζονται συνολοκληρωμένες και συνδεδεμένες με μια σχέση αμφίδομης μακροχρόνιας αιτιακής σχέσης μεταξύ τους.

Abstract

The present dissertation explores the relationship between the spot market and one month FFA market. There were used data of the Baltic Exchange related to FFA prices one month earlier than spot prices of CAPESIZE dry bulks during 2012-2017. All data were downloaded from Bloomberg database, while E-views was used for the necessary econometric calculations. The two basic questions to be answered were about: 1. whether FFA are biased or unbiased estimators of the spot prices of shipping market and 2. Whether there is cointegrated relationship and causality between FFAs and spot market. It was found that although there is evidence of a statistical significant relation between the two time series, the hypothesis of the unbiased estimator is not confirmed. In addition, spot prices and one month FFA prices have a cointegrated relation and there is evidence of a bi-directed long run causality between them.

Κατάλογος Πινάκων

Πίνακας 1: Τύπος Πλοίων Ξηρού Χύδην Φορτίου.....	9
Πίνακας 2: Διαδρομές που αξιολογούνται καθημερινά από τους FFA brokers	11
Πίνακας 3: Περιγραφική Στατιστική Χρονοσειρών	15
Πίνακας 4: SPOT - Αποτελέσματα Ελέγχων Μοναδιαίας Ρίζας.....	20
Πίνακας 5: FFA - Αποτελέσματα Ελέγχων Μοναδιαίας Ρίζας	21
Πίνακας 6: ΔL_SPOT & ΔL_FFA - Αποτελέσματα επαναληπτικού ελέγχου ADF.....	22
Πίνακας 7: Αποτελέσματα OLS Παλινδρόμησης λογαριθμικών πρώτων διαφορών.....	23
Πίνακας 8: Αποτέλεσμα Ελέγχου Breusch-Godfrey LM Test	25
Πίνακας 9: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας- White Test.....	26
Πίνακας 10: Έλεγχος Υπόθεσης Αμεροληψίας- Wald Test	26
Πίνακας 11: Cointegrating Regression	27
Πίνακας 12: Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test	28
Πίνακας 13: Αποτελέσματα VAR.....	29
Πίνακας 14: Κριτήριο Επιλογής Υστερήσεων.....	30
Πίνακας 15: Αποτελέσματα Μοντέλου Διόρθωσης Σφάλματος (VECM)	31
Πίνακας 16: Αποτελέσματα Παλινδρόμησης Συντελεστών VECM.....	33
Πίνακας 17: Αποτελέσματα Αμεροληψίας Συντελεστών VECM.....	34
Πίνακας 18: Αποτέλεσμα Ελέγχου Breusch-Godfrey LM Test 2.....	35

Κατάλογος Εικόνων

Εικόνα 1: Εξέλιξη Δείκτη BDI 1986-2019	9
Εικόνα 2: Εβδομαδιαίος Όγκος Συναλλαγών FFA 2016-2018	12
Εικόνα 3: Εξέλιξη Τιμών Φυσικής και Προθεσμιακής Ναυλαγοράς	19
Εικόνα 4: Κατανομή Καταλοίπων	24
Εικόνα 5: Κορελόγραμμα και Q-statistic.....	24
Εικόνα 6: Κατάλοιπα- Λευκός Θόρυβος	25

Περιεχόμενα

Περίληψη.....	3
Abstract	3
Κατάλογος Πινάκων.....	4
Κατάλογος Εικόνων	4
1. Εισαγωγή.....	7
2. Ναυτιλία & Παράγωγα.....	7
2.1 Γενικά Χαρακτηριστικά Υποκειμένου: Φορτία & Είδη πλοίων	7
2.2 Baltic Dry Index και Forward Freight Agreements	9
3. Βιβλιογραφική Επισκόπηση.....	12
4. Περιγραφή Δεδομένων.....	15
4.1. Στατιστικά Δεδομένων	15
4.2. Μεθοδολογία	16
5. Εμπειρική Ανάλυση	19
5.1 Αποτελέσματα ελέγχου αμερόληψιας εκτιμητών	19
5.2 Συνολοκλήρωση και Αιτιότητα.....	27
6. Συμπεράσματα.....	35
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	37

1. Εισαγωγή

Οι θαλάσσιες μεταφορές αιώνες τώρα κατέχουν κεντρική θέση στις διεθνείς εμπορικές σχέσεις μεταξύ των χωρών. Σύμφωνα με το International Chamber of Shipping, 2019, μέσω της ναυτιλίας διεξάγεται περίπου το 90% του παγκόσμιου εμπορίου. Τα φορτία που διαχρονικά διακινούνται ποικίλουν, όπως και οι κίνδυνοι που εμπεριέχονται στις εκάστοτε διαδρομές. Τα τελευταία χρόνια σημαντικό κομμάτι των συναλλαγών της ναυτιλίας αποτελούν οι προσυμφωνημένοι σε τιμή ναύλοι για την μεταφορά φορτίων. Οι ναύλοι αυτοί αποκαλούνται «ναυτιλιακά παράγωγα» και εδραιώθηκαν σταδιακά στο πέρασμα των ετών, κατόπιν της ανάγκης που προέκυψε, κατά κύριο λόγο, για την προστασία από την μεγάλη μεταβλητότητα των τιμών στην αγορά της ναυτιλίας.

Στόχος της εργασίας είναι η οικονομετρική διερεύνηση των εξής δύο θεμάτων: Πρώτον, κατά πόσον είναι αμερόληπτος εκτιμητής οι τιμές των FFA για τις spot τιμές της ναυλαγοράς (Bias or unbiased estimator) και δεύτερον κατά πόσον υφίσταται συνολοκλήρωση (cointegration) και αιτιακή (causality) σχέση μεταξύ των δύο υπό εξέταση χρονοσειρών (προθεσμιακές και παρατηρούμενες τιμές).

Η δομή της παρούσας εργασίας ξεκινά με την σύντομη αναφορά σε κάποια γενικά στοιχεία για την ναυτιλιακή αγορά και τα παράγωγα ξηρού φορτίου (κεφάλαιο 2). Ακολούθως θα αναφερθούμε στην βασικότερη πρόσφατη βιβλιογραφία αναφορικά με την αγορά των ναύλων (κεφάλαιο 3) και αφού περιγράψουμε αμφότερα το δείγμα των δεδομένων που πρόκειται να χρησιμοποιηθεί και την ακολουθούμενη μεθοδολογία (κεφάλαιο 4), θα περάσουμε στην βασική ανάλυση της εργασίας, η οποία δεν είναι άλλη από την συζήτηση των βασικών αποτελεσμάτων των οικονομετρικών ελέγχων που διεξήχθησαν (κεφάλαιο 5). Τέλος, στο κεφάλαιο 6, θα κλείσουμε συνοψίζοντας τα βασικά ευρήματα της έρευνας μας.

2. Ναυτιλία & Παράγωγα

2.1 Γενικά Χαρακτηριστικά Υποκειμένου: Φορτία & Είδη πλοίων

Οι τιμές διακίνησης εμπορευμάτων στην ναυτιλία (freight market) διαμορφώνονται καθημερινά με βάση την προσφορά και ζήτηση εμπορευμάτων και κατ' επέκταση από τον ίδιο τον οικονομικό κύκλο. Η μεταβλητότητα των

παρατηρούμενων τιμών (spot) θεωρείται, μεταξύ άλλων, ένας από τους σημαντικότερους κινδύνους στην ναυτιλιακή αγορά. Υπερπροσφορά πλοίων σε συνδυασμό με λιγότερο φορτίο προς μεταφορά – ή αλλιώς χαμηλή ζήτηση για μεταφορά εμπορευμάτων - οδηγούν σε πτώση των τιμών, ενώ αντίθετα λιγότερα πλοία με αυξημένη ζήτηση για μεταφορά εμπορευμάτων οδηγεί σε αύξηση των τιμών. Έτσι γίνεται αντιληπτό, ότι μια μείωση στην τιμή των ναύλων, λόγω χαμηλής ζήτησης επιφέρει μείωση των εσόδων της εκάστοτε ναυτιλιακής εταιρείας, ενώ την ίδια στιγμή η εκροή κεφαλαίων της παραμένει υψηλή π.χ. για την ναυπήγηση, αγορά ή μίσθωση νέων πλοίων. (Γρηγοριάδη, 2018) Συνεπώς, η ανάγκη για κάλυψη του κινδύνου αυτού είναι μεγάλη.

Όπως αναφέρθηκε και εισαγωγικά, τα τελευταία χρόνια ένα σημαντικό κομμάτι των ναυτιλιακών συναλλαγών διενεργείται μέσω προσυμφωνημένων σε τιμή ναύλων για μεταφορά φορτίων. Τα είδη των ναυτιλιακών αυτών παραγώγων ποικίλουν ανάλογα με το είδος του φορτίου που πρόκειται να μεταφερθεί, τον τύπο του πλοίου και την ακολουθούμενη διαδρομή. Τα διακινούμενα φορτία χωρίζονται σε τρεις βασικές κατηγορίες: 1. Ξηρά Φορτία (Dry Bulks), δηλαδή πρώτες ύλες – commodities¹ ή φορτία έτοιμων προϊόντων – containers και τα FFAs στηρίζονται στην χρονοναύλωση, 2. Υγρά φορτία (Wet Bulks), αφορούν συνήθως πετροχημικά προϊόντα όπως αργό πετρέλαιο, υγρά χημικά ή άλλα υγρά φορτία και 3. Ειδικά Φορτία (Special Cargo), τα οποία όμως μεταφέρονται με πλοία ειδικού τύπου, καθώς μπορεί για παράδειγμα να περιλαμβάνουν τρόφιμα, ζώα, αυτοκίνητα. (Γρηγοριάδη, 2018)

Οι τύποι των πλοίων που μεταφέρουν ξηρό χύδην φορτίο και περιλαμβάνονται στον δείκτη Baltic Dry Index του Baltic Exchange αφορούν ονομαστικά στα πλοία που φαίνονται στον παρακάτω πίνακα (Πίνακας 1). Στην μελέτη αυτή το δείγμα που λαμβάνεται υπόψη αφορά στα πλοία τύπου Capesize, που μεταφέρουν ξηρά ή χύδην φορτία, η ναύλωση των οποίων στηρίζεται στον τύπο της χρονοναύλωσης ανά ακολουθούμενη διαδρομή.

