



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ**

**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
στη
ΝΑΥΤΙΛΙΑ**

Θέμα Διπλωματικής Εργασίας:

**«Προβλέψεις και Οικονομετρική Μοντελοποίηση στις
θαλάσσιες μεταφορές χύδην ξηρών φορτίων»**



Φοιτητής: Μαυρίδης Μιχαήλ

Επιβλέπων Καθηγητής: Παπαδημητρίου Ευστράτιος

Πειραιάς 2012



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ**

**ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ
στη
ΝΑΥΤΙΛΙΑ**

Θέμα Διπλωματικής Εργασίας:

**«Προβλέψεις και Οικονομική Μοντελοποίηση στις
θαλάσσιες μεταφορές χύδην ξηρών φορτίων»**

Φοιτητής: Μαυρίδης Μιχαήλ

Επιβλέπων Καθηγητής: Παπαδημητρίου Ευστράτιος

Πειραιάς 2012

ΔΗΛΩΣΗ ΑΥΘΕΝΤΙΚΟΤΗΤΑΣ

Το άτομο το οποίο εκπονεί την Διπλωματική Εργασία φέρει ολόκληρη την ευθύνη προσδιορισμού της δίκαιης χρήσης του υλικού, η οποία ορίζεται στην βάση των εξής παραγόντων: του σκοπού και χαρακτήρα της χρήσης (εμπορικός, μη κερδοσκοπικός ή εκπαιδευτικός), της φύσης του υλικού που χρησιμοποιεί (τμήμα του κειμένου, πίνακες, σχήματα, εικόνες ή χάρτες), του ποσοστού και της σημαντικότητας του τμήματος που χρησιμοποιεί σε σχέση με το όλο κείμενο υπό copyright, και των πιθανών συνεπειών της χρήσης αυτής στην αγορά ή στη γενικότερη αξία του υπό copyright κειμένου.

Υπογραφή Συγγραφέα

ΣΕΛΙΔΑ ΤΡΙΜΕΛΟΥΣ ΕΞΕΤΑΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΤΡΟΠΗΣ

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από τη ΓΣΕΣ του Τμήματος Ναυτιλιακών Σπουδών Πανεπιστημίου Πειραιώς σύμφωνα με τον Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στη Ναυτιλία.

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- (Επιβλέπων Καθηγητής)
-
-

Η έγκριση της Διπλωματικής Εργασίας από το Τμήμα Ναυτιλιακών Σπουδών του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνώμων του συγγραφέα.

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον κ Παπαδημητρίου Ευστράτιο, επιβλέπων καθηγητή της εργασίας, για την βοήθειά του στην εκπόνηση της διπλωματικής εργασίας μου. Η υποστήριξη της προσπάθειάς μου και η άριστη, καθώς και άμεση επικοινωνία μας καθ' όλη τη διάρκεια της συγγραφής, δημιούργησε ένα εξαιρετικό κλίμα συνεργασίας. Η ευγένεια, οι γνώσεις και η ανεξάντλητη ενέργειά του, μου έδωσαν το κίνητρο και τη δύναμη για να καταβάλλω κάθε δυνατή προσπάθεια προς την επιτυχία της μελέτης μου.

Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τους καθηγητές κ. Θαλασσινό Ελευθέριο και κ. Χλωμούδη Κωνσταντίνο, οι οποίοι υπήρξαν μέλη της τριμελούς εξεταστικής επιτροπής της διπλωματικής εργασίας. Οι διαλέξεις τους στα μαθήματα του μεταπτυχιακού προγράμματος μου πρόσφεραν ανεκτίμητα εφόδια για την μετέπειτα επαγγελματική σταδιοδρομία μου. Είμαι ευγνώμων που είχα τους παραπάνω καθηγητές στο μεταπτυχιακό πρόγραμμα σπουδών του Πανεπιστημίου Πειραιώς, καθώς η συνεχής αναζήτηση γνώσεων από τους ίδιους, αλλά και η υπομονή τους, προσφέρουν κύρος και αξία στο συγκεκριμένο τίτλο σπουδών που επέλεξα.

Ευχαριστώ πολύ τον υποψήφιο διδάκτορα κ. Τσιούμα Ευάγγελο, ο οποίος με βοήθησε πολύ με τις συμβουλές του, αφιερώνοντας αρκετό χρόνο σε όλη τη διάρκεια εκπόνησης της εργασίας.

Αφήνοντας το σημαντικότερο για το τέλος, θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου, που με στηρίζει όλα αυτά τα χρόνια και μου δίνει τη δύναμη να συνεχίζω ακολουθώντας το όνειρό μου και την ανεξάντλητη δίψα μου για γνώση.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο ΜΕΤΑΦΟΡΑ ΧΥΔΗΝ ΞΗΡΩΝ ΦΟΡΤΙΩΝ.....	21
1.1 ΓΕΝΙΚΑ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ	21
1.2 ΤΥΠΟΙ ΠΛΟΙΩΝ ΑΝΑ ΟΓΚΟ ΜΕΤΑΦΕΡΟΜΕΝΟΥ ΦΟΡΤΙΟΥ.....	24
1.3 ΝΑΥΛΟΔΕΙΚΤΕΣ	26
1.3.1 BDI	27
1.3.2 BCI.....	28
1.3.3 BPI	29
1.3.4 BSI.....	29
1.3.5 BHSI.....	30
1.4 ΜΟΝΤΕΛΟ ΤΗΣ ΠΡΟΣΦΟΡΑΣ ΚΑΙ ΤΗΣ ΖΗΤΗΣΗΣ ΘΑΛΑΣΣΙΩΝ ΜΕΤΑΦΟΡΙΚΩΝ ΥΠΗΡΕΣΙΩΝ	31
1.5 ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΟΙ ΚΥΚΛΟΙ.....	37
1.5.1 ΦΑΣΗ 1: ΥΦΕΣΗ.....	39
1.5.2 ΦΑΣΗ 2: ΑΝΑΚΑΜΨΗ	40
1.5.3 ΦΑΣΗ 3: ΚΟΡΥΦΩΣΗ	40
1.5.4 ΦΑΣΗ 4: ΚΑΤΑΡΡΕΥΣΗ	41
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΟΝΤΕΛΟΠΟΙΗΣΗ: ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ.....	42
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ	51
3.1 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ (STATIONARITY)	52
3.1.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ (UNIT ROOT TEST).....	53
3.2 ΑΦΑΙΡΕΣΗ ΤΗΣ ΤΑΣΗΣ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ (DETRENDING)	57
3.3 ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ.....	58
3.3.1 ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ (ACF).....	59
3.3.2 ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ ΜΕΡΙΚΗΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ (PACF)	60
3.4 ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)	61
3.5 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗ ΜΕΘΟΔΟ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ (OLS)	62
3.6 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ARMA ΤΩΝ BOX ΚΑΙ JENKINS	64
3.6.1 ΕΥΡΕΣΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA.....	65
3.6.2 Η ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΗΣ ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA	68
3.6.3 ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ARIMA(p,d,q)	68
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ BOX ΚΑΙ JENKINS	70
4.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΗΣ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΑΣ.....	71

4.2	ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA	74
4.3	ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΠΑΡΑΜΕΤΡΩΝ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA	76
4.4	ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA	80
4.5	ΜΟΡΦΟΠΟΙΗΣΗ ΤΟΥ ΤΕΛΙΚΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA	83
4.6	ΑΝΤΙΜΕΤΩΠΙΣΗ ΠΡΟΒΛΗΜΑΤΩΝ	83
4.7	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ - ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΕΣ ΠΡΟΒΛΕΨΕΙΣ	91
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5^ο ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ		94
5.1	ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ ΓΙΑ ΠΛΟΙΑ ΤΥΠΟΥ CAPESIZE	96
5.1.1	ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ	96
5.1.2	ΛΟΓΑΡΙΘΜΙΣΗ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ	99
5.1.3	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ	100
5.1.4	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)	101
5.1.5	ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ	102
5.1.6	ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΗΣ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑΣ OLS	106
5.2	ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ ΓΙΑ ΠΛΟΙΑ ΤΥΠΟΥ PANAMAX	108
5.2.1	ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ	108
5.2.2	ΛΟΓΑΡΙΘΜΙΣΗ (L_n) ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ	110
5.2.3	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ	111
5.2.4	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)	112
5.2.5	ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ	113
5.2.6	ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΗΣ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑΣ OLS	117
5.3	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΜΟΝΤΕΛΩΝ OLS ΓΙΑ ΠΛΟΙΑ ΤΥΠΟΥ CAPESIZE ΚΑΙ PANAMAX	118
ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ		120
ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΜΕΛΕΤΗ		123
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ		124
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α		132
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β		148
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ		153
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ		158

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΕΙΚΟΝΩΝ

Εικόνα 1 Χωρητικότητα πλοίων ανά κατηγορία μεγέθους.....	25
Εικόνα 2 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BDI, 1999-2011	28
Εικόνα 3 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BCI, 1999-2011.....	28
Εικόνα 4 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BPI, 1998-2011	29
Εικόνα 5 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BSI, 2006-2011	30
Εικόνα 6 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BHSI, 2006-2011	30
Εικόνα 7 Ποσοστιαία μεταβολή του μέσου παγκόσμιου Α.Ε.Π. 1961-2011.....	32
Εικόνα 8 Μέσος διακινούμενος όγκος φορτίων παγκοσμίως 2000-2011	33
Εικόνα 9 Σταθμισμένες Μέσες Απολαβές των πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων	39
Εικόνα 10 Ο δείκτης BDI (01/01/2000-01/12/2011)	70
Εικόνα 11 Η συνάρτηση ACF για τον δείκτη BDI	72
Εικόνα 12 Οι διαφορές 1 ^{ης} τάξης του δείκτη BDI.....	72
Εικόνα 13 Η συνάρτηση ACF για τις διαφορές.....	73
Εικόνα 14 Η συνάρτηση PACF για τις διαφορές.....	74
Εικόνα 15 Γραφική αναπαράσταση των υπολοίπων του μοντέλου AR(4).....	81
Εικόνα 16 Συνάρτηση ACF των υπολοίπων	81
Εικόνα 17 Συνάρτηση PACF των υπολοίπων.....	82
Εικόνα 18 Ιστόγραμμα των υπολοίπων.....	82
Εικόνα 19 Γραφική παράσταση πραγματικών και εκτιμήσεων	84
Εικόνα 20 Εβδομαδιαίες τιμές του δείκτη BDI.....	85
Εικόνα 21 Η συνάρτηση ACF.....	86
Εικόνα 22 Η συνάρτηση ACF για τις διαφορές.....	86
Εικόνα 23 Η συνάρτηση PACF για τις διαφορές.....	87
Εικόνα 24 Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων.....	89
Εικόνα 25 Ιστόγραμμα των υπολοίπων.....	89
Εικόνα 26 Γραφική παράσταση πραγματικών και εκτιμήσεων	91
Εικόνα 27 Γραφική παράσταση εκτιμώμενων και πραγματικών τιμών.....	93
Εικόνα 28 Τιμές Capesize μεταχειρισμένων πλοίων.....	97
Εικόνα 29 Ποσό μίσθωσης Capesize Πλοίων	97
Εικόνα 30 Τιμές καινούριων Capesize πλοίων.....	98
Εικόνα 31 Αύξηση (%) στόλου των Capesize πλοίων.....	98
Εικόνα 32 Ln(Secondhand Prices).....	100
Εικόνα 33 Ln(Average T/C).....	100
Εικόνα 34 Ln(NewBuilding Prices).....	100
Εικόνα 35 Ln(Fleet Growth %).....	100
Εικόνα 36 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Average T/C)	103
Εικόνα 37 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Newbuilding Prices).....	103
Εικόνα 38 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Fleet Growth).....	104
Εικόνα 39 Ln(Average T/C) με Ln(Newbuilding Prices)	105
Εικόνα 40 Ln(Average T/C) με Ln(Fleet Growth).....	105
Εικόνα 41 Ln(Newbuilding Prices) με Ln(Fleet Growth).....	106
Εικόνα 42 Τιμές Panamax μεταχειρισμένων πλοίων.....	108
Εικόνα 43 Ποσό μίσθωσης Panamax πλοίων.....	108

Εικόνα 44 Τιμές καινούριων Panamax πλοίων	109
Εικόνα 45 Αύξηση (%) στόλου των Panamax πλοίων.....	109
Εικόνα 46 Ln(Secondhand Prices).....	111
Εικόνα 47 Ln(Average T/C).....	111
Εικόνα 48 Ln(NewBuilding Prices).....	111
Εικόνα 49 Ln(Fleet Growth %).....	111
Εικόνα 50 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Average T/C)	114
Εικόνα 51 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Newbuilding Prices).....	114
Εικόνα 52 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Fleet Growth)	115
Εικόνα 53 Ln(Average T/C) με Ln(Newbuilding Prices).....	115
Εικόνα 54 Ln(Average T/C) με Ln(Fleet Growth).....	116
Εικόνα 55 Ln(Newbuilding Prices) με Ln(Fleet Growth).....	117

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 1 Χώρες εισαγωγών/εξαγωγών σιδηρομεταλλεύματος και άνθρακα	24
Πίνακας 2 Χώρες εισαγωγών/εξαγωγών δημητριακών και βωξίτη/αλουμίνα.....	24
Πίνακας 3 Χώρες εισαγωγών/εξαγωγών φωσφάτων	24
Πίνακας 4 Συνολική χωρητικότητα πλοίων χύδην ξηρών φορτίων	26
Πίνακας 5 Συνολικός αριθμός πλοίων χύδην ξηρών φορτίων	26
Πίνακας 6 Μοντέλο θαλάσσιων μεταφορικών υπηρεσιών	31
Πίνακας 7 Εύρεση συντελεστών p και q του μοντέλου ARMA(p,q).....	63
Πίνακας 8 Στοιχεία από την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF).....	64
Πίνακας 9 Στοιχεία από τη μερική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (PACF).....	65
Πίνακας 10 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller για τον δείκτη BDI	71
Πίνακας 11 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller για τις διαφορές 1 ^{ης} τάξης του δείκτη BDI...	73
Πίνακας 12 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(1,1,0).....	77
Πίνακας 13 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(4,1,0).....	77
Πίνακας 14 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(9,1,0).....	77
Πίνακας 15 Στατιστικοί Έλεγχοι στα Μοντέλα ARIMA(p,d,q)	78
Πίνακας 16 Έλεγχος των υπολοίπων μοντέλων ARIMA	79
Πίνακας 17 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller για τις διαφορές 1 ^{ης} τάξης του δείκτη BDI...	86
Πίνακας 18 Στατιστικοί Έλεγχοι στα Μοντέλα ARIMA(p,d,q)	87
Πίνακας 19 Έλεγχος των υπολοίπων μοντέλων ARIMA	88
Πίνακας 20 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(5,1,0).....	90
Πίνακας 21 Εκτιμώμενες και πραγματικές τιμές του δείκτη BDI	93
Πίνακας 22 Συγγραμμικότητα των χρονοσειρών του δείγματος σε τρεις χρονικές περιόδους...	99
Πίνακας 23 Αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey και Fuller (ADF)	101
Πίνακας 24 Αποτελέσματα ελέγχου Συνολοκλήρωσης Johansen.....	102
Πίνακας 25 Αξιολόγηση του μοντέλου OLS	107
Πίνακας 26 Συντελεστές του μοντέλου OLS	107
Πίνακας 27 Συγγραμμικότητα των χρονοσειρών του δείγματος σε τρεις χρονικές περιόδους.	110
Πίνακας 28 Αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey και Fuller (ADF)	112
Πίνακας 29 Αποτελέσματα ελέγχου Συνολοκλήρωσης Johansen.....	113
Πίνακας 30 Αξιολόγηση του μοντέλου OLS	118
Πίνακας 31 Συντελεστές του μοντέλου OLS	118

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ ΤΙΜΩΝ ΤΟΥ ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΟΣ

Πίνακας τιμών 1 Baltic Exchange Dry Index (Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2011)	132
Πίνακας τιμών 2 Baltic Exchange Dry Index (Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2011)	133
Πίνακας τιμών 3 Μεταβλητές πλοίων τύπου Capesize.....	134
Πίνακας τιμών 4 Μεταβλητές πλοίων τύπου Panamax.....	138
Πίνακας τιμών 5 Χωρητικότητα στόλου πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων.....	142
Πίνακας τιμών 6 Συνολικός αριθμός πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων.....	144
Πίνακας τιμών 7 Σταθμισμένες Μέσες Απολαβές των πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων.....	146
Πίνακας τιμών 8 ADF στις αρχικές τιμές του δείκτη BDI.....	148
Πίνακας τιμών 9 ADF στις τιμές της 1 ^{ης} τάξης ολοκλήρωσης του δείκτη BDI.....	149
Πίνακας τιμών 10 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA (1,1,0).....	150
Πίνακας τιμών 11 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(4,1,0).....	150
Πίνακας τιμών 12 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(9,1,0).....	150
Πίνακας τιμών 13 Έλεγχος των υπολοίπων (όρος σφάλματος) του μοντέλου ARIMA(4,1,0).....	151
Πίνακας τιμών 14 ADF στις αρχικές τιμές του δείκτη BDI.....	153
Πίνακας τιμών 15 ADF στις τιμές της 1 ^{ης} τάξης ολοκλήρωσης του δείκτη BDI.....	154
Πίνακας τιμών 16 Η αυτοσυσχέτιση του δείκτη BDI (εβδομαδιαίες τιμές)	155
Πίνακας τιμών 17 Η αυτοσυσχέτιση και μερική αυτοσυσχέτιση των 1 ^{ων} διαφορών του δείκτη BDI (εβδομαδιαίες τιμές).....	155
Πίνακας τιμών 18 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(1,1,0).....	156
Πίνακας τιμών 19 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(5,1,0).....	156
Πίνακας τιμών 20 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(10,1,0).....	157
Πίνακας τιμών 21 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize	158
Πίνακας τιμών 22 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize (1η τάξη ολοκλήρωσης).....	159
Πίνακας τιμών 23 ADF για το Average T/C τύπου Capesize.....	160
Πίνακας τιμών 24 ADF για το Average T/C τύπου Capesize (1 ^η τάξη ολοκλήρωσης).....	161
Πίνακας τιμών 25 ADF για τις τιμές νέων πλοίων τύπου Capesize.....	162
Πίνακας τιμών 26 ADF για τις τιμές νέων πλοίων (1 ^η τάξη ολοκλήρωσης) τύπου Capesize...	163
Πίνακας τιμών 27 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή του τονάζ πλοίων τύπου Capesize.....	164
Πίνακας τιμών 28 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή του τονάζ (1 ^η τάξη ολοκλήρωσης) πλοίων τύπου Capesize.....	165
Πίνακας τιμών 29 Ανάλυση συν-ολοκλήρωσης των μεταβλητών για τα πλοία τύπου Capesize	166
Πίνακας τιμών 30 Ανάλυση συσχέτισης των μεταβλητών για πλοία τύπου Capesize	168
Πίνακας τιμών 31 Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων για πλοία τύπου Capesize.....	170
Πίνακας τιμών 32 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Panamax	171
Πίνακας τιμών 33 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων (1 ^η τάξη ολοκλήρωσης) τύπου Panamax.....	172
Πίνακας τιμών 34 ADF για το Average T/C πλοίων τύπου Panamax	173
Πίνακας τιμών 35 ADF για το Average T/C (1 ^η τάξη ολοκλήρωσης) πλοίων τύπου Panamax.....	174

Πίνακας τιμών 36 ADF για τις τιμές νέων πλοίων τύπου Panamax	175
Πίνακας τιμών 37 ADF για τις τιμές νέων πλοίων (1 ^η τάξη ολοκλήρωσης) τύπου Panamax ..	176
Πίνακας τιμών 38 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή της συνολικής χωρητικότητας του στόλου πλοίων τύπου Panamax	177
Πίνακας τιμών 39 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή της συνολικής χωρητικότητας του στόλου πλοίων τύπου Panamax (1 ^η τάξη ολοκλήρωσης)	178
Πίνακας τιμών 40 Ανάλυση συν-ολοκλήρωσης των μεταβλητών για τα πλοία τύπου Panamax.....	179
Πίνακας τιμών 41 Ανάλυση συσχέτισης των μεταβλητών για πλοία τύπου Panamax	181
Πίνακας τιμών 42 Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων για πλοία τύπου Panamax	182

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΥΝΤΜΗΣΕΩΝ

ACF	Autocorrelation Function
ADF	Augmented Dickey-Fuller test
ANN	Artificial Neural Networks
AR	Autoregressive
ARIMA	Autoregressive Moving Average model
BCI	Baltic Capesize Index
BDI	Baltic Dry Index
BFI	Baltic Freight Index
BHMI	Baltic Handysize Index
BHSI	Baltic Handymax Index
BIFFEX	Baltic International Freight Future Index
BPI	Baltic Panamax Index
BSI	Baltic Supramax Index
DF	Dickey-Fuller test
DWT	Dead Weight Tones
EGARCH	Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model
FFA	Forward Freight Agreement
FTS	Fuzzy Time Series
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model
MA	Moving Average
OLS	Ordinary Least Squares
PACF	Partial Autocorrelation Function
T/C	Time Charter
VAR	Vector Autoregressive model
VECM	Vector Equilibrium Correction
VLCC	Very Large Crude Carriers
VLOC	Very Large Oil Carriers
WS	Worldscale

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η εργασία αυτή στοχεύει αρχικά στην παρουσίαση των βασικών χαρακτηριστικών της αγοράς χύδην ξηρών φορτίων και στη συνέχεια μέσω κατάλληλων μεθόδων οικονομετρικής διερεύνησης, μελετάται η διακύμανση του ναυλοδείκτη Baltic Dry Index, καθώς και η επιρροή διαφόρων παραγόντων στις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων.

Για την εμπειρική ανάλυση της διακύμανσης του ναυλοδείκτη BDI χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Box-Jenkins, καταλήγοντας στην κατασκευή ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA. Σε δεύτερο στάδιο, έγινε η προσπάθεια μοντελοποίησης, με τη μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, κάποιων εκ των βασικών παραγόντων που συντελούν στη διακύμανση των τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize και Panamax. Τέλος, μελετήθηκαν οι συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών.

Τα τελικά συμπεράσματα αποδεικνύουν την δυσκολία πρόβλεψης των απότομων μεταβολών των τιμών της ναυλαγοράς, καθώς και την αδυναμία εκτίμησης των τιμών σε βάθος χρόνου. Με την μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων συμπεράναμε ότι μια μεταβολή των τιμών νέων ναυπηγήσεων, μεταβάλλει την αγορά μεταχειρισμένων πλοίων κατά το ίδιο ποσοστό, η ναυλαγορά επηρεάζει μόνο κατά 20% τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων, ενώ η επιρροή της ποσοστιαίας μεταβολής της χωρητικότητας του στόλου στις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων αποδείχθηκε στατιστικά μη-σημαντική.

Λέξεις κλειδιά: Ναυλοδείκτες, Προβλέψεις, ARIMA, OLS, Box-Jenkins

ABSTRACT

This thesis aims initially to present the basic characteristics of the market for dry bulk cargoes, and then through appropriate econometric methods of investigation, we study the volatility of the Baltic Dry Index and the influence of various factors on secondhand prices.

The Box-Jenkins method is used for the empirical analysis of BDI, leading us to the construction of an autoregressive (ARIMA) model. In the last chapter, we use the Ordinary Least Squares (OLS) method to model some major key factors that contribute to the variation in secondhand prices for Capesize and Panamax vessels. Additionally, we study the cross-correlation for these pairs of variables, in order to examine the lag in time dependence between them.

Finally, although the results do not have great differences with the past papers, the final findings demonstrate the difficulty in predicting sudden changes in prices of the freight market and the weakness of forecasting future values. Through the OLS method, we concluded that a change in prices of NewBuilding prices will have the same impact on the secondhand prices, the freight market affects only by 20% the secondhand market, while the coefficients proved to be statistically non-significant between the variables Fleet Growth and the Secondhand Prices.

Keywords: Indices, ARIMA, OLS, Box-Jenkins, Forecasting

«Εάν αποσυνδέσεις την Ελλάδα, στο τέλος θα δεις να σου απομένουν
μια ελιά, ένα αμπέλι κι ένα καράβι. Που σημαίνει: με άλλα τόσα την
ξαναφτιάχνεις»

Οδυσσέας Ελύτης, Ο Μικρός Ναυτίλος, Μυρίσαι Το Άριστον, XIV

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Σκοπός της εργασίας είναι η οικονομετρική διερεύνηση κάποιων βασικών δεικτών των θαλάσσιων μεταφορών, και η εισαγωγή του αναγνώστη στις μελέτες πρόβλεψης των μελλοντικών διακυμάνσεων των ναυτιλιακών κύκλων. Η διπλωματική εργασία εξειδικεύεται στις μεταφορές χύδην ξηρών φορτίων.

Αρχικά, στο πρώτο κεφάλαιο, δίνεται στον αναγνώστη η εικόνα της αγοράς χύδην ξηρών φορτίων, οι βασικοί τύποι πλοίων που απασχολούνται στην εν λόγω αγορά, οι ναυλοδείκτες που απεικονίζουν την διακύμανσή της και τέλος, οι παράγοντες που επηρεάζουν την προσφορά και ζήτηση για θαλάσσιες υπηρεσίες αυτού του τύπου, οι οποίες έχουν αποτέλεσμα τη μεταβολή της ναυλαγοράς και των αξιών των πλοίων.

Οι λόγοι που αποτέλεσαν την πηγή αλλά και το κίνητρο για την μελέτη παρουσιάζονται στο δεύτερο κεφάλαιο με τη βιβλιογραφική ανασκόπηση. Είναι εμφανές ότι, εδώ και πολλές δεκαετίες, αναλυτές και οικονομολόγοι προσπαθούν να κατασκευάσουν μαθηματικά μοντέλα με απώτερο σκοπό την πρόβλεψη των ναύλων αλλά και γενικότερα των ναυτιλιακών κύκλων. Στην πραγματικότητα, τα προβλήματα στα οποία τίθενται αντιμέτωποι είναι πολλά, ιδιαίτερα όταν η εφαρμογή τους εστιάζει στην ναυτιλιακή αγορά, μια αγορά που διέπεται από το δυναμικό περιβάλλον και την δυσκολία πρόβλεψης μελλοντικών συνθηκών και καταστάσεων. Η ναυτιλία δραστηριοποιείται σε παγκόσμιο επίπεδο με αποτέλεσμα να επηρεάζεται άμεσα από κάθε πολιτική ή γεωγραφική αλλαγή.

Η μελέτη που πραγματοποιείται με την εμπειρική ανάλυση της εργασίας, βασίζεται κατά κύριο λόγο στις δημοσιεύσεις του Cullinane Kevin (1992, 1999), ο οποίος εξέτασε τη διακύμανση του γενικού ναυλοδείκτη BFI, προσπαθώντας να κάνει μελλοντικές προβλέψεις των τιμών του μέσω της μεθόδου Box-Jenkins. Στο τρίτο κεφάλαιο της εργασίας, παρουσιάζονται αναλυτικά τα οικονομετρικά εργαλεία που χρησιμοποιήθηκαν για την εμπειρική ανάλυση.

Στο τέταρτο κεφάλαιο, η μέθοδος Box-Jenkins εφαρμόστηκε στη χρονοσειρά του ναυλοδείκτη BDI. Το δείγμα περιλάμβανε 144 μηνιαίες τιμές του δείκτη για τη χρονική περίοδο 1^η Ιανουαρίου 2000 έως 1^η Δεκεμβρίου 2011. Ο έλεγχος στασιμότητας της χρονοσειράς απέδειξε ότι η αρχική σειρά είναι μη-στάσιμη εμπεριέχοντας τάση, η οποία σύμφωνα με τις απαιτήσεις της μεθόδου πρέπει να αφαιρεθεί. Για να προκύψει η στασιμότητα, δημιουργήσαμε μια νέα μεταβλητή η οποία περιλάμβανε τις διαφορές

πρώτης τάξης του δείκτη BDI. Η καινούρια χρονοσειρά αποδείχθηκε στάσιμη με αποτέλεσμα να τεθεί ικανή για την περαιτέρω μελέτη. Μέσω της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης, έγινε η επιλογή των παραμέτρων του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου (ARIMA) που θα ήταν το καταλληλότερο για το συγκεκριμένο δείγμα τιμών. Συνεχίζοντας με ελέγχους όσον αφορά την αξιοπιστία και τα υπόλοιπα του μοντέλου που κατασκευάσαμε, οδηγηθήκαμε στην επιλογή του τελικού μοντέλου ARIMA που εφαρμόζει καλύτερα στα δεδομένα της μελέτης.

Τα αποτελέσματα της παραπάνω μελέτης έδειξαν ότι παρόλο που κατά τη διάρκεια της διαδικασίας δεν προέκυψαν σφάλματα και ανακριβείς υποθέσεις, το τελικό μοντέλο έδειχνε ανίκανο να προβλέψει τις μελλοντικές τιμές του δείκτη BDI, καθώς οι διαφορές των εκτιμώμενων τιμών από τις πραγματικές τιμές ήταν πολύ μεγάλες. Η εξήγηση που δόθηκε μελετώντας λεπτομερώς τις τιμές που προέκυπταν από το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο σε σύγκριση με τις τιμές του αρχικού δείγματος ήταν ότι οι εκτιμώμενες τιμές αδυνατούν να ακολουθήσουν τις απότομες μεταβολές του δείκτη με αποτέλεσμα να δημιουργούνται μεγάλοι όροι σφάλματος.

Σε δεύτερο στάδιο, η διαδικασία επαναλήφθηκε για τις 154 εβδομαδιαίες τιμές του ναυλοδείκτη BDI της περιόδου 2 Ιανουαρίου 2009 έως 23 Δεκεμβρίου 2011. Η εκτίμηση ήταν ότι, αφαιρώντας από το δείγμα δεδομένων την περίοδο 2006-2009 όπου η ναυτιλία εισήχθη σε μια ανεξήγητη άνηση και έπειτα σε ραγδαία πτώση, οι τιμές του δείγματος θα ήταν πιο «λογικές». Επιπλέον, η περίοδος 2009-2011 προσφέρει μια καλύτερη εικόνα της τωρινής αγοράς (έτος 2012) θαλάσσιων μεταφορών έτσι ώστε να παραχθούν πιο αξιόπιστες μελλοντικές προβλέψεις. Ο στόχος επετεύχθη, ο μέσος όρος των υπολοίπων του τελικού μοντέλου ήταν πολύ μικρότερος. Συγκρίνοντας τις πραγματικές τιμές του δείκτη με τις εκτιμώμενες για την περίοδο Ιανουάριος 2012 έως Ιούνιος 2012 καταλήξαμε ότι το τελικό μοντέλο απέκτησε πολύ μεγαλύτερη αξιοπιστία.

Στο πέμπτο κεφάλαιο, προσπαθήσαμε να μοντελοποιήσουμε κάποιους βασικούς παράγοντες που επιδρούν στον καθορισμό της αξίας των μεταχειρισμένων πλοίων. Είναι γνωστό ότι, η αγορά μεταχειρισμένων πλοίων αποτελεί κομμάτι της ναυλαγοράς, όμως επηρεάζεται κι εκείνη από τη προσφορά και τη ζήτηση πλοίων. Έχοντας ως εξαρτημένη μεταβλητή τις αξίες μεταχειρισμένων πλοίων της ναυτιλίας χύδην ξηρών φορτίων, κατασκευάσαμε το μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης, μέσω της μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), με ανεξάρτητες μεταβλητές το μέσο ποσό μίσθωσης

χρονοναύλωσης (Average T/C), τις αξίες νέων παραγγελιών (NewBuilding Prices) και τη ποσοστιαία μεταβολή του στόλου (Fleet Growth %). Η εμπειρική ανάλυση χωρίστηκε σε δύο μέρη, για τα πλοία τύπου Capesize και για τον τύπο πλοίων Panamax. Το δείγμα δεδομένων για τα Capesize πλοία περιελάμβανε μηνιαίες τιμές της περιόδου Μάιος 1999 έως Απρίλιος 2012, με τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων να αφορούν πλοία 180.000 DWT πέντε ετών, το μέσο ποσό μίσθωσης χρονοναύλωσης «Average T/C» όπως δίνεται από το Baltic Exchange, τις τιμές καινούριων ναυπηγήσεων πλοίων χωρητικότητας 176.000-180.000 DWT και τη μεταβολή του στόλου να είναι η ποσοστιαία μεταβολή του στόλου των Capesize πλοίων. Η ίδια χρονική περίοδος αφορά και τα πλοία τύπου Panamax, με τις αξίες μεταχειρισμένων να αφορούν πλοία 76.000 DWT πέντε ετών και τις τιμές νέων παραγγελιών πλοίων χωρητικότητας 75.000-77.000 DWT. Όλα τα δεδομένα της μελέτης προέρχονται από τη βάση δεδομένων Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010.

Σύμφωνα με την μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, οι χρονοσειρές ελέγχθηκαν για να διαπιστωθεί πως όλες είναι ολοκληρώσιμες 1^{ης} τάξης. Δηλαδή, οι πρώτες διαφορές τους αποτελούν στάσιμες σειρές. Στη συνέχεια, κατασκευάσαμε το γραμμικό μοντέλο, υπολογίζοντας τους συντελεστές των μεταβλητών, και έπειτα με τον έλεγχο συνολοκλήρωσης των υπολοίπων του μοντέλου δείξαμε ότι υπάρχει μια ισχυρή μακροχρόνια σχέση μεταξύ των χρονοσειρών. Μέσω της ανάλυσης του τελικού μοντέλου, διαπιστώσαμε ότι, η μεταβλητή της εξέλιξης του παγκόσμιου τονάζ (Fleet Growth %) αποδείχθηκε στατιστικά μη-σημαντική και για τους δύο τύπους πλοίων. Αντίθετα, η μεταβλητή «NewBuilding Prices» ασκεί μεγάλη επιρροή στις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων και των δύο τύπων. Συγκεκριμένα, αν οι τιμές των νέων ναυπηγήσεων αυξηθούν κατά 10%, τότε οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize και Panamax θα αυξηθούν κατά 11,14% και 12,05% αντίστοιχα. Επίσης, στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή του μέσου ποσού μίσθωσης για κάθε τύπο πλοίου. Μία άνοδος του δείκτη Average T/C κατά 10% θα αυξήσει τις τιμές μεταχειρισμένων Capesize κατά 1,74%, ενώ κατά 2,46% τις τιμές των μεταχειρισμένων Panamax.

Προχωρώντας ένα βήμα περαιτέρω, μέσω της συνάρτησης συσχέτισης που εφαρμόσαμε για κάθε ζεύγος μεταβλητών, λάβαμε συμπεράσματα για την χρονική υστέρηση της επιρροής που ασκεί μια μεταβλητή σε κάθε άλλη.