¹ Όπως σιδηρομεταλλεύματα, κάρβουνο, σπόρους και άλλα σιτηρά (Wilson, 2013)

Πίνακας 1: Τύπος Πλοίων Ξηρού Χύδην Φορτίου

Τύπος Πλοίου	Χωρητικότητα (σε μονάδες dtw)
Handysize	38.000
Supermax	51.000-61.000
Panamax	67.000-82.000
Capesize	125.000-180.000
Valemax	388.000-402.000

Πηγή: Wilson, 2013

2.2 Baltic Dry Index και Forward Freight Agreements

Η βασικότερη οργανωμένη αγορά ναύλων παγκοσμίως βρίσκεται στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου και είναι γνωστή ως «Baltic Exchange». Ιδρύθηκε στα μέσα του 18ου αιώνα και έως σήμερα εδρεύει στο Λονδίνο, αριθμώντας πάνω από 600 μέλη, η πλειοψηφία των οποίων είναι ναυτιλιακές εταιρείες. (The Baltic Exchange, 2019) Στα τέλη του 2016, εξαγοράστηκε από το Singapore Exchange, ωστόσο η έδρα του παραμένει στο Λονδίνο και συνεχίζει να συνάπτει το 90% επί των ναυλώσεων. (Γρηγοριάδη, 2018)

Εικόνα 1: Εξέλιξη Δείκτη BDI 1986-2019



Πηγή: (CNBC Markets, 2019)

Ο δείκτης Baltic Dry Index (BDI) από το 1999 είναι ο διάδοχος του δείκτη Baltic Freight Index (BFI), ο οποίος δημιουργήθηκε από το Baltic Exchange του Λονδίνου το 1985. Πρόκειται για διαπραγματεύσιμο δείκτη, που αντικατοπτρίζει το κόστος μεταφοράς διαφόρων ξηρών χύδην πρώτων υλών, όπως σίδηρο, κάρβουνο,

ατσάλι. Σε αντίθεση με τους κοινούς μετοχικούς δείκτες – π.χ FTSE, ο δείκτης BDI ενσωματώνει και αντανακλά τον μέσο όρο του επιπέδου των τιμών για συγκεκριμένες διαδρομές, μεταφερόμενα προϊόντα και χρόνους παράδοσης, πληροφορίες που συγκεντρώνονται επί καθημερινής βάσεως. Στην Εικόνα 1 παρουσιάζεται η εξέλιξη του δείκτη στην διάρκεια των ετών.

Σήμερα, στο σύνολό του ο δείκτης BDI αφορά σε 23 διαφορετικές διαδρομές (Trading Economics, 2019) των προαναφερόμενων τύπων πλοίων, ενώ χωρίζεται και σε τρεις υποκατηγορίες δεικτών, αντίστοιχες των κατηγοριών των πλοίων που τον συνθέτουν με σημαντικότερο τον δείκτη Capesize. Η σύνθεσή του δομείται από τους μέσους όρους χρονονάυλωσης (timecharter) ως εξής: 40% Capesize, 30% Panamax, 30% Supermax. (Bloomberg, 2019) .

Όμως, ο δείκτης BDI θεωρείται ότι λειτουργεί και ως πρόδρομος δείκτης της παγκόσμιας οικονομίας, σημαίνοντας επερχόμενες τάσεις ανάπτυξης ή ύφεσης. Το μακροοικονομικό ενδιαφέρον, που έχει καλλιεργηθεί τα τελευταία χρόνια στην βιβλιογραφία και αφορά στον εν λόγω δείκτη, σχετίζεται με τα φορτία που μεταφέρονται μέσω αυτών των πλοίων. Για παράδειγμα, μεγαλύτερη ζήτηση πλοίων, συνεπάγεται αυξημένη ζήτηση για μεταφορά πρώτων υλών που σχετίζονται με την βιομηχανία και την παραγωγή αγαθών. Αυτό με τη σειρά του υποδεικνύει αυξημένες παραγγελίες ή πρόβλεψη των εμπόρων για αύξηση των παραγγελιών και της ζήτησης αγαθών και άρα επερχόμενη πορεία ανάπτυξης της οικονομίας. Αντίθετα, μικρότερη ζήτηση για μεταφορές πρώτων υλών, μπορεί να προειδοποιεί για επερχόμενη φάση ύφεσης του οικονομικού κύκλου της παγκόσμιας οικονομίας. Διότι αντιστοίχως σε αυτή τη περίπτωση, οι παραγωγοί αγαθών μειώνουν την παραγωγή τους λόγω έλλειψης ζήτησης ή πρόβλεψης για μείωση των παραγγελιών. Σε κάθε περίπτωση, πρόκειται για έναν εξαιρετικά σημαντικό δείκτη, τόσο για τον κλάδο της ναυτιλίας που ερευνούμε όσο και για την εξέλιξη της παγκόσμιας οικονομίας, και αξίζει να διερευνηθεί περαιτέρω.

Τα Προθεσμιακά Συμβόλαια Ναύλων (Forward Freight Agreement-FFA) είναι ένα σχετικά νέο επενδυτικό εργαλείο που έχει κάνει την εμφάνισή του τα τελευταία χρόνια, απευθυνόμενο τόσο σε πλοιοκτήτες και ναυλωτές όσο και σε λοιπούς επενδυτές που επιθυμούν την έκθεσή τους στην αγορά ναυτιλίας (Μπαρδούνιας, 2006). Η διαπραγματέυση τους γίνεται και εξωπραγματιστηριακά

(over-the-counter) αλλά και με χρήση θεματοφυλακίου (Clearing House). (Γεωργατζή, 2009) Στον Πίνακα 2 απεικονίζονται ενδεικτικές διαδρομές που αξιολογούνται καθημερινά από τους μπρόκερς των FFAs.

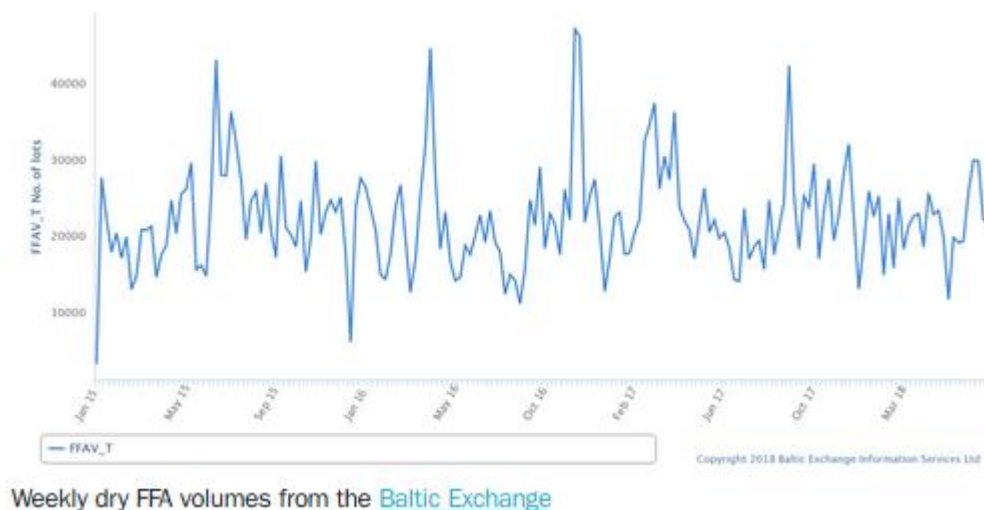
Πίνακας 2: Διαδρομές που αξιολογούνται καθημερινά από τους FFA brokers

DRY ROOTES	
BFA Capesize	C3 – Tubarao-Quingdao 160,000 or 170,000mt C4 – Richards Bay- Rotterdam 150,000 mt C5 – W Australia- Qingdao 160,000 or 170,000mt C7 – Bolival- Rotterdam 150,000 or 160,000mt CAPE T/C AVG
BFA Panamax	P1A 74,000dwt Translantic RV P2A 74,000dwt Cont Trip Far East P3A 74,000 dwt trans Pcific round voyage PAnamax T/C/ AVG
BFA Supermax	Supermax T/C AVG
BFA Handysize	Handy T/C/ AVG
WET ROOTES	
Clean	TC2 – 37,000mt Continent to USAC TC5 – 55,000mt Middle East to Japan TC6 – 30,000mt Algeria/Euromed TC7 – 35,000mt Singapore to east coast Australia (CCP) TC9 – 30,000mt Primorsk to Le Havre TC12 – 35,000mt Naphtha Sikka (WCI) to Japan TC14 – 38,000 mt US Gulf to Continent TC15\$/ton
Dirty	TD3C – 270,000mt Gulf to China TD7 – 80,000mt North Sea to Cont TD8 – 80,000mt Kuwait-Singapore (Crude/DPP Heat 135F) TD17 – 100,000mt Baltic to UK-Cont TD19 – 80,000mt Cross Mediterranean TD20 – 130,000mt W Africa to Cont

Πηγή: (The Baltic Exchange, 2019)

Πρόκειται ουσιαστικά για την συμφωνία μεταξύ των δύο εμπλεκόμενων πλευρών για την αγορά ή πώληση συγκεκριμένης ποσότητας αγαθού σε προσυμφωνημένη ορισμένη τιμή και ημερομηνία στο μέλλον, τα οποία χρησιμοποιούνται για την αντιστάθμιση (hedging) του κινδύνου που πηγάζει από την έντονη μεταβλητότητα των τιμών. Οι μεν πλοιοκτήτες (long position) έχουν την ανάγκη πώλησης σήμερα της μελλοντικής χωρητικότητας ή χρόνου ναύλωσης των πλοίων τους προκειμένου να αντισταθμίσουν τον κίνδυνο ενδεχόμενης μελλοντικής πτώσης των τιμών, ενώ οι ναυλωτές (short position) προσδοκούν το αντίθετο, δηλαδή την προστασία έναντι ανόδου των τιμών. Η Εικόνα 2 απεικονίζει τον εβδομαδιαίο όγκο συναλλαγών συμβολαίων FFA, όπως καταγράφηκαν από το Baltic Exchange για την διετία 2016-2018.

Εικόνα 2: Εβδομαδιαίος Όγκος Συναλλαγών FFA 2016-2018



Πηγή: (Baltic Exchange, 2018)

3. Βιβλιογραφική Επισκόπηση

Σταδιακά έχει παρατηρηθεί η εμφάνιση έντονου ερευνητικού ενδιαφέροντος γύρω από τα ναυτιλιακά παράγωγα και τον δείκτη «Baltic Dry Index». Η βιβλιογραφία ασχολείται με το κατά πόσον οι τιμές των παραγώγων μπορούν να είναι ασφαλείς εκτιμητές των μελλοντικών τιμών spot της φυσικής αγοράς, τα διάφορα μοντέλα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν στην αποτελεσματικότερη ανάλυση της αγοράς αλλά και με την σημαντικότητα που παρουσιάζει ο δείκτης BDI ως πρόδρομος δείκτης της οικονομίας.