Ο απότερος σκοπός της εργασίας είναι να γίνει αντιληπτός από τον αναγνώστη ο τρόπος που συνυπάρχουν η προσφορά και η ζήτηση στις θαλάσσιες μεταφορές και τα δεδομένα που επεξεργάζονται οι φορείς και ενδιαφερόμενοι της ναυτιλιακής βιομηχανίας ώστε να προχωρήσουν στις κατάλληλες ενέργειες, έχοντας ως στόχο την επίτευξη μεγαλύτερου κέρδους, αύξηση των εταιρικών κεφαλαίων και ανάπτυξη της επιχειρηματικής δραστηριότητάς τους.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο

ΜΕΤΑΦΟΡΑ ΧΥΔΗΝ ΞΗΡΩΝ ΦΟΡΤΙΩΝ

Ο σκοπός του πρώτου κεφαλαίου είναι η εισαγωγή στις βασικές έννοιες της ναυτιλίας ώστε να δοθεί στον αναγνώστη το γενικό πλαίσιο στο οποίο θα βασιστεί η περαιτέρω μελέτη.

1.1 ΓΕΝΙΚΑ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ

Το εμπόριο δια θαλάσσης ενδείκνυται για μεταφορές μεγάλου όγκου φορτίου καθώς το κόστος ανά βάρος μεταφερόμενου φορτίου είναι πολύ μικρότερο από οποιονδήποτε άλλο τρόπο μεταφοράς, ιδιαίτερα όταν η διαγυόμενη απόσταση είναι αρκετά μίλια. Έτσι, υπήρχε έντονη δραστηριότητα στις μεταφορές πρώτων υλών από την αρχαιότητα, η οποία άνθισε με το πέρας των χρόνων και την παγκοσμιοποίηση. Η βασική ιδέα είναι ότι χώρες με αυξημένη βιομηχανική παραγωγή χρειάζονται πρώτες ύλες από τη στιγμή που μόνες τους δεν μπορούν να καλύψουν τις απαιτήσεις τους. Επιπρόσθετα, κράτη με αυξημένο πληθυσμό καταφεύγουν στη ζήτηση θαλάσσιων υπηρεσιών ώστε να εφοδιαστούν π.χ. με σιτηρά ώστε να καλύψουν τις απαιτήσεις σίτισης του πληθυσμού τους.

Για την κατανόηση των μεταφορών χύδην ξηρών φορτίων θα πρέπει αρχικά να γίνουν δύο διακρίσεις στους τύπους θαλάσσιων μεταφορών. Με κριτήριο το μέγεθος του φορτίου προς μεταφορά, οι θαλάσσιες μεταφορές χωρίζονται στην αγορά εμπορευματοκιβωτίων (container shipping market) ή αλλιώς γενικών φορτίων (general cargo shipping market) και στην αγορά μεταφοράς χύδην φορτίων (bulk shipping market) (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 41). Στην «bulk» ναυτιλία αναφερόμαστε όταν το φορτίο (bulk cargo) είναι αρκετά μεγάλο ώστε να μπορεί να συμπληρώσει τη χωρητικότητα ενός πλοίου, ενώ αντίθετα στην «liner» ναυτιλία αναφερόμαστε όταν το φορτίο ή παρτίδα του φορτίου (general cargo) είναι μικρή για να μπορέσει από μόνη της να συμπληρώσει τη χωρητικότητα ενός πλοίου και επομένως μεταφέρεται από κοινού μαζί με άλλες παρτίδες (Stopford, 1997, σελ 13-17).

Η δεύτερη διάκριση της ναυτιλιακής αγοράς πραγματοποιείται με κριτήριο τον τύπο της μεταφορικής υπηρεσίας που παρέχουν τα πλοία. Με βάση το κριτήριο αυτό, η παγκόσμια ναυτιλία διακρίνεται στην «ελεύθερη» (tramp) θαλάσσια μεταφορική υπηρεσία των πλοίων και στην αγορά «τακτικών γραμμών» (liner) (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 45). Στην «liner» ναυτιλία, τα πλοία ακολουθούν συγκεκριμένα τακτικά δρομολόγια μεταξύ λιμένων όπου υπάρχει συνεχόμενη ροή φορτίων, με προκαθορισμένο χρόνο απόπλου και κατάπλου. Τα πλοία που εμπίπτουν στην «tramp» ναυτιλία δεν εκτελούν προγραμματισμένα τακτικά δρομολόγια μεταξύ προκαθορισμένων λιμανιών, αλλά αντίθετα η απασχόλησή τους εξαρτάται από τις ευκαιρίες που παρουσιάζονται και τη ζήτηση της αγοράς. Η συγκεκριμένη εργασία βασίζεται αποκλειστικά στην «ελεύθερη θαλάσσια μεταφορική υπηρεσία» (tramp service) επομένως είναι σημαντικό να παρουσιάσουμε τον ορισμό της όπως ακριβώς παρουσιάζεται στο βιβλίο «Ναυλώσεις» των Γκιζιάκης και λοιποί (2010):

«Ως «ελεύθερη θαλάσσια μεταφορική υπηρεσία» ορίζεται η μεταφορική υπηρεσία που προσφέρεται από έναν πλοιοκτήτη (ή από μία κοινοπραξία περισσότερων πλοιοκτητών), χρησιμοποιώντας πλοία που μεταφέρονται ανά τον κόσμο, μεταφέρουν φορτίο ανάλογα με τη ζήτηση, απασχολούνται χωρίς τακτικό πρόγραμμα και εισπράττουν ναύλο που προσδιορίζεται μέσω διαπραγμάτευσης και πληρώνεται για λογαριασμό του πλοιοκτήτη από τους φορτωτές (που συνήθως είναι και ναυλωτές).» (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 46)

Έπειτα λοιπόν από τις δύο παραπάνω διακρίσεις των θαλάσσιων μεταφορών, αντιλαμβανόμαστε ότι η μεταφορά των χύδην ξηρών φορτίων (bulk cargos) ανήκει κατά κύριο λόγο στην «ελεύθερη» (tramp) ναυτιλία. Ανάλογα με τον όγκο του φορτίου προς μεταφορά, ναυλώνεται εξ ολοκλήρου ένα κατάλληλο πλοίο στο λιμάνι φόρτωσης και ο παραλήπτης παραλαμβάνει το φορτίο στο λιμάνι προορισμού.

Τα χύδην ξηρά φορτία μεταφέρονται στα αμπάρια του πλοίου, συνήθως σε παρτίδες μεγαλύτερες των 2.000-3.000 τόνων και μπορούν να διακριθούν σε δύο κατηγορίες (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 42):

A. Τα πέντε βασικά χύδην ξηρά φορτία

- Σιδηρομετάλλευμα (iron ore)
- Σιτηρά (grain)
- Άνθρακας (coal)
- Φωσφάτα (Phosphates)
- Βωξίτης (Bauxite)

B. Τα δευτερεύοντα χύδην ξηρά φορτία

- Χάλυβας
- Προϊόντα αλουμινίου
- Τσιμέντο
- Γύψος
- Ζάχαρη
- Αλάτι
- Προϊόντα ξυλείας κ.ά.

Ο άνθρακας (coal) και το σιδηρομετάλλευμα (iron ore) είναι οι πρώτες ύλες της βιομηχανίας χάλυβα και μαζί με τον χάλυβα αποτελούν τα κύρια υλικά για την κατασκευή κτιρίων, αυτοκινήτων, πλοίων, μηχανημάτων και γενικά των περισσότερων βιομηχανικών προϊόντων. Τα σιτηρά (grain) είναι απαραίτητα για τα δύο βασικά προϊόντα διατροφής, ψωμί και κρέας. Ο βωξίτης (bauxite) και η αλουμίνα (alumina) είναι οι πρώτες ύλες για τη βιομηχανία αλουμινίου, το δεύτερο πιο σημαντικό δομικό μέταλλο στη σύγχρονη κοινωνία. Τέλος, τα φωσφάτα (phosphate rock) είναι το κύριο χύδην λίπασμα που χρησιμοποιείται στην αγροτική παραγωγή (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 134-135).

Οι θαλάσσιες διαδρομές των πλοίων που μεταφέρουν χύδην ξηρά φορτία δημιουργούνται από τις ανάγκες της ζήτησης σε συνδυασμό με τις χώρες εξαγωγών. Στους παρακάτω πίνακες (Πίνακες 1-3) παρουσιάζονται οι σημαντικότερες χώρες εισαγωγών και εξαγωγών των πέντε κύριων χύδην ξηρών φορτίων όπως περιγράφονται αναλυτικά στο βιβλίο «Ναυλώσεις» των Γκιζιάκης και λοιποί (2010, σελ. 136-151).

Πίνακας 1 Χώρες εισαγωγών/εξαγωγών σιδηρομεταλλεύματος και άνθρακα

Σιδηρομετάλλευμα		Άνθρακας	
Εξαγωγή	Εισαγωγή	Εξαγωγή	Εισαγωγή
Βραζιλία	Κίνα	Αυστραλία	Κίνα
Αυστραλία	Ευρώπη	Λατ. Αμερική	Ιαπωνία
Καναδάς	Ιαπωνία	Ν. Αφρική	Ευρώπη
Ν. Αφρική	Κορέα	Ινδονησία	Κορέα
Ινδία		Καναδάς	
Σουηδία			

Πηγή: Γκιζιάκης και λοιποί, 2010

Πίνακας 2 Χώρες εισαγωγών/εξαγωγών δημητριακών και βωξίτη/αλουμίνα

Σιτηρά		Βωξίτης / Αλουμίνα	
Εξαγωγή	Εισαγωγή	Εξαγωγή	Εισαγωγή
Η.Π.Α.	Κίνα	Ινδονησία	Κίνα
Αυστραλία	Ιαπωνία	Λατ. Αμερική	Ευρώπη
Καναδάς	Ινδία	Δ. Αφρική	Ιαπωνία
Ρωσία	Πακιστάν	Αυστραλία	Κορέα
Αργεντινή	Αραβικές χώρες		

Πηγή: Γκιζιάκης και λοιποί, 2010

Πίνακας 3 Χώρες εισαγωγών/εξαγωγών φωσφάτων

Φωσφάτα	
Εξαγωγή	Εισαγωγή
Μαρόκο	Δ. Ευρώπη
Η.Π.Α.	Ιαπωνία
Ρωσία	

Πηγή: Γκιζιάκης και λοιποί, 2010

1.2 ΤΥΠΟΙ ΠΛΟΙΩΝ ΑΝΑ ΟΓΚΟ ΜΕΤΑΦΕΡΟΜΕΝΟΥ ΦΟΡΤΙΟΥ

Στην αγορά χύδην ξηρών φορτίων απασχολούνται πλοία που ποικίλλουν σε μέγεθος, από 3.000 DWT¹ έως 200.000 DWT και περισσότερο. Η εξέλιξη της παγκόσμιας αγοράς, οι αλλαγές των θαλάσσιων διαδρομών καθώς και τα γεωγραφικά εμπόδια οδήγησαν στην δημιουργία διάφορων κατηγοριών πλοίων ανάλογα με την χωρητικότητά τους. Με την ανάπτυξη του εμπορίου επικράτησε η τάση για κατασκευή

¹ DWT: Τόνοι Νεκρού Βάρους (Dead Weight Tones), η συνολική χωρητικότητα (σε βάρος) των αμπαριών ενός πλοίου

μεγαλύτερων πλοίων, τα οποία λόγω της μεγαλύτερης μεταφορικής ικανότητάς τους, δημιουργούν οικονομίες κλίμακας².

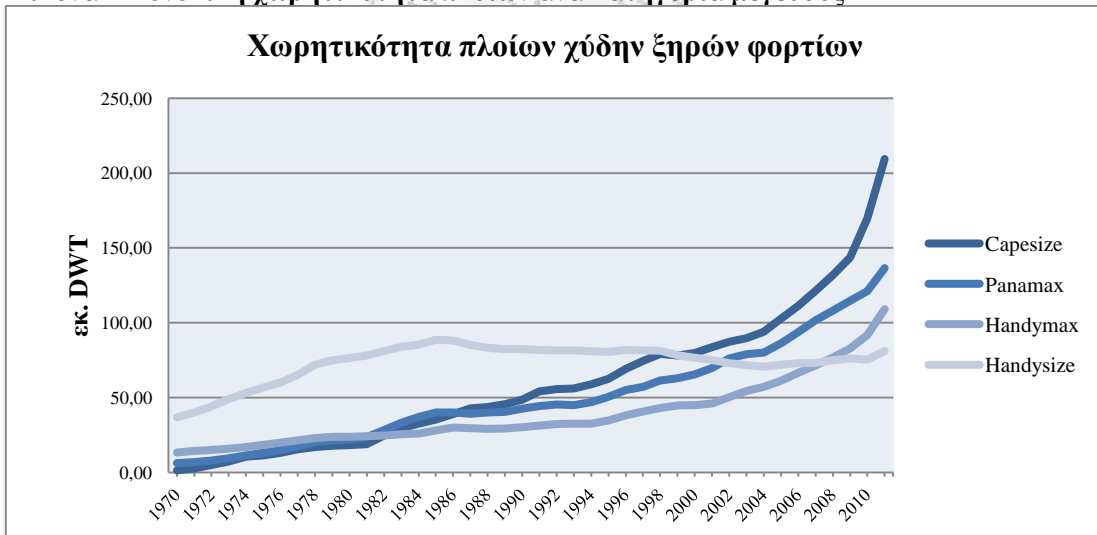
Οι τέσσερις βασικές κατηγορίες πλοίων χύδην ξηρών φορτίων όπως παρουσιάζονται από το ναυλομεσιτικό οίκο Clarkson's³ του Λονδίνου είναι οι εξής:

- Capesize: 100.000⁺ DWT
- Panamax: 60-99.999 DWT
- Handymax: 40-59.999 DWT
- Handysize: 10-39.999 DWT

Τα πλοία μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων τύπου Capesize, δραστηριοποιούνται κατά κύριο λόγο στη μεταφορά σιδηρομεταλλεύματος και άνθρακα. Τα πλοία Panamax μεταφέρουν συνήθως άνθρακα ή σιτηρά, ενώ τα μικρότερα πλοία (Handymax, Handysize) δραστηριοποιούνται στις αγορές των σιτηρών, φωσφάτων, βωξίτη, αλλά και στα δευτερεύοντα χύδην ξηρά φορτία.

Στο παρακάτω γράφημα (Εικόνα 1) δίνεται η χωρητικότητα των στόλων όπως εξελίχθηκε από το 1970 έως το 2011⁴.

Εικόνα 1 Συνολική χωρητικότητα πλοίων ανά κατηγορία μεγέθους



Πηγή: Επεξεργασία συγγραφέα από στοιχεία Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

² Με τον οικονομικό όρο «οικονομίες κλίμακας» ορίζεται η επίτευξη χαμηλότερου κόστους ανά μονάδα παραγόμενης ποσότητας-υπηρεσίας μέσω της αύξησης της προσφερόμενης ποσότητας-υπηρεσίας

³ Τα δεδομένα της εργασίας παρέχονται από τον διαδικτυακό ιστότοπο Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010, Clarkson Research Services Limited, <http://www.clarksons.net/sin2010/Default.aspx>

⁴ Αναλυτικοί πίνακες τιμών βλ. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Η τάση της αγοράς και οι απαιτήσεις της προσφοράς και της ζήτησης θαλάσσιων υπηρεσιών οδηγούν τους πλοιοκτήτες στην απόφαση για κατασκευή πλοίων, των οποίων ο τύπος διαφοροποιείται κατά την πάροδο των χρόνων. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα, ενώ τις προηγούμενες δεκαετίες τα Capesize κατείχαν ένα μικρό ποσοστό του συνολικού τονάζ, τα τελευταία χρόνια αποτελούν το 40% της παγκόσμια χωρητικότητας (Πίνακας 4). Αντίθετα, τα πλοία τύπου Handysize αν και κατείχαν το μεγαλύτερο ποσοστό του συνολικού τονάζ, την τελευταία δεκαετία αποτελούν μόλις το 15% παρόλο που με βάση τον αριθμό των πλοίων τα Handysize καταλαμβάνουν την πρώτη θέση με 37% του παγκόσμιου στόλου (Πίνακας 5).

Πίνακας 4 Συνολική χωρητικότητα πλοίων χύδην ξηρών φορτίων (2011)⁵

	Χωρητικότητα (εκ. DWT)	Συνολικός στόλος (εκ. DWT)	Ποσοστό του συνολικού στόλου
Capesize	209,36	536,15	40%
Panamax	136,48		25%
Handymax	109,16		20%
Handysize	81,14		15%

Πηγή: Επεξεργασία συγγραφέα από στοιχεία Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

Πίνακας 5 Συνολικός αριθμός πλοίων χύδην ξηρών φορτίων (2011)⁶

	Αριθμός πλοίων	Συνολικός στόλος	Ποσοστό του συνολικού στόλου
Capesize	1164	8133	14%
Panamax	1815		22%
Handymax	2167		27%
Handysize	2987		37%

Πηγή: Επεξεργασία συγγραφέα από στοιχεία Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

1.3 ΝΑΥΛΟΔΕΙΚΤΕΣ

Όπως αναφέρεται στο βιβλίο «Ναυλώσεις» των Γκιζιάκης και λοιποί (2010, σελ. 281) «οι ναυλοδείκτες (freight indexes ή indices) αποτελούν τα χρηματοοικονομικά εργαλεία με τα οποία παρακολουθούνται οι συνθήκες και η τάση της ναυλαγοράς». Η διάκριση των ναυλαγορών σε επιμέρους αγορές, οι οποίες αν και δεν είναι αυστηρά διαχωρισμένες μεταξύ τους, δεν είναι και αναγκαία αλληλοεξαρτώμενες, οδηγούν στη δημιουργία ποικιλόμορφων και ανομοιογενών τάσεων μέσα στο σύνολο της

⁵ Αναλυτικοί πίνακες τιμών βλ. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

⁶ Αναλυτικοί πίνακες τιμών βλ. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

ναυλαγοράς. Οι δείκτες που χρησιμοποιούνται τα τελευταία χρόνια για τις θαλάσσιες μεταφορές χύδην ξηρών φορτίων είναι οι εξής τέσσερις όπως δίνονται από το «Baltic Exchange»⁷:

- Baltic Dry Index (BDI)
- Baltic Capesize Index (BCI)
- Baltic Panamax Index (BPI)
- Baltic Supramax Index (BSI)
- Baltic Handysize Index (BHSI)

1.3.1 BDI

Η πρώτη δημοσίευση του δείκτη «BDI» έγινε την 1^η Νοεμβρίου του 1999 και θεωρείται ο πιο αντιπροσωπευτικός δείκτης των τάσεων της αγοράς χύδην ξηρών φορτίων. Προγενέστερος από τον δείκτη «BDI» ήταν ο δείκτης «BFI» ο οποίος συμπεριλάμβανε μόνο τις διαδρομές των πλοίων Capesize (30%) και Panamax (70%).

Ο γενικός δείκτης «BDI» υπολογίζεται καθημερινά από την 1^η Ιουλίου του 2009 με βάση την ακόλουθη εξίσωση:

$$[(BCI * TC_{avg} + BPI * T_{cavg} + BSI * TC_{avg} + BHSI * TC_{avg}) / 4] * 0,113473601 \quad \text{Εξίσωση 1}$$

όπου:

BCI = ο ναυλοδείκτης πλοίων τύπου «Capesize»

BPI = ο ναυλοδείκτης πλοίων τύπου «Panamax»

BSI = ο ναυλοδείκτης πλοίων τύπου «Supramax»

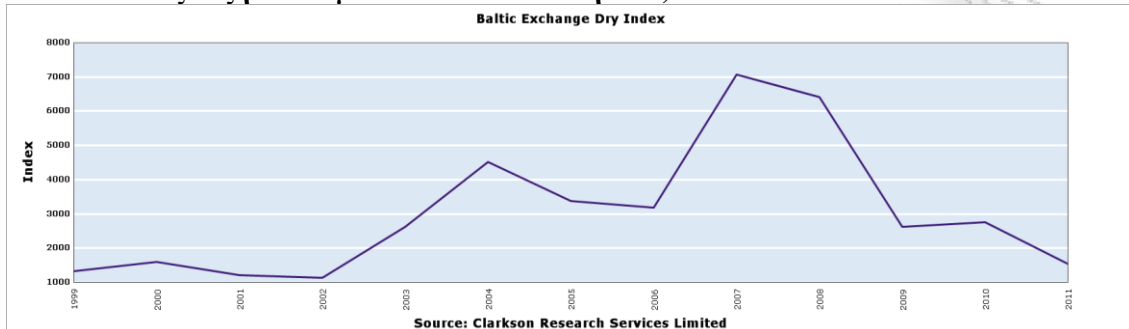
BHSI = ο ναυλοδείκτης πλοίων τύπου «Handysize»

TC_{avg} = «Time Charter Average» ο μέσος όρος των χρονοναυλώσεων που συμμετέχουν στον καθορισμό του κάθε επιμέρους δείκτη

⁷ Το «Baltic Exchange» ιδρύθηκε το 1744 στο Λονδίνο. Είναι ένα διεθνές κέντρο πληροφοριών το οποίο, μεταξύ άλλων δραστηριοτήτων, καθημερινά συλλέγει πλήθος ναυλώσεων και γεγονότων της ναυτιλίας και επαναπροσδιορίζει τις τιμές των ναυλοδεικτών, τους οποίους στη συνέχεια δημοσιεύει

Στο επόμενο διάγραμμα (Εικόνα 2) παρουσιάζεται η διακύμανση του δείκτη «BDI» κατά το διάστημα 1999 έως 2011.

Εικόνα 2 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BDI, 1999-2011

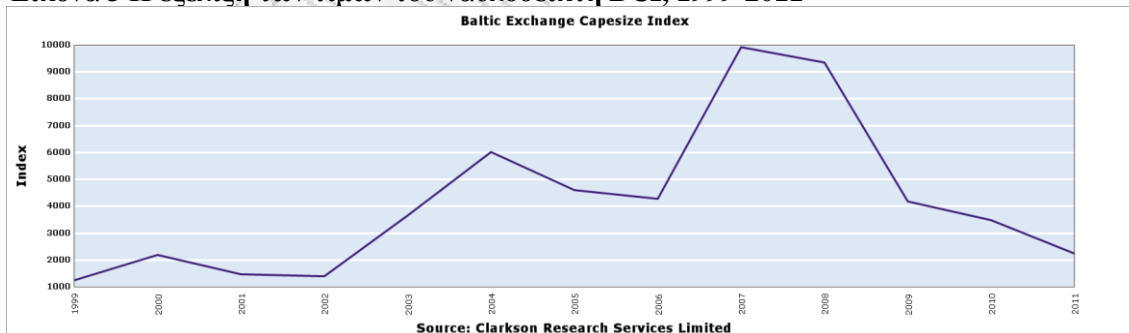


Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

1.3.2 BCI

Ο δείκτης «BCI» δημιουργήθηκε για την παρακολούθηση της επί μέρους ναυλαγοράς πλοίων ξηρού φορτίου, τύπου «Capesize» (100.000⁺ DWT). Η αρχική τιμή του δείκτη ορίστηκε στις 1.000 μονάδες την 1^η Μαρτίου του 1999 και υπολογίζεται με βάση τέσσερις τυπικές χρονοναυλώσεις⁸ και έξι τυπικές ναυλώσεις ταξιδιού⁹ για μεταφορά σιδηρομεταλλεύματος και άνθρακα, σταθμισμένες ανάλογα με τη σημασία τους στην αγορά των «Capesize». Στο παρακάτω διάγραμμα (Εικόνα 3) παρουσιάζεται η εξέλιξη του δείκτη «BCI» από το 1999 έως το 2011.

Εικόνα 3 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BCI, 1999-2011



Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

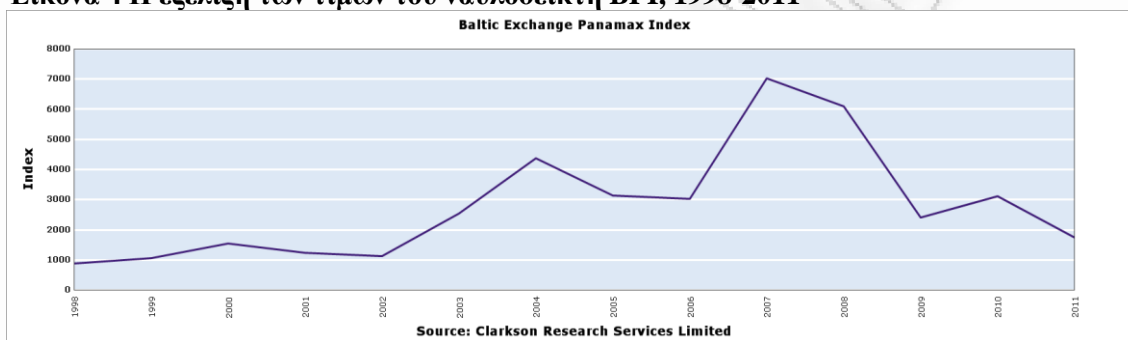
⁸ Μετρώνται σε \$/ημέρα

⁹ Μετρώνται σε \$/τόνο φορτίου

1.3.3 BPI

Ο δείκτης για την παρακολούθηση της επί μέρους ναυλαγοράς πλοίων ξηρού φορτίου τύπου «Panamax» (60-99.999 DWT), ονομάζεται «BPI» και δημιουργήθηκε στις 6 Μαΐου του 1998 (η αρχική τιμή του δείκτη είχε καθοριστεί στις 1.002 μονάδες). Η σύνθεση του «BPI» περιλαμβάνει τέσσερις τυπικές βραχυχρόνιες χρονοναυλώσεις, σταθμισμένες ανάλογα με τη σημασία τους στην αγορά των «Panamax». Στο διάγραμμα που ακολουθεί (Εικόνα 4) παρουσιάζεται η διακύμανση του δείκτη «BPI» από το 1998 έως το 2011.

Εικόνα 4 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BPI, 1998-2011

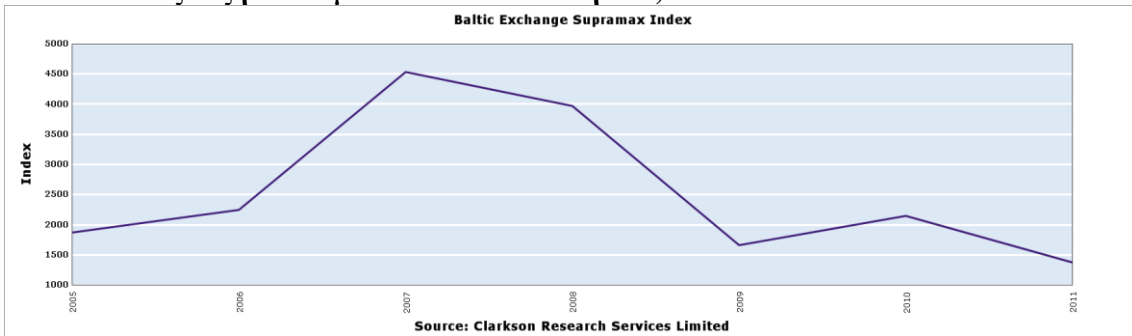


Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

1.3.4 BSI

Την 3^η Ιανουαρίου 2006 ο δείκτης «Baltic Supramax Index» (BSI) αντικατέστησε τον «BHMI»¹⁰. Ο «BSI» αντιπροσωπεύει τις τάσεις της επί μέρους αγοράς χύδην ξηρών φορτίων τύπου «Supramax» (40-59.999 DWT). Εκφράζεται σε μονάδες δείκτη και η σύνθεσή του περιλαμβάνει τέσσερις βραχυχρόνιες χρονοναυλώσεις και δύο ναυλώσεις ταξιδιού ενός πλοίου 52.500 DWT, μέγιστης ηλικίας 10 ετών. Η διακύμανση των τιμών του δείκτη από το 2006 έως το 2011 παρουσιάζονται στο παρακάτω γράφημα (Εικόνα 5).

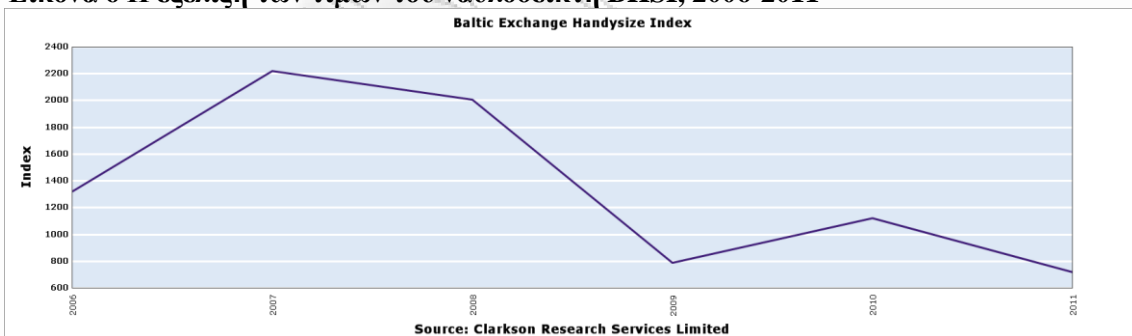
¹⁰ Ο δείκτης «BHMI» (Baltic Handymax Index) δημοσιεύθηκε για πρώτη φορά στις 2 Οκτωβρίου του 2000 και η σύνθεσή του περιλάμβανε έξι τυπικές βραχυχρόνιες χρονοναυλώσεις ενός πλοίου 45.500 DWT και η μέτρησή του γινόταν σε \$/ημέρα

Εικόνα 5 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BSI, 2006-2011

Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

1.3.5 BHSI

Για την καλύτερη παρακολούθηση της αγοράς μικρότερων πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων, από την 2^η Ιανουαρίου του 2007 δημοσιεύεται ο δείκτης «BHSI». Η σύνθεση του δείκτη περιλαμβάνει έξι τυπικές βραχυχρόνιες χρονοναυλώσεις ενός πλοίου 28.000 DWT, μέγιστης ηλικίας 15 ετών. Ο δείκτης εκφράζεται σε «μονάδες δείκτη» και η αρχική του τιμή ορίστηκε στις 1.000 μονάδες (23 Μαΐου 2006). Στο παρακάτω διάγραμμα (Εικόνα 6) παρουσιάζονται οι τιμές του δείκτη από το 2006 έως το 2011.

Εικόνα 6 Η εξέλιξη των τιμών του ναυλοδείκτη BHSI, 2006-2011

Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

1.4 ΜΟΝΤΕΛΟ ΤΗΣ ΠΡΟΣΦΟΡΑΣ ΚΑΙ ΤΗΣ ΖΗΤΗΣΗΣ ΘΑΛΑΣΣΙΩΝ ΜΕΤΑΦΟΡΙΚΩΝ ΥΠΗΡΕΣΙΩΝ

Το δυναμικό περιβάλλον της ναυτιλίας επηρεάζεται από πολλούς παράγοντες, οι οποίοι μεταβάλλουν την τιμή των ναύλων καθώς και την αξία των πλοίων. Οι θαλάσσιες μεταφορές πραγματοποιούνται παγκοσμίως με αποτέλεσμα μια αλλαγή στην οικονομία ενός κράτους, ή ένα πρόβλημα σε κάποιο λιμάνι που προκαλεί δυσκολία στην προσέγγιση των πλοίων, να έχει αλυσιδωτές επιδράσεις στο σύνολο της ναυτιλίας οδηγώντας τους παράγοντες προσφοράς και ζήτησης σε ανισορροπία.

Στο βιβλίο του Martin Stopford «Maritime Economics» (Stopford, 2009, σελ. 136) παρουσιάζονται και αναλύονται οι δέκα βασικοί παράγοντες προσδιορισμού των ναύλων και γενικότερα των ναυτιλιακών αγορών. Οι πρώτοι πέντε παράγοντες αφορούν τη ζήτηση θαλάσσιων υπηρεσιών, ενώ οι υπόλοιποι πέντε επηρεάζουν τη προσφορά θαλάσσιων υπηρεσιών. Οι δέκα παράγοντες παρουσιάζονται ως εξής (Πίνακας 6):

Πίνακας 6 Μοντέλο θαλάσσιων μεταφορικών υπηρεσιών

Ζήτηση	Προσφορά
a. Η παγκόσμια οικονομία	a. Ο παγκόσμιος στόλος
b. Εμπόριο προϊόντων δια θαλάσσης	b. Παραγωγικότητα του στόλου
c. Μέση διανυόμενη απόσταση	c. Νέες ναυπηγήσεις
d. Πολιτικές επιρροές	d. Διαλύσεις και απώλειες
e. Κόστος μεταφοράς	e. Έσοδα από τους ναύλους

Πηγή: Stopford, 2009, σελ. 136

ΖΗΤΗΣΗ ΘΑΛΑΣΣΙΩΝ ΜΕΤΑΦΟΡΙΚΩΝ ΥΠΗΡΕΣΙΩΝ

Η παγκόσμια οικονομία

Όσον αφορά τη ζήτηση, η παγκόσμια οικονομία εκφράζει την ανάπτυξη των χωρών και κατ' επέκταση την προσδοκία για αύξηση των εισαγωγών. Για παράδειγμα, τις τελευταίες δεκαετίες η ραγδαία ανάπτυξη της οικονομίας της Κίνας, οδήγησε τη χώρα σε αύξηση των εισαγωγών πρώτων υλών και κυρίως σιδηρομεταλλεύματος και άνθρακα ως επακόλουθο της αναπτυσσόμενης βαριάς βιομηχανίας. Στην εικόνα που ακολουθεί (Εικόνα 7) παρουσιάζεται η ποσοστιαία ετήσια μεταβολή του μέσου παγκόσμιου «GDP» (Gross Domestic Product / Εγχώριο Ακαθάριστο Προϊόν).

Έχει αποδειχθεί επίσης ότι οι διακυμάνσεις των ναύλων συμπίπτουν διαχρονικά με τις αντίστοιχες των κύκλων στην παγκόσμια οικονομία. Αυτό είναι απόλυτα λογικό, αν αναλογιστεί κανείς ότι η ζήτηση θαλάσσιων μεταφορών είναι «παράγωγος ζήτηση», η οποία γεννάται σε πρώτο στάδιο από την παγκόσμια οικονομία και στη συνέχεια από το θαλάσσιο εμπόριο, είτε μέσω της εισαγωγής πρώτων υλών για την κατασκευαστική βιομηχανία, είτε μέσω του εμπορίου τελικών προϊόντων (McConville, 1999, σελ. 35).