Οι Alizadeh & Nomikos, 2003 διεξάγοντας ανάλυση συνολοκλήρωσης διαπίστωσαν μεταξύ άλλων την ύπαρξη αμφίδρομης συσχέτισης μεταξύ spot και προθεσμιακών τιμών στην αγορά των ναύλων, με τις τιμές των FFAs να ενσωματώνουν πιο άμεσα την νέα πληροφόρηση της αγοράς σε σχέσεις με τις spot τιμές της φυσικής αγοράς. Η ανάλυση των συγγραφέων κατέληξε στο συμπέρασμα, ότι οι τιμές των FFA περιέχουν χρήσιμη πληροφόρηση, η οποία επηρεάζει διορθωτικά τις μελλοντικές spot τιμές της αγοράς. Επιπλέον αναφέρουν, ότι τα FFA ενός μήνα προβλέπουν τις spot τιμες λίγο καλύτερα από την «ρίψη ενός νομίσματος», ενώ όσο ο χρόνος αυξάνεται (2-3 μήνες), τόσο επιτυχία πρόβλεψης δεν ξεπερνά περίπου την πιθανότητα του 50%.

Οι Kavussanos & Visvikis, 2004 επιχείρησαν την διερεύνηση της ύπαρξης συσχέτισης μεταξύ προθεσμιακής και φυσικής αγοράς σε όρους τόσο αποδόσεων όσο και μεταβλητότητας με την χρήση μοντέλου διόρθωσης σφαλμάτων (VECM). Όσον αφορά τις αποδόσεις διαπιστώθηκε η ύπαρξη αμφίδρομης συσχέτισης, παρά το γεγονός ότι οι αποδόσεις των FFAs φαίνεται να ενσωματώνουν ταχύτερα την νέα πληροφόρηση της αγοράς σε σύγκριση με τις spot τιμές. Όσον αφορά την μεταβλητότητα, τα αποτελέσματα της VECM-GARCH μεθοδολογίας, επιβεβαίωσαν το προαναφερόμενο αποτέλεσμα, δηλαδή ότι οι τιμές των FFAs προηγούνται των spot στην ενσωμάτωση των πληροφοριών, άλλα όχι με την ίδια ταχύτητα όπως στην περίπτωση των αποδόσεων. Το σημαντικότερο όμως συμπέρασμα της έρευνας των συγγραφέων είναι, ότι τα FFAs περιέχουν ενσωματωμένη χρήσιμη πληροφόρηση η οποία επηρεάζει την διαμόρφωση των spot τιμών. Σε άλλη έρευνα οι Kavussanos, et al., 2004 μελετώντας την υπόθεση περί μη αμεροληψίας των FFA με σκοπό την πρόβλεψη, βρήκαν ότι οι προβλέψεις σε ορίζοντα ενός και δύο μηνών μπορούν να είναι αμερόληπτοι, σε αντίθεση με τα αποτελέσματα σε μεγαλύτερους χρονικούς ορίζοντες.

Αργότερα, ο Groder, 2010, διερευνώντας παρόμοια ερωτήματα, χρησιμοποίησε την Root Mean Square Error μεθοδολογία προκειμένου να επαληθεύσει την ακρίβεια των προβλέψεων που μπορεί να γίνει μεταξύ των τιμών των FFA και των μελλοντικών τιμών κλεισίματος των συμβολαίων (future settlements). Στην έρευνα του επισημαίνει, ότι μια αμερόληπτη πρόβλεψη δεν μπορεί να είναι κατ' ανάγκη και μια σωστή πρόβλεψη. Ακόμη και οι αμερόληπτες προβλέψεις μπορούν να διαφοροποιηθούν αρκετά από τις μελλοντικές τιμές

διακανονισμού, με αποτέλεσμα τελικά να μην είναι χρήσιμες για την αγορά. Μια μέτρηση της απόκλισης μεταξύ των προθεσμιακών τιμών και των spot τιμών είναι αδύνατη στην περίπτωση της αξιολόγησης της ικανότητας πρόβλεψης των FFA.

Οι έρευνες των Zhang, et al., 2014 και Zhang & Zeng, 2015 εξέτασαν την συσχέτιση μεταξύ αφενός spot - forward τιμών και αφετέρου spot-time chartered αγοράς, συμπεραίνοντας ότι οι τιμές των FFA και των time charter μπορούν να βελτιώσουν την ικανότητα πρόβλεψης της spot αγοράς. Το συμπέρασμα αυτό βασίστηκε στην διαπίστωση, ότι η αποτελεσματικότητα των μοντέλων VECM είναι καλύτερη από την χρήση μοντέλων VAR.

Σημαντική όμως είναι και η βιβλιογραφία που ασχολείται με τη μελέτη γύρω από τις διάφορες μεθοδολογίες που μπορεί να χρησιμοποιηθούν στην εξέταση του θέματος κατα πόσον τα FFAs μπορούν να χρησιμοποιηθούν ώστε να γίνει πρόβλεψη. Πρώτοι οι Batchelor, et al., 2007 αφού συγκρίναν μια σειρά διαφορετικών μοντέλων κάνοντας διαχωρισμό του δείγματός τους σε in-sample και out-of-sample διαπίστωσαν, ότι το Vector Error Correction Model (VECM) δίνει πιο ακριβή εικόνα στην πρόβλεψη των τιμών της φυσικής αγοράς, συμπέρασμα στο οποίο είχαν καταλήξει και οι Kavussanos & Visvikis, 2006 σε νωρίτερη έρευνά τους.

Η ικανότητα πρόβλεψης θεωρείται πολύ σημαντική καθώς αντικατοπτρίζει τις προοπτικές και τάσεις της παγκόσμιας οικονομίας. Δεδομένου ότι ο δείκτης αφορά σε πλοία μεταφοράς εμπορευμάτων, commodities, όπως άνθρακα, σιδηρομεταλλεύματα κλπ, με την προσφορά των οποίων – πλοίων - να θεωρείται ανελαστική, οι μεταβολές του δείκτη μπορούν να απεικονίσουν την ζήτηση για μεταφορά /αγορά φορτίων που χρησιμοποιούνται στην παραγωγή αγαθών. Συνεπώς, καθώς οι παραγγελίες αυξάνονται υποδεικνύεται μια προοπτική ανάπτυξης της παγκόσμιας οικονομίας. (Γρηγοριάδη, 2018) Σύμφωνα με τους Bakshi, et al., 2012, οι οποίοι, με τη χρήση τριμηνιαίων τιμών του δείκτη BDI, εξέτασαν την ικανότητα πρόβλεψης της παγκόσμιας αγοράς μετοχών, των χρηματιστηριακών δεικτών εμπορευμάτων και της ανάπτυξης της παγκόσμιας οικονομίας, επιβεβαιώνεται τόσο η στατιστική όσο και η οικονομική σημαντικότητα της ικανότητας του δείκτη BDI. Τέλος, στο ίδιο μήκος κύματος, οι Bildirici, et al., 2015 εξειδίκευσαν την έρευνα τους, διερευνώντας την σχέση μεταξύ του δείκτη BDI και της οικονομικής ανάπτυξης των ΗΠΑ,

καταλήγοντας πράγματι στην ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ του δείκτη BDI και του αμερικανικού ΑΕΠ.

Η παρούσα εργασία επιχειρεί να συμβάλλει στη βιβλιογραφία διερευνώντας κατά πόσον οι τιμές των FFAs που προηγούνται κατά έναν μήνα των spot τιμών, μπορούν να θεωρηθούν ως αμερόληπτοι εκτιμητές της φυσικής αγοράς και να χρησιμοποιηθούν στην πρόβλεψη της κατεύθυνσης αυτών. Επιπλέον, εξετάζεται η ύπαρξη συνολοκλήρωσης και αιτιακής σχέσης μεταξύ προθεσμιακών και παρατηρούμεων τιμών. Τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν αφορούν συγκεκριμένα τις τιμές που διαμορφώνονται για τα πλοία τύπου CAPESIZE του χρηματιστηρίου του Λονδίνου για την περίοδο των ετών (2011-2018), ενώ οι οικονομετρικοί έλεγχοι πρόκειται να διενεργηθούν με την χρήση του προγράμματος E-views.

4. Περιγραφή Δεδομένων

4.1. Στατιστικά Δεδομένων

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται στην παρούσα μελέτη αφορούν αφενός τις spot τιμές του δείκτη BDI-CAPESIZE (εξαρτημένη μεταβλητή) και αφετέρου στις τιμές ένα μήνα μετά της προθεσμιακής αγοράς – Συμβόλαια FFA- (ανεξάρτητη μεταβλητή), όπως αυτές διαμορφώθηκαν στο χρηματιστήριο Baltic Exchange του Λονδίνου. Τα δεδομένα του δείγματος συλλέχθηκαν από την πλατφόρμα Bloomberg και καλύπτουν την περίοδο 2011-2018, ενώ στον Πίνακα 2 παρουσιάζονται περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των δύο χρονοσειρών.

Πίνακας 3: Περιγραφική Στατιστική Χρονοσειρών

	Mean	Median	Max	Min	St. Dev.
Spot rates	11.109,80	8.658,5	42.211	485	8.035,186
FFA rates	11.435,3	10.025	38.875,8	1.350	6.204,852

4.2. Μεθοδολογία

Στο πρώτο μέρος των εμπειρικών ελέγχων, το βασικό ερώτημα είναι «κατά πόσον οι τιμές των FFA είναι αμερόληπτος (*unbiased*) εκτιμητής για τις spot τιμές του δείκτη BDI της ναυλαγοράς». Έτσι, το μοντέλο προς παλινδρόμηση των δύο χρονοσειρών διαμορφώθηκε ως ακολούθως (Εξίσωση 1):

$$SPOT_t = c + \beta * FFA_{t,t-1} + u_t \quad (1)$$

με τη SPOT να είναι η χρονοσειρά που στοχεύουμε να δούμε πως επηρεάζεται, από τις διακυμάνσεις της FFA που είναι η ανεξάρτητη μεταβλητή, ενώ c , u_t ο σταθερός όρος και ο όρος του σφάλματος αντίστοιχα.

Ο βασικότερος έλεγχος όλων αφορά στην στασιμότητα των δύο χρονοσειρών. Λόγω της σημαντικότητας του, εφαρμόστηκαν τόσο ο επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF Test), όσο και ο έλεγχος Phillips-Perron. Και τα δύο αυτά τεστ αποτελούν ισχυρούς και αποτελεσματικούς ελέγχους μοναδιαίας ρίζας (*unity root test*), με τον μεν πρώτο να λαμβάνει υπόψη, ότι τα κατάλοιπα της υπό εξέταση εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος, δηλαδή δε σχετίζονται μεταξύ τους και έχουν σταθερή διακύμανση, ενώ το δε Phillips-Perron Test να αντιμετωπίζει την πιθανή αυτοσυσχέτιση των κατάλοιπων ως μη τυχαία τροποποιώντας τα κριτήρια της στατιστικής t στην οποία βασίζεται το Dickey Fuller Test.

Δεδομένου ότι οι χρονοσειρές μας αποδείχθηκαν μη στάσιμες, προχωρήσαμε στην μοντελοποίηση αυτών, παλινδρομώντας τις λογαριθμικές πρώτες διαφορές τους, στηριζόμενοι και σε ανάλογο χειρισμό του Radopoulos, 2014. Δηλαδή, το τελικό μοντέλο που παλινδρομήθηκε είναι της ακόλουθης μορφής (Εξίσωση 2):

$$\Delta L_SPOT_t = c + \Delta L_SPOT_{t-1} + \beta * \Delta L_FFA_{t,t-1} + u_t \quad (2)$$

όπου $\Delta L_SPOT = \text{Log}(\text{spot}) - \text{Log}(\text{spot}(-1))$ και ομοίως για την ΔL_FFA . Η μοντελοποίηση των δύο βασικών μεταβλητών της εξίσωσής σκοπεύει στο να απαλείψουμε την εμφανιζόμενη τάση, εφαρμόζοντας την κάνουμε συνεχείς μεταβλητές με κανονική κατανομή, προκειμένου να προχωρήσουμε στην παλινδρόμηση. Επιπλέον, στην Εξίσωση (2) έχουμε συμπεριλάβει μια επιπλέον υστέρηση της μεταβλητής ΔL_SPOT , καθώς κατά αυτόν τον τρόπο αντιμετωπίσαμε και το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης των κατάλοιπων.

Κατόπιν της παλινδρόμησης, έγιναν έλεγχοι αναφορικά με την αυτοσυσχέτιση, ετεροσκεδαστικότητα και κατανομή των καταλοίπων, ώστε να διασφαλιστεί, ότι τα αποτελέσματά της παλινδρόμησης είναι ισχυρά και μπορούν να ληφθούν υπόψη. Διότι σε ένα σχετικά μικρό δείγμα δεδομένων όπως αυτό που εξετάζεται στην παρούσα εργασία, επίμονα προβλήματα αυτοσυσχέτισης ή ετεροσκεδαστικότητας θα μπορούσαν να θέσουν υπό αμφισβήτηση τα συμπεράσματα που εξάγονται από το μοντέλο.

Κατά συνέπεια, τα κατάλοιπα εξετάστηκαν καταρχάς ως προς την κατανομή που ακολουθούν, με το Jarques-Bera Test αλλά και γραφικά, ακολούθως για τυχόν ύπαρξη αυτοσυσχέτισης με τη χρήση κορελογράμματος, της στατιστικής Q και του Breush-Godfrey L-M test. Τέλος, έγινε έλεγχος για ετεροσκεδαστικότητα με την χρήση του White Test.

Με την προϋπόθεση ότι τα αποτελέσματά μας έως εδώ ήταν αξιόπιστα, προχωρήσαμε στον έλεγχο αμεροληψίας των εκτιμητών της παλινδρόμησης με την χρήση του Wald test. Προκειμένου οι εκτιμητές μας να είναι αμερόληπτοι, θα έπρεπε να επιβεβαιωθεί η εγκυρότητα της μηδενικής υπόθεσης έναντι της εναλλακτικής ότι: $H_0: C = 0 \text{ \& } \beta = 1 \text{ \& } \gamma = 1$.

Στο δεύτερο μέρος των οικονομετρικών ελέγχων, στόχος είναι να διαπιστωθεί η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των δύο εξεταζόμενων χρονοσειρών, καθώς αυτό θα σημάνει και την ύπαρξη αιτιακής σχέσης μεταξύ αυτών. Κλειδί και αφετηρία για να προχωρήσουμε στον έλεγχο συνολοκλήρωσης είναι και πάλι ο έλεγχος στασιμότητας. Με άλλα λόγια, η έννοια της συνολοκλήρωσης επιτρέπει την διερεύνηση και περιγραφή ενδεχόμενης σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ μη στάσιμων χρονοσειρών. (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010) Σύμφωνα με τους (Engle & Granger, 1987)

«Δύο χρονολογικές σειρές Y_{1t} και Y_{2t} , λέγονται συνολοκληρωμένες (cointegrated) βαθμού d και b , με $d \geq b \geq 0$ και συμβολίζονται με Y_{1t} και $Y_{2t} \sim CI(d,b)$, αν

- 1. Και οι δύο είναι ολοκληρωμένες βαθμού d ,*
- 2. υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός τους, $W_t = a_1 Y_{1,t} + a_2 Y_{2,t}$, ο οποίος δίνει μια σειρά που είναι ολοκληρωμένη βαθμού $(d-b)$ και*

3. Το διάνυσμα $[\alpha_1, \alpha_2]$ ονομάζεται διάνυσμα συνολοκλήρωσης (Cointegration Vector)»

Οι μέθοδοι – έλεγχοι συνολοκλήρωσης που πραγματοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία αφορούν: 1. Στη παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης (cointegrating regression) με την μέθοδο Fully Modified Least Squares (F-MOLS) και 2. στο υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Model – VECM).

Cointegrating Regression- Μέθοδος Fully Modified Least Squares (F-MOLS)

Η μεθοδολογία αυτή παρουσιάστηκε πρώτη φορά από τους Philips & Hansen, 1990 και αποτελεί εξίσου αποτελεσματική μέθοδο ελέγχου συνολοκλήρωσης, εφάμιλλη άλλων όπως η μέθοδος των Engle and Granger (1987). Η διαφοροποίησή της από την απλής παλινδρόμηση βρίσκεται στο γεγονός, ότι αντιμετωπίζει προβλήματα τυχόν ενδογένειας των ανεξάρτητων μεταβλητών του μοντέλου λόγω της ύπαρξης συνολοκληρωμένης σχέσης.

Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφάλματος (Error Correction Model)

Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό, αν δύο χρονοσειρές είναι συνολοκληρωμένες, τότε μεταξύ τους συνδέονται με μια σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας. Ωστόσο, βραχυχρόνια μπορούν να αποκλίνουν παροδικά, με την ανισορροπία αυτή να απεικονίζεται στα σφάλματα ισορροπίας e_t . Η βραχυχρόνια αυτή ανισορροπία μπορεί να διορθωθεί με τον «Μηχανισμό Διόρθωσης Σφάλματος» (Error Correction Mechanism). Οι Engle & Granger, 1987 αναφέρουν ότι «αν οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, τότε η μεταξύ τους βραχυχρόνια σχέση ανισορροπίας μπορεί αν διατυπωθεί με μια πιο ακριβή μεθοδολογία εξέτασης της συνολοκλήρωσης», προτείνοντας το Vector Error Correction Model. (Συριόπουλος & Φίλιππας, 2010) Το πλεονέκτημα σε αυτό, είναι ότι πρόκειται για ένα δυναμικό ουσιαστικά υπόδειγμα, καλύτερο της μεθόδου cointegrating regression, καθώς λαμβάνει υπόψη τόσο τις μακροχρόνιες επιδράσεις - συσχετίζοντας τις μεταβολές των μεταβλητών - όσο και τις βραχυχρόνιες επιδράσεις με την χρήση του όρου των λαθών στην εξίσωση της παλινδρόμησης.

Η ύπαρξη συνολοκλήρωσης όμως είναι ταυτόχρονα και μια υπόδειξη αιτιακής σχέσης μεταξύ των δύο μεταβλητών, επιβεβαιώνοντας την αλληλεπίδραση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Η υπόθεση μη στασιμότητας, και μάλιστα ίδιας τάξης, των

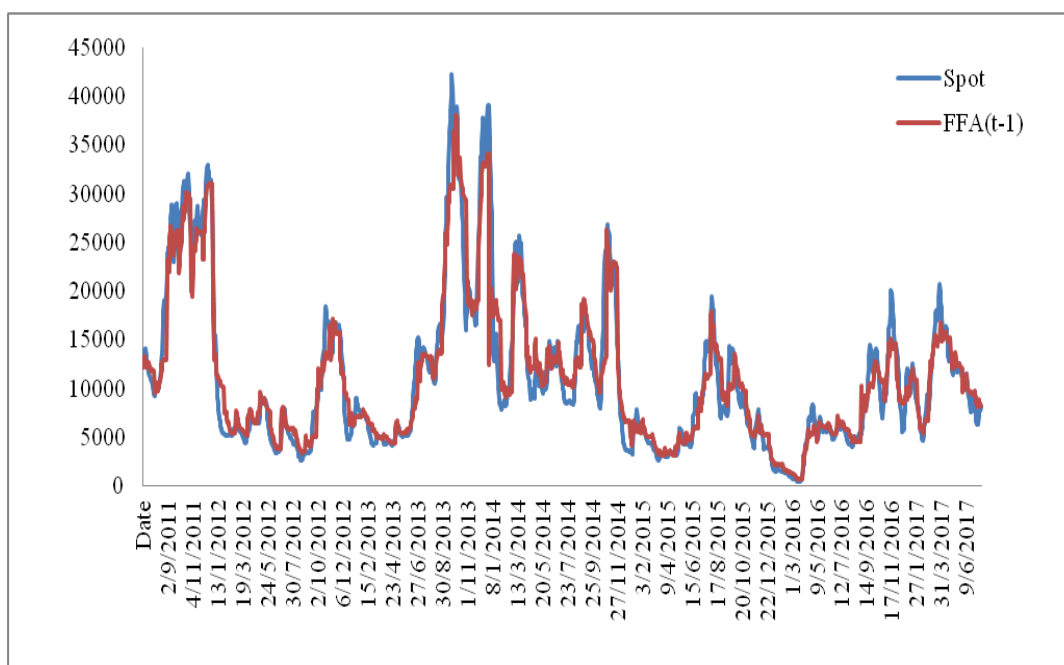
χρονοσειρών αποτελούν βασικές προϋποθέσεις για την διερεύνηση της συνολοκλήρωσης. Και οι δύο, όπως θα δούμε στην εμπειρική ανάλυση και παρουσίαση των αποτελεσμάτων, υφίστανται στην περίπτωση που εξετάζουμε, αφού τόσο η μεταβλητή SPOT όσο και η μεταβλητή FFA είναι μια φορά ολοκληρωμένη η κάθε μια ή αλλιώς είναι I(1).