Εικόνα 7 Ποσοστιαία μεταβολή του μέσου παγκόσμιου Α.Ε.Π. 1961-2011



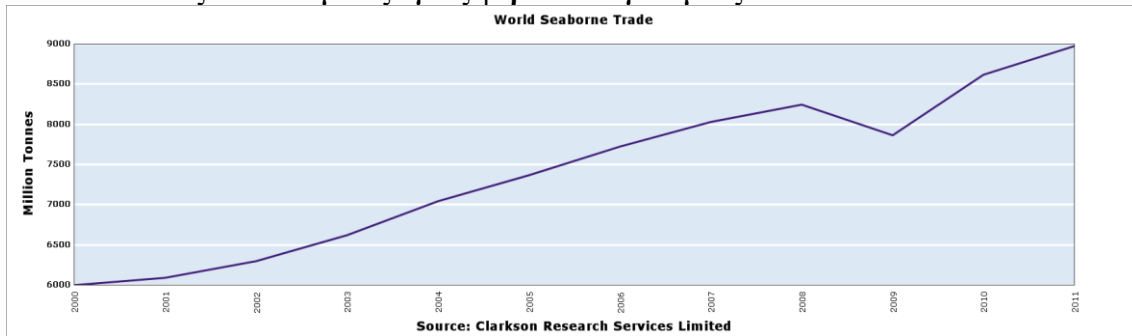
Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

Εμπόριο προϊόντων δια θαλάσσης

Η διακίνηση εμπορευμάτων δια θαλάσσης είναι επίσης πολύ σημαντικός παράγοντας που καθορίζει τη ζήτηση για θαλάσσιες μεταφορές. Οι βιομηχανίες, οι οποίες παράγουν και καταναλώνουν τα εμπορευόμενα φορτία, καθορίζουν τις μακροχρόνιες τάσεις στο θαλάσσιο εμπόριο των φορτίων. Διακρίνονται τέσσερις βασικές μορφές μεταβολών που μπορούν να διαφοροποιήσουν τη δομή του θαλάσσιου εμπορίου:

- Μεταβολές στη ζήτηση του ίδιου του εμπορεύματος
- Μεταβολές στην πηγή από την οποία αποκτάται το εμπόρευμα
- Μεταβολές στην τοποθεσία του εργοστασίου επεξεργασίας του προϊόντος
- Μεταβολές στη μεταφορική πολιτική των φορτωτών

Στο ακόλουθο γράφημα (Εικόνα 8) παρουσιάζεται ο μέσος παγκόσμιος διακινούμενος όγκος φορτίων μέσω θαλάσσης ανά έτος:

Εικόνα 8 Μέσος διακινούμενος όγκος φορτίων παγκοσμίως 2000-2011

Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

Μέση διανυόμενη απόσταση

Για να κατανοηθεί η επιρροή που ασκεί ο παράγοντας «μέση διανυόμενη απόσταση» στη ζήτηση θαλάσσιων μεταφορών θα πρέπει αρχικά να δοθεί ο ορισμός της μονάδας μέτρησης «τονομίλια». Το μεταφορικό έργο θαλάσσιων μεταφορών μετράται συνήθως σε «τονομίλια» (ton miles), που ορίζονται ως το τανάζ του μεταφερόμενου φορτίου πολλαπλασιασμένο επί τη μέση απόσταση στην οποία μεταφέρεται το φορτίο αυτό (McConville, 1999, σελ. 37). Πράγματι, για παράδειγμα, η μεταφορά ενός φορτίου 10.000 τόνων σε απόσταση (A) 6.000 μιλίων από το λιμάνι φόρτωσης απαιτεί πολύ περισσότερο χρόνο απ' ό τι η μεταφορά του ίδιου φορτίου σε απόσταση (B) 2.000 μιλίων. Για ένα πλοίο με σταθερή μέση ταχύτητα 13 κόμβους (μίλια/ώρα, knots), δηλαδή 312 μίλια ανά ημέρα, για να ολοκληρωθεί η απόσταση (A) απαιτούνται περίπου 19 ημέρες. Αντίθετα για την απόσταση (B) χρειάζονται μόλις 6 ημέρες. Επομένως το πλοίο που θα ναυλωθεί για την απόσταση (A) θα παραμένει μη διαθέσιμο για να εξυπηρετήσει νέα μεταφορά μεγαλύτερο χρονικό διάστημα. Έτσι λοιπόν, οι ναυλώσεις, που απασχολούν περισσότερο χρονικό διάστημα τα πλοία, αντιπροσωπεύουν μεγαλύτερο βαθμό ζήτησης.

Πολιτικές αλλαγές

Ο τρίτος παράγοντας της ζήτησης αφορά τις πολιτικές αλλαγές. Ο εμπορικός στόλος δραστηριοποιείται παγκοσμίως με αποτέλεσμα οι μεταβολές στην πολιτική των χωρών να επηρεάζουν τις θαλάσσιες μεταφορές. Μια πιθανή πολεμική σύρραξη θα δημιουργήσει αυτομάτως πρόβλημα στα πλοία που θέλουν να καταπλεύσουν στα

λιμάνια της χώρας ή βρίσκονται εκεί και θα πρέπει να αποπλεύσουν. Επιπλέον, το κλείσιμο ενός καναλιού ή διώρυγας αποτρέπει τα πλοία να τα διασχίσουν και αναγκάζονται να καταφύγουν σε άλλες θαλάσσιες διαδρομές, κάτι που αυξάνει τη διανυόμενη απόσταση και ως αποτέλεσμα τα τονομίκια, δηλαδή τη ζήτηση. Οι πολιτικές αλλαγές αποτελούν πολύ σημαντικό παράγοντα για τη ζήτηση των θαλάσσιων μεταφορών, συνήθως έχουν άμεσο αντίκτυπο με την εφαρμογή τους και τις περισσότερες φορές δεν μπορεί να προβλεφθούν ώστε να ληφθούν τα κατάλληλα μέτρα (Stopford, 2009, σελ. 147-149).

Κόστος μεταφοράς

Ο τελευταίος παράγοντας της ζήτησης είναι το κόστος μεταφοράς. Είναι προφανές ότι τα μειωμένα κόστη μεταφοράς οδηγούν σε αυξημένη ζήτηση για παρεχόμενες θαλάσσιες υπηρεσίες, ενώ αντίθετα όταν οι ναύλοι είναι πολύ υψηλοί, οι φορτωτές (ναυλωτές) ίσως προτιμήσουν να αναμένουν τυχόν πτώση των τιμών βραχυχρόνια ώστε να προχωρήσουν στη μεταφορά των προϊόντων (Stopford, 2009, σελ. 149).

Αφού παρουσιάσαμε συνοπτικά τους παράγοντες που αποτελούν τη ζήτηση στο «μοντέλο» θαλάσσιων μεταφορών, θα προχωρήσουμε με τους παράγοντες της προσφοράς θαλάσσιων υπηρεσιών.

ΠΡΟΣΦΟΡΑ ΘΑΛΑΣΣΙΩΝ ΜΕΤΑΦΟΡΙΚΩΝ ΥΠΗΡΕΣΙΩΝ

Ο παγκόσμιος στόλος – Νέες ναυπηγήσεις – Διαλύσεις και απώλειες

Από τη μεριά της προσφοράς, ο εμπορικός στόλος αντιπροσωπεύει τη σταθερή θαλάσσια μεταφορική ικανότητα. Όμως, σε κάποιο μελλοντικό σημείο του χρόνου και ανάλογα με τις επιχειρηματικές αποφάσεις των πλοιοκτητών, είναι δυνατόν να απασχολείται ενεργά μόνο ένα τμήμα αυτού του στόλου, καθώς ορισμένα πλοία μπορεί να παροπλισθούν ή να χρησιμοποιηθούν ως αποθήκες φορτίου (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 189-190). Ο παγκόσμιος στόλος μπορεί να αυξηθεί σε μέγεθος από τις νέες ναυπηγήσεις (3^{ος} παράγοντας της προσφοράς) και να μειωθεί από τις διαλύσεις πλοίων (μαζί με τις απώλειες πλοίων αποτελούν τον 4^ο παράγοντα της προσφοράς) (Collins,

2000, σελ. 87), δύο αγορές που με τη σειρά του επηρεάζουν στην προσφορά θαλάσσιων υπηρεσιών και περιέχονται στους παράγοντες της προσφοράς.

Παραγωγικότητα του στόλου

Ο δεύτερος παράγοντας από τη μεριά της προσφοράς στο «μοντέλο» θαλάσσιων μεταφορών, είναι η παραγωγικότητα του στόλου. Κατά την παρουσίαση των μεταβλητών της ζήτησης αναφέραμε τον όρο «τονομίλια» τον οποίο θα χρειαστούμε και για την εξήγηση της παραγωγικότητας των πλοίων. Η παραγωγικότητα εκφράζεται σε τονομίλια ανά τόνο νεκρού βάρους ανά έτος. Ιδιαίτερο ρόλο σε αυτό παίζει η ταχύτητα των πλοίων, καθώς επίσης η συνολική απόσταση και ο συνολικός χρόνος ταξιδιού υπό έρμα¹¹ (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 190). Για παράδειγμα ένα πλοίο που ταξιδεύει εντός ενός έτους με μέση ταχύτητα 10 κόμβων, έχει μικρότερη παραγωγικότητα από ένα πλοίο που ταξιδεύει με μέση ταχύτητα 14 κόμβων.

Έξοδα από τους ναύλους

Ο τελευταίος παράγοντας της προσφοράς είναι η αγορά ναύλων, η οποία συνδέει την προσφορά θαλάσσιων μεταφορικών υπηρεσιών με τη ζήτηση. Όταν υπάρχει έλλειμμα στην προσφορά πλοίων, τα επίπεδα των ναύλων αυξάνονται και οι πλοιοκτήτες έχουν διαπραγματευτική ισχύ. Οι πλοιοκτήτες θέτουν παραγγελίες για νέα πλοία, ενώ οι φορτωτές αναζητούν τρόπους περικοπής του κόστους μεταφοράς. Αντίστροφα, όταν υπάρχει πλεόνασμα στην προσφορά πλοίων, τα επίπεδα των ναύλων πέφτουν και οι πλοιοκτήτες αδυνατώντας να πληρώσουν τα πάγια έξοδά τους καταφεύγουν στην πώληση ή στον παροπλισμό ή ακόμα και στη διάλυση πλοίων τους προκειμένου να αντλήσουν την απαραίτητη ρευστότητα (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 190). Έτσι, ο παγκόσμιος στόλος μειώνεται με αποτέλεσμα μακροχρόνια να ισορροπεί με την ζήτηση.

¹¹ Ένα πλοίο κινείται υπό έρμα όταν δεν έχει φορτωθεί με εμπόρευμα. Ο σκοπός του έρματος είναι να βοηθήσει την αξιοπλοΐα του «άδειου» πλοίου.

Στο βιβλίο «Ναυλώσεις» των Γκιζιάκης και λοιποί (2010, σελ. 209), σε αντίθεση με τον Martin Stopford στο βιβλίο του «Maritime Economics» (2009), αναφέρεται ένας επιπλέον παράγοντας που επηρεάζει την προσφορά μεταφορικής χωρητικότητας. Ο παράγοντας αυτός είναι οι ομάδες λήψης αποφάσεων της προσφοράς και αναφέρει χαρακτηριστικά:

«Η προσφορά πλοίων ελέγχεται ή επηρεάζεται από τέσσερις ομάδες λήψης αποφάσεων: τους πλοιοκτήτες, τους φορτωτές/ναυλωτές, τις ναυτιλιακές τράπεζες και τις διάφορες αρχές θέσπισης κανονισμών[...]. Η προσφορά των πλοίων καθορίζεται σε μεγάλο βαθμό από τη συμπεριφορά και την ψυχολογία των ομάδων λήψης αποφάσεων. Για το λόγο αυτό, η συμπεριφορά της προσφοράς και κατ' επέκταση της ναυτιλιακής αγοράς δεν μπορεί να ερμηνευθεί και να προβλεφθεί με καθαρά οικονομικούς όρους.»

(Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 209)

Παρουσιάζοντας έστω συνοπτικά τους παράγοντες της προσφορά και της ζήτησης θαλάσσιων μεταφορών μπορεί να γίνει αντιληπτή η λειτουργία της ναυτιλίας και ο λόγος που αποτελεί ένα τόσο δυναμικό περιβάλλον. Με εξαίρεση τους παράγοντες της ζήτησης που περισσότερο αφορούν την οικονομική ανάπτυξη των χωρών, την παραγωγική τους δύναμη αλλά και τις ανάγκες σίτισης, οι παράγοντες της προσφοράς θαλάσσιων μεταφορικών υπηρεσιών μπορούν να αναλυθούν ξεχωριστά ως μεμονωμένες αγορές, οι οποίες καθορίζονται από την εκάστοτε τους προσφορά και ζήτηση.

Ο παγκόσμιος στόλος, η παραγωγικότητα των πλοίων, οι νέες ναυπηγήσεις, οι διαλύσεις καθώς και η ναυλαγορά αποτελούν μια αλυσίδα διαφορετικών αγορών και κάθε αλλαγή της μίας επηρεάζει και την άλλη. Για παράδειγμα, παίρνοντας ως δεδομένο την αύξηση των ναύλων, η ευφορία που θα προκληθεί στους πλοιοκτήτες θα τους οδηγήσει σε νέες παραγγελίες με αποτέλεσμα να αυξηθούν οι τιμές των νέων κατασκευών. Οι τιμές των διαλύσεων θα αυξηθούν επίσης, αφού οι πλοιοκτήτες θα αρνούνται να διαλύσουν ένα πλοίο τους ακόμα και αν είναι μεγάλης ηλικίας από τη στιγμή που οι ναύλοι αποδίδουν μεγάλο κέρδος στην επιχείρησή τους. Η παραγωγικότητα του στόλου θα είναι αυξημένη λόγω του ότι τα πλοία θα κινούνται με

τη μεγαλύτερη δυνατή ταχύτητα ώστε να είναι το συντομότερο δυνατόν διαθέσιμα για την επόμενη μεταφορά και εκ νέου ναύλωση.

Δεδομένων των παραπάνω και θεωρώντας πως η ζήτηση παραμένει σταθερή, ο παγκόσμιος στόλος αυξάνεται με αποτέλεσμα την ανισορροπία προσφοράς-ζήτησης. Έτσι, ακολουθεί πτώση των ναύλων, μείωση των τιμών νέων κατασκευών αφού οι πλοιοκτήτες αδυνατούν να κάνουν νέες παραγγελίες πλοίων, μείωση των τιμών των διαλυτηρίων λόγω της μεγάλης προσφοράς πλοίων προς διάλυση, καθώς επίσης και η παραγωγικότητα του στόλου θα μειωθεί.

Η ουσία των παραπάνω είναι ότι κάθε χρονική στιγμή η προσφορά τείνει να ισορροπήσει με τη ζήτηση. Η αγορά των ναύλων αποτελεί το δυναμικό μηχανισμό προσαρμογής ανάμεσα στην προσφορά και τη ζήτηση θαλάσσιων μεταφορών (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 223). Όταν η προσφορά είναι μεγαλύτερη της ζήτησης (πλεόνασμα πλοίων), οι ναύλοι μειώνονται και η ισορροπία επιτυγχάνεται με την μείωση του εμπορικού στόλου. Αντίθετα, όταν η ζήτηση είναι μεγαλύτερη της προσφοράς (έλλειμμα πλοίων), οι ναύλοι αυξάνονται και η ισορροπία επιτυγχάνεται όταν τα νέα πλοία που εισέρχονται στην αγορά (λόγω των νέων παραγγελιών) αυξάνουν την προσφορά θαλάσσιων υπηρεσιών. Η διαδικασία αυτή δημιουργεί τους ναυτιλιακούς κύκλους, δηλαδή την κυκλική διακύμανση της ναυλαγοράς που θα αναλυθεί στην επόμενη παράγραφο.

1.5 ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΟΙ ΚΥΚΛΟΙ

Παρατηρώντας την μεταβολή της καμπύλης των ναύλων σε σχέση με το χρόνο (Εικόνα 9) θα διαπιστώσουμε ότι ανά τακτά χρονικά διαστήματα η καμπύλη παρουσιάζει ανοδική τάση μέχρι ένα μέγιστο σημείο όπου στη συνέχεια ακολουθεί πτωτική τάση. Η μορφή αυτή ορίζεται ως «οικονομικός κύκλος» όπου συγκεκριμένα για τη ναυτιλία παίρνει την ονομασία «ναυτιλιακός κύκλος». Η χρονική διάρκεια ενός «οικονομικού κύκλου» ορίζεται ως το χρονικό διάστημα μεταξύ δύο διαδοχικών ελάχιστων ή μέγιστων σημείων της καμπύλης.

Στην πορεία του χρόνου πολλοί οικονομολόγοι έχουν προσπαθήσει να αναλύσουν και να ταξινομήσουν τους οικονομικούς κύκλους σε κατηγορίες, συνήθως με βάση τη χρονική διάρκειά τους. Ο κύκλος του Kitchin είναι ο μικρότερος και διαρκεί 3-4 έτη,

του Juglar διαρκεί 6-8 χρόνια, του Labrousse μπορεί να διαρκέσει 10-12 χρόνια, του Kuznets 20 χρόνια, ενώ οι κύκλοι του Kondratieff εξαπλώνονται για πάνω από 50 έτη.

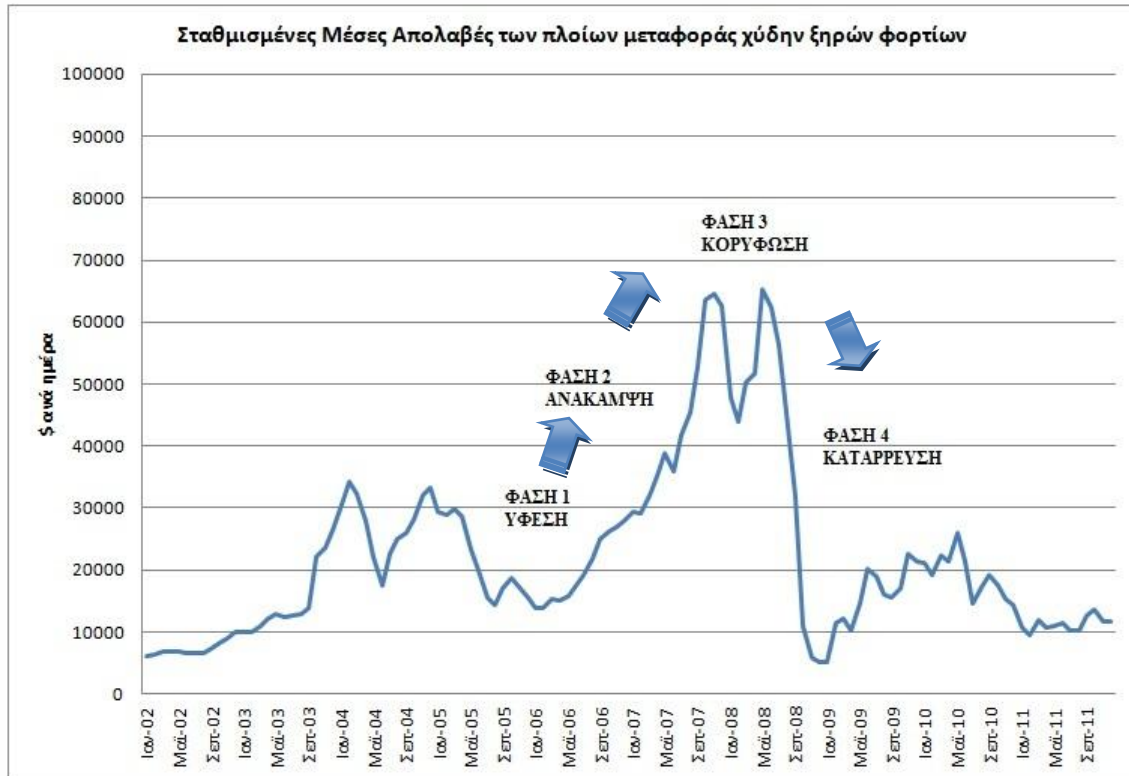
Θα πρέπει σε αυτό το σημείο να τονισθεί ότι πάντοτε θα παραμένει αναπάντητο ερώτημα η προσπάθεια πρόβλεψης των οικονομικών κύκλων. Δεν υπάρχει οικονομετρικό μοντέλο που να μπορεί να προβλέψει τις μελλοντικές διακυμάνσεις των ναύλων και τις αποφάσεις των ομάδων λήψης αποφάσεων.

«Δεν υπάρχει φόρμουλα πρόβλεψης της μορφής του επόμενου ναυτιλιακού κύκλου [...]. Οι περίοδοι ύφεσης μπορεί να διαρκέσουν έξι μήνες ή έξι χρόνια. Η κορύφωση μπορεί να κρατήσει ένα μήνα ή ένα χρόνο. Οι κύκλοι περιγράφονται και αιτιολογούνται εκ του αποτελέσματος.»
(Γκιζιάκης, 2010, σελ. 249)

Στην αγορά των ναύλων οι ναυτιλιακοί κύκλοι ακολουθούν τέσσερα στάδια εξέλιξης και δημιουργούνται εξαιτίας της προσπάθειας να προσαρμοστεί προσφορά στη ζήτηση θαλάσσιων μεταφορών. Στο γράφημα που ακολουθεί (Εικόνα 9) παρουσιάζεται η εξέλιξη των σταθμισμένων μέσων εσόδων¹² που προκύπτουν από τη δραστηριότητα των πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων καθώς και τα αντίστοιχα σημεία των φάσεων του ναυτιλιακού κύκλου. Η χρονοσειρά του δείγματος περιλαμβάνει μηνιαίες τιμές από τον Ιανουάριο του 2002 έως τον Δεκέμβριο του 2011.

¹² Αναλυτικοί πίνακες τιμών βλ. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Εικόνα 9 Σταθμισμένες Μέσες Απολαβές των πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων Ιουν 2002-Δεκ 2011



Πηγή: Επεξεργασία συγγραφέα από στοιχεία Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010

Αναλυτικά τα τέσσερα στάδια ή φάσεις του ναυτιλιακού κύκλου είναι τα εξής (Stopford, 2009, σελ. 98):

1.5.1 ΦΑΣΗ 1: ΥΦΕΣΗ

Σε αυτό το στάδιο του κύκλου μπορούν να διακριθούν τρία χαρακτηριστικά. Πρώτον, η προσφορά των πλοίων (παγκόσμια χωρητικότητα στόλου) υπερβαίνει την ζήτηση για θαλάσσιες μεταφορές. Αυτό έχει ως συνέπεια την προσπάθεια για εξοικονόμηση καυσίμων, μείωση των ταχυτήτων πλεύσης και καθυστέρηση της παράδοσης του φορτίου. Δεύτερον, οι ναύλοι πέφτουν στο επίπεδο του λειτουργικού κόστους των πλοίων, τα οποία οδηγούνται σε παροπλισμό. Τρίτον, η εκτεταμένη διάρκεια χαμηλών ναύλων και η αβεβαιότητα της ναυτιλιακής αγοράς οδηγούν τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα στην άρνηση παροχής κεφαλαίων. Οι πλοιοκτήτες που αδυνατούν να πληρώσουν τα πάγια έξοδά τους είναι αναγκασμένοι να πωλήσουν τα πλοία τους και μάλιστα σε «τιμές ανάγκης» αφού οι αγοραστές είναι ελάχιστοι. Η τιμή

των παλαιότερων πλοίων πέφτει στην αξία «scrap»¹³, οδηγώντας τα πλοία αυτά στην αγορά διαλύσεων.

1.5.2 ΦΑΣΗ 2: ΑΝΑΚΑΜΨΗ

Κατά το στάδιο της ανάκαμψης, η προσφορά και η ζήτηση κινούνται προς την ισορροπία και οι πρώτες ενδείξεις ανάκαμψης είναι αρχικά η αύξηση των ναύλων σε επίπεδα ανώτερα του λειτουργικού κόστους των πλοίων και στη συνέχεια η μείωση του παροπλισμένου τονάζ. Βέβαια, το συναίσθημα της αγοράς παραμένει αβέβαιο, καθώς είναι αδύνατο να προβλεφθεί η μελλοντική εξέλιξη της αγοράς. Πολλές φορές η αγορά μπορεί να «ξεγελάσει» τον παρατηρητή, αφού υπάρχουν ενδείξεις ανάκαμψης, χωρίς όμως να ολοκληρώνεται η φάση ανάκαμψης (πχ. το Σεπτέμβριο του 2005, Εικόνα 9). Καθώς η ρευστότητα βελτιώνεται, οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων αυξάνονται και η ψυχολογία της αγοράς σταθεροποιείται.

1.5.3 ΦΑΣΗ 3: ΚΟΡΥΦΩΣΗ

Όταν το σύνολο της προσφοράς πλοίων έχει απορροφηθεί πλήρως από τα φορτία προς μεταφορά, τότε η αγορά εισέρχεται σε μία φάση κατά την οποία η προσφορά και η ζήτηση είναι σε ισορροπία. Η κορύφωση του κύκλου μπορεί να διαρκέσει λίγες εβδομάδες ή μερικά χρόνια, ανάλογα με τις πιέσεις που θα ασκηθούν στην ισορροπία προσφοράς/ζήτησης (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 248). Σε αυτό το στάδιο, τα παροπλισμένα πλοία είναι ελάχιστα, ο στόλος χρησιμοποιεί τη μέγιστη επιχειρησιακή ταχύτητα, οι πλοιοκτήτες έχουν αποκτήσει ρευστότητα και οι τράπεζες είναι πρόθυμες να συνάψουν δάνεια. Οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων αυξάνονται ραγδαία καθώς είναι πολλοί οι ενδιαφερόμενοι αγοραστές. Η ευφορία της αγοράς, προκαλεί αντίστοιχο συναίσθημα στους πλοιοκτήτες, οι οποίοι επενδύουν τα κέρδη τους σε νέες παραγγελίες θεωρώντας ότι τα υψηλά επίπεδα των ναύλων θα διατηρηθούν και έπειτα από 2-3 χρόνια που θα παραλάβουν τα καινούρια πλοία (Stopford, 2009, σελ. 98). Ο ρυθμός των νέων παραγγελιών αυξάνεται αργά στην αρχή και πιο γρήγορα στη συνέχεια. Μετά

¹³ Με το όρο «scrap» υποδηλώνουμε την αξία που αποκτά το πλοίο όταν πωλείται στην αγορά διαλύσεων και εκφράζεται σε δολάρια ανά τόνο (άφορτο εκτόπισμα)

από κάποιο χρονικό διάστημα, με την είσοδο των καινούριων πλοίων, η προσφορά ξεπερνά τη ζήτηση και τότε η αγορά μπαίνει στη φάση της κατάρρευσης.

1.5.4 ΦΑΣΗ 4: ΚΑΤΑΡΡΕΥΣΗ

Όταν η προσφορά πλοίων είναι μεγαλύτερη της ζήτησης θαλάσσιων μεταφορών τότε η αγορά μπαίνει στο στάδιο της κατάρρευσης. Οι ναύλοι πέφτουν, όλο και περισσότερα πλοία αρχικά παροπλίζονται και όσο παραμένει η καθοδική τάση της ναυλαγοράς οδηγούνται στην αγορά διαλύσεων. Η επιχειρησιακή ταχύτητα των πλοίων μειώνεται, η ρευστότητα των πλοιοκτητών παραμένει αρχικά υψηλή, λόγω των κερδών από την φάση της κορύφωσης, όμως η ψυχολογία της αγοράς κυριεύεται από αβεβαιότητα και σύγχυση (Storford, 2009, σελ. 98). Καθοριστικό ρόλο στο πόσο γρήγορα θα εξελιχθεί η φάση της κατάρρευσης παίζει η ψυχολογία των πλοιοκτητών η οποία επιταχύνει την καθοδική πορεία της αγοράς. Η ναυλαγορά οδηγείται και πάλι στην ύφεση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο

ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΜΟΝΤΕΛΟΠΟΙΗΣΗ: ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Στο εν λόγω κεφάλαιο θα γίνει η βιβλιογραφική ανασκόπηση των μελετών που σχετίζονται άμεσα ή έμμεσα με την προσπάθεια πρόβλεψης των διακυμάνσεων του θαλάσσιου εμπορίου. Στην προσπάθεια αυτή, οι αναλυτές αντιμετώπισαν ποικίλες δυσκολίες. Με την πάροδο των χρόνων, δοκιμάστηκαν διάφοροι μέθοδοι και διαδικασίες εύρεσης κατάλληλων μοντέλων για την εκτίμηση και πρόβλεψη της ναυλαγοράς καθώς και των παραγόντων που επιδρούν στις μεταφορές δια θαλάσσης. Εμφανές από αυτό το κεφάλαιο γίνεται ότι δεν υπάρχει κάποια πετυχημένη συνταγή για την ανάλυση των ναυτιλιακών κύκλων, απλώς μέσω δοκιμών και ελέγχων μπορεί να διαπιστωθεί η υπεροχή κάποιων μοντέλων έναντι άλλων προγενέστερων.

➤ Προσπάθειες για μελλοντικές προβλέψεις τη δεκαετία του 1970

Όπως αναφέρουν οι McConville και Rickaby (McConville και λοιποί, 1995), από το 1974 έως 1994 ήταν λίγοι εκείνοι που ασχολήθηκαν με τη μελέτη των οικονομικών κύκλων του θαλάσσιου εμπορίου. Για την ακρίβεια, μόλις σε 12 δημοσιεύσεις από το 1750 έως τη δεκαετία του 1970 έγινε προσπάθεια εκτίμησης μελλοντικών τιμών (Goulielmos και λοιποί, 2011). Η έλλειψη δημοσιευμένων άρθρων, αποδείκνυε την μη ύπαρξη ενδιαφέροντος για το συγκεκριμένο θέμα. Οι περισσότερες προβλέψεις κατά την περίοδο αυτή ήταν για το εμπόριο.

➤ Εκτιμήσεις πριν από τα μέσα της δεκαετίας του 1970

Ο Hearth (Hearth, 1970) υποστήριξε ότι δεν υπήρχε μεγάλη δυσκολία στην πρόβλεψη της αύξησης της συνολικής παγκόσμιας ζήτησης για τη ναυτιλία, και για πρακτικούς λόγους, δεν υπήρχε μεγάλη δυσκολία στην εκτίμηση του ρυθμού ανάπτυξης. Παρόλα αυτά, οι προβλέψεις που έγιναν το 1965 απορρίφθηκαν το 1970. Αυτό οφείλεται στις διαφοροποιήσεις του μεγέθους των πλοίων (οικονομίες κλίμακας) και στη διαφορετική ζήτηση χωρητικότητας για συγκεκριμένες διαδρομές και γεωγραφικές περιοχές του θαλάσσιου εμπορίου.

Ο Seland (Seland, 1960) υποστήριξε ότι οι άνθρωποι αναμένουν τους οικονομολόγους να ενεργήσουν ως προφήτες. Τόνισε το γεγονός, περισσότερο για εκείνους που δεν σχετίζονται άμεσα με τη ναυτιλία, ότι ένα σφάλμα σε ποσοστό 5% στην πρόβλεψη ενός μεγάλου αριθμού όπως είναι η κατανάλωση ενέργειας της Δυτικής Ευρώπης για 5 έτη, θα έχει ως αποτέλεσμα διαφορά της τάξης των 40 εκ. τόνων σε όγκο μεταφερόμενου φορτίου.

Ο Nielsen (Nielsen, 1959) υποστήριξε ότι οι εταιρείες πετρελαίου υποτιμούν συνεχώς η ζήτηση. Οι προβλέψεις απέτυχαν καθώς η ζήτηση πετρελαίου αυξήθηκε έπειτα από τον 2^ο Παγκόσμιο Πόλεμο, τον πόλεμο της Κορέας, το πρώτο κλείσιμο του καναλιού του Σουέζ, ενώ δεν σημειώθηκε κάποια τεχνολογική πρόοδος. Αυτές οι πολιτικές αλλαγές δεν μπορούσαν να προβλεφθούν διότι οι οικονομολόγοι εκείνης της εποχής μελετούσαν τις διακυμάνσεις της παρελθοντικής τάσης της αγοράς (Goulielmos, 1974). Το 1939, ο Koormans (Koormans, 1939) (βραβευμένος με Νόμπελ το 1975), τόνισε την ανάγκη για την ακριβή πρόβλεψη της ναυτιλιακής βιομηχανίας.

➤ **Προβλέψεις από τα μέσα της δεκαετίας του 1990 και μετά**

Μετά το 1994, εμφανίστηκαν περισσότερες ερευνητικές μελέτες σχετικά με την πρόβλεψη των θαλάσσιων μεταφορών και την πρόβλεψη/ανάλυση της κυκλικής διακύμανσης των νέων παραγγελιών των ναυπηγείων. Επίσης, δημοσιεύτηκαν εργασίες και για τους λιμένες (Goulielmos, 2011). Ωστόσο, η γενική εικόνα είναι ότι η ποσότητα καθώς και η ποιότητα των μελετών αυξήθηκε κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου.

Η Strandenes (Strandenes, 1984) διερεύνησε τις αγορές πλοίων ξηρού φορτίου και δεξαμενόπλοιων κατά την περίοδο 1968-1981. Υποστήριξε ότι η τιμή των πλοίων είναι συνάρτηση της τρέχουσας αγοράς, των μακροχρόνιων αλλαγών στην ισορροπία των επιτοκίων, αλλά και των αλλαγών στη μακροπρόθεσμη ισορροπία του κέρδους. Στη μελέτη της, χρησιμοποίησε τις πρόσφατες αξίες των πλοίων στο μοντέλο που κατασκεύασε. Αυτή η δημοσίευση αντιτίθεται στην άποψη των Kavoussanos και Alizadeh (Kavoussanos και λοιποί, 2002), οι οποίοι υποστήριξαν ότι οι ναυτιλιακοί κύκλοι διαρκούν μόνο 20 χρόνια, καταλήγοντας ότι μπορούν επίσης να διαρκέσουν μόλις 4 χρόνια (Goulielmos και λοιποί, 2009).

Ο Beenstock (Beenstock, 1985), υποθέτοντας «ορθολογικές προσδοκίες» (Rational Expectations) και «αποτελεσματικότητα της αγοράς» (Efficient Market

Hypothesis) κατασκεύασε ένα δυναμικό μοντέλο βασισμένο στη γενική ισορροπία της αγοράς. Οι τιμές θεωρήθηκαν ως συναρτήσεις των τρεχουσών τιμών, των αναμενόμενων τιμών, και της παγκόσμιας οικονομικής δραστηριότητας.

Ο Vergottis (Vergottis, 1988) στη διδακτορική διατριβή του, εξέτασε την αποτελεσματικότητα της πληροφόρησης στην κατασκευή νέων πλοίων, χρησιμοποιώντας αμερόληπτους και ορθογωνιακούς ελέγχους, για την περίοδο 1960-1985, όμως δεν έλαβε σαφή συμπεράσματα.

Οι Hale και Vanags (Hale και λοιποί, 1992) προσπάθησαν να εκτιμήσουν την κυκλικότητα της αγοράς χρησιμοποιώντας παρελθοντικές τιμές της χρονοσειράς μεταχειρισμένων πλοίων τριών τύπων πλοίων χύδην ξηρού φορτίου για την περίοδο 1979-1988. Τα συμπεράσματά τους ήταν αμφίβολα και για τους τρεις τύπους πλοίων (Engle και λοιποί, 1987).

Τέλος, ο Glen (Glen, 1997) μελέτησε την κυκλικότητα των ναύλων στα πλοία ξηρού φορτίου και στα δεξαμενόπλοια, με κριτήριο τη χωρητικότητά τους, για την περίοδο 1980-1995, χρησιμοποιώντας τον έλεγχο Johansen (Johansen, 1988) για να διερευνηθεί η συν-ολοκλήρωση πολυμεταβλητών.

➤ Προβλέψεις στα τέλη της δεκαετίας του 1990 και του 2000

Ο Cullinane (1992) χρησιμοποίησε τη μέθοδο Box-Jenkins (μοντέλο ARMA) για την ανάλυση και τις μελλοντικές προβλέψεις τιμών του ναυλοδείκτη BFI. Η χρονοσειρά περιλάμβανε ημερήσιες τιμές του διαστήματος 1985-1988 και χωρίστηκε σε τέσσερα τμήματα, ανάλογα με τη χρονολογία 1985, 1986, 1987 και 1988. Η διαδικασία που ακολούθησε είναι ίδια με αυτή της δικής μας εμπειρικής ανάλυσης. Η διαφορά είναι ότι ο Cullinane χρησιμοποίησε μόνο το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο του 1988 για την πρόβλεψη του 1989, ενώ εμείς προσπαθήσαμε να προβλέψουμε τις μελλοντικές τιμές του δείκτη BDI μέσω του μοντέλου ARIMA που συμπεριλάμβανε τις μηνιαίες και σε δεύτερο στάδιο τις εβδομαδιαίες τιμές, του διαστήματος 2000-2011 και 2009-2011, αντίστοιχα.

Οι Li και Parsons (Li και λοιποί, 1997), παρουσίασαν το πρώτο παράδειγμα πρόβλεψης μη-γραμμικών σχέσεων, αντίθετα δηλαδή μέχρι την έως τότε χρησιμοποίηση των γραμμικών αυτοπαλίνδρομων μοντέλων ARIMA, για την αγορά δεξαμενοπλοίων. Ανέφεραν ότι: «Είναι πολύ σπάνιο να είναι καθαρά γραμμική η σχέση

των μεμονωμένων ή συνολικών οικονομικών δραστηριοτήτων με τις αλληλεπιδράσεις τους». Ήθελαν να διερευνήσουν κατά πόσο τα «Νευρωνικά Δίκτυα»¹⁴ μπορούν να βελτιώσουν την προσπάθεια πρόβλεψης της βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας ναυτιλιακής αγοράς και να καταλήξουν σε ένα πλαίσιο για πρακτική εφαρμογή. Ισχυρίστηκαν ότι χάριν απλότητας τα προηγούμενα μοντέλα βασίζονταν στη γραμμικότητα. Παρόλα αυτά, οι μελλοντικές εκτιμήσεις του μοντέλου τους δεν διέφερε σημαντικά από τα προηγούμενα γραμμικά μοντέλα. Έτσι, οι προβλέψεις σε βάθος χρόνου 1 μηνός είχε απόκλιση 95WS¹⁵ μονάδες, ενώ με τα μοντέλα ARMA είχε μια απόκλιση 95-100WS μονάδες. Έπειτα, προβλέποντας την τιμή σε βάθος χρόνου 5 μηνών η απόκλιση ήταν 102 μονάδες, όταν με τα μοντέλα ARMA ήταν 104-105 μονάδες WS. Σε βάθος 12 μηνών είχε 105WS μονάδες διαφορά, ενώ με τα μοντέλα ARMA η διαφορά ήταν 100WS μονάδες. Τέλος, σε βάθος χρόνου 24 μηνών τα μη-γραμμικά μοντέλα και τα γραμμικά μοντέλα είχαν την ίδια απόκλιση, 110WS μονάδες.

Οι Veenstra και λοιποί (1997) προσπάθησαν να προβλέψουν τους ναύλους των πλοίων τύπου Capesize και Panamax, για τις θαλάσσιες διαδρομές Tubarao-Rotterdam (σιδηρομετάλλευμα), Tubarao-Japan (σιδηρομετάλλευμα), Hampton Roads/Richards Bay-Japan (άνθρακας) και Roberts Bank-Japan (άνθρακας), US Gulf-Rotterdam (σιτηρά), Hampton Roads-Rotterdam (άνθρακας), αντίστοιχα. Η μελέτη βασίστηκε στον έλεγχο των Dickey-Fuller για στασιμότητα των χρονοσειρών και έπειτα χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο VAR (Vector Autoregressive). Συμπερασματικά, απέδειξαν ότι η στοχαστική τάση είναι σχεδόν ίδια και στις έξι χρονοσειρές, το οποίο σημαίνει ότι ένα μεγάλο μέρος της διακύμανσης των χρονοσειρών είναι στοχαστικό με αποτέλεσμα να μην μπορούν να γίνουν αξιόπιστες μελλοντικές προβλέψεις.

Στη μελέτη των Cullinane και λοιποί (1999) χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Box-Jenkins καταλήγοντας σε ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο ARIMA για την πρόβλεψη των τιμών του δείκτη BFI (Baltic Freight Index). Δεδομένα ήταν οι ημερήσιες τιμές του δείκτη για τη χρονική περίοδο 3 Νοεμβρίου 1993 έως 29 Μαρτίου 1996. Κατά την αξιολόγηση του μοντέλου παρατηρήσαμε ότι σε βάθος χρόνου 20 ημερών, οι εκτιμώμενες τιμές παρουσιάζουν απόκλιση περίπου 140 μονάδες από τις πραγματικές τιμές του δείκτη, ενώ σε βάθος χρόνου 1 ημέρας η απόκλιση είναι μόλις 2,95 μονάδες

¹⁴ Neural Networks: Μία προσομοίωση βασισμένη σε υπολογιστές, που θεωρείται πως μιμείται το ανθρώπινο νευρικό σύστημα το οποίο μπορεί να «μαθαίνει» από την εμπειρία

¹⁵ WS: World Scale, δείκτης υπολογισμού της ναυλαγοράς των δεξαμενόπλοιων

δείκτη. Έτσι, ο Cullinane, καταλήγει στο ότι το μοντέλο ARIMA είναι αποτελεσματικό για βραχυχρόνιες προβλέψεις των χρονοσειρών, αλλά ταυτόχρονα η αξιοπιστία του εμποδίζεται από το πλήθος των ανεξάρτητων παραμέτρων του.

Οι Kavoussanos και Nomikos (Kavoussanos και λοιποί, 2000) μελέτησαν τη σημασία των σταθερών και χρονικά μεταβαλλόμενων δεικτών κινδύνου (FFA) στη μείωση του επιπέδου τιμών του δείκτη BDI (διαδρομές 1 και 1A). Χρησιμοποίησαν το μοντέλο GARCH και το επαυξημένο GARCH-X.

Οι Kavoussanos και Alizadeh (Kavoussanos και λοιποί, 2002) διερεύνησαν την διακύμανση των τιμών πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων για τα έτη 1976-1997 (1980-1997 και για τον τύπο Capesize). Εφάρμοσαν ελέγχους ορθογωνιότητας και αστάθειας της απόδοσης των επενδύσεων, χρησιμοποιώντας ένα μοντέλο VAR (Vector Autoregressive Model). Τα αποτελέσματά τους έδειξαν ότι οι τιμές νέων ναυπηγήσεων και οι τιμές μεταχειρισμένων πλοίων δεν καθορίζονται αποτελεσματικά. Το συμπέρασμα αυτό, αποδόθηκε στο ότι τα ασφάλιστρα κινδύνου ποικίλλουν στο χρόνο, καταλήγοντας στο Γενικευμένο μοντέλο Ετεροσκεδαστικότητας στο Μέσο (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model).

Οι Bendall και Stent (Bendall και λοιποί, 1981) υποστήριξαν ότι η ανάλυση εναλλακτικών επιλογών έναντι της χρησιμοποίησης των πρόσφατων τιμών, παρέχει καλύτερες κατευθυντήριες γραμμές για τις αποφάσεις σχετικά με το κλείσιμο επιχειρήσεων σε δυσμενείς συνθήκες της αγοράς τακτικών γραμμών.

Στο άρθρο των Jonnala και λοιποί (2002), με εργαλεία το μοντέλο GARCH και τη μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS), μελετήθηκαν οι σημαντικότεροι παράγοντες που επιδρούν στου ναύλους θαλάσσιων μεταφορών φορτίου σιτηρών. Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε περιλάμβανε μηνιαίες τιμές των ναύλων για τη μεταφορά σιτηρών την περίοδο 1988-1997. Δεδομένου ότι το 56-73% της παραγωγής σιτηρών πραγματοποιείται στον Καναδά και στις Η.Π.Α., οι αναλυτές προσπάθησαν να βρουν άλλους παράγοντες, που ξεπερνούν τη «μονοπωλιακή αγορά, επηρεάζοντας το εμπόριο σιτηρών. Αποδείχθηκε ότι, η διανύομενη απόσταση και το μέγεθος των πλοίων ασκούν σημαντική επιρροή στο εμπόριο σιτηρών. Η μελέτη έδειξε ότι τα πλοία με μεταφορική ικανότητα 72.000 τόνων ελαχιστοποιούν το κόστος μεταφοράς, αντίθετα με τη μελέτη των Binkley και λοιποί (1981), η οποία κατέληξε στα πλοία 50.000 τόνων ως τα πιο συμφέροντα για την μεταφορά σιτηρών (με δεδομένα της δεκαετίας του 1970).

Ο Kavoussanos (Kavoussanos, 2003) βρήκε «leptokurtosis» (υπερβολική κύρτωση στην αγορά χρονοναυλώσεων) σε ένα δείγμα με τα μηνιαία έσοδα από τη ναυλαγορά, καθώς και περίσσεια ασυμμετρία, με κάποιες εξαιρέσεις σε ορισμένα μεγέθη δεξαμενοπλοίων, στην αγορά «ναυλώσεων ταξιδιού». Όμως, δεν πρότεινε καμία λύση.

Στο άρθρο των Tsolakis και λοιποί (2003) μελετήθηκε η σχέση των τιμών μεταχειρισμένων πλοίων με τη μέση τιμή των εσόδων χρονοναύλωσης (Average T/C), τις αξίες νέων ναυπηγήσεων (NewBuilding Prices), τον λόγο του αριθμού νέων παραγγελιών προς το πλήθος του υπάρχοντος στόλου, και το επιτόκιο βάσης (LIBOR). Κατασκευάζοντας ένα γραμμικό μοντέλο με τη βοήθεια της μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) υπολογίστηκαν οι συντελεστές κάθε ανεξάρτητης μεταβλητής. Έτσι, έγινε εκτίμηση του ποσοστού επιρροής που ασκεί κάθε μια από τις τέσσερις ανεξάρτητες μεταβλητές στην εξαρτημένη (τιμή μεταχειρισμένων πλοίων). Η διαδικασία εφαρμόστηκε σε πλοία τύπου Capesize, Panamax Handy της φορτηγού ναυτιλίας, και τύπου VLCC, Suezmax, Aframax, Panamax, Handysize δεξαμενοπλοίων. Ανάμεσα στα συμπεράσματά τους, ήταν ότι οι τιμές νέων κατασκευών επηρεάζουν σε μεγαλύτερο βαθμό από τη ναυλαγορά, τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων, συμπεράσμα στο οποίο κατέληξε και η εμπειρική ανάλυση αυτής της διπλωματικής εργασίας. Επίσης, η αξία του κεφαλαίου είναι πιο σημαντική για τα φορτηγά πλοία απ' ότι για τα δεξαμενόπλοια.

Στο άρθρο τους, οι Lyridis και λοιποί (2004), το δεύτερο παράδειγμα στη μη-γραμμική μοντελοποίηση, προσπάθησαν να αξιοποιήσουν τα οφέλη από τη χρήση «Artificial Neural Networks» (ANN, Τεχνητά Νευρωνικά Δίκτυα), για την πρόβλεψη της ναυλαγοράς μεταφορών ταξιδιού (spot market) των VLCC/VLOC (Very Large Crude Carriers / Very Large Oil Carriers). Για την μελέτη αυτή, χρησιμοποίησαν τιμές τις περιόδου 1979-2002 για τη διαδρομή Ras Tanura-Rotterdam, για τις χρονικές περιόδους 1, 2, 3, 6, 9 και 12 μηνών. Οι προβλέψεις τους βασίστηκαν στην παραδοχή ότι οι παρελθοντικές τιμές των χρονοσειρών μπορούν να επηρεάσουν τις μελλοντικές τιμές τους. Υποστήριξαν ότι η μέθοδος ANN είναι η καταλληλότερη για την μελέτη μη-στάσιμων, μη-γραμμικών χρονοσειρών. Όσον αφορά την απόκλιση των εκτιμήσεών τους από τις πραγματικές τιμές, σε βάθος 1 μηνός η απόκλιση ήταν 30WS μονάδες· 45WS μονάδες σε βάθος 3 μηνών· 55WS μονάδες σε βάθος 6 μηνών· 60WS μονάδες σε

βάθος 9 μηνών και 42WS μονάδες έπειτα από 12 μήνες. Ένα σημαντικό στοιχείο είναι ότι οι εκτιμήσεις τους παρουσίασαν μικρότερες αποκλίσεις από αυτές των Li και Parson (Li και λοιποί, 1997).

Στη δημοσίευση των Batchelor και λοιποί (2007) γίνεται η προσπάθεια πρόβλεψης των μελλοντικών τιμών της ναυλαγοράς πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων μέσω της συσχέτισής τους με την αγορά FFA's (Forward Freight Agreement). Η μελέτη αφορά τις 7 διαδρομές πλοίων τύπου Panamax που συμπεριλαμβάνονται στον υπολογισμό του δείκτη BPI. Τα οικονομετρικά μοντέλα που χρησιμοποιούνται για την ανάλυση είναι το ARIMA, το VAR (Vector Autoregression) και το VECM (Vector Equilibrium Correction).

Στα άρθρα των Goulielmos και Psifia (Goulielmos και λοιποί, 2009, 2009, 2006, 2006, 2007), υπολογίστηκε η χρονική διάρκεια ναυτιλιακών κύκλων και έγινε εκτίμηση των μελλοντικών τιμών της ναυλαγοράς με βάση τις ήδη δημοσιευμένες χρονοσειρές. Επιπλέον, έδειξαν ότι οι τιμές των ναύλων «ταξιδιού» και οι τιμές των χρονοναυλώσεων, για τις περιόδους 1968-2003 και 1971-2003, παρουσιάζουν μη-γραμμική συσχέτιση. Οι μελέτες τους βασίστηκαν στον έλεγχο BDS (Brock και λοιποί, 1978).

Η μελέτη των Jing και λοιποί (2008) διερεύνησε τα χαρακτηριστικά της μεταβλητότητας των ναύλων στα πλοία μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων. Εφάρμοσαν το μοντέλο GARCH στις ημερήσιες τιμές των δεικτών πλοίων τύπου Capesize, Panamax και Handysize για την περίοδο 1 Μαρτίου 1999 έως 23 Δεκεμβρίου 2005. Διαπίστωσαν ότι οι διακυμάνσεις είναι μεγαλύτερες σε ημερήσια βάση. Επιπλέον, κατέληξαν στο ότι υπάρχουν εξωγενείς παράγοντες οι οποίοι όμως επηρεάζουν με διαφορετικό τρόπο τη μεταβλητότητα των χρονοσειρών. Η μη-συμμετρικότητα των χρονοσειρών εξετάστηκε με τη χρησιμοποίηση ενός μοντέλου «Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity» (EGARCH), όπου βρέθηκαν διαφορές μεταξύ του μεγέθους των πλοίων και των συνθηκών της αγοράς. Το σημαντικό στοιχείο ήταν ότι απορρίφθηκε η κανονικότητα μέσω του ελέγχου Jarque-Bera στο δείκτη BDI και σε όλες τις υπόλοιπες χρονοσειρές (πριν και μετά το 2003). Τέλος, απέδειξαν ότι οι χρονικές σειρές είναι στάσιμες μέσω του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας «Augmented Dickey Fuller» (επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller).

Στο άρθρο των Engelen και λοιποί (2011) χρησιμοποιήθηκε πολυκλασματική (multifractal) ανάλυση των διακυμάνσεων μέσω αφαίρεσης της τάσης για τη ναυλαγορά των Very Large Gas Carriers, την χρονική περίοδο 1992-2009. Ως δεδομένα είχαν 4.536 ημερήσιες τιμές της χρονοσειράς. Κατέληξαν στην ύπαρξη μακροχρόνιων συσχετίσεων μεταξύ των τιμών. Με τα αποτελέσματά τους, επιβεβαίωσαν ότι μπορεί να γίνει πρόβλεψη της ναυλαγοράς λόγω των κύκλων 3-4 ετών και τον μακροχρόνιων αλληλεξαρτήσεων. Επίσης, υποστήριξαν ότι η αγορά των προϊόντων πετρελαίου σπανίως ακολουθεί τυχαία διακύμανση.

Στο άρθρο των Θαλασσινός και λοιποί (2009) μελετήθηκε η πρόβλεψη του δείκτη «Tanker Charter Rate Index» για δεξαμενόπλοια τύπου Aframax 105.000 DWT διπλού-τοιχώματος, σε βάθος χρόνου 30 εβδομάδων, με δεδομένες τιμές από την περίοδο 2000-2007. Χρησιμοποίησαν 401 εβδομαδιαίες τιμές και τη μέθοδο «False Nearest Neighbors». Αυτή η μέθοδος χρησιμοποιείται για να υπολογιστεί η γεωμετρική διάσταση του συστήματος. Η μέθοδος είναι ευαίσθητη σε μικρό πληθυσμό δείγματος ή υπολοίπων και δεν θεωρείται κατάλληλη για χρονοσειρές μακροοικονομικών μεταβλητών. Εξετάζοντας τα υπόλοιπα των εκτιμώμενων τιμών, παρατηρήσαμε ότι το μέγιστο σφάλμα εμφανίζεται την 382^η εβδομάδα (5,11% ή \$1.789).

Ο Duru (2010) στο άρθρο του, μελέτησε τη χρονοσειρά του δείκτη BDI, με τις τιμές στο χρονικό διάστημα Ιανουάριος 2001 έως Νοέμβριος 2008, χρησιμοποιώντας ένα βελτιωμένο μοντέλο FTS (Fuzzy Time Series). Το νέο μοντέλο ονομάστηκε E-FILF. Με αυτόν τον τρόπο προσπάθησε να ελαχιστοποιήσει τα υπόλοιπα του μοντέλου μέσω ενός αλγορίθμου των πιο πρόσφατων τιμών του δείκτη BDI. Η μέθοδος με το αρχικό μοντέλο FTS χρησιμοποιήθηκε από πολλούς αναλυτές όπως οι: Chen, 1996· Chen and Hwang, 2000· Cheng και λοιποί, 2008· Huarng, 2001· Huarng και λοιποί, 2005, 2006· Hwang και λοιποί, 1998· Liu, 2007· Song and Chissom, 1993a, 1993b, 1994· Sullivan and Woodall, 1994· Yu, 2005). Συγκρίνοντας τα υπόλοιπα, τη μέση τιμή του ποσοστού σφάλματος (MAPE) και τη μέση απόλυτη τιμή σφάλματος (MAE) του E-FILF, αποδείχθηκαν μικρότερα των Chen (1996) και Yu (2005). Επομένως, το μοντέλο E-FILF φάνηκε καταλληλότερο από το μέχρι τότε μοντέλο FTS.

Συνεχίζοντας την έρευνά του, το 2012, ο Duru αυτή τη φορά προσπαθώντας να συγκρίνει την αξιοπιστία που προκύπτει από το μοντέλο FILF και το μοντέλο GARCH (Duru, 2012). Ως δεδομένα είχε τη χρονοσειρά του ναυλοδείκτη BDI με τιμές του

δείγματος από τις 24 Δεκεμβρίου 1998 έως τις 30 Νοεμβρίου 2009. Η περίοδος ελέγχου ήταν το διάστημα 1 Δεκεμβρίου 2009 έως 18 Ιανουαρίου 2010. Συγκεκριμένα, το μοντέλο FILF είχε τη μορφή ME-FILF καθώς ήταν «Multivariate Error correction». Αποδείχθηκε ότι υστερεί έναντι του μοντέλου GARCH καθώς δεν μπορεί να εξηγήσει τις έντονες μεταβολές της χρονοσειράς. Έτσι, ο Duru κατέληξε στο ότι το μοντέλο FTS είναι ακόμη σε πρώιμο στάδιο και θα πρέπει να βελτιωθεί περισσότερο.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο

ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ

Στο κεφάλαιο της μεθοδολογικής προσέγγισης θα παρουσιαστούν αναλυτικά τα εργαλεία που θα χρησιμοποιήσουμε για την οικονομετρική ανάλυση και διερεύνηση της διακύμανσης δεικτών της ναυτιλίας χύδην ξηρών φορτίων. Η εμπειρική ανάλυση της διπλωματικής εργασίας (Κεφάλαια 4 και 5) χρησιμοποιεί δύο βασικές μεθόδους επεξεργασίας χρονοσειρών. Στις δύο παρακάτω παραγράφους ακολουθεί μια συνοπτική παρουσίαση των μεθόδων ώστε να γίνει κατανοητός ο τρόπος χρησιμοποίησης των στατιστικών ελέγχων-εργαλείων.

Η πρώτη μέθοδος παρουσιάστηκε από τους Box και Jenkins το 1970 (Box και *λοιποί*, 1970) και έχει σκοπό την δημιουργία αυτοπαλίνδρομων μοντέλων που επεξηγούν τη διακύμανση της εκάστοτε σειράς δεδομένων και βοηθούν στην εκτίμηση μελλοντικών τιμών της μεταβλητής. Αρχικά, γίνεται ο έλεγχος στασιμότητας της σειράς. Στη συνέχεια, αφού καταλήξουμε στη στασιμότητα των δεδομένων, μέσω των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης υπολογίζουμε αυτές τις υστερήσεις που επιδρούν στην τρέχουσα τιμή. Μόνο οι συντελεστές των «στατιστικά σημαντικών» υστερήσεων θα συμπεριληφθούν στο τελικό γραμμικό μοντέλο. Τέλος, αφού έχει κατασκευαστεί και μετασχηματιστεί το μοντέλο ώστε να υπολογίζει τις τιμές της αρχικής μη-στάσιμης χρονοσειράς προχωρούμε με την προσπάθεια πρόβλεψης των μελλοντικών τιμών.

Η δεύτερη μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε στην εμπειρική ανάλυση της εργασίας, μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων αποδεικνύει τη συσχέτιση της ναυλαγοράς, των τιμών νέων ναυπηγήσεων και της ποσοστιαίας μεταβολής της χωρητικότητας του στόλου με τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων του ίδιου στόλου μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων. Για την ανάλυση αυτή χρησιμοποιήθηκαν οι τιμές των παραπάνω μεταβλητών για τους τύπους πλοίων Capesize και Panamax. Βασική προϋπόθεση της μεθόδου είναι η χρησιμοποίηση μεταβλητών στάσιμων στην ίδια τάξη ολοκλήρωσης. Αν κάτι τέτοιο δεν είναι εφικτό, τότε μέσω του ελέγχου συνολοκλήρωσης, αν η μεταβλητές αποδειχθούν συνολοκληρώσιμες τότε μπορούμε να προχωρήσουμε περαιτέρω. Με το τελικό γραμμικό μοντέλο μπορούμε να κατανοήσουμε τη σχέση

μεταξύ των μεταβλητών καθώς και το κατά πόσο κάθε μεταβλητή επιδρά στις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων.

3.1 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ (STATIONARITY)

Στις θετικές επιστήμες, μία στάσιμη διαδικασία (ή ακριβής στάσιμη διαδικασία ή ισχυρή στάσιμη διαδικασία) είναι μία πιθανολογική διαδικασία της οποίας η κατανομή πιθανότητας είναι ίδια σε κάθε χρονική στιγμή ή θέση. Κατά συνέπεια, οι παράμετροι όπως ο μέσος όρος και η διασπορά, εάν υπάρχουν, δεν αλλάζουν με την πάροδο του χρόνου ή της θέσης. Σύμφωνα με τους Kendall και Ord (1990) μια κατάσταση στασιμότητας υπάρχει όταν σε μια χρονοσειρά (X_t) ισχύουν τα παρακάτω:

1. $E[X_t]$ ¹⁶ = σταθερό = μ
2. $VAR[X_t]$ ¹⁷ = σταθερό = σ^2
3. $COV[X_t X_{t+j}]$ ¹⁸ = σταθερό_j = k_j

Η στασιμότητα χρησιμοποιείται ως εργαλείο ανάλυσης χρονολογικών σειρών, ώστε τα αρχικά στοιχεία να μετασχηματιστούν για να γίνουν στάσιμα, παραδείγματος χάριν, διάφορα οικονομικά στοιχεία που είναι εποχιακά ή/και εξαρτώνται από το επίπεδο τιμών. Ως στάσιμες τάσεις ονομάζονται οι διαδικασίες όπου οι χρονοσειρές είναι ένας γραμμικός συνδυασμός μίας στάσιμης διαδικασίας και μίας ή περισσότερων διαδικασιών που έχουν μία τάση (Steward, 2005). Ο μετασχηματισμός αυτής της σειράς με σκοπό να κατασκευαστεί ένα στάσιμο σύνολο στοιχείων για την ανάλυση αναφέρεται ως «detrending¹⁹».

Τεχνικά, στασιμότητα σημαίνει ότι η κατανομή πιθανότητας κάνει τις παρατηρήσεις μίας χρονοσειράς να παραμένουν ίδιες με το πέρασμα του χρόνου. Ιδιαίτερα, ο δειγματικός μέσος παραμένει σταθερός και η χρονική εξάρτηση μεταξύ των παρατηρήσεων, που βρίσκονται σε διαφορετικές χρονικές στιγμές, δεν αλλάζει με το πέρασμα του χρόνου.

Υπάρχουν δύο υποκατηγορίες της στασιμότητας:

¹⁶ Μέση τιμή δείγματος

¹⁷ Διασπορά δείγματος

¹⁸ Συνδιακύμανση δείγματος

¹⁹ Ο χειρισμός των στοιχείων για να αφαιρεθούν οι μακροπρόθεσμες τάσεις και να δοθεί έμφαση στις βραχυπρόθεσμες αλλαγές.

- Στασιμότητα αδύναμης μορφής (weak-form stationarity), κατά την οποία ο δειγματικός μέσος (mean), η διασπορά (variance) και η αυτοσυνδιακύμανση (autocovariance) μίας διαδικασίας παραμένουν αμετάβλητες στο χρόνο. Αυτή η περίπτωση τις περισσότερες φορές ονομάζεται στασιμότητα συνδιακύμανσης (covariance stationarity).
- Στασιμότητα ισχυρής μορφής (strong-form stationarity), κατά την οποία η διαδικασία έχει στάσιμη συνδιακύμανση, αλλά επιπλέον όλα τα χαρακτηριστικά γνωρίσματα (δειγματικός μέσος, διασπορά) της κατανομής πιθανότητας $Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-j}$ είναι χρονικά αμετάβλητα για όλες τις j -υστερήσεις (lags).

Η βασική διαφορά των κατηγοριών που μόλις αναφέρθηκαν, είναι ότι η στασιμότητα ισχυρής μορφής υπονοεί την στασιμότητα της συνδιακύμανσης, όμως το αντίστροφο δεν ισχύει (Stewart, 2005).

Αντίθετα, αν ο δειγματικός μέσος, η διασπορά, ή οι αυτοσυνδιακυμάνσεις μίας στοχαστικής διαδικασίας μεταβάλλεται με το πέρασμα του χρόνου, τότε η διαδικασία δεν διακυμαίνεται στάσιμα (κατά συνέπεια δεν είναι ισχυρής μορφής στάσιμη) και επομένως ονομάζεται μη-στάσιμη (non-stationary) (Stewart, 2005).

3.1.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ (UNIT ROOT TEST)

Θεωρούμε ένα απλό αυτοπαλίνδρομο μοντέλο

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t \delta + \varepsilon_t$$

Εξίσωση 2

όπου το x_t είναι προαιρετική εξωγενής παλινδρόμηση που μπορεί να αποτελεί σταθερά ή σταθερά και τάση, ρ και δ είναι παράμετροι προς εκτίμηση, και το ε_t είναι ο όρος του σφάλματος.

Αν $|\rho| \geq 1$, η y είναι μία μη στάσιμη σειρά και η διασπορά του y αυξάνεται σε συνάρτηση με το χρόνο και τείνει στο άπειρο.

Αν $|\rho| < 1$, η y είναι μία σειρά στάσιμης τάσης.

Επομένως, η υπόθεση της στασιμότητας της τάσης μπορεί να αξιολογηθεί ελέγχοντας αν η απόλυτη τιμή του ρ είναι μεγαλύτερη ή μικρότερη της μονάδας.

3.1.1.1 Ο ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ DICKEY ΚΑΙ FULLER

Ο έλεγχος των Dickey και Fuller ελέγχει αν υπάρχει μία μοναδιαία ρίζα σε ένα αυτοπαλινδρόμο μοντέλο. Το όνομά του το πήρε από τους στατιστικούς D.A. Dickey και W.A. Fuller, οι οποίοι ανέπτυξαν τον έλεγχο τη δεκαετία του 1970 (Dickey και λοιποί, 1979).

Ένα απλό μοντέλο αυτοπαλινδρόμησης είναι το $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$, όπου y_t είναι η μεταβλητή-δείγμα, το t είναι ο χρόνος, ρ είναι ένας συντελεστής και το u_t είναι ο όρος του σφάλματος. Αν $|\rho| = 1$ τότε υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Σε αυτήν την περίπτωση το μοντέλο είναι μη-στάσιμο. Στην περίπτωση που $|\rho| \geq 1$ τότε το μοντέλο είναι ακόμη περισσότερο μη-στάσιμο.

Το μοντέλο παλινδρόμησης μπορεί να γραφεί $\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \delta y_{t-1} + u_t$, όπου Δ είναι ο τελεστής διαφοράς πρώτου βαθμού (Dickey και λοιποί, 1979). Αυτό το μοντέλο μπορεί να εκτιμηθεί και ο έλεγχος για τη μοναδιαία ρίζα ισοδυναμεί με τον έλεγχο του $\delta = 0$. Από τη στιγμή που ο έλεγχος διεκπεραιωθεί στα υπόλοιπα αντί για τα αρχικά «ακατέργαστα» δεδομένα, δεν είναι δυνατόν να χρησιμοποιηθεί μία κανονική t -κατανομή για τις κρίσιμες τιμές. Για αυτό το λόγο αυτό το στατιστικό t έχει μία συγκεκριμένη κατανομή, γνωστή ως ο πίνακας των Dickey-Fuller.

Τρεις είναι οι βασικές εκδοχές του ελέγχου :

- Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad \text{Εξίσωση 3}$$

- Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα με κλίση (intercept)

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + u_t \quad \text{Εξίσωση 4}$$

- Έλεγχος για μοναδιαία ρίζα με κλίση, γύρω από πιθανή τάση (intercept και trend)

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + u_t \quad \text{Εξίσωση 5}$$

Κάθε εκδοχή του ελέγχου έχει τη δική της κρίσιμη τιμή, η οποία εξαρτάται από το μέγεθος του δείγματος. Σε κάθε περίπτωση, η μηδενική υπόθεση είναι ότι υπάρχει μία μοναδιαία ρίζα, $\delta = 0$. Οι έλεγχοι έχουν χαμηλή ισχύ δεδομένου ότι συχνά δεν μπορούν

να διακρίνουν τη διαφορά μεταξύ των πραγματικών μοναδιαίων ριζών ($\delta = 0$) και αυτών που βρίσκονται κοντά σε μοναδιαία ρίζα (δ κοντά στο μηδέν).

Ωστόσο υπάρχει μία επέκταση της παραπάνω θεωρίας που ονομάζεται επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller test), η οποία αφαιρεί όλη την επίδραση της δοκιμής (structural effect) της αυτοσυσχέτισης (autocorrelation) των χρονολογικών σειρών και έπειτα κάνει τον έλεγχο χρησιμοποιώντας την ίδια διαδικασία (Stewart, 2005).

3.1.1.2 Ο ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ DICKEY ΚΑΙ FULLER

Ο έλεγχος Dickey-Fuller γίνεται εκτιμώντας την Εξίσωση 1, αφού πρώτα αφαιρεθεί και από τα δύο μέλη το y_{t-1} . Τότε θα έχουμε το εξής :

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \dot{x}_t \delta + e_t \quad \text{Εξίσωση 6}$$

όπου $\alpha = \rho - 1$. Η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση γράφονται ως εξής :

$$H_0 : \alpha = 0 \quad \text{Εξίσωση 7}$$

$$H_1 : \alpha < 0 \quad \text{Εξίσωση 8}$$

και αξιολογούνται χρησιμοποιώντας τη συμβατή t-αναλογία(t-ratio) για το α :

$$t_\alpha = \hat{\alpha} / (se(\hat{\alpha})) \quad \text{Εξίσωση 9}$$

όπου $\hat{\alpha}$ είναι η εκτίμηση του α , και $se(\hat{\alpha})$ είναι ο συντελεστής του τυπικού σφάλματος.

Οι Dickey και Fuller (1979) έδειξαν ότι υπό την μηδενική υπόθεση μίας μοναδιαίας ρίζας, το στατιστικό t_α (Εξίσωση 8) δεν ακολουθεί τη συμβατή t-κατανομή, και παράγονται ασυμπτωτικά αποτελέσματα που προσομοιώνουν τις κρίσιμες τιμές για τις διάφορες δοκιμές και μεγέθη δειγμάτων.

Ο απλός έλεγχος μοναδιαίας ρίζας του Dickey-Fuller που περιγράφηκε παραπάνω είναι έγκυρος μόνο όταν οι σειρές είναι αυτοπαλίνδρομες (1^{ης} τάξης). Αν οι σειρές συσχετίζονται σε υψηλότερου βαθμού υστερήσεις παραβιάζεται η υπόθεση του λευκού

θορύβου²⁰. Ο επαυξημένος (augmented) έλεγχος Dickey-Fuller (Dickey κ.ά., 1981) κατασκευάζει μία διόρθωση παραμέτρου για την υψηλού βαθμού συσχέτιση, υποθέτοντας ότι η σειρά y ακολουθεί μία αυτοπαλινδρόμενη (p τάξης) διαδικασία, και προσθέτει τους p όρους (υστερήσεις διαφορών) της εξαρτημένης μεταβλητής y στο δεξί μέρος του ελέγχου παλινδρόμησης :

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + u_t \quad \text{Εξίσωση 10}$$

Έτσι, ελέγχει την υπόθεση (Εξίσωση 6) χρησιμοποιώντας την t -σχέση (Εξίσωση 8). Ένα σημαντικό αποτέλεσμα που επιτυγχάνεται είναι ότι η ασυμπτωτική κατανομή της t -σχέση για το α είναι ανεξάρτητη από τον αριθμό των υστερήσεων των πρώτων διαφορών που περιλαμβάνονται στην παλινδρόμηση ADF (Augmented Dickey-Fuller). Επιπλέον, ενώ η υπόθεση ότι το y ακολουθεί μία αυτοπαλινδρόμενη (autoregressive) διαδικασία μπορεί να φανεί περιοριστική, οι Said και Dickey (Said και λοιποί, 1984) κατέδειξαν ότι ο έλεγχος ADF ισχύει ασυμπτωτικά με την παρουσία ενός κινούμενου μέσου όρου (MA), υπό τον όρο ότι οι όροι υστερήσεων διαφορών συμπεριλαμβάνονται στον έλεγχο αυτοπαλινδρόμησης.