5. Εμπειρική Ανάλυση

5.1 Αποτελέσματα ελέγχου αμερόληψιας εκτιμητών

Η πρώτη βασική παρατήρηση έρχεται από την γραφική απεικόνιση των δεδομένων των δύο χρονοσειρών, όπως αποκτήθηκαν απευθείας από την βάση Bloomberg (Εικόνα 3). Όπως αναμένονταν, μακροχρόνια οι τιμές της φυσικής και της προθεσμιακής αγοράς ακολουθούν παράλληλες πορείες. Στο μεγαλύτερο επίσης τμήμα του γραφήματος διαπιστώνεται, ότι οι SPOT τιμές έχουν απότομες διακυμάνσεις είτε προς τα πάνω είτε προς τα κάτω σε σχέση με τις τιμές της προθεσμιακής αγοράς, ενώ έχουμε και την ύπαρξη τάσης μεταξύ των δύο χρονοσειρών.

Εικόνα 3: Εξέλιξη Τιμών Φυσικής και Προθεσμιακής Ναυλαγοράς



Πηγή: Βάση Δεδομένων Bloomberg-Επεξεργασία του Συγγραφέα

Στον επόμενο βασικό έλεγχο, διαπιστώθηκε η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και στις δύο χρονοσειρές, οι οποίες βρέθηκαν από μια αντίστοιχα φορά ολοκληρωμένη η

κάθε μια. Για την ανεξάρτητη μεταβλητή, SPOT, τα αποτελέσματα των σχετικών ελέγχων όπως προέκυψαν από το E-views, παρουσιάζονται συγκεντρωμένα στον Πίνακα 4. Στον πίνακα αυτόν παρατηρείται η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα, ενώ σε επίπεδο πρώτων διαφορών είναι καθαρή, οδηγώντας στο συμπέρασμα ότι είναι μία φορά ολοκληρωμένη ή I (1). Ομοίως, για την ανεξάρτητη μεταβλητή, FFA, τα αποτελέσματα των αντίστοιχων ελέγχων μοναδιαίας ρίζας εμφανίζονται στον Πίνακα 5. Και η δεύτερη αυτή χρονοσειρά που πρόκειται να χρησιμοποιηθεί στο μοντέλο είναι μια φορά ολοκληρωμένη.

Πίνακας 4: SPOT - Αποτελέσματα Ελέγχων Μοναδιαίας Ρίζας

H0: SPOT has a Unity Root			H0: D(SPOT) has a Unity Root		
	t-statistic	Prob*		t-statistic	Prob*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.7322	0.0713	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.457	0.0000
<i>Test</i> <i>1% level</i>	-3.4345		<i>Test</i> <i>1% level</i>	-3.4345	
<i>Critical</i> <i>5% level</i>	-2.8632		<i>Critical</i> <i>5% level</i>	-2.8632	
<i>Values</i> <i>10% level</i>	-2.5678		<i>Values</i> <i>10% level</i>	-2.5678	
	Adj. t-stat	Prob*		Adj. t-stat	Prob*
Philips -Perron test statistic	-3.3045	0.0671	Philips -Perron test statistic	-19.3617	0.0000
<i>Test</i> <i>1% level</i>	-3.9641		<i>Test</i> <i>1% level</i>	-3.9641	
<i>Critical</i> <i>5% level</i>	-3.4128		<i>Critical</i> <i>5% level</i>	-3.4128	
<i>Values</i> <i>10% level</i>	-3.1284		<i>Values</i> <i>10% level</i>	-3.1284	

Πίνακας 5: FFA - Αποτελέσματα Ελέγχων Μοναδιαίας Ρίζας

H0: FFA has a Unity Root			H0: D(FFA) has a Unity Root				
		t-statistic	Prob*				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.3487	0.0589	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
<i>Test</i>	<i>1% level</i>	-3.9643		<i>Test</i>	<i>1% level</i>	-3.9643	
<i>Critical</i>	<i>5% level</i>	-3.4128		<i>Critical</i>	<i>5% level</i>	-3.4128	
<i>Values</i>	<i>10% level</i>	-3.1284		<i>Values</i>	<i>10% level</i>	-3.1284	
Adj. t-stat			Prob*	Adj. t-stat			Prob*
Philips -Perron test statistic			-3.2117	0.0861	Philips -Perron test statistic		
<i>Test</i>	<i>1% level</i>	-3.9642		<i>Test</i>	<i>1% level</i>	-3.9642	
<i>Critical</i>	<i>5% level</i>	-3.4128		<i>Critical</i>	<i>5% level</i>	-3.4128	
<i>Values</i>	<i>10% level</i>	-3.1284		<i>Values</i>	<i>10% level</i>	-3.1284	

Με βάση τα ανωτέρω αποτελέσματα των ελέγχων στασιμότητας, κρίθηκε σκόπιμο και έγινε η πρώτη βασική επεξεργασία των δύο χρονοσειρών, υπολογίζοντας την λογαριθμική διαφορά για την κάθε μια, βάσει της εξίσωσης (2). Στόχος ήταν να απαλλαχθούν από την τάση και οι μεταβλητές να έρθουν σε γραμμική συνεχή μορφή προκειμένου να παλινδρομηθούν.

Κατόπιν αυτής της μοντελοποίησης, διενεργήθηκαν εκ νέου επαναληπτικοί έλεγχοι για μοναδιαία ρίζα στις δύο νέες μεταβλητές, όπως φαίνεται παρακάτω (Πίνακας 6) που ουσιαστικά δημιουργήθηκαν, διαπιστώνοντας ότι πλέον είναι και οι δύο I(1). Συνεπώς, προχωρώντας στην παλινδρόμηση δεν υπάρχει κίνδυνος να λάβουμε ψευδή αποτελέσματα (spurious).

Πίνακας 6: ΔL_SPOT & ΔL_FFA - Αποτελέσματα επαναληπτικού ελέγχου ADF

H0: ΔL_SPOT has a Unity Root			H0: ΔL_FFA has a Unity Root		
		t-statistic	Prob*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-19.2632	0.0000	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
<i>Test</i>	<i>1% level</i>	-3.9641		<i>Test</i>	<i>1% level</i>
<i>Critical</i>	<i>5% level</i>	-3.4128		<i>Critical</i>	<i>5% level</i>
<i>Values</i>	<i>10% level</i>	-3.1284		<i>Values</i>	<i>10% level</i>

Το μοντέλο που παλινδρομήθηκε εν τέλει με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) μετά τις προαναφερόμενες αλλαγές, πήρε την μορφή της ακόλουθης εξίσωσης (3):

$$\Delta LSPOT_t = c + \gamma * \Delta LSPOT_{t-1} + \beta * \Delta LFFA_{t,t-1} + u_t \quad (3)$$

με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης να συνοψίζονται στον Πίνακα 7.

Η παλινδρόμηση των λογαριθμικών διαφορών των δύο χρονοσειρών έδειξε την ύπαρξη στατιστικά σημαντικής σχέσης μεταξύ των spot τιμών της φυσικής αγοράς και των τιμών των προθεσμιακών συμβολαίων σε επίπεδο 1%. Επίσης σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση των τιμών της φυσικής αγοράς την επόμενη ημέρα έχει και το επίπεδο τιμών της ίδιας την προηγούμενη μέρα (lag -1 για την μεταβλητή $\Delta LSPOT_t$). Δηλαδή, πρόκειται για αυτοπαλινδρομο μοντέλο, το οποίο συνάγεται από την στατιστική σημαντικότητα της μεταβλητής $LSPOT(t-1)$. Από την άλλη η p-value του σταθερού όρου είναι σχεδόν μονάδα, δείχνοντας ότι είναι στατιστικά ασήμαντος και ενδεχομένως θα μπορούσε να παραληφθεί κιόλας.

Με βάση τα αποτελέσματα η εξίσωση που περιγράφει την σχέση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών διαμορφώνεται τελικά ως εξής:

$$\Delta LSPOT_t = 0.56 * \Delta LSPOT_{t-1} + 0.11 * \Delta LFFA_{t,t-1} + u_t$$

Και μπορεί να ερμηνευτεί με τον εξής τρόπο: Μια μεταβολή κατά 1% των τιμών των προθεσμιακών συμβολαίων FFA, μπορεί αν προκαλέσει μεταβολή 11% στην φυσική

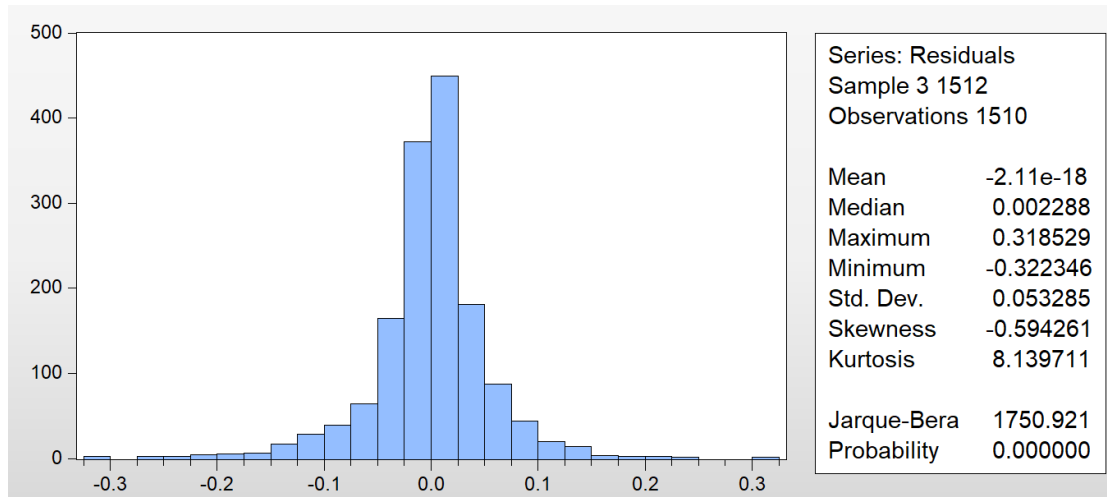
ναυλαγορά. Είναι ενδιαφέρον ότι μεγαλύτερη επίδραση στις μεταβολές της ναυλαγοράς ασκεί η εξέλιξη των τιμών αυτής την προηγούμενη ημέρα, παρά η εξέλιξη των προθεσμιακών συμβολαίων FFA. Επιπλέον, εξαιρετικά μικρός συντελεστής R^2 , της τάξης του 89.45%, σημαίνει ότι αρκετά μεγαλύτερο μέρος από τη μεταβλητότητα της φυσικής αγοράς ερμηνεύεται από το μοντέλο, κάτι το οποίο θεωρείται ικανοποιητικό και εξάγει ασφαλή συμπεράσματα στην έρευνα που διεξάγουμε.