Θα αντιμετωπίσουμε δύο πρακτικά ζητήματα στην εκτέλεση μία δοκιμής ADF. Κατ' αρχάς, πρέπει να επιλέξουμε εάν θα συμπεριλαμβάνονται οι εξωγενείς μεταβλητές στον έλεγχο αυτοπαλινδρόμησης. Σε έναν έλεγχο αυτοπαλινδρόμησης έχουμε την επιλογή της συμπερίληψης (α) μίας σταθεράς, (β) μίας σταθεράς και μίας γραμμικής χρονικής τάσης, ή (γ) τίποτε από τα δύο προηγούμενα. Μία προσέγγιση θα ήταν να γίνει ο έλεγχος και με μία σταθερή, γραμμική τάση, δεδομένου ότι οι άλλες δύο περιπτώσεις είναι πρόσθετες περιπτώσεις αυτής της γενικότερης προδιαγραφής. Εντούτοις, η συμπερίληψη των άσχετων μεταβλητών στην αυτοπαλινδρόμηση, θα μειώσει την ισχύ του ελέγχου ώστε να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση μίας ρίζας μονάδων. Τυπικά, προτείνεται ένα υπόδειγμα που είναι μία εύλογη περιγραφή των στοιχείων υπό τις δύο υποθέσεις, μηδενικής και εναλλακτικής.

Δεύτερον, θα πρέπει να διευκρινίσουμε τον αριθμό των όρων με υστέρηση (που ονομάζεται το «μήκος υστερήσεων») που θα προστεθεί στον έλεγχο αυτοπαλινδρόμησης (0 «yields» η τυποποιημένη DF δοκιμή, οι ακέραιοι αριθμοί μεγαλύτεροι από το 0 αντιστοιχούν στις δοκιμές ADF). Η συνηθισμένη πρακτική είναι

²⁰ Λευκός θόρυβος (White Noise) ονομάζεται η σειρά που έχει μη-αυτοσυσχετιζόμενες τιμές, μέσο ίσο με το μηδέν και πεπερασμένη διασπορά

να περιλάβουμε διάφορες υστερήσεις, επαρκείς ώστε να αφαιρέσουμε τον γραμμικό συσχετισμό των καταλοίπων (Stewart, 2005).

3.2 ΑΦΑΙΡΕΣΗ ΤΗΣ ΤΑΣΗΣ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ (DETRENDING)

Η τάση σε μία χρονική σειρά είναι μια αργή και βαθμιαία αλλαγή των παρατηρήσεών της. Η τάση, μερικές φορές, ορίζεται ως μία μακροπρόθεσμη αλλαγή στο μέσο όρο του δείγματος, αλλά επίσης μπορεί να αναφερθεί ως αλλαγή άλλων στατιστικών στοιχείων. Κατά τις σύγχρονες μεθόδους ανάλυσης είναι απαραίτητη η εύρεση της τάσης των σειρών. Η μέθοδος «Detrending» είναι η στατιστική ή μαθηματική διαδικασία αφαίρεσης της τάσης από τη σειρά. Πολλές φορές χρησιμοποιείται ως προεπεξεργασία της σειράς, ώστε να προετοιμαστεί η χρονική σειρά για την ανάλυση με τις μεθόδους που υποθέτουν στασιμότητα.

Διάφορες εναλλακτικές μέθοδοι είναι διαθέσιμες για την αφαίρεση της τάσης. Αρχικά, εξετάζοντας την γραφική απεικόνιση της χρονοσειράς, προσπαθούμε να βρούμε την τάση που ακολουθούν τα δεδομένα. Εφαρμόζοντας διαφορετικές καμπύλες (μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων) όπως τη γραμμική, τετραγωνική, λογαριθμική, κυβική συγκρίνουμε την τιμή του συντελεστή²¹ προσδιορισμού των καμπυλών. Έτσι για παράδειγμα, η απλή γραμμική τάση στο μέσο όρο μπορεί να αφαιρεθεί με την αφαίρεση της ευθείας ελαχίστων τετραγώνων.

Η αφαίρεση της τάσης από μία χρονολογική σειρά γίνεται με την εξής διαδικασία:

- Κατά την εκτίμηση της ευθείας ελαχίστων τετραγώνων λαμβάνουμε μία νέα σειρά η οποία έχει στοιχεία τις εκτιμήσεις των αντίστοιχων της δεδομένης σειράς.
- Στη συνέχεια, δημιουργούμε μία νέα σειρά, που έχει στοιχεία τη διαφορά της κάθε αρχικής τιμής (έστω y) από την εκτιμώμενή της (\hat{y}), δηλαδή μια μεταβλητή με στοιχεία τα $y - \hat{y}$.

²¹ Ο υπολογισμός του συντελεστή προσδιορισμού της καμπύλης σε μια χρονική σειρά, μπορεί να βρεθεί από τον τύπο: $R^2 = 1 - \frac{\text{var}(e_t)}{\text{var}(x_t)}$ όπου $\text{var}(x_t)$ είναι η διασπορά της αρχικής

σειράς και $\text{var}(e_t)$ η διασπορά των υπολοίπων από την καμπύλη της τάσης. Η εξίσωση δίνει μια τιμή ανάμεσα στο μηδέν και στην μονάδα. Όσο πιο κοντά βρίσκεται η τιμή ατή στη μονάδα τόσο αυξάνεται ο συντελεστή προσδιορισμού και η καμπύλη είναι η καταλληλότερη για τη συγκεκριμένη χρονοσειρά.

Ένας δεύτερος τρόπος αφαίρεσης της τάσης είναι μέσω των διαφορών των τιμών της μεταβλητής. Ο τρόπος αυτός θα χρησιμοποιηθεί για την εμπειρική ανάλυση της μεθόδου Box-Jenkins σε αυτή την εργασία. Σύμφωνα με αυτή τη διαδικασία, δημιουργούμε μια καινούρια χρονοσειρά x_j , όπου τα στοιχεία της έχουν την εξής μορφή:

$$x_j = y_t - y_{t-1}$$

Εξίσωση 11

με $t = 2, \dots, N$

$j = 1, \dots, N$

και N είναι το πλήθος των στοιχείων της αρχικής χρονοσειράς.

Ο λόγος που χρησιμοποιούνται οι διαφορές των τιμών της χρονοσειράς είναι γιατί το δυναμικό περιβάλλον των θαλάσσιων μεταφορών οδηγεί τους ναυλοδείκτες σε απότομες και απρόβλεπτες αλλαγές, οι οποίες τις περισσότερες φορές δεν μπορούν να προβλεφθούν, με αποτέλεσμα να μην μπορεί να βρεθεί κατάλληλη εξίσωση προσδιορισμού της τάσης μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.

Επομένως, το αποτέλεσμα αυτής της διαδικασίας είναι ότι η καινούρια χρονική σειρά δεν εμπεριέχει τάση, κάτι που θα επηρέαζε τις μελέτες και τους επόμενους ελέγχους.

3.3 ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΗΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Μία δεύτερη μέθοδος για τον έλεγχο της στασιμότητας χρονοσειρών είναι μέσω της εξέτασης της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (AutoCorrelation Function) των δεδομένων. Με αυτή τη μέθοδο, συγκρίνουμε την αυτοσυσχέτιση για κάθε υστέρηση (lag) k της μεταβλητής-δείγματος με το λόγο $\pm 2/\sqrt{n}$ (που αντιστοιχεί σε διάστημα εμπιστοσύνης 95%), όπου n είναι το πλήθος των παρατηρήσεων (Cullinane κ.ά., 1999).

Συμπεραίνουμε ότι η μεταβλητή είναι μη-στάσιμη όταν η τιμή της ACF είναι μεγαλύτερη των διαγραμματικών ορίων που δημιουργεί ο παραπάνω λόγος για τις περισσότερες τιμές της υστέρησης k . Αντίθετα, η χρονοσειρά θεωρείται στάσιμη όταν η τιμή της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης μειώνεται σημαντικά κάτω από τα όρια του $\pm 2/\sqrt{n}$ ακόμα και για μικρές τιμές της υστέρησης k .

3.3.1 ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ (ACF)

Μία βασική μέθοδος για την συσχέτιση μίας χρονικής σειράς δίνεται από τον συντελεστή αυτοσυσχέτισης. Με αυτόν τον τρόπο μετράμε την αντιστοιχία ανάμεσα στις παρατηρήσεις στις διαφορετικές χρονικές στιγμές. Η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF) είναι το σύνολο των συντελεστών αυτοσυσχέτισης που διατάσσεται ως μία συνάρτηση των τιμών στο χρόνο. Το πρώτο βήμα για την κατανόηση της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης είναι να κατανοήσουμε το συντελεστή συσχέτισης σε κάθε δεδομένη χρονική στιγμή της ποσότητάς μας. Θεωρούμε ότι N είναι τα ζεύγη των παρατηρήσεων των δύο μεταβλητών x και y . Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των x και y δίνεται από τη σχέση :

$$r_{xy} = \frac{\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})(y_t - \bar{y})}{\sum_{t=1}^N [(x_t - \bar{x})^2]^{1/2} [\sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2]^{1/2}} \quad \text{Εξίσωση 12}$$

όπου τα αθροίσματα γίνονται για N επαναλήψεις.

Μία παρόμοια ιδέα μπορεί να εφαρμοστεί στη χρονική σειρά για την οποία οι διαδοχικές παρατηρήσεις συσχετίζονται. Αντί για δύο διαφορετικές χρονοσειρές, ο συσχετισμός υπολογίζεται μεταξύ μίας χρονοσειράς με τον εαυτό της, ο οποίος υστερείται από μία ή περισσότερες μονάδες χρόνου. Για την πρώτης τάξης (first-order) αυτοσυσχέτιση, η υστέρηση είναι μία μονάδα χρόνου. Ο συντελεστής της πρώτης αυτοσυσχέτισης είναι ο απλός συντελεστής συσχετισμού για τις πρώτες $N-1$ παρατηρήσεις, x_t , $t = 1, 2, \dots, N-1$ και τις επόμενες $N-1$ παρατηρήσεις, x_t , $t=2, 3, \dots, N$. Η συσχέτιση μεταξύ των x_t και x_{t+1} δίνεται από τη σχέση :

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{N-1} (x_t - \bar{x}_{(1)})(x_{t+1} - \bar{x}_{(2)})}{\left[\sum_{t=1}^{N-1} (x_t - \bar{x}_{(1)})^2 \right]^{1/2} \left[\sum_{t=1}^{N-1} (x_{t+1} - \bar{x}_{(2)})^2 \right]^{1/2}} \quad \text{Εξίσωση 13}$$

Όπου $\bar{x}_{(1)}$ είναι ο μέσος όρος των πρώτων $N-1$ παρατηρήσεων και $\bar{x}_{(2)}$ είναι ο μέσος όρος των τελευταίων $N-1$ παρατηρήσεων. Ο συντελεστής συσχέτισης που

υπολογίζεται από την Εξίσωση 11 μετρά τη συσχέτιση μεταξύ διαδοχικών παρατηρήσεων, και ονομάζεται συντελεστής αυτοσυσχέτισης ή γραμμικός συντελεστής συσχέτισης.

Όταν το πλήθος των παρατηρήσεων N είναι αρκετά μεγάλο, η διαφορά μεταξύ των μέσων υποπεριόδων $\bar{x}_{(1)}$ και $\bar{x}_{(2)}$ μπορεί να παραληφθεί και το r_1 να προσεγγίζεται ως εξής :

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{N-1} (x_t - \bar{x})(x_{t+1} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2} \quad \text{Εξίσωση 14}$$

όπου $\bar{x} = \frac{\sum_{t=1}^N x_t}{N}$ είναι ο γενικός μέσος.

Η Εξίσωση 12 μπορεί να γενικευτεί ώστε να δίνει τον συσχετισμό παρατηρήσεων οι οποίες χωρίζονται από k χρόνια (lags) :

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad \text{όπου } k = 1, 2, \dots \quad \text{Εξίσωση 15}$$

Η ποσότητα r_k καλείται συντελεστής αυτοσυσχέτισης σε αριθμό υστερήσεων k . Το γράφημα της συνάρτησης της αυτοσυσχέτισης, ως συνάρτηση των υστερήσεων, ονομάζεται διάγραμμα συσχέτισης («correlogram») (Stewart, 2005).

3.3.2 ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ ΜΕΡΙΚΗΣ ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ (PACF)

Στην μέθοδο ανάλυσης χρονοσειρών των Box και Jenkins, εκτός από τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης, απαραίτητο εργαλείο αποτελεί και η συνάρτηση μερικής αυτοσυσχέτισης (Partial AutoCorrelation Function).

Η PACF χρησιμοποιείται συνδυαστικά με την ACF ώστε να υπάρξει διάκριση μεταξύ των αυτοπαλίνδρομων μοντέλων πρώτης τάξης (first-order) από εκείνα των μεγαλύτερων τάξεων (higher-order). Με απλά λόγια, όταν η PACF εξετάζει την αυτοσυσχέτιση για δεδομένη υστέρηση k , ουσιαστικά υπολογίζει την συσχέτιση των

τιμών του δείγματος με την τιμή της χρονοσειράς στην υστέρηση k (autocorrelations in the intermediate lags). Το αποτέλεσμα αυτής της διαδικασίας είναι να αποφεύγεται η γενική αυτοσυσχέτιση των τιμών και να εξετάζεται αποκλειστικά η συσχέτιση συγκεκριμένης τιμής του δείγματος με την τιμή της μεταβλητής κατά την υστέρηση k (Yafee κ.ά., 2000, σελ. 122).

Η μερική αυτοσυσχέτιση (PACF) δίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$r_{kk} = \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_j} \quad \text{Εξίσωση 16}$$

όπου $k = 2, 3, \dots$

$$r_{k,j} = r_{k-1,j} - r_{kk} r_{k-1,k-j} \quad j = 1, \dots, k-1$$

$$r_{kk} = r_1 \quad k = 1$$

Όπως θα αναλυθεί στη συνέχεια, οι ACF και PACF συναρτήσεις θα χρησιμοποιηθούν στην εύρεση του κατάλληλου μοντέλου αυτοπαλινδρόμησης (Auto Regressive Moving Average model), καθώς ό,τι διαπιστωθεί από την ACF συνάρτηση και επιβεβαιωθεί από την PACF θα έχει ως αποτέλεσμα να καταλήξουμε στο καταλληλότερο μοντέλο για τη συνέχεια της μελέτης μας.

3.4 ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)

Η ανάλυση συνολοκλήρωσης απαιτεί μη-στάσιμες σειρές δεδομένων του ίδιου βαθμού ολοκλήρωσης. Επομένως, πρώτα ελέγχουμε τη στασιμότητα των σειρών χρησιμοποιώντας τον έλεγχο Dickey-Fuller (DF) και τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller), σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Έχοντας καταλήξει στο ότι οι σειρές είναι στάσιμες πρώτης διαφοράς, εφαρμόζοντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων²² (Ordinary Least Squares) στις αρχικές μη-στάσιμες χρονοσειρές, εξετάζουμε την στασιμότητα των υπολοίπων. Αν τα υπόλοιπα είναι στάσιμα, τότε η σειρά της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) είναι συνολοκληρώσιμη, το οποίο σημαίνει ότι υπάρχει μία ισχυρή μακροχρόνια συσχέτιση μεταξύ των σειρών (Stewart, 2005).

²² Βλ. Παράγραφος 3.5

Στη εμπειρική ανάλυση αυτής της εργασίας θα χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος Johansen (Johansen, 1991) για την εκτίμηση της συνολοκλήρωσης των χρονοσειρών. Η μέθοδος έχει ως εξής:

Θεωρούμε αυτοπαλίνδρομα πρότυπα του όρου p :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 17}$$

όπου y_t και x_t οι δύο μεταβλητές και ε_t είναι ο όρος του σφάλματος. Μπορούμε να ξαναγράψουμε την παραπάνω εξίσωση ως εξής :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 18}$$

όπου

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad \text{Εξίσωση 19}$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad \text{Εξίσωση 20}$$

Ο όρος I είναι η τάξη ολοκλήρωσης των στάσιμων χρονοσειρών. Εάν το Π είναι ίσο με το μηδέν, σημαίνει ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση, δηλαδή μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών του ελέγχου.

3.5 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΗ ΜΕΘΟΔΟ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ (OLS)

Η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων – Ordinary Least Squares (OLS) είναι μια από τις πιο απλές μεθόδους εκτίμησης των παραμέτρων ενός μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης. Ο στόχος της OLS είναι να βρει την κατάλληλη συνάρτηση που απεικονίζει γραφικά τη σχέση δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Δηλαδή, να εκτιμήσει τις παραμέτρους μιας ευθείας γραμμής που απέχει ελάχιστα από την πλειοψηφία των στοιχείων του δείγματος. Αυτό επιτυγχάνεται μέσω της ελαχιστοποίησης του αθροίσματος των τετραγώνων των υπολοίπων, όπου με τον όρο υπόλοιπο (residual) εννοούμε την διαφορά κάθε τιμής της μεταβλητής από την εκτίμησή της, για κάθε στιγμή.

Έστω λοιπόν ένα απλό γραμμικό μοντέλο:

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$$

Εξίσωση 21

όπου $i = 1, \dots, N$ με N το πλήθος των τιμών του δείγματος,

y_i : η εξαρτημένη μεταβλητή,

x_i : η ανεξάρτητη μεταβλητή,

α : ο σταθερός όρος,

β : ο συντελεστής του X (δείχνει την κλίση της γραμμικής καμπύλης)

και ε_i : ο όρος του σφάλματος (υπόλοιπο – residual)

Για να βρούμε τις τιμές των α , β και u_i χρησιμοποιούμε τη μέθοδο OLS. Έτσι, έχουμε τις παρακάτω εξισώσεις:

$$f = \sum_{i=1}^N u_i^2 = \sum_{i=1}^N (y_i - \alpha - \beta x_i)^2$$

Εξίσωση 22

$$\frac{\partial f}{\partial \alpha} = -2 \sum_{i=1}^N (y_i - \alpha - \beta x_i) = 0$$

Εξίσωση 23

$$\frac{\partial f}{\partial \beta} = -2 \sum_{i=1}^N (y_i - \alpha - \beta x_i) x_i = 0$$

Εξίσωση 24

Λύνοντας τις εξισώσεις 23 και 24 θα έχουμε:

$$\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x}$$

Εξίσωση 25

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x}) y_i}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$$

Εξίσωση 26

Όπου $\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N}$, $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N}$ και $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ οι εκτιμήσεις των μεταβλητών α , β αντίστοιχα.

Γνωρίζοντας τις μεταβλητές α και β δημιουργούμε δύο επιπλέον μεταβλητές που είναι χρήσιμες για την περαιτέρω μελέτη μας. Η πρώτη είναι οι εκτιμήσεις του y :

$$\hat{y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_i$$

Εξίσωση 27

Η δεύτερη είναι η εκτίμηση των υπολοίπων (residuals):

$$\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{y}_i$$

Εξίσωση 28

Τέλος, θα πρέπει να εξετάσουμε την αξιοπιστία του μοντέλου ($y_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_i$) που κατασκευάσαμε. Ο έλεγχος γίνεται με το συντελεστή αξιοπιστίας του συστήματος (R-squared) όπου:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$$

Εξίσωση 29

Η τιμή του συντελεστή R^2 βρίσκεται πάντοτε ανάμεσα στο μηδέν και στη μονάδα. Όσο πιο κοντά στη μονάδα τόσο πιο αξιόπιστο είναι το μοντέλο που κατασκευάσαμε. Για παράδειγμα, αν $R^2=0,95$ τότε το μοντέλο έχει 95% αξιοπιστία, δηλαδή οι διαφοροποιήσεις των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής (y) εξηγούνται κατά 95% από τις αλλαγές των τιμών της ανεξάρτητης μεταβλητής (x).

3.6 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΣΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ARMA ΤΩΝ BOX ΚΑΙ JENKINS

Ο Martin Stopford (2009, σελ. 729) στο βιβλίο του «Maritime Economics» αναφέρει την μέθοδο των Box και Jenkins ως την πιο συνήθη τεχνική για την ανάλυση χρονοσειρών και την εύρεση του βαθμού που οι τιμές προηγούμενων χρονικών στιγμών επηρεάζουν την τωρινή τιμή της μεταβλητής. Συνεχίζοντας, προσθέτει ότι, η μέθοδος Box και Jenkins οδηγεί στην εύρεση των χρονικών στιγμών που επηρεάζουν καταλυτικά την πρόσφατη τιμή της χρονοσειράς και οι οποίες θα πρέπει να συμπεριληφθούν στο τελικό μοντέλο της οικονομετρικής ανάλυσης. Τέλος, υποστηρίζει ότι αυτή η μέθοδος ανάλυσης, ενδείκνυται για μεταβλητές με μεγάλο πλήθος στοιχείων καθώς και για μεταβλητές που παρουσιάζουν κυκλικότητα στη διακύμανσή τους.

Οι Box και Jenkins το 1970 ανέπτυξαν μια μέθοδο ανάλυσης χρονοσειρών με σκοπό την κατασκευή ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου που θα είναι σε θέση να εκτιμήσει τις μελλοντικές αλλαγές των τιμών της χρονικής σειράς (Box και λοιποί, 1970). Η μέθοδος αυτή βασίστηκε στην αυτοσυσχέτιση των τιμών. Για τη διαδικασία της μεθόδου, χρησιμοποίησαν το μοντέλο Αυτοπαλίνδρομων (Autoregressive – AR) σειρών σε συνδυασμό με το μοντέλο Αφαίρεσης Μέσων (Moving Average – MA). Η εξίσωση που περιέχει και τις δύο ποσότητες που αναφέρθηκαν παραπάνω ονομάζεται

μοντέλο ARMA ή αλλιώς Autoregressive Moving Average. Το ARMA αναφέρεται στις οικονομετρικές μελέτες ως ARMA(p,q), όπου p είναι η τάξη μεγέθους της αυτοπαλινδρόμησης και q είναι η τάξη μεγέθους του μέρους των αφαιρούμενων μέσων.

Αναλυτικότερα, παρουσιάζονται παρακάτω οι εξισώσεις AR, MA και ARMA:

Το αυτοπαλινδρόμο μοντέλο, AR(p):

$$X_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 30}$$

όπου ϕ_1, \dots, ϕ_p είναι οι παράμετροι του μοντέλου, c είναι ο σταθερός όρος και ε_t είναι ο όρος του σφάλματος (λευκός θόρυβος).

Το μοντέλο Αφαίρεσης Μέσων, MA(q):

$$X_t = \mu + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad \text{Εξίσωση 31}$$

όπου $\theta_1, \dots, \theta_q$ είναι οι παράμετροι του μοντέλου, μ είναι η αναμενόμενη τιμή του X_t (συχνά είναι ίση με μηδέν), και $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots$ είναι οι όροι του σφάλματος.

Συμπεριλαμβάνοντας τις παραπάνω εξισώσεις καταλήγουμε στο μοντέλο ARMA(p,q):

$$X_t = c + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} \quad \text{Εξίσωση 32}$$

όπου p, q όπως ορίστηκαν προηγουμένως.

Πολύ αναλυτές, όπως στη μελέτη των Cullinane, Mason και Cape το 1999 με τίτλο “A Comparison of Models for Forecasting the Baltic Freight Index: Box-Jenkins Revisited”, χάριν απλότητας δεν συμπεριλαμβάνουν τον σταθερό όρο στο μοντέλο. Στην παρούσα μελέτη, επίσης, δεν θα συμπεριληφθεί ο σταθερός όρος στο αυτοπαλινδρόμο μοντέλο.

3.6.1 ΕΥΡΕΣΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA

Οι παράμετροι του μοντέλου ARMA(p,q) που θα πρέπει να προσδιοριστούν είναι οι εξής:

- p υστερήσεις (lags – k) των διαφορών που θα πρέπει να συμπεριληφθούν στο μοντέλο (lags of the “auto-regressive” terms)
- q υστερήσεις (lags – k) των όρων του σφάλματος που θα πρέπει να συμπεριληφθούν στο μοντέλο (lags of the “moving average” terms)

Οι τιμές των παραμέτρων p και q υπολογίζονται μέσω της ανάλυσης αυτοσυσχέτισης (ACF) και της μερικής αυτοσυσχέτισης (PACF) της μεταβλητής. Σε γενικές γραμμές, η μέθοδος που ακολουθείται είναι η εξής:

Πίνακας 7 Εύρεση συντελεστών p και q του μοντέλου ARMA(p,q)

Μοντέλο	ACF	PACF
AR(p)	Μειώνεται συνεχώς	Αποκόπτεται μετά την υστέρηση q
MA(q)	Αποκόπτεται μετά την υστέρηση p	Μειώνεται συνεχώς
ARMA(p,q)	Μειώνεται συνεχώς	Μειώνεται συνεχώς

Πηγή: Lisham και λοιποί. 2010, σελ. 3

Αναλυτικότερα, ο Cullinane K. στο άρθρο του 1992 με τίτλο “A short-term forecasting model for BIFFEX speculation: A Box-Jenkins approach” παραθέτει τους παρακάτω πίνακες 8 και 9.

Με τον Πίνακα 8 προσδιορίζουμε τις παραμέτρους p και q του μοντέλου ARMA(p,q) μελετώντας τη συνάρτηση αυτοσυσχέτισης. Έτσι καταλήγουμε στις καταλληλότερες τιμές των παραμέτρων για τη συγκεκριμένη μελέτη.

Πίνακας 8 Στοιχεία από την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF)

Μοντέλο	Τύπος Μοντέλου	Υστέρηση $k=1$	Άλλες υστερήσεις ($k>1$)
AR(1)¹	$X_t = \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t$	$p_1 = a$	$p_k = a^{ k }$
MA(1)²	$X_t = \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	$p_1 = \frac{\beta}{\beta^2 + 1}$	$p_k = 0$
AR(p)³	$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \varepsilon_t$	Απροσδιόριστο	Απροσδιόριστο
MA(q)⁴	$X_t = \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$	$p_1 = \frac{\beta_1 + \sum_{j=1}^{q-1} \beta_j \beta_{j+1}}{1 + \sum_{j=1}^q \beta_j^2}$	$p_k = 0, \forall k > q$
ARMA(1,1)⁵	$X_t = \alpha X_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	$p_1 = \frac{(1-\alpha\beta)(a+\beta)}{1+\beta^2+2\alpha\beta}$	$p_k = ap_{k-1}$
ARMA(p,q)⁶	$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$	Απροσδιόριστο	Απροσδιόριστο

1 Αν $a>0$, τότε η ACF μειώνεται εκθετικά. Όταν $a<0$, η ACF μειώνεται εκθετικά σε μέγεθος αλλά με διακύμανση

2 Η ACF αποκόπτεται μετά την υστέρηση 1

3 Η ACF είναι ένα μείγμα εκθετικών και ημιτονοειδών αποσβέσεων, οι οποίες δεν αποκόπτονται αλλά μειώνονται σταδιακά

4 Η ACF αποκόπτεται μετά την υστέρηση q και το $p(1)$ έχει μέγιστη τιμή την $q/(q+1)$

5 Η ACF μετά την υστέρηση 1 μειώνεται σταθερά κατά a .

6 Η ACF δεν αποκόπτεται αλλά μειώνεται σταδιακά και αργά.

Πηγή: Box and Jenkins 1970, σελ. 176-177

Στη συνέχεια, με τον Πίνακα 9, ελέγχοντας την μερική αυτοσυσχέτιση της χρονοσειράς απορρίπτουμε κάποια από τα μοντέλα που επιλέξαμε μέσω του διαγράμματος αυτοσυσχέτισης και επιβεβαιώνουμε την καταλληλότερη μορφή του μοντέλου που θα χρησιμοποιήσουμε για τη συνέχεια της μελέτης μας.

Πίνακας 9 Στοιχεία από τη μερική συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (PACF)

Μοντέλο	Τύπος Μοντέλου	Υστέρηση k=1	Άλλες υστερήσεις (k>1)
AR(1) ¹	$X_t = \alpha X_{t-1} + \varepsilon_t$	$p_{11} = \alpha$	$p_{kk} = 0, \forall k > 1$
MA(1) ²	$X_t = \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	Απροσδιόριστο	Απροσδιόριστο
AR(p) ³	$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \varepsilon_t$	Απροσδιόριστο	$p'_k = 0, \forall k > p$
MA(q) ⁴	$X_t = \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$	Απροσδιόριστο	Απροσδιόριστο
ARMA(1,1) ⁵	$X_t = \alpha X_{t-1} + \beta \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	Απροσδιόριστο	Απροσδιόριστο
ARMA(p,q) ⁶	$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$	Απροσδιόριστο	Απροσδιόριστο

1 Η PACF αποκόπτεται μετά την υστέρηση 1
 2 Η PACF μειώνεται αργά κατά τον ίδιο τρόπο με την ACF ενός μοντέλου AR(1) με $\alpha > 0$
 3 Η PACF ενός μοντέλου AR(p) αποκόπτεται μετά από την υστέρηση p κατά τον ίδιο τρόπο με την ACF ενός μοντέλου MA(q)
 4 Η PACF μειώνεται σταδιακά και πιθανόν ημιτονοειδώς
 5 Δύσκολο να προσδιοριστεί, αλλά η PACF πάντως δεν αποκόπτεται αλλά αποσβένει αργά και πιθανότατα ημιτονοειδώς
 6 Δύσκολο να προσδιοριστεί, αλλά η PACF πάντως δεν αποκόπτεται αλλά αποσβένει αργά και πιθανότατα ημιτονοειδώς

Πηγή: Box and Jenkins 1970, σελ. 176-177

Έστω λοιπόν ότι το μοντέλο προς διερεύνηση είναι το ARMA(p,q) με τύπο:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 33}$$

Αφού λοιπόν γνωρίζουμε τον ακριβή τύπο του μοντέλου ARMA, μέσω της ανάλυσης παλινδρόμησης (μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων) υπολογίζουμε τις παραμέτρους α_i και β_j ²³, όπου $i = 1, \dots, p$ και $j = 1, \dots, q$.

²³ Σε αρκετά στατιστικά προγράμματα όπως το MINITAB και το SPSS ο υπολογισμός των συντελεστών γίνεται αυτόματα όταν επιλέγουμε το μοντέλο ανάλυσης ARMA

3.6.2 Η ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΗΣ ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA

Καταλήγοντας στο μοντέλο ARMA(p,q) που εξηγεί καλύτερα τις αλλαγές των τιμών της χρονοσειράς που μελετάμε, χρησιμοποιούμε τον έλεγχο των Box και Pierce (Box and Pierce, 1970) για να μελετήσουμε την καταλληλότητα του μοντέλου.

Ο στατιστικός έλεγχος των Box και Pierce (Q-statistic) έχει ως εξής:

$$Q(m) = n(n+2) \sum_{k=1}^m (n-k)^{-1} [r_k(\varepsilon)]^2 \sim X^2_{k-p-q} \quad \text{Εξίσωση 34}$$

όπου $r_k(\varepsilon)$ η αυτοσυσχέτιση των υπολοίπων στην υστέρηση k, m οι υστερήσεις που γίνεται ο έλεγχος (συνήθως 12, 24, 36 κ.τ.λ.) και n το πλήθος των υπολοίπων. Αν η τιμή του Q-statistic είναι μικρότερη από την τιμή του ελέγχου (Chi-square κατανομή, X^2_{k-p-q}), τότε το μοντέλο θεωρείται ακατάλληλο και θα πρέπει να επανέλθουμε σε προηγούμενα βήματα ώστε να βρούμε κάποιο διαφορετικό αρχικό μοντέλο.

Στη συνέχεια, εφαρμόζουμε την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (ACF) ώστε να επιβεβαιωθεί η μη αυτοσυσχέτιση των τιμών των υπολοίπων. Τέλος, μέσω των ιστογραμμάτων θα πρέπει να επιβεβαιώσουμε ότι τα υπόλοιπα ακολουθούν κανονική κατανομή γύρω από το σημείο μηδέν.

Έπειτα από την παραπάνω διαδικασία ολοκληρώνεται η διαδικασία εύρεσης του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου και η αξιοπιστία του τελικού μοντέλου κρίνεται επαρκής. Όπως αναφέρει και ο Anderson (1976) ποτέ δεν μπορούμε να είμαστε σίγουροι για την επιτυχία του μοντέλου που κατασκευάσαμε αν δεν ελέγξουμε τα αποτελέσματα των προβλέψεων του με τις πραγματικές τιμές.

«Αν το μοντέλο αποτύχει κατά κάποιο τρόπο, τα αποτελέσματα των ελέγχων θα μας δείξουν πώς θα πρέπει να τροποποιηθεί το μοντέλο, και η διαδικασία της αναγνώρισης, της εκτίμησης και της επαλήθευσης ξεκινά και πάλι»

(Anderson 1976, σε Cullinane 1999)

3.6.3 ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ARIMA(p,d,q)

Το μοντέλο ARIMA ή αλλιώς Autoregressive Integrated Moving Average είναι όμοιο με το ARMA που αναλύθηκε στις προηγούμενες παραγράφους, με μοναδική

διαφορά την προσθήκη της παραμέτρου $I(d)$ που αντιπροσωπεύει τον όρο της ολοκλήρωσης της χρονοσειράς. Στις περισσότερες οικονομετρικές μελέτες, όπως σε αυτή του Cullinane το 2006 με τίτλο “A short-term adaptive forecasting model for BIFFEX speculation: a Box-Jenkins approach” το μοντέλο ARMA εφαρμόζεται σε χρονοσειρές που αρχικά είναι μη-στάσιμες. Η μέθοδος Box και Jenkins όμως, μπορεί να εφαρμοστεί μόνο σε στάσιμες σειρές, με αποτέλεσμα στην αρχή της διερεύνησης να απαιτείται η αφαίρεση της τάσης των τιμών του δείγματος.

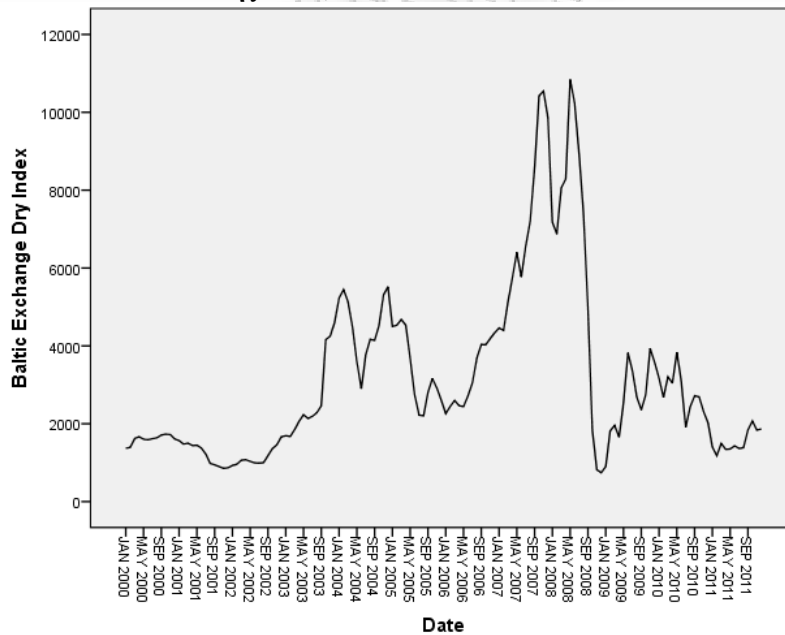
Ειδικότερα, όσον αφορά τους δείκτες της ναυλαγοράς, με τους οποίους ασχολείται και η παρούσα εργασία, απαιτείται ιδιαίτερη επεξεργασία πριν την ανάλυση και τη χρησιμοποίηση οικονομετρικών μοντέλων καθώς παρουσιάζουν έντονη τάση και ως αποτέλεσμα, αρχικά, είναι μη-στάσιμες χρονοσειρές. Ο όρος $I(d)$ στο μοντέλο ARIMA(p,d,q) έχει ακριβώς αυτό το σκοπό. Αφού καταλήξουμε μέσω των ελέγχων ADF (Augmented Dickey-Fuller test), ACF (Autocorrelation Function) και PACF (Partial Autocorrelation Function) στο βαθμό ολοκλήρωσης (integration) που η χρονοσειρά γίνεται στάσιμη, τότε χρησιμοποιούμε αυτόν τον όρο d στο γενικό μοντέλο ARIMA(p,d,q).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ BOX ΚΑΙ JENKINS

Σε αυτό το κεφάλαιο θα μελετήσουμε με την μέθοδο Box και Jenkins τον ναυλοδείκτη BDI (Baltic Exchange Dry Index). Οι γραφικές παραστάσεις και οι πίνακες προέρχονται από την επεξεργασία των στοιχείων που αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010 μέσω των προγραμμάτων στατιστικής ανάλυσης EViews7 (Enterprise Edition), Minitab (Minitab Inc., Έκδοση 6.1.1.0) και SPSS (IBM Statistics, Έκδοση 20). Το δείγμα της χρονοσειράς αποτελείται από 144 στοιχεία (τιμές του δείκτη ανά μήνα) και περιέχει τιμές του δείκτη από την 1^η Ιανουαρίου 2000 ως την 1^η Δεκεμβρίου 2011. Η γραφική αναπαράσταση του BDI παρουσιάζεται στην παρακάτω εικόνα (Εικόνα 10).

Εικόνα 10 Ο δείκτης BDI (01/01/2000-01/12/2011)



Είναι εμφανές από την εξέλιξη του δείκτη ότι υπάρχουν σημεία όπου η καμπύλη παρουσιάζει αυξημένη ανοδική τάση όπως τις περιόδους Σεπτέμβριος 2003 - Ιανουάριος 2004, Ιούλιος 2005 – Ιανουάριος 2005, Σεπτέμβριος 2006 – Ιανουάριος 2008, Φεβρουάριος 2008 – Ιούνιος 2008 και Ιανουάριος 2009 – Ιούνιος 2009.

Αντίθετα, καθοδική τάση παρατηρείται στις περιόδους Φεβρουάριος 2004 – Ιούνιος 2005, Φεβρουάριος 2005 – Σεπτέμβριος 2006, Ιανουάριος 2008 – Απρίλιος 2008 και Ιούλιος 2008 – Δεκέμβριος 2008.

4.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΗΣ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΑΣ

Ως αποτέλεσμα της τάσης που παρατηρείται στη διαγραμματική απεικόνιση του δείκτη BDI, δεν θα ήταν λανθασμένο να υποθέσουμε εξ' αρχής ότι η χρονική σειρά είναι μη-στάσιμη και μάλιστα με έντονη αυτοσυσχέτιση μεταξύ των στοιχείων της. Για την στατιστική επιβεβαίωση αυτής της άποψης θα ελέγξουμε τα δεδομένα με τις δύο μεθόδους που περιγράφηκαν στο κεφάλαιο 3.

Πρώτον, θα χρησιμοποιήσουμε τον επαυξημένο έλεγχο (ADF). Όπως φαίνεται και στον παρακάτω πίνακα (Πίνακας 10) η απόλυτη τιμή του στατιστικού ελέγχου είναι 1,639940 και μικρότερη του απολύτου της κρίσιμης τιμής 1,943090 (στο επίπεδο σημαντικότητας 95%) . Επομένως, επιβεβαιώνεται ότι η σειρά είναι μη-στάσιμη.

Πίνακας 10 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller για τον δείκτη BDI

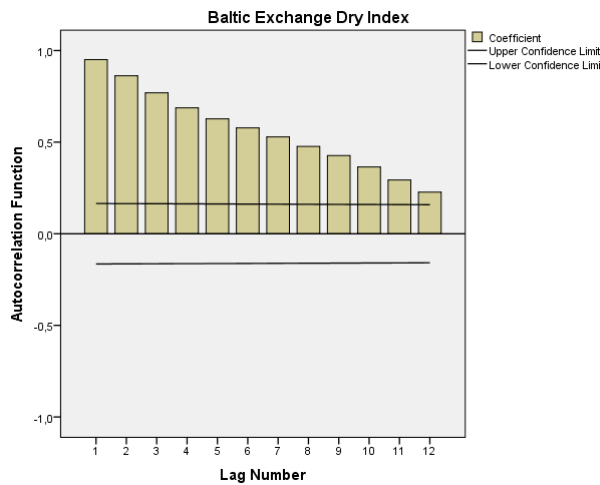
		Augmented Dickey Fuller Test			
		Test critical values			
	t-statistic	p-value*	1% level	5% level	10% level
			-2.581349	-1.943090	-1.615220
BDI	-1.639940	0.0952	non-stationary	non-stationary	non-stationary

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Δεύτερον, μέσω του διαγράμματος της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (ACF), παρατηρούμε ότι η τιμές του BDI παρουσιάζουν υψηλή αυτοσυσχέτιση η οποία είναι εκτός των ορίων σημαντικότητας $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ για όλες τις τιμές των υστερήσεων²⁴ που μελετήσαμε.

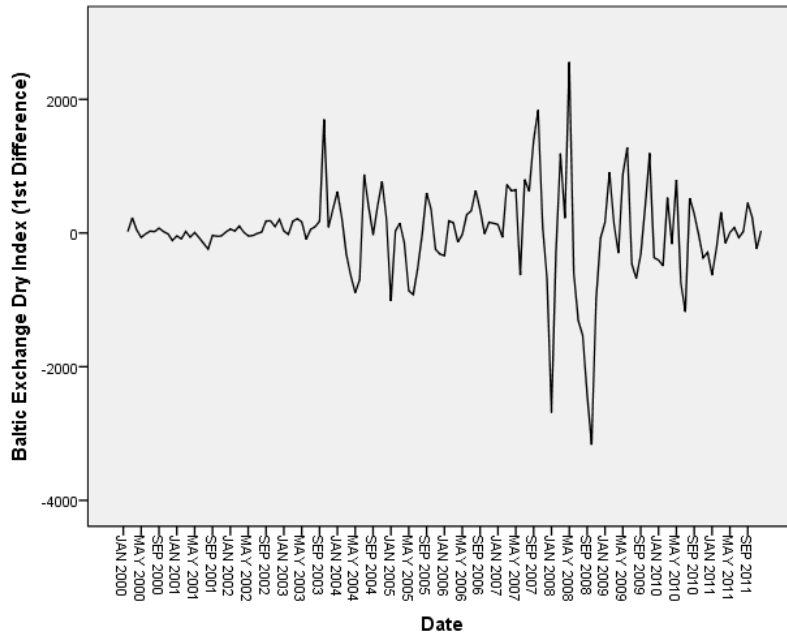
²⁴ Στους ελέγχους της μελέτης, θεωρήσαμε 12 τον αριθμό των υστερήσεων, δηλαδή ένα έτος αφού το δείγμα αφορά μηνιαίες τιμές του δείκτη BDI

Εικόνα 11 Η συνάρτηση ACF για τον δείκτη BDI



Σύμφωνα με τη μέθοδο των Box και Jenkins, θα πρέπει να αφαιρέσουμε την τάση από τη χρονοσειρά για να συνεχίσουμε τη μελέτη μας. Θα δημιουργήσουμε μια καινούρια μεταβλητή X_t με τιμές $X_t = Y_t - Y_{t-1}$. Θα έχουμε λοιπόν, την μεταβλητή της οποίας τα στοιχεία θα είναι οι διαφορές 1^{ης} τάξης της αρχικής μεταβλητής BDI. Η νέα μεταβλητή X_t θα περιέχει 143 τιμές και όπως φαίνεται στην γραφική αναπαράσταση της (Εικόνα 12) η αρχική τάση έχει αφαιρεθεί.

Εικόνα 12 Οι διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI



Πράγματι, επαναλαμβάνοντας τον έλεγχο Dickey-Fuller (Πίνακας 11) παρατηρούμε ότι οι διαφορές 1^{ης} τάξης του BDI είναι στάσιμη χρονοσειρά. Για την ακρίβεια, είναι στάσιμη χρονοσειρά σε επίπεδο σημαντικότητας 99%, κάτι που

υποδεικνύει το υψηλό επίπεδο σημαντικότητας, αν και αρκεί η στασιμότητα στο 95% διάστημα εμπιστοσύνης.

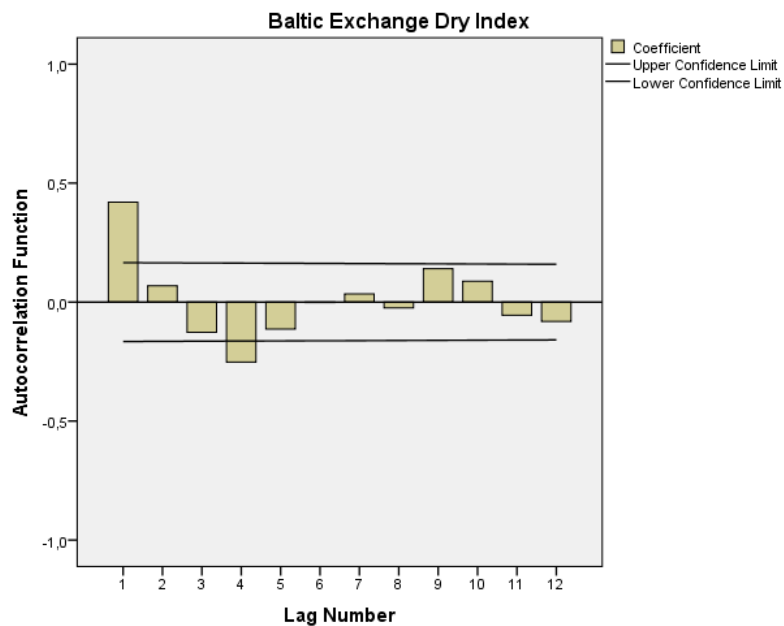
Πίνακας 11 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller για τις διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI

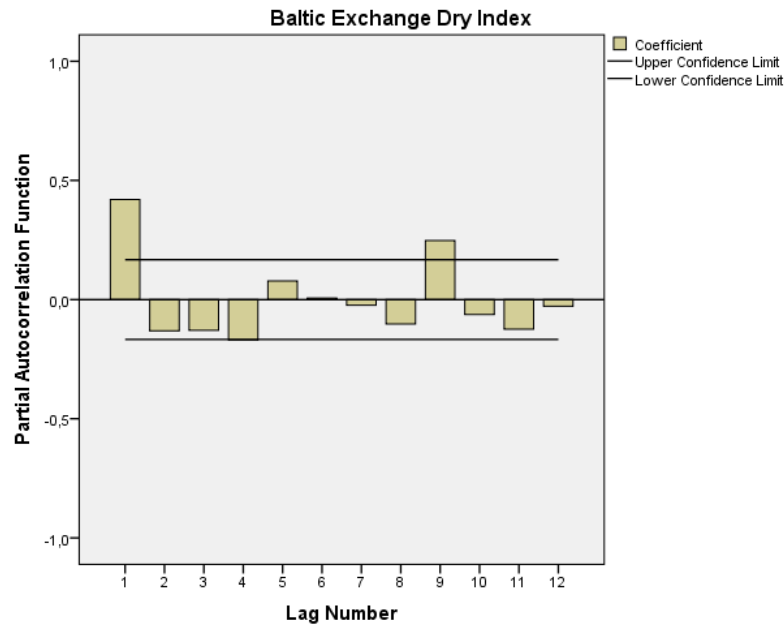
		Augmented Dickey Fuller Test		
t-statistic	p-value*	Test critical values		
		1% level	5% level	10% level
		-2.581349	-1.943090	-1.615220
BDI	-7.590029	stationary	stationary	stationary

***MacKinnon (1996) one-sided p-values**

Οι εικόνες 13 και 14 παρουσιάζουν τις συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης της χρονοσειράς αντίστοιχα. Επιβεβαιώνεται λοιπόν ότι η σειρά των διαφορών 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI είναι στάσιμη και έτσι μπορούμε να συνεχίσουμε τη μελέτη μας.

Εικόνα 13 Η συνάρτηση ACF για τις διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI



Εικόνα 14 Η συνάρτηση PACF για τις διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI

4.2 ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA

Έχοντας επιτύχει την στασιμότητα του δείγματος, συνεχίζουμε με την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου ARMA για τα δεδομένα. Όπως αναλύθηκε στο κεφάλαιο 3 αυτό θα πραγματοποιηθεί σε πρώτο στάδιο, με την εξέταση των διαγραμμάτων αυτοσυσχέτισης της καινούριας μεταβλητής X_t .

Παρατηρώντας την εικόνα 13, διαπιστώνουμε ότι οι αυτοσυσχετίσεις μειώνονται σημαντικά μετά από μια υστέρηση k , αλλά δεν αποκóπτονται. Παρόλο που μετά την υστέρηση k υπάρχουν τιμές του r_k μεγαλύτερες του ορίου $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$, αυτό δεν επηρεάζει τη μελέτη μας γιατί στο επίπεδο σημαντικότητας 5% τέτοιες αποκλίσεις είναι πιθανό να υπάρχουν. Όπως αναφέρει ο Cullinane το 1992 στο άρθρο του, «τέτοια φαινόμενα θα πρέπει να θεωρούνται ως εξαιρέσεις που επιβεβαιώνουν τον κανόνα» (Cullinane, 1992).

Συγκρίνοντας τον πίνακα 8 από το κεφάλαιο 3 με τα αποτελέσματα της εικόνας 13 μπορούμε να προσδιορίσουμε πιθανά κατάλληλα μοντέλα για τη χρονική σειρά που μελετάμε. Το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης (Εικόνα 13) δείχνει καθαρά ότι οι αυτοσυσχετίσεις του δείγματος δεν αποκóπτονται αλλά μειώνονται σταδιακά όσο

μεγαλώνει ο αριθμός των υστερήσεων k . Επομένως, απορρίπτουμε τα μοντέλα $MA(1)$ και $MA(q)$ τα οποία προϋποθέτουν αποκοπή των συσχετίσεων μετά από μια υστέρηση.

Σε αυτή τη στιγμή της μελέτης, δεν απορρίπτουμε κάποια άλλη μορφή του μοντέλου καθώς δεν μπορούμε να είμαστε βέβαιοι. Έτσι, μετά την παρατήρηση του διαγράμματος της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης των διαφορών BDI δεχόμαστε για περαιτέρω ανάλυση τα μοντέλα $AR(1)$, $AR(p)$, $ARMA(1,1)$ και $ARMA(p,q)$. Στο δεύτερο στάδιο, θα εξετάσουμε το διάγραμμα μερικής αυτοσυσχέτισης (Εικόνα 14) για να καταλήξουμε στο καταλληλότερο αυτοπαλινδρομο μοντέλο για τη μεταβλητή των διαφορών $1^{η}$ τάξης του δείκτη BDI .

Από την εικόνα 14 είναι εμφανές ότι οι τιμές r_{kk} αποκόπτουν εντός των ορίων $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ μετά από υστέρηση k . Συγκρίνοντας την παραπάνω διαπίστωση με τον πίνακα 9 του κεφαλαίου 3 απορρίπτουμε τα μοντέλα $ARMA(p,g)$ (συμπεριλαμβανομένου του $ARMA(1,1)$) και επιβεβαιώνεται η αρχική απόρριψη των $MA(q)$ και $MA(1)$. Επομένως, το ζεύγος των πιθανών μοντέλων είναι πλέον μόνο τα $AR(p)$ και $AR(1)$.

Παρατηρώντας ξανά την εικόνα 14 δεν μπορούμε να απαντήσουμε με βεβαιότητα στο ποια υστέρηση είναι το όριο αποκοπής των συσχετίσεων. Μετά την υστέρηση $k=1$ οι μερικές αυτοσυσχετίσεις φαίνεται να αποκόπτονται σημαντικά, όμως στην υστέρηση $k=4$ η τιμή του r_{kk} βρίσκεται οριακά εκτός του ορίου σημαντικότητας $-\frac{2}{\sqrt{n}}$. Επίσης, στην υστέρηση $K=9$ το r_{kk} είναι σημαντικά μεγαλύτερο από το $+\frac{2}{\sqrt{n}}$. Ως αποτέλεσμα, η καλύτερη επιλογή είναι να δεχθούμε και τα τρία μοντέλα, για $k=2$, $k=5$ και $k=10$ (όπου k είναι η υστέρηση στην οποία οι μερικές αυτοσυσχετίσεις αποκόπτονται από τα όρια σημαντικότητας $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$).

Από τη θεωρία του κεφαλαίου 3, γνωρίζουμε ότι το αυτοπαλινδρόμενο μοντέλο $AR(p)$ της συνάρτησης μερικής αυτοσυσχέτισης αποκόπτεται στην υστέρηση $p + 1$. Άρα, $k = p+1$ ή $p = k - 1$. Για $k=2$, $k=5$, $k=10$ θα έχουμε τα παρακάτω μοντέλα $AR(1)$, $AR(4)$ και $AR(9)$:

AR(1): $X_t = a_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$

Εξίσωση 35

AR(4): $X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + a_3 X_{t-3} + a_4 X_{t-4} + \varepsilon_t$

Εξίσωση 36

AR(9): $X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + a_3 X_{t-3} + a_4 X_{t-4} + a_5 X_{t-5} + a_6 X_{t-6} + a_7 X_{t-7} + a_8 X_{t-8} + a_9 X_{t-9} + \varepsilon_t$ **Εξίσωση 37**

όπου $t = 1, \dots, N$ και ε_t ο όρος του σφάλματος

Καταλήγοντας λοιπόν στα παραπάνω μοντέλα (Εξισώσεις 35, 36 και 37) που είναι κατάλληλα για τη χρονοσειρά που μελετάμε, θα πρέπει να εξετάσουμε οικονομετρικά, βασιζόμενοι στον έλεγχο Ljung-Box²⁵ καθώς και στις τιμές των υπολοίπων κάθε μοντέλου ARIMA(p,d,q), πιο έχει την καλύτερη εφαρμογή στα δεδομένα της διερεύνησής μας.

4.3 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΩΝ ΠΑΡΑΜΕΤΡΩΝ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA

Έχοντας κατασκευάσει τα μοντέλα (Εξισώσεις 1, 2, 3) το επόμενο βήμα είναι να υπολογίσουμε τους συντελεστές a_i για κάθε εξίσωση. Για αυτό το σκοπό θα χρησιμοποιήσουμε το πρόγραμμα στατιστικής ανάλυσης SPSS. Το SPSS δίνει την επιλογή της διαδικασίας ARIMA(p,d,q). Έτσι, θα πρέπει να ορίσουμε $p = 1$, $p = 3$ και $p = 9$, επαναλαμβάνοντας τη διαδικασία. Σε κάθε περίπτωση η μεταβλητή q είναι μηδέν όπως επίσης $d = 1$. Η μεταβλητή d δείχνει την τάξη ολοκλήρωσης της στάσιμης χρονοσειράς. Πράγματι, στάσιμη χρονοσειρά είναι οι διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI, έτσι χρησιμοποιώντας την αρχική μεταβλητή (μη-στάσιμη) του δείκτη BDI, θα πρέπει να ορίσουμε $d = 1$ που η σειρά γίνεται στάσιμη. Επομένως, η μεταβλητή p θα έχει την τιμή 1, 3, και 9, η μεταβλητή d την τιμή 1 και η μεταβλητή q την τιμή μηδέν.

Η διαδικασία που θα ακολουθήσει το πρόγραμμα SPSS για να υπολογίσει τους συντελεστές a_i είναι μέσω της εφαρμογής ενός μοντέλου παλινδρόμησης (μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, βλ. Παράγραφος 3.5), όπου X_t θα είναι η εξαρτημένη μεταβλητή, X_{t-i} οι ανεξάρτητες μεταβλητές και μηδέν ο σταθερός όρος. Στους πίνακες 12, 13 και 14 παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις των συντελεστών, το τυπικό σφάλμα

²⁵ Ο στατιστικός έλεγχος των Ljung-Box μελετά την αυτοσυσχέτιση των στοιχείων του συνολικού δείγματος, αντί να επαναλαμβάνει τον έλεγχο για κάθε υστέρηση (lag). Ο τύπος του ελέγχου είναι: $Q = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}$, όπου n το μέγεθος του δείγματος, $\hat{\rho}_k^2$ η αυτοσυσχέτιση για την υστέρηση k και h το πλήθος των υστερήσεων του ελέγχου. Η υπόθεση μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης μεταξύ των τιμών του δείγματος απορρίπτεται όταν $Q > \chi^2_{1-\alpha, h}$, όπου $\chi^2_{1-\alpha, h}$ η κατανομή χ^2 με h βαθμούς ελευθερίας (Ljung και λοιποί, 1978).

(Standard Error), ο έλεγχος t-statistic (t-statistic) και η σημαντικότητα του όρου (Significance) για τα μοντέλα AR(1), AR(4) και AR(9) αντίστοιχα.

Πίνακας 12 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(1,1,0)

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARIMA								
				Εκτίμηση	Τυπικό Σφάλμα	t-statistic	Σημαντικότητα	
Baltic Exchange Dry Index - AR(1) Model			AR(p)	α ₁	0,417	0,076	5,475	0,000
			Τάξη Ολοκλήρωσης		1			

Πίνακας 13 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(4,1,0)

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARIMA								
				Εκτίμηση	Τυπικό Σφάλμα	t-statistic	Σημαντικότητα	
Baltic Exchange Dry Index - AR(4) Model			AR(p)	α ₁	0,433	0,084	5,176	0,000
				α ₂	-0,080	0,091	-0,875	0,383
				α ₃	-0,051	0,091	-0,553	0,581
				α ₄	-0,165	0,084	-1,974	0,050
			Τάξη Ολοκλήρωσης		1			

Πίνακας 14 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(9,1,0)

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARIMA								
				Εκτίμηση	Τυπικό Σφάλμα	t-statistic	Σημαντικότητα	
Baltic Exchange Dry Index - AR(9) Model			AR(p)	α ₁	0,468	0,084	5,598	0,000
				α ₂	-0,076	0,091	-0,830	0,408
				α ₃	-0,044	0,092	-0,480	0,632
				α ₄	-0,238	0,092	-2,591	0,011
				α ₅	0,121	0,094	1,296	0,197
				α ₆	0,021	0,092	0,230	0,818
				α ₇	0,037	0,092	0,403	0,688
				α ₈	-0,204	0,092	-2,230	0,027
				α ₉	0,236	0,084	2,808	0,006
			Τάξη Ολοκλήρωσης		1			

Πίνακας 15 Στατιστικοί Έλεγχοι στα Μοντέλα ARIMA(p,d,q)

Model	Model Fit statistics		Ljung-Box Q(18)		
	Stationary R-squared	R-squared	Statistics	DF	Sig.
ARIMA(1,1,0)	0,176	0,924	27,128	17	0,056
ARIMA(4,1,0)	0,227	0,928	24,132	14	0,044
ARIMA(9,1,0)	0,287	0,934	11,923	9	0,218

Από τον πίνακα 15 παρατηρούμε τον συντελεστή σημαντικότητας R-squared. Για το μοντέλο ARIMA(1,1,0) ο συντελεστής έχει την τιμή $R^2 = 92.4\%$, για το μοντέλο ARIMA(4,1,0) την τιμή 92,8%, ενώ για το ARIMA(9,1,0) την τιμή 93,4%. Έτσι, αποδεικνύεται η καταλληλότητα των μοντέλων καθώς ο δείκτης αυτός (R-squared) υπολογίζει τον βαθμό που οι ανεξάρτητες μεταβλητές (π.χ. X_{t-1} , X_{t-2} , X_{t-3} , X_{t-4} , X_{t-5} , X_{t-6} , X_{t-7} , X_{t-8} , X_{t-9} για το μοντέλο ARIMA(9,1,0)) εξηγούν την εξαρτημένη μεταβλητή X_t .

Εφαρμόζοντας όμως τον έλεγχο Ljung-Box (Modified Box-Pierce), ο οποίος μελετά την αυτοσυσχέτιση των υπολοίπων κάθε μοντέλου, διαπιστώνουμε ότι η αυτοσυσχέτιση των υπολοίπων του μοντέλου ARIMA(9,1,0) είναι εκτός των ορίων σημαντικότητας 5%. Άρα το μοντέλο AR(9) φαίνεται πως δεν είναι το καταλληλότερο για την παλινδρόμηση των 1^{ων} διαφορών του δείκτη BDI. Όμως, για να είμαστε σίγουροι για την απόφαση απόρριψης μοντέλων θα πρέπει πρώτα να μελετήσουμε τους ελέγχους των υπολοίπων τους. Αντιθέτως, στα μοντέλα ARIMA(1,1,0) και ARIMA(4,1,0) μέσω του ελέγχου Ljung-Box απορρίπτεται η υπόθεση για αυτοσυσχέτιση μεταξύ των υπολοίπων. Ειδικότερα, το ARIMA(4,1,0) είναι εντός των ορίων σημαντικότητας 95% (πίνακας 15), ενώ το ARIMA(1,1,0) είναι ελάχιστα μεγαλύτερο από το επίπεδο 95% (πίνακας 15).

Στη συνέχεια, θα πρέπει να γίνει ο έλεγχος των υπολοίπων των μοντέλων, για να βρεθεί το καταλληλότερο μοντέλο στις τιμές του δείκτη BDI. Στον παρακάτω πίνακα (πίνακας 16) παρουσιάζονται η μέση τετραγωνική απόκλιση των υπολοίπων (Root Mean Square Error), ο μέσος όρος της απόλυτης τιμής των υπολοίπων (Mean Absolute Error) και το μέγιστο της απόλυτης τιμής των υπολοίπων (Maximum Absolute Error).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_i \varepsilon_i^2}{n}}$$

Εξίσωση 38

$$MAE = \frac{\sum_i |\varepsilon_i|}{n}$$

Εξίσωση 39

$$MAXAE = \max |\varepsilon_i|$$

Εξίσωση 40

όπου ε_i ο όρος των υπολοίπων, δηλαδή η διαφορά της πραγματικής τιμής της χρονοσειράς από την εκτιμώμενη τιμή του οικονομετρικού μοντέλου, για τις τιμές του δείγματος.

Πίνακας 16 Έλεγχος των υπολοίπων μοντέλων ARIMA

Έλεγχος υπολοίπων			
	ARIMA(1,1,0)	ARIMA(4,1,0)	ARIMA(9,1,0)
R² Στασιμότητας	0.176	0.227	0.287
R²	0.924	0.928	0.934
RMSE	627.445	614.446	600.805
MAE	400.763	395.520	374.004
MAXAE	2463.599	2404.566	2132.382

Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20

Τελικά, θα απορρίψουμε το μοντέλο ARIMA(9,1,0) διότι οι έλεγχοι του πίνακα 16 μας δείχνουν ότι είναι ανώφελο να χρησιμοποιήσουμε ένα μοντέλο που περιλαμβάνει 9 μεταβλητές, το οποίο αν και θα έπρεπε να είναι πιο αξιόπιστο από τα υπόλοιπα, παρουσιάζει σχεδόν όμοιες τιμές ελέγχων για τον όρο του σφάλματος, για την R²-στασιμότητα και το R². Αρκεί λοιπόν, η σύγκριση των μοντέλων ARIMA(1,1,0) και ARIMA(4,1,0) στις τιμές RMSE, MAE και MAXAE, για να καταλήξουμε στο τελικό μοντέλο. Παρόλο που οι τιμές των ελέγχων δεν διαφέρουν σημαντικά, το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο ARIMA(4,1,0) υπερτερεί σε όλους τους ελέγχους του παραπάνω πίνακα (πίνακας 16) με αποτέλεσμα να είναι αυτό που θα πρέπει να μελετηθεί εκτενώς, από τη στιγμή που οι τρεις παραπάνω μεταβλητές (από το μοντέλο ARIMA(1,1,0)) προσφέρουν επιπλέον αξιοπιστία.

Αντιλαμβανόμαστε ότι οι έλεγχοι των υπολοίπων έχουν μεγάλες τιμές, κάτι που δείχνει τη δυσκολία εφαρμογής του μοντέλου για εκτίμηση των μελλοντικών τιμών του δείκτη BDI. Το πρόβλημα αυτό θα μελετηθεί αναλυτικότερα σε επόμενη παράγραφο, θα γίνει προσπάθεια αιτιολόγησης αυτής της απόκλισης και θα δοθεί πιθανή λύση.

Συνεχίζοντας την εμπειρική ανάλυση, θα μελετήσουμε τους συντελεστές των υστερήσεων της μεταβλητής X_t , για να επιβεβαιώσουμε ότι το μοντέλο ARIMA(4,1,0) υπερτερεί του ARIMA(1,1,0) στη συγκεκριμένη οικονομετρική διερεύνηση. Αυτό θα

πραγματοποιηθεί από τους πίνακες 12 και 13. Στον πίνακα 12 η σημαντικότητα (95%) του συντελεστή α_1 είναι εμφανής. Από τον πίνακα 13 συμπεραίνουμε ότι εκτός από τον συντελεστή α_1 και ο συντελεστής α_4 είναι στατιστικά σημαντικός στο επίπεδο σημαντικότητας 95%, επομένως θα πρέπει να συμπεριληφθεί στο τελικό μοντέλο. Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί με το διάγραμμα της συνάρτησης μερικής αυτοσυσχέτισης (Εικόνα 14) από το οποίο είχαμε συμπεράνει ότι στις υστερήσεις 1, 4 και 9 οι διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση μεγαλύτερη του ορίου $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$ (95% επίπεδο σημαντικότητας).

Τελικά, το μοντέλο AR(4) είναι αυτό που εφαρμόζει καλύτερα στις τιμές της 1^{ης} τάξης ολοκληρώσιμης μεταβλητής BDI και έχει την εξής μορφή:

$$X_t = 0,433X_{t-1} - 0,08X_{t-2} - 0,051X_{t-3} - 0,165X_{t-4} + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 41}$$

Λόγω της μικρής τιμής των α_2 , α_3 καθώς και της σημαντικότητάς τους η οποία είναι μικρότερη του ορίου 95% (0,383 και 0,581 αντίστοιχα) μπορούμε να τις παραλείψουμε από το μοντέλο μας, ώστε να γίνει πιο απλό και να μην χρειάζονται τόσο πολύ υπολογισμοί, οι οποίοι εμποδίζουν τη μελέτη, είναι χρονοβόροι και βοηθούν ελάχιστα την αποδοτικότητα του. Επομένως το μοντέλο θα έχει την τελική μορφή:

$$X_t = 0,433X_{t-1} - 0,165X_{t-4} + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 42}$$

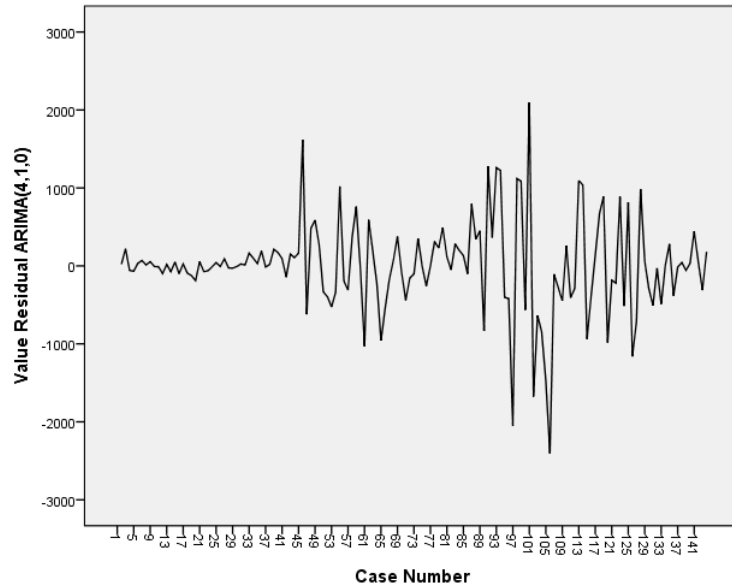
όπου ε_t είναι ο όρος του σφάλματος (υπολοίπων – residuals)

Στην παράγραφο 4.4, θα γίνει ο έλεγχος των υπολοίπων του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA, όπως προϋποθέτει η μέθοδος των Box και Jenkins.