Πίνακας 7: Αποτελέσματα OLS Παλινδρόμησης λογαριθμικών πρώτων διαφορών

Εξαρτημένη Μεταβλητή: ΔL_SPOT				
Μέθοδος Παλινδρόμησης: OLS (Ordinary Least Squares)				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	Prob.
C	0.0001	0.0014	0.1062	0.9154
$\Delta L_SPOT (-1)$	0.5559	0.0215	25.8556	0.0000
ΔL_FFA	0.1064	0.0159	6.6924	0.0000
<i>R-squared</i>		0.8945		
<i>F-statistic (Prob.)</i>		470.6401 (0.0000)		
<i>Durbin-Watson stat.</i>		1.9629		

Παρόλα αυτά, προχωρήσαμε σε περαιτέρω εξέταση του μοντέλου, διεξάγοντας τους αναγκαίους ελέγχους των κατάλοιπων της παλινδρόμησης. Αρχικά, ελέγχθηκε η κατανομή των κατάλοιπων με την χρήση γραφικής απεικόνισης και του Jarque-Bera Test. Όπως φαίνεται στην Εικόνα 4 , όπως εξήχθει από το E-views , επιβεβαιώνεται ότι η κατανομή των κατάλοιπων ακολουθεί την κανονική κατανομή και με τους δύο προαναφερόμενους τρόπους.

Εικόνα 4: Κατανομή Καταλοίπων



Όσον αφορά τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης, η Εικόνα 5 που αφορά στο ενδεικτικό απόσπασμα του κορρολογράμματος των κατάλοιπων, δείχνει την απουσία αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα, κάτι που επιτευχθεί με την επιπλέον υστέρηση που συμπεριλήφθει ($\Delta L_spot(-1)$).

Εικόνα 5: Κορρολόγραμμα και Q-statistic

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.018	0.018	0.5163	0.472
		2	-0.019	-0.019	1.0640	0.587
		3	-0.051	-0.050	5.0132	0.171
		4	0.038	0.040	7.2399	0.124
		5	0.018	0.015	7.7430	0.171
		6	-0.017	-0.019	8.1669	0.226
		7	0.034	0.039	9.8795	0.196
		8	-0.015	-0.017	10.208	0.251
		9	-0.044	-0.045	13.109	0.158
		10	0.065	0.072	19.501	0.034
		11	0.014	0.005	19.779	0.048
		12	-0.008	-0.011	19.869	0.070
		13	-0.025	-0.011	20.822	0.077
		14	0.009	0.005	20.956	0.103
		15	-0.001	-0.006	20.956	0.138
		16	-0.001	0.004	20.957	0.180
		17	-0.004	-0.008	20.984	0.227
		18	-0.037	-0.039	23.101	0.187
		19	-0.025	-0.018	24.085	0.193
		20	-0.044	-0.047	27.027	0.134

Την απουσία αυτοσυσχέτισης επιβεβαιώσαμε και με τον έλεγχο Breush-Godfrey L-M (Πίνακας 8), ο οποίος αποτελεί ένα δεύτερο τεστ αυτοσυσχέτισης των κατάλοιπων. Η βασική μηδενική υπόθεση αυτού αφορά στην μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης, με τα αποτελέσματά του να βασίζεται στην στατιστική F. Τα αποτελέσματα των Prob. F και Prob. Chi –Square όπως εξήχθησαν από το e-Views επαληθεύουν την H_0 , συνεπώς την απουσία

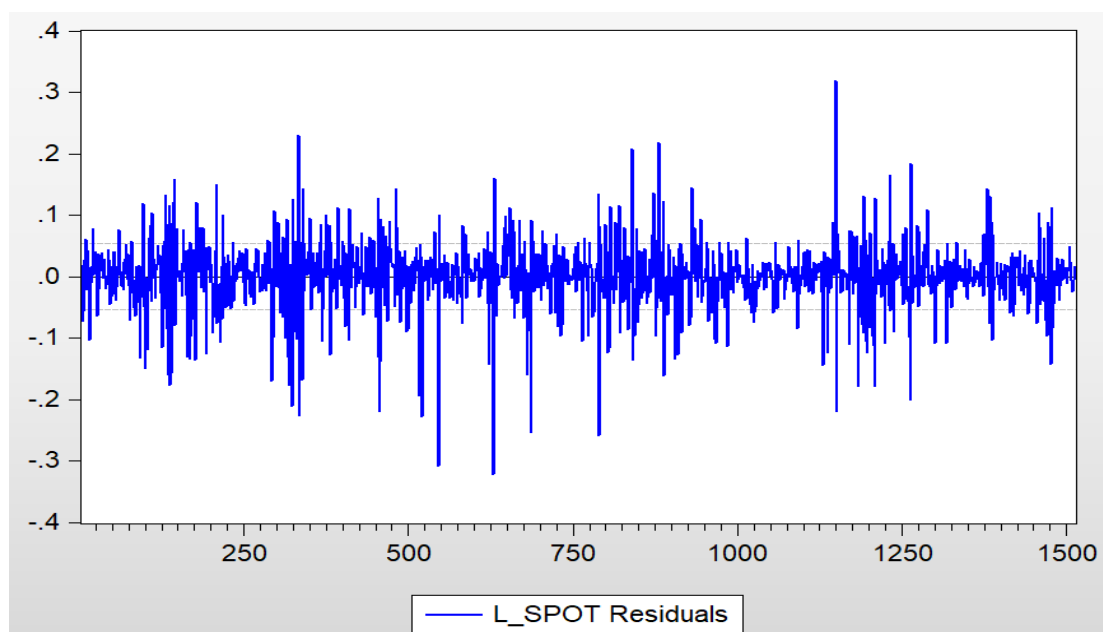
αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα, κάτι που συμβαδίζει με τις υπόλοιπες μεθόδους, κορελόγραμμα και Durbin-Watson που χρησιμοποιήθηκαν.

Πίνακας 8: Αποτέλεσμα Ελέγχου Breusch-Godfrey LM Test

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F- statistic	0.6725	Prob. F (2,15050)	0.5106
Obs* R-squared	1.3482	Prob. Chi –Square (2)	0.5096

Στην Εικόνα 6 φαίνεται επίσης ότι τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης είναι λευκός θόρυβος.

Εικόνα 6: Κατάλοιπα- Λευκός Θόρυβος



Τα αποτελέσματα του ελέγχου White παρουσιάζονται στον Πίνακα 9 και αφορούν στον έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας των κατάλοιπων, όπου επιβεβαιώνεται η αρχική υπόθεση H_0 της ύπαρξης ομοσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Βασική προϋπόθεση της γραμμικής παλινδρόμησης είναι ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου ϵ_i παραμένει σταθερή, όποιες και εάν είναι οι τιμές των ερμηνευτικών μεταβλητών της εξίσωσης. Η ομοσκεδαστικότητα είναι απαραίτητη λοιπόν συνθήκη για να αιτιολογηθούν οι έλεγχοι του Student, ο έλεγχος F και τα διαστήματα εμπιστοσύνης διότι όλοι οι συγκεκριμένοι έλεγχοι εξαρτώνται από τη διακύμανση του διαταρακτικού όρου.

Πίνακας 9: Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας- White Test

Heteroskedasticity Test: White			
F- statistic	0.675570	Prob. F (5, 1504)	0.7315
Obs* R-squared	7.122839	Prob. Chi-square (5)	0.5254
Scaled explained SS	1.88981	Prob. Chisquare (5)	0.9931

Τέλος, καταλήξαμε στην διεξαγωγή του Wald τέστ, ελέγχοντας την βασική υπό εξέταση μηδενική υπόθεση της παρούσας παραγράφου, δηλαδή κατά πόσον η προθεσμιακή αγορά είναι αμερόληπτος εκτιμητής της φυσικής αγοράς, με τα αποτελέσματα να φαίνονται στον Πίνακα 10. Συγκεκριμένα, η βασική υπόθεση που εξετάστηκε πρακτικά εδώ είναι αν ο σταθερός συντελεστής c ισούται με το μηδέν και ταυτόχρονα αν ο συντελεστής β της μεταβλητής των FFA και ο συντελεστής γ της μεταβλητής $\Delta LSPOT_{t-1}$ ισούται με τη μονάδα. Από τα αποτελέσματα του ελέγχου Wald παρατηρείται ότι επιβεβαιώνεται η υπόθεση για τον σταθερό συντελεστή – ότι δηλαδή είναι μηδέν - όχι όμως και για τον συντελεστή β και γ του μοντέλου.

Πίνακας 10: Έλεγχος Υπόθεσης Αμεροληψίας- Wald Test

Wald Test			
Test statistic	Value	df	Prob.
F-statistic	1580.488	(3,1507)	0.0000
Chi-square	3160.977	3	0.0000
<i>H0: C= 0, β=1, γ=1</i>			
Normalized Restriction (=0)	Value	St. Error	
c	0.0001	0.0014	
-1+β	-0.8936	0.0159	
-1+γ	-0.8140	0.0146	

5.2 Συνολοκλήρωση και Αιτιότητα

Στην προηγούμενη ενότητα ερευνήθηκε αν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Ωστόσο έχοντας υπόψη τα ευρήματα περί μη στασιμότητας και ίδιας τάξης των δύο εξεταζόμενων χρονοσειρών (βλ. Πίνακες 4 & 5), κρίθηκε σκόπιμο να διερευνηθεί η αιτιακή σχέση μεταξύ των δύο χρονοσειρών, καθώς η ύπαρξη συσχέτισης με βάση την ανωτέρω παλινδρόμηση από μόνη της δεν επαρκεί, ώστε να εξαχθεί ολοκληρωμένο και ακριβές συμπέρασμα.

Παλινδρομώντας στο E-views τις δύο εξεταζόμενες χρονοσειρές, χωρίς να προβούμε σε καμία τροποποίηση όπως νωρίτερα, δηλαδή εξαιρώντας την μεταβλητή $\Delta LSPOT_{t-1}$, χρησιμοποιώντας την συνολοκληρωμένη παλινδρόμηση (cointegrating regression) και συγκεκριμένα επιλέγοντας τη μεθοδολογία των Fully Modified Least Squares- F- MOLS (Philips & Hansen, 1990), ελήφθησαν τα αποτελέσματα που απεικονίζονται στον Πίνακα 11.

Πίνακας 11: Cointegrating Regression

Εξαρτημένη Μεταβλητή: SPOT				
Μέθοδος Παλινδρόμησης: FMOLS (Fully Modified Least Squares)				
Μεταβλητή	Συντελεστής	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	Prob.
C	-958.5737	233.4931	-4.1053	0.0000
FFA	1.0839	0.0176	61.748	0.0000
<i>R-squared</i>		0.9175		

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα συνεπάγεται, ότι πράγματι οι δύο χρονοσειρές FFA και SPOT έχουν σχέση συνολοκλήρωσης. Επίσης σημαντικό είναι ότι η σταθερά c εμφανίζει και αυτή στατιστικά σημαντική σχέση, με το συνολικό μοντέλο τελικά να παίρνει την μορφή:

$$SPOT_t = -958.574 + 1.084 * FFA_t$$

Έχοντας ως αφετηρία ότι οι χρονοσειρές μας είναι I(1) διενεργήθηκε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen αρχικά, ο οποίος απευθύνεται κυρίως σε χρονοσειρές ολοκληρωμένες μία φορά με τα αποτελέσματα του να παρουσιάζονται

συνοπτικά στον Πίνακα 12. Στο εν λόγω τεστ και οι δύο στατιστικές (trace & maximum eigenvalue) υποδεικνύουν ότι οι χρονοσειρές μας είναι συνολοκληρωμένες με δύο τρόπους. Στον έλεγχο συνολοκλήρωσης του Johansen χρησιμοποιήθηκε ο αριθμός 2 που προέκυψε από το Var Lag Order Criteria (Πίνακας 14).

Πίνακας 12: Αποτελέσματα Johansen Cointegration Test

Johansen Cointegration Test				
Trend Assumption: Linear Deterministic Trend				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.0957	167.9430	15.4947	0.0001
At most 1*	0.0109	16.4655	3.8415	0.0000
<i>Trace test indicated 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level</i>				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.0957	151.4775	14.2646	0.0001
At most 1*	0.011	16.4655	3.8415	0.0000
<i>Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level</i>				

Κατόπιν, υπολογίστηκε το VAR μοντέλο μεταξύ των δύο μεταβλητών, με τα αποτελέσματα του να αποτυπώνονται στον Πίνακα 13.

Πίνακας 13: Αποτελέσματα VAR

Vector Autoregression Estimates		
Τυπ. Σφάλματα σε () & t-statistics σε []		
	SPOT	FFA
SPOT (-1)	1.5683 (0.021) [74.5961]	0.6171 (0.0363) [17.0058]
SPOT (-2)	-0.6497 (0.0207) [-31.3333]	-0.5362 (0.0358) [-14.9844]
FFA (-1)	-0.0095 (0.0146) [-0.6482]	0.8064 (0.0253) [31.9312]
FFA (-2)	0.0933 (0.0148) [6.3203]	0.0934 (0.0255) [3.6673]
C	-27.6721 (30.5883) [-0.9047]	219.3940 (52.7878) [4.1562]
<i>R-squared</i>	0.9937	0.9772
<i>F-statistic</i>	59660.29	16126.51

Ως εκ τούτου, οι εξισώσεις που εξάγονται είναι της ακόλουθης μορφής:

$$SPOT = 1,57 * SPOT(-1) - 0,65 * SPOT(-2) - 0,01 * FFA(-1) + 0,09 * FFA(-2) - 27,67 + u_t$$

$$FFA = 0,62 * SPOT(-1) - 0,54 * SPOT(-2) + 0,81 * FFA(-1) + 0,09 * FFA(-2) + 219,39 + u_t$$

Ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων σύμφωνα με τα αποτελέσματα του Πίνακα 14 και το κριτήριο Schwartz (γκρι στήλη) καθορίστηκε σε δύο. Οι εν λόγω υπολογισμοί έως εδώ είναι σημαντικοί στον υπολογισμό τελικά του μοντέλου

Διόρθωσης Σφάλματος. Να σημειωθεί επίσης, ότι το κριτήριο Schwartz χρησιμοποιείται για λόγους συνέπειας καθ' όλη την διάρκεια των εμπειρικών και οικονομετρικών διεργασιών της παρούσας εργασίας και για τον λόγο αυτό και εδώ η επιλογή των υστερήσεων βασίστηκε σε αυτό.

Πίνακας 14: Κριτήριο Επιλογής Υστερήσεων

VAR Lag Order Selection Criteria						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-29287.91	-	2.82e+14	38.9493	38.9564	38.952
1	-24923.19	8712.011	8.55e+11	33.1505	33.1717	33.1584
2	-24503.16	837.2771	4.92e+11	32.5973	32.6326*	32.6105*
3	-24500.77	4.7584	4.93e+11	32.5994	32.6489	32.6179
4	-24494.55	12.3577	4.91e+11	32.5965	32.6601	32.6202
5	-24487.22	14.5542	4.89e+11	32.5921	32.66981	32.6210
6	-24480.80	12.7578	4.88e+11	32.5888	32.6807	32.6231
7	-24476.03	9.4437	4.87e+11	32.5878	32.6938	32.6273
8	-24465.70	20.4390*	4.83e+11*	32.5734*	32.6996	32.6242

Λαμβάνοντας υπόψη το αποτέλεσμα από το τεστ του Johansen που δείχνει την ύπαρξη τουλάχιστον μίας σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών, εξετάζεται πλέον περαιτέρω η κατεύθυνση αυτής της αιτιότητας σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Το εύρημα αυτό θα γίνει φανερό από το μοντέλο διόρθωσης σφάλματος (VECM), τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στον Πίνακα 15. Στον εν λόγω πίνακα οι t-statistics επιβεβαιώνουν σε επίπεδο 1% η ύπαρξη αμφίδρομης μακροχρόνιας αιτιακής σχέσης μεταξύ των δύο εξεταζόμενων χρονοσειρών. Στο μοντέλο VECM που θα ακολουθήσει χρησιμοποιήθηκε ως αριθμός σχέσεων συνολοκλήρωσης το ένα (1), μιας και οι μεταβλητές που εξετάζονται και χρησιμοποιούνται είναι δύο.

Πίνακας 15: Αποτελέσματα Μοντέλου Διόρθωσης Σφάλματος (VECM)

Vector Error Correction Estimates		
Τυπ. Σφάλματα σε () & t-statistics σε []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
SPOT (-1)	1.0000	
FFA (-1)	-1.0869 (0.0229) [-47.5331]	
C	994.9559	
Error Correction:	D(SPOT)	D(FFA)
CointEq1	-0.0817 (0.0079) [-10.3807]	0.0820 (0.0136) [6.0266]
D(SPOT(-1))	0.6322 (0.0249) [25.3958]	0.4988 (0.0430) [11.5912]
D(SPOT(-2))	0.0319 (0.0274) [1.1672]	0.0637 (0.0473) [1.3476]
D(FFA(-1))	-0.1004 (0.0158) [6.3502]	-0.1073 (0.0273) [-3.9276]
D(FFA(-2))	-0.0016 (0.0150) [-0.1033]	0.0055 (0.026) [0.2111]
C	1.5210 (16.4315) [0.0926]	0.7260 (28.4031) [0.0256]
<i>R-squared</i>	0.4094	0.1672

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 15 γράφουμε το μοντέλο μακροχρόνιας σχέσης (long term model) και είναι ως εξής:

Εξίσωση συνολοκλήρωσης ή μακροχρόνιας σχέσης :

$$ECT = 1.000 * SPOT(-1) - 1.08692277251 * FFA(-1) + 994.955936382$$

Και αντίστοιχα την εξίσωση για την βραχυχρόνια σχέση τους (short term):

$$D(SPOT) = C(1) * (SPOT(-1) - 1.08692277251 * FFA(-1) + 994.955936382) + C(2) * D(SPOT(-1)) + C(3) * D(SPOT(-2)) + C(4) * D(FFA(-1)) + C(5) * D(FFA(-2)) + C(6)$$

Αυτό που μας ενδιαφέρει κυρίως είναι η στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών C(1) για την μακροχρόνια σχέση των δύο μεγεθών μας καθώς είναι αυτό που γίνεται η διόρθωση του μοντέλου VECM. Ομοίως και των συντελεστών C(4), C(5) για την βραχυχρόνια σχέση τους, για αυτό το λόγο κάνουμε μία και καινούρια παλινδρόμηση που τα αποτελέσματα της φαίνονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 16: Αποτελέσματα Παλινδρόμησης Συντελεστών VECM

Dependent Variable: D(SPOT)				
Method: Least Squares				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.0817	0.0079	-10.3801	0.0000
C(2)	0.6322	0.0249	25.3958	0.0000
C(3)	0.0319	0.0274	1.1672	0.2433
C(4)	-0.1004	0.0158	-6.3501	0.0000
C(5)	-0.0016	0.0150	-0.1033	0.9177
C(6)	1.5210	16.4316	0.0926	0.9263
R-squared	0.6296			

Όπως παρατηρούμε τόσο ο C(1) όσο και ο C(4) είναι με αρνητικό πρόσημο, το οποίο έχει θετική επίδραση στο μοντέλο που χρησιμοποιούμε, και επίσης λόγω του p-value

τους θεωρούνται στατιστικά σημαντικοί. Η παλινδρόμηση εμφανίζει ένα ικανοποιητικό R^2 .

Στην συνέχεια ελέγχουμε με το Wald Test αν όντως υπάρχει βραχυχρόνια σχέση, δηλαδή αν οι συντελεστές C(4),C(5) είναι αμερόληπτοι εκτιμητές των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής SPOT. Τα αποτελέσματα που φαίνονται στον παρακάτω πίνακα.

Πίνακας 17: Αποτελέσματα Αμεροληψίας Συντελεστών VECM

Wald Test:			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	21.20270	(2, 1503)	0.0000
Chi-square	42.40539	2	0.0000
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(4)		-0.100358	0.015804
C(5)		-0.001551	0.015014

Από τον πίνακα 17 συμπεραίνουμε την βραχυχρόνια αιτιακή σχέση μεταξύ των δύο χρονοσειρών μας, καθώς το p-value των δύο συντελεστών δεν επιβεβαιώνει την μηδενική υπόθεση, συνεπώς υπάρχει βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των SPOT και FFA χρονοσειρών. Στην συνέχεια ελέγχουμε με το Breusch-Godfrey LM Test αν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα, γεγονός που θα αμφισβητούσε τα ευρήματα του μοντέλου μας και τα συμπεράσματα που προκύπτουν. Στον πίνακα 18 που ακολουθεί δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης καταλοίπων.