4.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑΣ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA

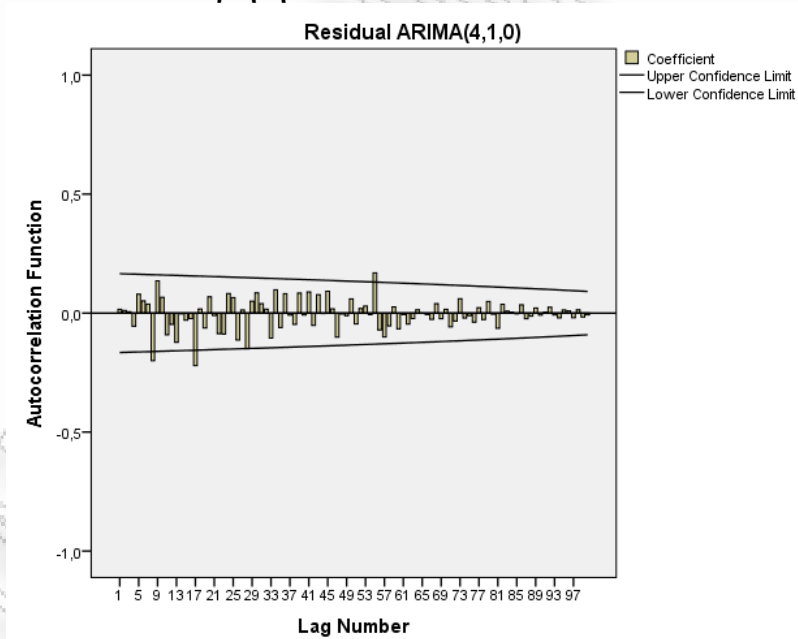
Το τελευταίο βήμα στη μέθοδο των Box και Jenkins είναι η μελέτη της ανεξαρτησίας των υπολοίπων του τελικού μοντέλου AR(4) και η κατανομή τους κοντά στο μηδέν. Διαγραμματικά τα υπόλοιπα του AR(4) απεικονίζονται στην εικόνα 15 και δηλώνουν ότι είναι ανεξάρτητα και δεν ακολουθούν κάποια τάση. Παρόλα αυτά, συνεχίζουμε με τους επόμενους ελέγχους για να διερευνήσουμε οικονομετρικά την συσχέτιση και την κατανομή τους.

Εικόνα 15 Γραφική αναπαράσταση των υπολοίπων του μοντέλου AR(4)

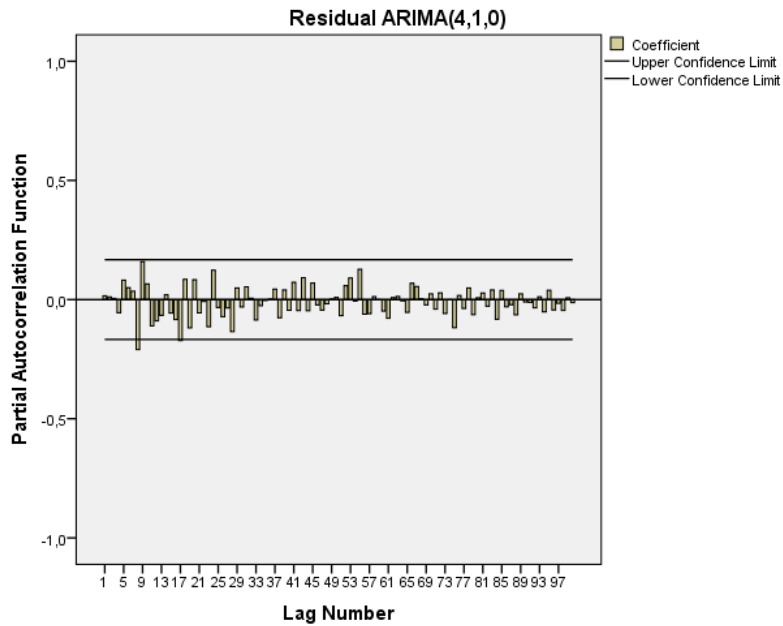


Ο έλεγχος της αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων για 100 υστερήσεις (lag = 100) μας δίνει τις επόμενες εικόνες (Εικόνες 16, 17).

Εικόνα 16 Συνάρτηση ACF των υπολοίπων

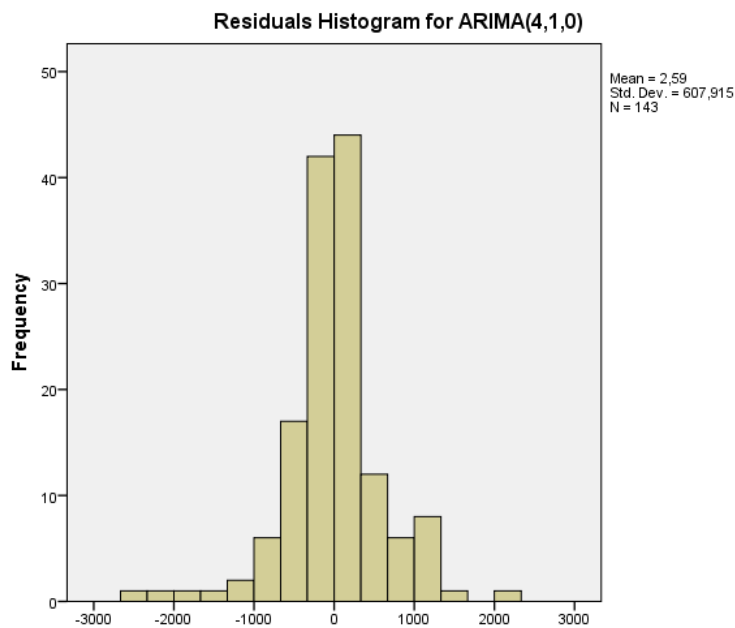


Εικόνα 17 Συνάρτηση PACF των υπολοίπων



Ορίσαμε τις υστερήσεις 100 ώστε να είναι εμφανής η συσχέτιση σε επίπεδο σημαντικότητας 95%. Πράγματι, τουλάχιστον το 95% των συσχετίσεων και μερικών συσχετίσεων είναι εντός του ορίου ελέγχου $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$. Με την εικόνα 18 επιβεβαιώνεται η κατανομή των υπολοίπων κοντά στο μηδέν όπου και αυτή είναι βασική προϋπόθεση της μεθόδου Box και Jenkins.

Εικόνα 18 Ιστόγραμμα των υπολοίπων



4.5 ΜΟΡΦΟΠΟΙΗΣΗ ΤΟΥ ΤΕΛΙΚΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARMA

Από τη στιγμή που το μοντέλο AR(4) (Εξίσωση 5) βασίζεται στις διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI, πριν χρησιμοποιηθεί για μελλοντικές προβλέψεις των τιμών του BDI, θα πρέπει να τροποποιηθεί ώστε η μελλοντικές εκτιμήσεις να αφορούν τις πραγματικές τιμές του δείκτη και όχι τις μηνιαίες αλλαγές του. Ο μετασχηματισμός θα γίνει αντικαθιστώντας το X_t με το $Y_t - Y_{t-1}$, όπου X_t ήταν οι διαφορές 1^{ης} τάξης του BDI ενώ Y_t είναι οι πραγματικές τιμές του.

Επομένως, η εξίσωση 42 είναι:

$$X_t = 0,433X_{t-1} - 0,165X_{t-4} + \varepsilon_t$$

Αντικαθιστώντας το $X_t = Y_t - Y_{t-1}$

$$Y_t - Y_{t-1} = 0,433(Y_{t-1} - Y_{t-2}) - 0,165(Y_{t-4} - Y_{t-5}) + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 43}$$

$$Y_t = 0,433Y_{t-1} - 0,433Y_{t-2} - 0,165Y_{t-4} + 0,165Y_{t-5} + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 44}$$

και το μοντέλο που έχει μεταβλητή τα πραγματικά στοιχεία του δείκτη BDI είναι:

$$Y_t = 1,433Y_{t-1} - 0,433Y_{t-2} - 0,165Y_{t-4} + 0,165Y_{t-5} + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 45}$$

όπου ε_t ο όρος του σφάλματος

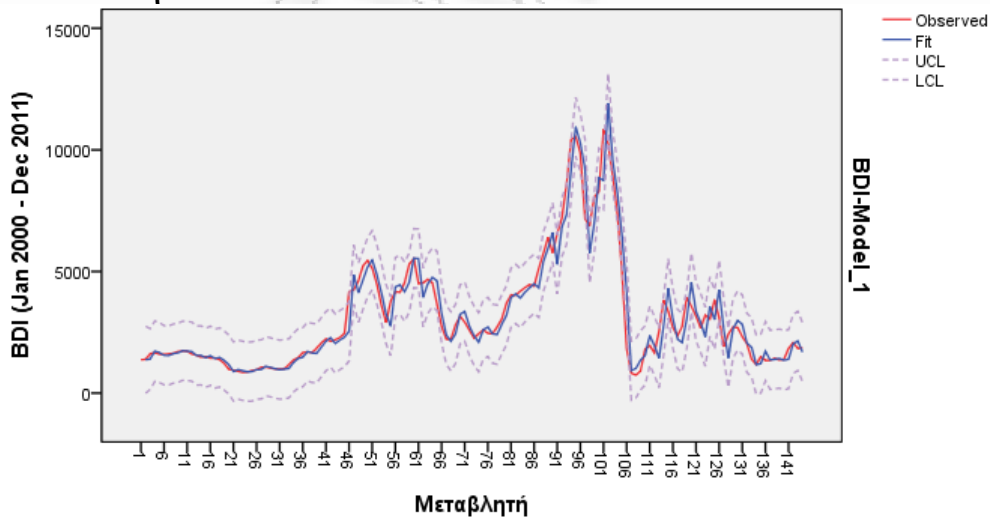
4.6 ΑΝΤΙΜΕΤΩΠΙΣΗ ΠΡΟΒΛΗΜΑΤΩΝ

Όπως αναφέρθηκε σε προηγούμενη παράγραφο, σε όλα τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα για τις τιμές του δείκτη BDI τη χρονική περίοδο Ιανουάριος 2000 ως Δεκέμβριος 2011 ο όρος των υπολοίπων αποκτά πολύ μεγάλες τιμές. Πιο συγκεκριμένα, ο μέσος όρος της απόλυτης τιμής του σφάλματος (RMSE) στο μοντέλο ARIMA(4,1,0) είναι 395,520 δηλαδή κατά μέσο όρο η εκτιμώμενες τιμές διαφέρουν κατά περίπου 395 μονάδες δείκτη από τις πραγματικές τιμές της χρονοσειράς. Ομοίως, η μέγιστη απόκλιση (MAXAE) είναι 2404,566 δηλαδή σε κάποια χρονική στιγμή η εκτιμώμενη τιμή αποκλίνει κατά περίπου 2.404 μονάδες από την πραγματική τιμή. Αντιλαμβανόμαστε ότι οι τιμές των υπολοίπων παρουσιάζουν αρκετά σημαντική

απόκλιση από τις πραγματικές τιμές. Ειδικότερα στη μελέτη αυτή, όπου η χρονοσειρά δεδομένων αφορά τιμές του γενικού δείκτη χύδην ξηρών φορτίων (BDI) είναι προφανές ότι τόσο σημαντικές τιμές των υπολοίπων δίνουν ανακριβή αποτελέσματα και κατ' επέκταση εντελώς διαφορετική άποψη όσον αφορά την διακύμανση των ναύλων.

Παρόλα αυτά, το πρόβλημα που δημιουργείται μπορεί να αιτιολογηθεί. Γνωρίζουμε ότι, τα αυτοπαλίνδρομα μοντέλα δεν μπορούν να προβλέψουν τις απότομες και μεγάλες διακυμάνσεις των χρονοσειρών. Στη συγκεκριμένη μελέτη, ο δείκτης BDI παρουσιάζει απότομη ανοδική πορεία και έπειτα πτωτική εντός δύο ετών, τη χρονική περίοδο 2006-2008. Κατά την περίοδο αυτή, η εκτιμώμενες τιμές επιδιώκουν να ακολουθήσουν τις πραγματικές τιμές της χρονοσειρές όμως υστερούν χρονικά καθώς οι μεταβολές είναι ραγδαίες με αποτέλεσμα να δημιουργούνται μεγάλες τιμές σφαλμάτων. Για να γίνει ευκολότερα κατανοητό δίνεται το παρακάτω γράφημα (Εικόνα 19) το οποίο παρουσιάζει τη γραφική παράσταση των πραγματικών και των εκτιμώμενων τιμών από το μοντέλο ARIMA(4,1,0) του δείκτη BDI, όπου «Observed» οι πραγματικές τιμές του δείκτη, «Fit» οι εκτιμήτριες του μοντέλου ARIMA και, «UCL» και «LCL» το ανώτατο και κατώτατο σημείο του διαστήματος εμπιστοσύνης 95% αντίστοιχα.

Εικόνα 19 Γραφική παράσταση πραγματικών και εκτιμήσεων του δείκτη BDI

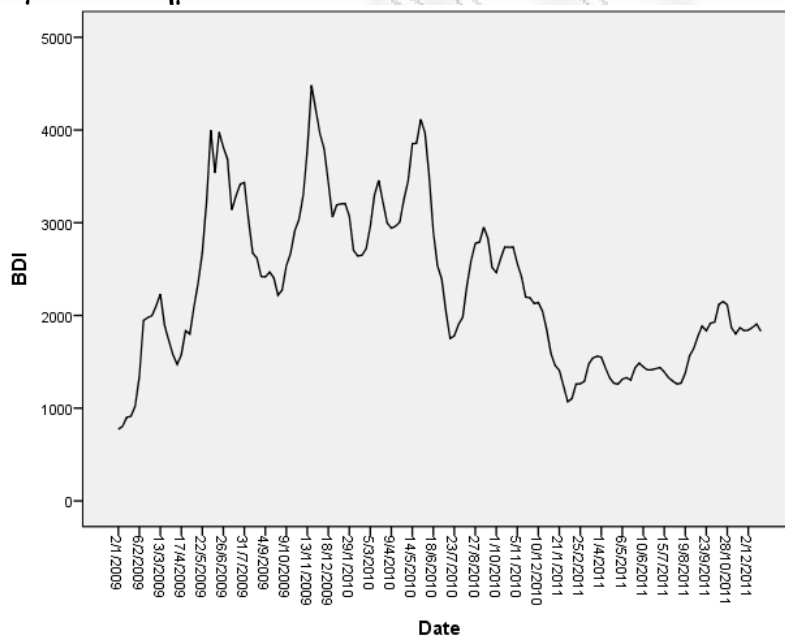


Η εικόνα των γραφημάτων (Εικόνα 19) αποδεικνύει την παραπάνω υπόθεση. Την περίοδο 2006-2008 όπου εμφανίζονται η χαμηλότερη και οι δύο υψηλότερες τιμές του δείκτη, οι εκτιμήτριες (Fit) παρουσιάζουν τις μεγαλύτερες αποκλίσεις. Αρχικά, μέχρι την μεταβλητή 46, οι διαφορές των εκτιμήσεων από τις πραγματικές τιμές της

χρονοσειράς είναι πολύ μικρές ενώ στη συνέχεια όσο αυξάνεται η μεταβλητότητα του δείκτη τόσο αυξάνονται και τα υπόλοιπα-διαφορές.

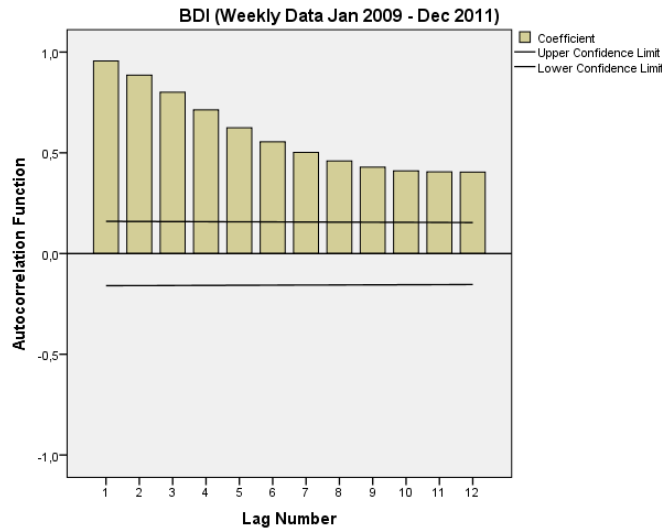
Βασιζόμενοι στη μελέτη του Cullinane το 1992 (Cullinane, 1992), ο οποίος χρησιμοποιεί τις ημερήσιες τιμές του πιο πρόσφατου έτους του δείκτη BFI για να προβλέψει μέσω του μοντέλου ARIMA τις τιμές του δείκτη για την επόμενη χρονιά, θα ακολουθήσουμε την ίδια διαδικασία με δεδομένα τις εβδομαδιαίες τιμές του δείκτη BDI για την περίοδο των ετών 2009 μέχρι 2011. Η μεταβλητή προς διερεύνηση λοιπόν, περιέχει 154 τιμές, αρχίζοντας από τις 2 Ιανουαρίου 2009 μέχρι τις 23 Δεκεμβρίου 2011. Ο λόγος που δεν θα προχωρήσουμε στη διερεύνηση με τις μηνιαίες τιμές είναι ότι για την περίοδο δύο ετών θα έχουμε συνολικά 24 τιμές του δείκτη, κάτι που δεν είναι αρκετό για να καταλήξουμε σε ένα αξιόπιστο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο ARIMA.

Εικόνα 20 Εβδομαδιαίες τιμές του δείκτη BDI για το διάστημα 2009-2011



Τα παραπάνω διάγραμμα (Εικόνα 11) παρουσιάζει τη διακύμανση του δείκτη BDI τη χρονική περίοδο που θα μελετήσουμε. Εφαρμόζουμε ακριβώς την ίδια μέθοδο (Box και Jenkins) όπως και προηγουμένως, έτσι θα παρουσιάσουμε συνοπτικά τα καινούρια αποτελέσματα. Αρχικά, με τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey και Fuller (Πίνακας 17) διαπιστώνουμε ότι η χρονοσειρά είναι μη-στάσιμη (επιβεβαιώνεται και από την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης ACF, Εικόνα 21), ενώ είναι στάσιμη στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης στο επίπεδο σημαντικότητας 95%.

Εικόνα 21 Η συνάρτηση ACF

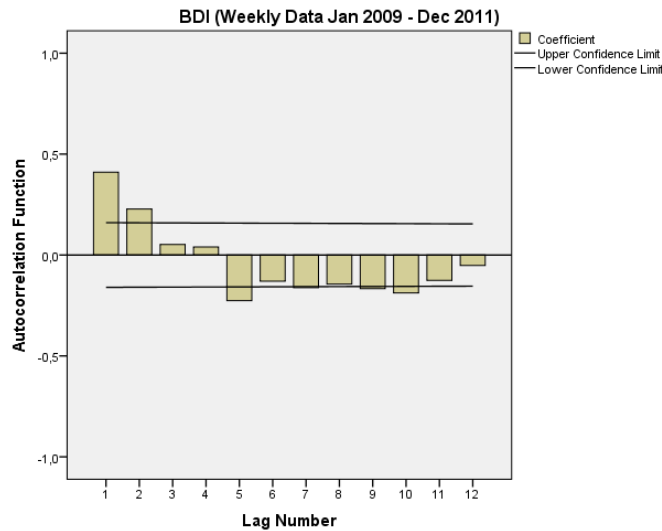


Πίνακας 17 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller για τις διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI

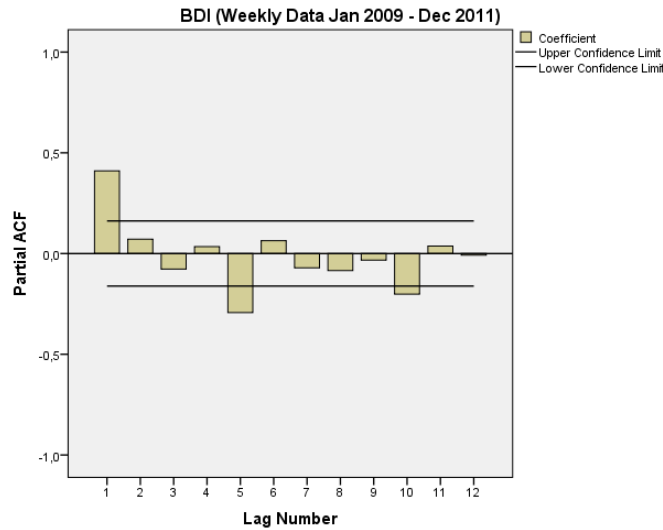
Augmented Dickey Fuller Test					
	t-statistic	P-value*	Test critical values		
			1% level	5% level	10% level
			-2.580681	-1.942996	-1.615279
BDI (αρχικές τιμές)	-0,809853	0,3636	non-stationary	non-stationary	non-stationary
BDI (Διαφορές 1^{ης} τάξης)	-7,630278	0,0000	stationary	stationary	stationary

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Εικόνα 22 Η συνάρτηση ACF για τις διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI



Εικόνα 23 Η συνάρτηση PACF για τις διαφορές 1^{ης} τάξης του δείκτη BDI



Μέσω της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (Εικόνα 22) και μερικής αυτοσυσχέτισης (Εικόνα 23) καταλήγουμε στα μοντέλα $ARIMA(1,1,0)$, $ARIMA(5,1,0)$ και $ARIMA(10,1,0)$ να είναι τα καταλληλότερα για τη συνέχιση της διερεύνησης.

Κατά το επόμενο στάδιο της διερεύνησης απομένει να καταλήξουμε στο καταλληλότερο μοντέλο $ARIMA$. Για το σκοπό αυτό, ελέγχουμε την στασιμότητα, την εφαρμογή των μοντέλων στη δεδομένη χρονοσειρά (Πίνακας 18) και τις τιμές του όρου των υπολοίπων (Πίνακας 19).

Πίνακας 18 Στατιστικοί Έλεγχοι στα Μοντέλα $ARIMA(p,d,q)$

Model	Model Fit statistics		Ljung-Box Q(18)		
	Stationary R-squared	R-squared	Statistics	DF	Sig.
$ARIMA(1,1,0)$	0,168	0,944	31,058	17	0,020
$ARIMA(5,1,0)$	0,248	0,950	17,442	13	0,180
$ARIMA(10,1,0)$	0,291	0,953	7,004	8	0,536

Από τον πίνακα 18 προκύπτει ότι ίσως το μοντέλο $ARIMA(10,1,0)$ δεν είναι κατάλληλο λόγω της στατιστικά σημαντικής (συγκριτικά με διάστημα εμπιστοσύνης 95%) αυτοσυσχέτισης που παρουσιάζουν τα υπόλοιπα του. Παρόλα αυτά, δεν μπορούμε να απορρίψουμε το μοντέλο $ARIMA(10,1,0)$ αυτή τη στιγμή, έτσι θα προχωρήσουμε με τον έλεγχο των υπολοίπων (Armstrong και λοιποί, 1992), όπου θα λάβουμε πιο σαφή συμπεράσματα.

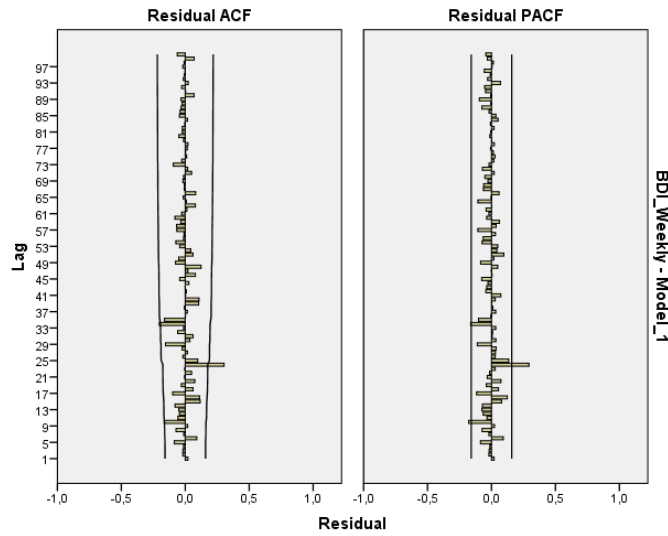
Πίνακας 19 Έλεγχος των υπολοίπων μοντέλων ARIMA

Έλεγχος υπολοίπων			
	ARIMA(1,1,0)	ARIMA(5,1,0)	ARIMA(10,1,0)
R² Στασιμότητας	0,168	0,248	0,291
R²	0,944	0,950	0,953
RMSE	200,092	192,769	190,445
MAE	141,509	135,876	131,235
MAXAE	775,657	739,095	698,156

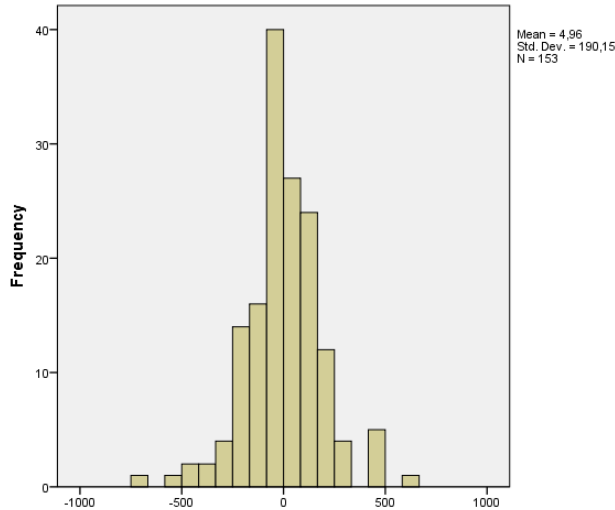
Ελέγχοντας τις τιμές RMSE, MAE και MAXAE για τα υπόλοιπα των τριών μοντέλων, όπως παρουσιάζονται στον πίνακα 19, παρατηρούμε ότι οι τιμές τους για τα διάφορα μοντέλα ARIMA δεν έχουν μεγάλες διαφορές, όμως το μοντέλο ARIMA(5,1,0) έχει εμφανώς καλύτερο δείκτη στασιμότητας R² με αποτέλεσμα να δεχθούμε το μοντέλο αυτό ως το καταλληλότερο για τη δεδομένη χρονοσειρά. Η μεγαλύτερες τιμές των υπολοίπων σε συνδυασμό με τις μικρότερες τιμές R²-στασιμότητας και R² στο μοντέλο ARIMA(1,1,0) μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι μειονεκτεί σε σχέση με το ARIMA(5,1,0), ενώ όσον αφορά το μοντέλο ARIMA(10,1,0) ενώ κατά τους ελέγχους αποδεικνύεται καλύτερο, δεν είναι συμφέρον να συμπεριλαμβάνονται 10 μεταβλητές ($X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-10}$) στο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο γιατί αυξάνεται το κόστος υπολογισμών και η διαδικασία γίνεται χρονοβόρα.

Η περαιτέρω μελέτη των υπολοίπων αποκλειστικά για το μοντέλο ARIMA(5,1,0) επιβεβαιώνει την μη αυτοσυσχέτιση τους και την κατανομή τους κοντά στο μηδέν. Οι παρακάτω γραφικές παραστάσεις των συναρτήσεων (Εικόνα 14, 15) παρουσιάζουν τα αποτελέσματα.

Εικόνα 24 Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων Αυτοσυσχέτισης και Μερικής Αυτοσυσχέτισης



Εικόνα 25 Ιστόγραμμα των υπολοίπων



Η χρησιμότητα και η αναγκαιότητα της επανάληψης της διαδικασίας εύρεσης του κατάλληλου αυτοπαλινδρόμενου μοντέλου ARIMA με δεδομένες τις εβδομαδιαίες τιμές του δείκτη BDI για την χρονική περίοδο 2009-2011 αποτυπώνεται στην παρακάτω διαπίστωση.

Διαπιστώνουμε την μεγάλη διαφορά μεταξύ των ελέγχων για τα υπόλοιπα από το μοντέλο ARIMA στις τιμές του δείκτη BDI για το διάστημα 2000-2011(Πίνακας 16) και των ελέγχων για τα υπόλοιπα από το μοντέλο ARIMA στις τιμές του δείκτη BDI για το διάστημα 2009-2011(Πίνακας 19). Στην δεύτερη μελέτη, η μέση τετραγωνική απόκλιση (Root Mean Square Error) είναι 200,092, ο μέσος όρος της απόλυτης τιμής

(Mean Absolute Error) 141,509 και το μέγιστο της απόλυτης τιμής του σφάλματος (Maximum Absolute Error) 775,657. Διαπιστώνουμε λοιπόν ότι το δεύτερο μοντέλο, λαμβάνοντας δηλαδή μόνο τις τιμές του δείκτη BDI για την περίοδο 2009-2011 (εβδομαδιαίως) οι διαφορές των εκτιμητριών από τις πραγματικές τιμές της χρονοσειρές είναι πολύ μικρότερες απ' ότι εκείνες που προέκυψαν όταν μελετήσαμε τη χρονοσειρά για το διάστημα 2000-2011. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα το καινούριο μοντέλο που θα κατασκευάσουμε να είναι καταλληλότερο και πιο αξιόπιστο για μελλοντικές προβλέψεις των τιμών του δείκτη BDI.

Οι παράμετροι του ARIMA(5,1,0) (Πίνακας 20) μας οδηγούν στην κατασκευή του τελικού μοντέλου.

Πίνακας 20 Εκτίμηση συντελεστών ARIMA(5,1,0)

ΠΑΡΑΜΕΤΡΟΙ ΤΟΥ ΜΟΝΤΕΛΟΥ ARIMA							
				Εκτίμηση	Τυπικό Σφάλμα	t-statistic	Σημαντικότητα
Baltic Exchange Dry Index AR(5) Model (Ιαν 2009-Δεκ 2011)	AR(p)		α_1	0,398	0,079	5,065	0,000
			α_2	0,068	0,084	0,812	0,418
			α_3	-0,060	0,084	-0,715	0,476
			α_4	0,146	0,084	1,733	0,085
			α_5	-0,287	0,079	-3,657	0,000
		Τάξη Ολοκλήρωσης		1			

Οι συντελεστές α_2 και α_3 είναι στατιστικά μη σημαντικοί σε επίπεδο σημαντικότητας 95% ενώ ο συντελεστής α_4 είναι πολύ κοντά στο όριο σημαντικότητας. Έτσι λοιπόν, για την κατασκευή του μοντέλου αυτοπαλινδρόμησης θα χρησιμοποιήσουμε τους συντελεστές διαφορών του δείκτη BDI, α_1 , α_4 και α_5 . Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία που εφαρμόστηκε για την περίοδο Ιανουάριος 2000 ως Δεκέμβριος 2011 και αντικαθιστώντας τη μεταβλητή X_t , που αποτελεί τις διαφορές 1^{ης} τάξης της χρονοσειράς BDI, με το $Y_t - Y_{t-1}$ προκύπτει το μοντέλο:

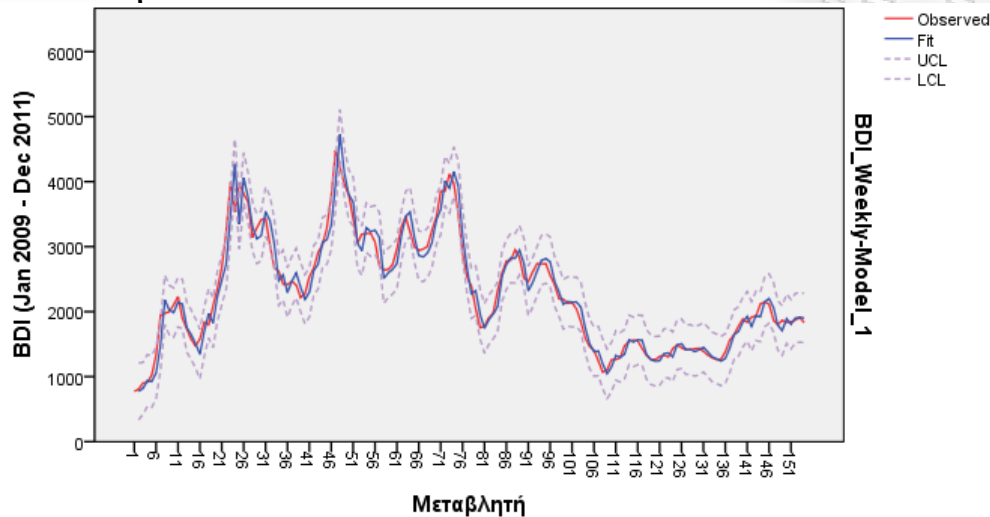
$$Y_t = 1.398Y_{t-1} - 0.398Y_{t-2} + 0.146Y_{t-4} - 0.433Y_{t-5} + 0.287Y_{t-6} + \varepsilon_t \quad \text{Εξίσωση 46}$$

όπου Y_t οι πραγματικές τιμές του δείκτη BDI για κάθε χρονική στιγμή t .

Τέλος, το επόμενο γράφημα (Εικόνα 26) παρουσιάζει τη γραφική παράσταση των πραγματικών και των εκτιμώμενων τιμών από το μοντέλο ARIMA(5,1,0) του δείκτη

BDI, όπου «Observed» οι πραγματικές τιμές του δείκτη, «Fit» οι εκτιμήτριες του μοντέλου ARIMA και, «UCL» και «LCL» το ανώτατο και κατώτατο σημείο του διαστήματος εμπιστοσύνης 95% αντίστοιχα.

Εικόνα 26 Γραφική παράσταση πραγματικών και εκτιμήσεων του δείκτη BDI



4.7 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ - ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΕΣ ΠΡΟΒΛΕΨΕΙΣ

Μέσω της μεθόδου οικονομετρικής διερεύνησης των Box και Jenkins πραγματοποιήθηκε η προσπάθεια εύρεσης ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου που εξηγεί τις διακυμάνσεις των τιμών του ναυλοδείκτη BDI. Ξεκινώντας, έχοντας ως δεδομένα τις μηνιαίες τιμές του δείκτη τη χρονική περίοδο 2000-2011 καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι η ραγδαία άνοδος της αγοράς το έτος 2006 και έπειτα η καθοδική πορεία των ναύλων το 2008, σε συνδυασμό με την έντονη μεταβλητότητα που παρουσιάστηκε το διάστημα μετά την ύφεση του 2008, στάθηκαν εμπόδιο στην εκτίμηση ενός αξιόπιστου μοντέλου ARIMA το οποίο θα μπορούσε να δώσει μια σαφή εικόνα της αγοράς στο μέλλον. Κάθε αυτοπαλίνδρομο μοντέλο αδυνατεί να εξηγήσει τις απότομες αλλαγές των τιμών της χρονοσειράς με αποτέλεσμα να οδηγεί σε μεγάλες τιμές σφάλματος περιορίζοντας την αποτελεσματικότητα του τελικού μοντέλου.

Στην προσπάθειά μας να βρούμε λύση στο πρόβλημα που δημιουργήθηκε, επαναλάβαμε τη διαδικασία αυτή τη φορά για τις εβδομαδιαίες τιμές του δείκτη BDI κατά την περίοδο 2009-2011. Έτσι, παρόλο που ο δείκτης αντιμετώπισε έντονη μεταβλητότητα εκείνο το διάστημα, το τελικό μοντέλο που κατασκευάσαμε είναι πιο

αξιόπιστο σε σχέση με το πρώτο μοντέλο, με τις εκτιμώμενες τιμές να έχουν μικρότερη διαφορά από τις πραγματικές, σε σχέση με το πρώτο μοντέλο.