Πίνακας 18: Αποτέλεσμα Ελέγχου Breusch-Godfrey LM Test 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.584793	Prob. F(2,1501)	0.5573
Obs*R-squared	1.174905	Prob. Chi-Square(2)	0.5557

6. Συμπεράσματα

Στόχος της παρούσας εργασίας ήταν η εκτεταμένη εμπειρική διερεύνηση αν τα ναυτιλιακά προθεσμιακά συμβόλαια (FFA) αποτελούν αξιόπιστους εκτιμητές της φυσικής ναυλαγοράς (SPOT), με στόχο να χρησιμοποιηθούν στην πρόβλεψή της. Τα υπό εξέταση ερωτήματα ήταν η αμεροληψία ή μη των FFA ως εκτιμητές των spot τιμών της ναυλαγοράς και κατά πόσον οι δύο χρονοσειρές συνολοκληρώνονται και η τυχόν σχέση αιτιότητας μεταξύ τους. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αφορούσαν στις τιμές δύο χρονοσειρών, τις παρατηρούμενες τιμές της φυσικής αγοράς (spot) και τις τιμές ενός μήνα νωρίτερα των προθεσμιακών συμβολαίων (ffa) που αφορούν στα πλοία τύπου Capesize κατά την περίοδο 2011-2018.

Όσον αφορά το πρώτο ερώτημα, η ύπαρξη μη στασιμότητας και στις δύο χρονοσειρές, κατέστησε απαραίτητο να χρησιμοποιηθούν οι λογαριθμικές πρώτες διαφορές αυτών στην παλινδρόμηση του μοντέλου, από την οποία προέκυψε ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των τιμών των FFA και των παρατηρούμενων τιμών της φυσικής αγοράς. Μάλιστα βρέθηκε ότι μια μεταβολή κατά 1% των τιμών της προθεσμιακής αγοράς προκαλεί μεταβολή ύψους 11% στην φυσική αγορά ένα μήνα μετά. Αυτό με τη σειρά του οδηγεί στο συμπέρασμα, ότι η εξέλιξη των τιμών των FFA ένα μήνα νωρίτερα θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν στην πρόβλεψη της φυσικής αγοράς. Ωστόσο, η υπόθεση περί αμερόληπτου εκτιμητή εν τέλει δεν επιβεβαιώθηκε από τα αποτελέσματα του ελέγχου Wald στο πρώτο μέρος των ελέγχων μας.

Όσον αφορά το δεύτερο ερώτημα της παρούσας εργασίας και με δεδομένο, ότι οι δύο εξεταζόμενες μεταβλητές ήταν όχι απλά μη στάσιμες αλλά και ίδιας τάξης – $I(1)$, διαπιστώθηκε μέσα από μια σειρά αλληπάλληλων ελέγχων ότι οι δύο σειρές δεν ακολουθούν ένα τυχαίο στοχαστικό μοντέλο αλλά αλληλεπιδρούν μεταξύ τους τόσο μακροπρόθεσμα όσο και βραχυπρόθεσμα (long and short term causality). Με άλλα λόγια, μέσα από την παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης (cointegrating regression) με τη μέθοδο FMOLS επιβεβαιώθηκε η σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ της SPOT και της FFA, ενώ ο έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen έδειξε ότι οι δύο χρονοσειρές συνολοκληρώνονται με δύο τρόπους. Τέλος, το μοντέλο διόρθωσης λαθών (VECM) επιβεβαίωσε την ύπαρξη αμφίδρομης αιτιακής σχέσης μεταξύ των δύο εξεταζόμενων μεταβλητών. Δηλαδή οι χρονοσειρές συγκλίνουν μακροχρόνια ,δηλαδή εμφανίζουν

ισορροπία ,επηρεάζοντας η μία την άλλη με έναν τρόπο γραμμικό χωρίς να υπάρχει τάση αλλαγής, κάνοντας την μελέτη τους ένα χρήσιμο εργαλείο στον χώρο της ναυτιλίας και ειδικότερα στον τομέα των ναυλώσεων.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Alizadeh, A. & Nomikos, N., 2003. Do FFAs provide good forecasts?. *Lloyd's Shipping Economist*, pp. 32-34.

Alizadeh, A. & Nomikos, N., 2003. Do FFAs provide good forecasts?. *Lloyd's Shipping Economist*, pp. 32-34.

Bakshi, G., Panayotov, G. & Skoulakis, G., 2012. *Baltic Dry Index as a predictor of Global Stock Returns, Commodity Returns and Global Economic Activity*.

[Ηλεκτρονικό]

Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1747345#

[Πρόσβαση 25 02 2019].

Baltic Exchange, 2018. *Baltic Briefing: Building FFA volumes*. [Ηλεκτρονικό]

Available at: <http://thebalticbriefing.com/guest-column/building-ffa-volumes/>

[Πρόσβαση 14 4 2019].

Batchelor, R., Akizadeh, A. & Visvikis, I., 2007. Forecasting spot and forward prices in the international freight market. *International Journal of Forecasting*, Τόμος 23, pp. 101-114.

Batchelor, R., Alizadeh, A. & Visvikis, I., 2007. Forecasting spot and forward prices in the international freight markets. *International Journal of Forecasting*, Τόμος 23, pp. 101-114.

Bildirici, M. E., Kayıkçı, F. & Onat, I. Ş., 2015. Baltic Dry Index as a Major Economic Policy Indicator: The relationship with Economic Growth. *Social & Behavioral Sciences*, Τόμος 210, pp. 416-424.

Bloomberg, 2019. *About BDI Baltic Exchange Dry Index*. [Ηλεκτρονικό]

Available at: <https://www.bloomberg.com/quote/BDIY:IND>

[Πρόσβαση 24 02 2019].

CNBC Markets, 2019. *Baltic Exchange: Baltic Dry Index (.BADI:Exchange)*.

[Ηλεκτρονικό]

Available at: <https://www.cnbc.com/quotes/?symbol=.BADI>

[Πρόσβαση 19 04 2019].

Engle, R. F. & Granger, C. J., 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *The Economic Society*, 55(2), pp. 251-276.

Groder, P., 2010. *Forecasting shipping freight rates*. [Ηλεκτρονικό] Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1597113 [Πρόσβαση 05 03 2019].

International Chamber of Shipping, 2019. *Shipping and World Trade*. [Ηλεκτρονικό] Available at: <http://www.ics-shipping.org/shipping-facts/shipping-and-world-trade> [Πρόσβαση 19 4 2019].

Kavussanos, M. G. & Visvikis, I. D., 2004. Market Interactions in returns and volatilities between spot and forward shipping freight markets. *Journal of Banking & Finance*, Τόμος 28, pp. 2015-2049.

Kavussanos, M. G. & Visvikis, I. D., 2006. Shipping freight derivatives: A survey of recent evidence. *Maritime Policy & Management*, Τόμος 33, pp. 233-255.

Kavussanos, M. G., Visvikis, I. D. & Menachof, D., 2004. The unbiasedness hypothesis in the freight forward market: Evidence from cointegration tests". *Review of Derivatives Research*, Τόμος 7, pp. 241-266.

Kavussanos, M. & Visvikis, I., 2006. Shipping freight derivatives: a survey of recent evidence. *Maritime Policy & Management*, Τόμος 33, pp. 233-255.

Kavussanos, M., Visvikis, I. D. & Menachof, D., 2004. The unbiasedness hypothesis in the freight forward market: evidence from cointegration test. *Review of Derivatives Research*, Τόμος 7, pp. 241-266.

Philips, P. & Hansen, B., 1990. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *Review of Economic Studies*, Τόμος 57, pp. 99-125.

Philips, P. & Hansen, B., 1990. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), pp. 99-125.

Radopoulos, P., 2014. *FFA: Forward Freight Agreements*. [Ηλεκτρονικό] Available at: http://dione.lib.unipi.gr/xmlui/bitstream/handle/unipi/8605/Radopoulos_Paschalis.pdf

[?sequence=1&isAllowed=y](#)

[Πρόσβαση 16 3 2019].

The Baltic Exchange, 2019. *The Baltic Exchange*. [Ηλεκτρονικό]
Available at: <https://www.balticexchange.com/>
[Πρόσβαση 03 02 2019].

Trading Economics, 2019. *Baltic Exchange Dry Index*. [Ηλεκτρονικό]
Available at: <https://tradingeconomics.com/commodity/baltic>
[Πρόσβαση 24 02 2019].

Wilson, R., 2013. *The Principles of the Dry Bulk FFA Market*. [Ηλεκτρονικό]
Available at:
https://ink.library.smu.edu.sg/cgi/viewcontent.cgi?article=4570&context=1kcsb_research
[Πρόσβαση 03 02 2019].

Zhang, H. & Zeng, Q., 2015. A study of the relationships between the time charter and spot freight rates. *Applied Economics*, 47(9), pp. 955-965.

Zhang, J., Zeng, Q. & Zhao, X., 2014. Forecasting spot freight rates based on forward freight agreement and time charter contract. *Applied Economics*, 46(29), pp. 3639-3648.

Γεωργατζή, Α., 2009. *Ναυτιλιακά Παράγωγα: Χρήση και Λειτουργία*. [Ηλεκτρονικό]
Available at:
<http://dione.lib.unipi.gr/xmlui/bitstream/handle/unipi/3316/Georgantzi.pdf?sequence=3>
[Πρόσβαση 03 02 2019].

Γρηγοριάδη, Δ., 2018. *Μεπτυχιακή Διατριβή "Διαχείριση Κινδύνου στην Ναυτιλία με χρήση παραγώγων"*. [Ηλεκτρονικό]
Available at: <http://dione.lib.unipi.gr/xmlui/handle/unipi/11276>
[Πρόσβαση 03 02 2019].

Μπαρδούνιας, Ν., 2006. *Παράγωγα Ναύλων, νέο Επενδυτικό Εργαλείο στην Ναυτιλία*. [Ηλεκτρονικό]

Available at: <http://www.kathimerini.gr/272009/article/oikonomia/ellhnikh-oikonomia/paragwga-naylwn-neo-ependytiko-ergaleio-gia-th-naytilia>
[Πρόσβαση 03 02 2019].

Συριόπουλος, Κ. & Φίλιππας, Δ. Θ., 2010. *Οικονομετρικά Υποδείγματα & Εφαρμογές στο E-views*. Θεσσαλονίκη: Ανίκουλα.

«Ο/Η συγγραφέας δηλώνει ρητώς ότι η υποβληθείσα Διπλωματική Εργασία είναι προσωπική και δεν αποτελεί προϊόν αντιγραφής άλλης εργασίας ή κειμένου τρίτων».