Συνεχίζοντας θα προσπαθήσουμε να χρησιμοποιήσουμε την εξίσωση 46 ώστε να προβλέψουμε τις μελλοντικές τιμές του ναυλοδείκτη. Για το σκοπό αυτό, θα συγκρίνουμε τις εκτιμώμενες με τις πραγματικές τιμές. Στο μοντέλο που κατασκευάσαμε δόθηκαν τιμές της χρονοσειράς μέχρι το Δεκέμβριο του 2011, επομένως οι πραγματικές τιμές του δείκτη BDI από τον Ιανουάριο 2012 ως τον Ιούνιο 2012 θα χρησιμοποιηθούν για τη σύγκριση με τις εκτιμώμενες.

Από την ανάλυσή μας, προέκυψε ότι είναι ιδιαίτερα δύσκολο ως και ακατόρθωτο να εκτιμήσουμε τις μακροπρόθεσμες τιμές της χρονοσειράς. Η εξήγηση δίνεται από τους συντελεστές της εξίσωσης 46. Ο συντελεστής α_1 του Y_{t-1} είναι 1,398, μεγαλύτερος από όλους τους άλλους συντελεστές του μοντέλου. Επομένως, η τελευταία τιμή της σειράς συμβάλει περισσότερο από κάθε άλλη στον προσδιορισμό της επόμενης εκτιμώμενης τιμής. Με απλά λόγια, μια απότομη αλλαγή εντός μιας εβδομάδας δεν μπορεί να προβλεφθεί από το μοντέλο ARIMA. Επιπλέον, αν προσπαθήσουμε να προβλέψουμε μελλοντικές τιμές παίρνοντας κάθε φορά ως δεδομένα τις εκτιμήσεις του BDI και επαναλαμβάνοντας τη διαδικασία, θα διαπιστώσουμε ότι, όλες οι εκτιμήσεις αποκλίνουν ελάχιστα από την πρώτη εκτίμηση που υπολόγισε το μοντέλο. Για να έχουμε όσο το δυνατόν πιο αξιόπιστα αποτελέσματα θα πρέπει να εφαρμόσουμε το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο σε πραγματικές τιμές και όχι να προχωρούμε σε μακροχρόνιες προβλέψεις λαμβάνοντας ως δεδομένα εκτιμώμενες τιμές.

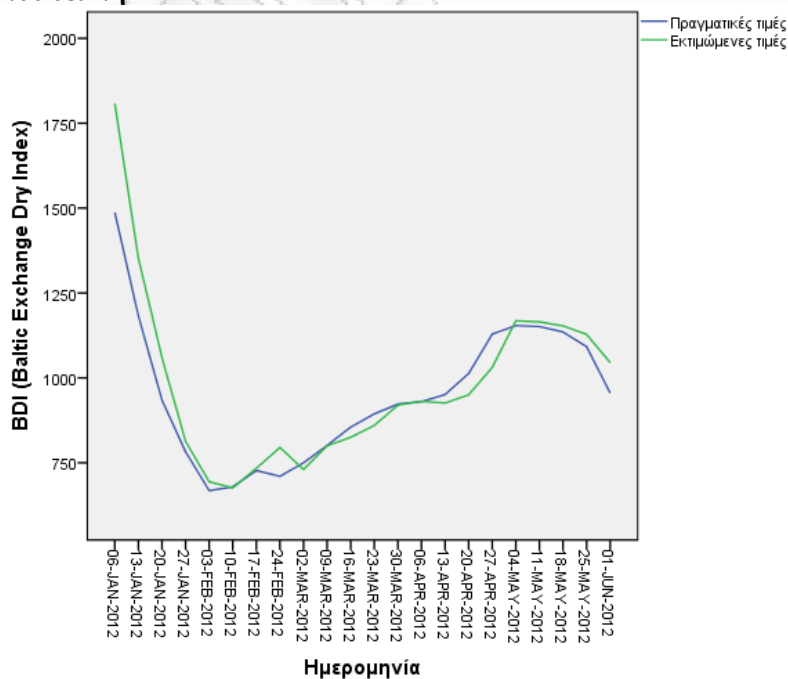
Στον επόμενο πίνακα (Πίνακας 21) παρουσιάζονται τα σφάλματα (υπόλοιπα - errors) των εκτιμώμενων με των πραγματικών τιμών του δείκτη BDI, για κάθε εβδομάδα από την πρώτη εβδομάδα του Ιανουαρίου 2012 ως την πρώτη εβδομάδα του Ιουνίου 2012. Συνολικά οι εκτιμήσεις έγιναν για 22 χρονικές στιγμές όπου ο μέσος όρος σφάλματος υπολογίστηκε 55, με ελάχιστη τιμή τη μονάδα και μέγιστη τιμή το 321. Η μέγιστη τιμή προέκυψε στις 6 Ιανουαρίου 2012 όπου η πραγματική τιμή του δείκτη ήταν 1487 μονάδες, μειωμένη κατά 342 μονάδες από τις 23 Δεκεμβρίου 2011. Μια τέτοια ραγδαία μεταβολή δεν μεταφράστηκε άμεσα σε μείωση της εκτιμώμενης τιμής, αλλά εκτιμήθηκε καλύτερα την επόμενη χρονική στιγμή στις 13 Ιανουαρίου 2012.

Πίνακας 21 Εκτιμώμενες και πραγματικές τιμές του δείκτη BDI

Ημερομηνία	Πραγματικές τιμές	Εκτιμώμενες τιμές	Υπόλοιπα (Απόλυτη τιμή)
6/1/2012	1487	1808	321
13/1/2012	1183	1353	170
20/1/2012	934	1059	125
27/1/2012	782	813	31
3/2/2012	668	694	26
10/2/2012	679	676	3
17/2/2012	727	734	7
24/2/2012	710	795	85
2/3/2012	750	730	20
9/3/2012	801	800	1
16/3/2012	855	825	30
23/3/2012	894	860	34
30/3/2012	923	920	3
6/4/2012	930	931	1
13/4/2012	951	926	25
20/4/2012	1013	950	63
27/4/2012	1129	1031	98
4/5/2012	1154	1168	14
11/5/2012	1151	1165	14
18/5/2012	1135	1153	18
25/5/2012	1092	1128	36
1/6/2012	955	1045	90

Η αξιοπιστία των εκτιμήσεων γίνεται ακόμα πιο εμφανής με την εικόνα της επόμενης σελίδας (Εικόνα 27) επιβεβαιώνοντας τον ισχυρισμό για τη χρησιμοποίηση του τελικού μοντέλου μόνο σε πραγματικές τιμές της χρονοσειράς.

Εικόνα 27 Γραφική παράσταση εκτιμώμενων και πραγματικών τιμών του δείκτη BDI



ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5^ο

ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕ ΤΗ ΜΕΘΟΔΟ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ

Στο κεφάλαιο αυτό, με τη χρησιμοποίηση της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα προσπαθήσουμε να κατασκευάσουμε ένα γραμμικό μοντέλο που θα περιέχει τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων (Secondhand Prices), το μίσθωμα της χρονοναύλωσης (Average T/C), τις τιμές των καινούριων παραγγελιών (NewBuilding Prices) και το ποσοστό της αλλαγής του τονάζ του παγκόσμιου στόλου (Fleet Growth %). Η εμπειρική ανάλυση θα γίνει ξεχωριστά για δύο τύπους πλοίων της χύδην φορτηγού ναυτιλίας, των τύπων Capesize (100.000+ DWT) και Panamax (60.000-99.999 DWT). Η μεταβλητή της τιμής μεταχειρισμένων πλοίων θα είναι η εξαρτημένη μεταβλητή της εξίσωσης, ενώ οι υπόλοιπες που αναφέρθηκαν παραπάνω θα είναι οι ανεξάρτητες μεταβλητές. Το τελικό μοντέλο θα έχει την παρακάτω μορφή :

$$\text{Secondhand Prices} = \alpha_1 * \text{Average T/C} + \alpha_2 * \text{NewBuilding Prices} + \alpha_3 * \text{Fleet Growth} + C \quad \text{Εξίσωση 47}$$

όπου C ο σταθερός όρος και $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ οι συντελεστές των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Ο απώτερος σκοπός δεν είναι η προσπάθεια εκτίμησης των μελλοντικών τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων αλλά η εύρεση της συσχέτισης των μεταβλητών και ο υπολογισμός της συνεισφοράς τους στη διαμόρφωση της αξίας των μεταχειρισμένων πλοίων. Αν και θα αποδειχθεί στη συνέχεια μέσω της εμπειρικής ανάλυσης, είναι γνωστό ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές της μελέτης επηρεάζουν τις διακυμάνσεις των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής και τις περισσότερες φορές εξηγούν τις αλλαγές των τιμών της.

Επιπλέον, στις παραγράφους 5.1.5 και 5.2.5 θα εξεταστεί η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών για τα πλοία τύπου Capesize και Panamax αντίστοιχα. Μέσω των αποτελεσμάτων τα γίνει ποιοτική ανάλυση της σχέσης μεταξύ κάθε ζεύγους μεταβλητών

Η ευφορία της ναυλαγοράς και τα υψηλότερα κέρδη που προκύπτουν από την αύξηση του δείκτη Average T/C οδηγούν τους πλοιοκτήτες στην υπερτίμηση της αξίας των πλοίων με αποτέλεσμα να ανεβάζουν τις απαιτήσεις τους για την πώληση του ήδη υπάρχοντος στόλου τους. Επιπρόσθετα, κατά την περίοδο που το χρηματικό ποσό μίσθωσης πλοίων είναι υψηλό, η κερδοφορία αυξάνεται και εφόσον ένα πλοίο έχει τη

δυνατότητα να «κερδίζει» περισσότερα χρήματα αυξάνεται και η αξία του κεφαλαίου του. Γνωρίζοντας πως σε μία παγκόσμια αγορά όπως αυτή των θαλάσσιων μεταφορών οι βασικοί παράγοντες των τιμών είναι η προσφορά και ζήτηση για θαλάσσια μεταφορά, αντιλαμβανόμαστε ότι με την αύξηση της ζήτησης (επομένως αύξηση των ναύλων), αυξάνεται και η ζήτηση για μεταχειρισμένα πλοία κάτι που βοηθά την απαίτηση των κατόχων τους για υψηλότερες τιμές.

Οι τιμές των νέων ναυπηγήσεων, επηρεασμένες και αυτές από την προσφορά και ζήτηση για καινούριες παραγγελίες πλοίων, συνεισφέρουν στις μεταβολές των τιμών των μεταχειρισμένων. Όταν υπάρχει ευφορία στην αγορά, οι επίδοξοι αγοραστές αναζητούν πλοία για να εκμεταλλευτούν άμεσα την αισιοδοξία της αγοράς και την αύξηση των ναύλων. Όταν οι τιμές των νέων παραγγελιών είναι χαμηλές ίσως προτιμήσουν την αγορά καινούριων πλοίων, όμως η παράδοσή τους γίνεται μετά από 1 ως 3 χρόνια (Γκιζιάκης και λοιποί, 2010, σελ. 216). Έτσι, στρέφονται στην αγορά μεταχειρισμένων τα οποία μπορούν να εκμεταλλευτούν άμεσα. Συμπερασματικά, η αύξηση (ή μείωση) των τιμών νέων ναυπηγήσεων οδηγεί σε αύξηση (ή μείωση) των τιμών των πλοίων μεγαλύτερης ηλικίας.

Τέλος, η εξέλιξη του παγκόσμιου τονάζ επηρεάζει με τη σειρά της τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων καθώς και την συνολική αγορά θαλάσσιων μεταφορών. Με τον όρο Fleet Growth % εννοούμε την ποσοστιαία μηνιαία αύξηση του στόλου για το συγκεκριμένο τύπο φορτηγού πλοίου. Για δεδομένη σταθερή ζήτηση θαλάσσιων υπηρεσιών, η αύξηση του στόλου έχει ως αποτέλεσμα την μείωση των ναύλων (στη συγκεκριμένη μελέτη Average T/C) και εν συνεχεία τη μείωση των τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων.

Χρησιμοποιώντας τις παραπάνω μεταβλητές και την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) θα μελετήσουμε οικονομετρικά τις χρονοσειρές και θα προσπαθήσουμε να εκτιμήσουμε το βαθμό επιρροής που ασκεί κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή στην εξαρτημένη, η οποία στη μελέτη αυτή θα είναι οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων.

Στο άρθρο των Tsolakis και λοιποί (2003), η μοντελοποίηση γίνεται για όλους τους τύπους πλοίων της ναυτιλίας, χύδην ξηρών και υγρών φορτίων. Στη δική μας μελέτη θα αναλύσουμε μόνο τους τύπους Capesize και Panamax, της ναυτιλίας χύδην ξηρών φορτίων, γιατί στους τύπους Supramax και Handysize η μεταβλητή Average T/C

έχει τιμές μετά το 2005 με αποτέλεσμα αφενός το δείγμα να είναι πολύ μικρότερο και αφετέρου να επηρεάζεται πολύ από την υπερβολική αύξηση των ναύλων την περίοδο 2007-2008. Η ακραία αλλαγή των ναυτιλιακών δεικτών δεν βοηθά την μοντελοποίηση καθώς δεν μπορεί να εφαρμοστεί ιδανικά κανένα μαθηματικό μοντέλο που να εξηγεί αυτού του είδους τις μεταβολές. Επομένως, μελετώντας μόνο τα πλοία χύδην ξηρών φορτίων τύπου Capesize και Panamax, η μεταβλητή Average T/C λαμβάνει τιμές από τον Μάιο του 1999, έτσι το δείγμα τιμών είναι μεγαλύτερο και επίσης αφορά ένα μεγάλο διάστημα περιόδων συμπεριλαμβανομένης της ανεξέλεγκτης κερδοφορίας του διαστήματος 2007-2008.

Όπως και για την μελέτη του 4^{ου} κεφαλαίου, οι δεδομένες τιμές των χρονοσειρών που μελετήθηκαν αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010 και για την οικονομετρική διερεύνηση χρησιμοποιήθηκαν τα προγράμματα στατιστικής ανάλυσης EViews7 (Enterprise Edition) και SPSS (IBM Statistics, Έκδοση 20). Όλοι οι παρακάτω πίνακες και γραφήματα προέρχονται από την επεξεργασία των δεδομένων από τον συγγραφέα.

5.1 ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ ΓΙΑ ΠΛΟΙΑ ΤΥΠΟΥ CAPE SIZE

Στο πρώτο μέρος της εμπειρικής ανάλυσης θα μελετήσουμε την συμπεριφορά των μεταβλητών που αναφέρθηκαν στις προηγούμενες παραγράφους για τον τύπο πλοίων Capesize της ναυτιλίας χύδην ξηρών φορτίων.

5.1.1 *ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ*

Στις εικόνες 28 έως 31 αναπαριστούνται γραφικά οι χρονοσειρές των μεταβλητών του δείγματος. Οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων Capesize (Secondhand Prices) (Εικόνα 28) αφορούν τις τιμές πλοίων 5 ετών, χωρητικότητας 180.000 DWT και υπολογίζονται σε εκατομμύρια αμερικάνικα δολάρια.

Το μίσθωμα της χρονοναύλωσης (Average T/C) (Εικόνα 29), είναι ο μέσος όρος του ποσού μίσθωσης για την χρονοναύλωση πλοίων Capesize. Παρέχεται από τον οίκο Baltic Exchange του Λονδίνου και υπολογίζεται από τον μέσο όρο τεσσάρων

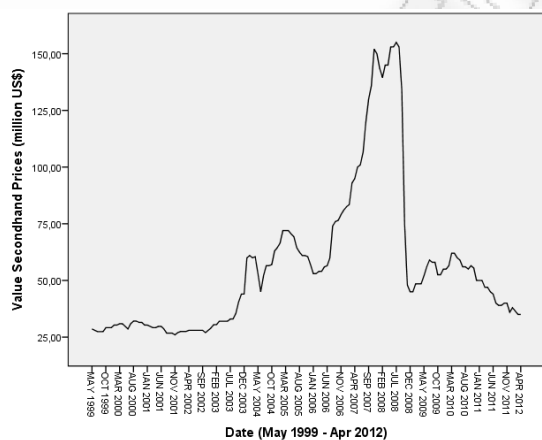
διαδρομών των Capesize πλοίων. Η μονάδα μέτρηση του Average T/C είναι αμερικάνικα δολάρια ανά ημέρα.

Η τιμές νεότευκτων πλοίων (NewBuilding Prices) (Εικόνα 30) τύπου Capesize, αφορούν τα χρηματικά ποσά που ζητούν τα ναυπηγεία για την κατασκευή των καινούριων πλοίων. Η μεταβλητή NewBuilding Prices αφορά πλοία μεγέθους 176.000-180.000 DWT και έχει μονάδα μέτρησης εκατομμύρια αμερικάνικα δολάρια.

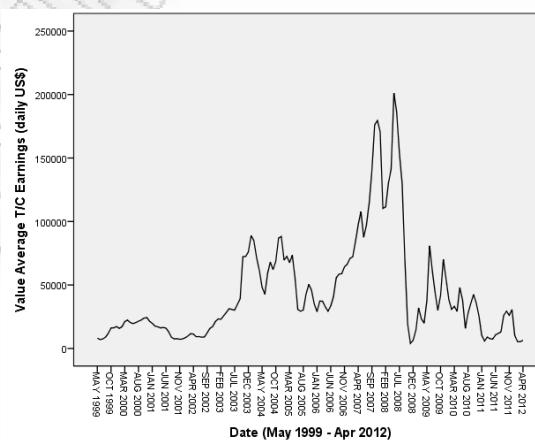
Η τελευταία μεταβλητή (Εικόνα 31), το ποσοστό της αλλαγής του παγκόσμιου τονάζ (Fleet Growth %) για πλοία τύπου Capesize, υπολογίζεται μέσω της ποσοστιαίας μεταβολής του στόλου (μετρημένος σε τόνους νεκρού βάρους - DWT) για κάθε μήνα. Η αύξηση της χωρητικότητας των Capesize πλοίων, αντικατοπτρίζει την προσφορά για θαλάσσιες υπηρεσίες, με αποτέλεσμα να οδηγεί σε μείωση των ναύλων και κατ' επέκταση των τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων, όταν υπερβαίνει τη ζήτηση για τις παρεχόμενες μεταφορικές υπηρεσίες.

Όλες οι μεταβλητές του δείγματος περιέχουν την μηνιαία εξέλιξη των τιμών τους, τη χρονική περίοδο Μάιος 1999 έως Απρίλιος 2012.

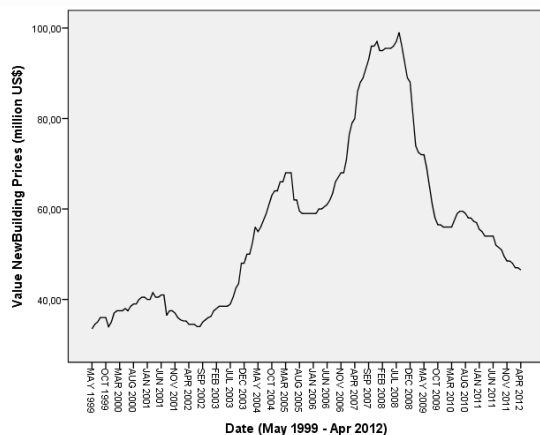
Εικόνα 28 Τιμές Capesize μεταχειρισμένων πλοίων



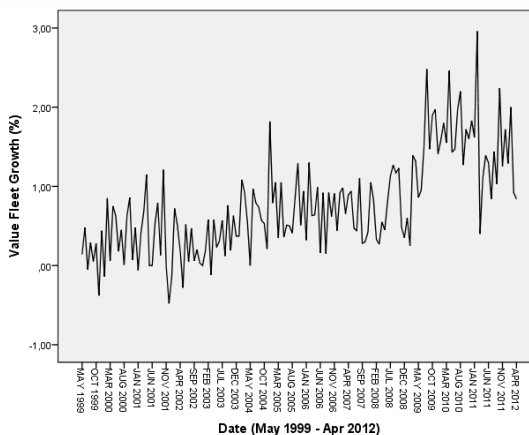
Εικόνα 29 Ποσό μίσθωσης Capesize Πλοίων



Εικόνα 30 Τιμές καινούριων Capesize πλοίων



Εικόνα 31 Αύξηση (%) στόλου των Capesize



Από τη διαγραμματική αναπαράσταση των μεταβλητών (Εικόνες 28-31) είναι εμφανής η συγγραμμικότητα των χρονοσειρών και η συσχέτιση τους στις διαφορετικές χρονικές περιόδους. Οι μεταβλητές Secondhand Prices, Average T/C και NewBuilding Prices δείχνουν πως συσχετίζονται άμεσα, ή αλλιώς με μηδενική χρονική υστέρηση (lag). Αντίθετα, η αύξηση της μεταβλητή Fleet Growth φαίνεται πως έπεται της αύξησης των άλλων μεταβλητών (ύπαρξη χρονικής υστέρησης - lag). Αναλυτικά, με βάση τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων, διακρίνουμε τις παρακάτω περιόδους, όπως φαίνονται στον πίνακα 22:

- Αύγουστος 2003 – Ιανουάριος 2006,
- Ιούνιος 2006 – Δεκέμβριος 2008
- Μάιος 2009 – Ιανουάριος 2011

Πίνακας 22 Συγγραμμικότητα των χρονοσειρών του δείγματος σε τρεις χρονικές περιόδους

Χρονικές Περίοδοι	Secondhand Prices	Average T/C	NewBuilding Prices	Fleet Growth (%)
Αύγουστος 2003 – Ιανουάριος 2006	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Μάιο του 2004, ανοδική πορεία στη συνέχεια και ύφεση από τον Μάρτιο του 2005 μέχρι τον Ιανουάριο του 2006	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Μάιο του 2004, ανοδική πορεία στη συνέχεια και ύφεση από τον Μάρτιο του 2005 μέχρι τον Αύγουστο του 2006	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Ιούνιο του 2005 μέχρι τον Αύγουστο του 2005	Από τον Φεβρουάριο του 2003 και ακόμα και έπειτα από τον Αύγουστο του 2006 παρατηρούμε αύξηση του μέσου όρου της ποσοστιαίας αύξησης του στόλου
Ιούνιος 2006 – Δεκέμβριος 2008	Αύξηση των τιμών μέχρι τον Μάιο του 2008 και έπειτα ραγδαία πτώση μέχρι τον Δεκέμβριο του 2008	Αύξηση (με εξαίρεση Δεκέμβριο 2007 - Μάρτιο 2008) μέχρι τον Μάιο 2008 και ραγδαία πτώση μέχρι τον Δεκέμβριο 2009	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Σεπτέμβριο του 2008 μέχρι τον Ιούνιο του 2011	Συνεχίζεται σε σταθερό επίπεδο η ποσοστιαία αύξηση του στόλου
Μάιος 2009 – Ιανουάριος 2011	Ανοδική πορεία αρχικά και μείωση μετά τον Ιούνιο του 2010	Έντονη μεταβλητότητα όμως καθοδική πορεία μετά τον Αύγουστο του 2009	Ανοδική πορεία αρχικά αλλά μείωση μετά τον Ιούνιο του 2010	Από τον Σεπτέμβριο του 2009 μέχρι τον Φεβρουάριο του 2011 ο μέσος όρος της ποσοστιαίας αύξησης του στόλου εκτοξεύεται στο επίπεδο του 1,8% ανά μήνα

5.1.2 ΛΟΓΑΡΙΘΜΙΣΗ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Σε πρώτο στάδιο, μετασχηματίσαμε τις μεταβλητές υπολογίζοντας τον φυσικό λογάριθμο ($\ln(x)$)²⁶ των τιμών τους. Ο μετασχηματισμός έγινε με σκοπό, πρώτον, την πιθανότητα σταθεροποίησης της μη-στάσιμης διακύμανσης των χρονοσειρών και δεύτερον, την παραγωγή σειρών με γραμμική τάση μέσω των αρχικών εκθετικών τάσεων (Tsolakis κ.ά., 2003).

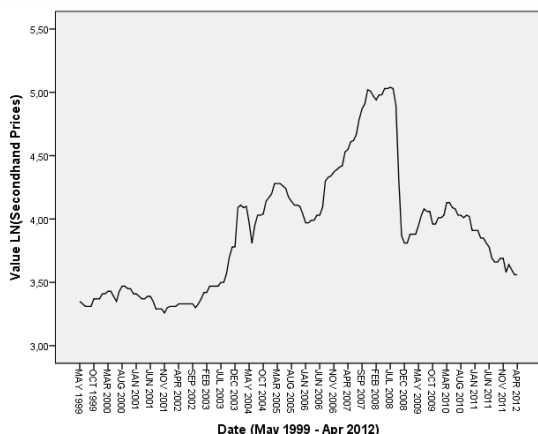
Μετά το μετασχηματισμό, θα έχουμε τις παρακάτω μεταβλητές:

- $\ln(\text{Secondhand Prices})$
- $\ln(\text{Average T/C})$
- $\ln(\text{NewBuilding Prices})$
- $\ln(\text{Fleet Growth } \%)$

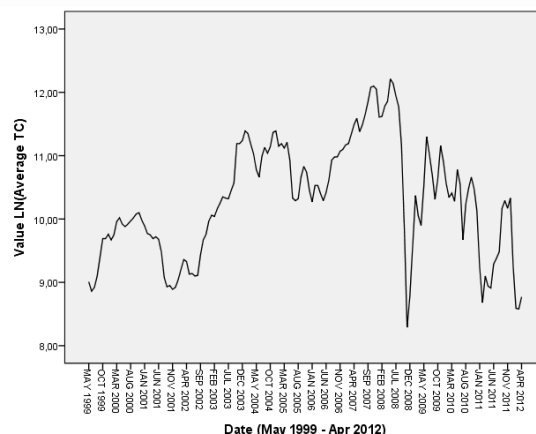
Η διαγραμματική απεικόνιση των καινούριων μεταβλητών παρουσιάζεται στις εικόνες 32 έως 35.

²⁶ $\ln(x)=\log_e(x)$ όπου $e = 2,718281828$

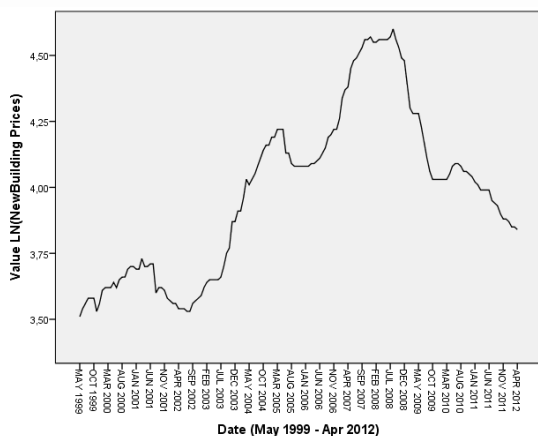
Εικόνα 32 Ln(Secondhand Prices)



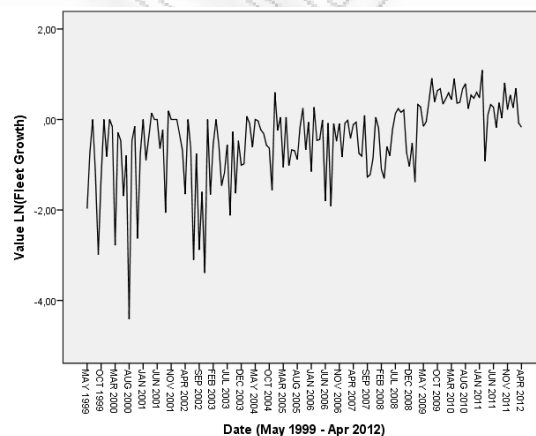
Εικόνα 33 Ln(Average T/C)



Εικόνα 34 Ln(NewBuilding Prices)



Εικόνα 35 Ln(Fleet Growth %)



5.1.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Αφού μετασηματίσαμε τις μεταβλητές με τον φυσικό λογάριθμο, συνεχίζουμε με τον έλεγχο στασιμότητας των χρονοσειρών. Για να εξετάσουμε τη στασιμότητα και την τάξη ολοκλήρωσης που οι χρονοσειρές γίνονται στάσιμες χρησιμοποιήσαμε τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey και Fuller (Dickey κ.ά., 1981), τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στον πίνακα 23.

Παρατηρούμε ότι οι στάσιμες χρονοσειρές δεν έχουν όλες τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης. Η μεταβλητή των τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize είναι στάσιμη στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης (I(1)), το ποσό μίσθωσης είναι στάσιμο στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης (I(1)), οι τιμές νέων ναυπηγήσεων είναι στάσιμες στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης (I(1)), όμως η ποσοστιαία μεταβολή της χωρητικότητας του στόλου των Capesize πλοίων είναι στάσιμη στη μηδενική τάξη ολοκλήρωσης (I(0)).

Πίνακας 23 Αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey και Fuller (ADF)

Μεταβλητή	Αρχικό επίπεδο	Στασιμότητα	Ολοκλήρωση 1 ^{ης} τάξης	Στασιμότητα	MacKinnon τιμές ελέγχου		
Ln(Seconhand Prices)	-0.089930	OXI	-7,429645	NAI	1%	5%	10%
Ln(Average TC Earnings)	-0.238370	OXI	-0,238370	NAI	-2,580065	-1,942910	-1,615334
Ln(NewBuilding Prices)	0.240426	OXI	-5,406311	NAI			
Ln(Fleet Growth)	-3.137600	NAI	-25,05413	NAI			

Ο έλεγχος ADF πραγματοποιήθηκε χωρίς τον σταθερό όρο και την τάση

Στην παράγραφο 3.4 του κεφαλαίου 3 αναφέραμε ότι η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (OLS) μπορεί να εφαρμοστεί μόνο σε χρονοσειρές στάσιμες στον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης. Ο τρόπος για να ξεπεραστεί αυτό το εμπόδιο είναι να εξετάσουμε την συνολοκλήρωση των χρονοσειρών και αν αποδειχθεί ότι υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ τους τότε μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο OLS σε σειρές με διαφορετική τάξη ολοκλήρωσης (Tsolakis και λοιποί, 2006).

5.1.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης έγινε για υστερήσεις από 1 έως 12, συνυπολογίζοντας τον σταθερό όρο και την τάση. Όπως φαίνεται από τον πίνακα 24, η υπόθεση για μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ της μεταβλητής των τιμών μεταχειρισμένων πλοίων και των υπόλοιπων μεταβλητών απορρίπτεται. Το στατιστικό ίχνος υπολογίστηκε 69,49660 και είναι μεγαλύτερο της κριτικής τιμής του ελέγχου Johansen 63,87610 στο 5% επίπεδο σημαντικότητας. Επιπρόσθετα, ο συντελεστής συνολοκλήρωσης της τάσης είναι μη σημαντικός άρα καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι έχει αφαιρεθεί πλήρως η τάση μεταξύ των χρονοσειρών, και υπάρχει μια ισχυρή μακροχρόνια συσχέτιση μεταξύ των σειρών.

Πίνακας 24 Αποτελέσματα ελέγχου Συνολοκλήρωσης Johansen

Σειρές: Ln(Secondhand Prices) Ln(Average TC) Ln(NewBuilding Prices) Ln(Fleet Growth)				
Υστερήσεις (στις διαφορές 1 ^{ης} τάξης) : 1 έως 12				
Υπόθεση				
Αριθμός Συνολοκληρώσεων	Στατιστικό Ίχνος	Τιμή ελέγχου 5%	Πιθανότητα	
Μηδέν	69.49660	63.87610	0.0156	
Εξισώσεις Συνολοκλήρωσης	Σύνδεση Πιθανότητας (Log likelihood)	249.7529		
Κανονικοποιημένοι συντελεστές συνολοκλήρωσης (Τυπικό Σφάλμα εντός παρένθεσης)				
Ln(Secondhand Prices)	Ln(Average TC)	Ln(NewBuilding Prices)	Ln(Fleet Growth)	@ Τάση
1.000000	-2.667520	-0.039381	0.117412	-0.000469
	(0.79043)	(0.22790)	(0.17241)	(0.00034)
p-values MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				

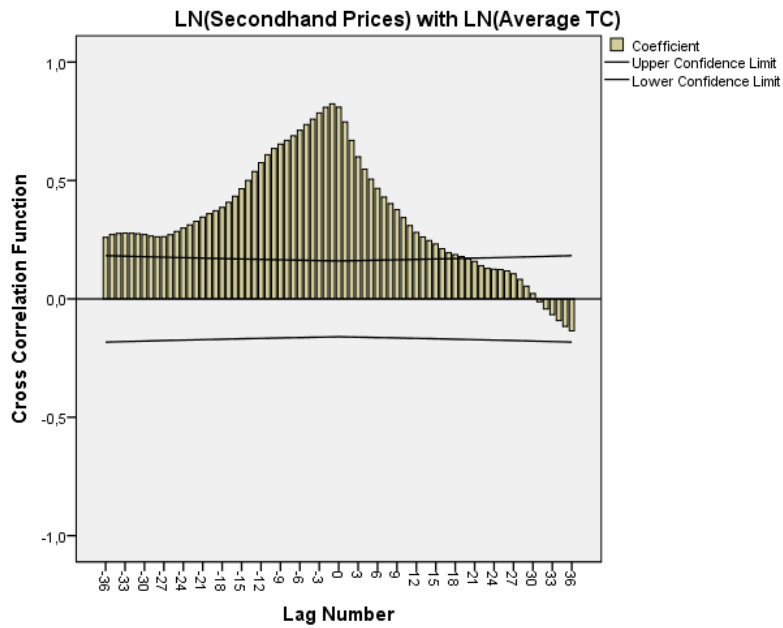
5.1.5 ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Η παράγραφος αυτή δεν αποτελεί κομμάτι του τρόπου διεξαγωγής της ανάλυσης μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων, παρόλα αυτά θεωρούμε πως είναι πολύ σημαντικό να γνωρίζουμε ποιες μεταβλητές συσχετίζονται την ίδια χρονική στιγμή ή μετά από συγκεκριμένη υστέρηση (μήνες) *k*. Έτσι, θα εξετάσουμε τη συσχέτιση (Cross Correlation²⁷) των μεταβλητών της ανάλυσης με σκοπό να καταλήξουμε σε χρήσιμα συμπεράσματα για την χρονική υστέρηση της συσχέτισης των μεταβλητών. Με άλλα λόγια, θα προσπαθήσουμε να αναδείξουμε τις ετεροχρονισμένες συσχετίσεις των μεταβλητών, κάτι που βοηθά και την αιτιολόγηση των ναυτιλιακών κύκλων. Ο έλεγχος συσχετίσεων θα πραγματοποιηθεί για τις υστερήσεις 1 έως 36 μήνες, χρησιμοποιώντας τις μεταβλητές Ln(Secondhand Prices), Ln(Average T/C), Ln(Newbuilding Prices) και Ln(Fleet Growth).

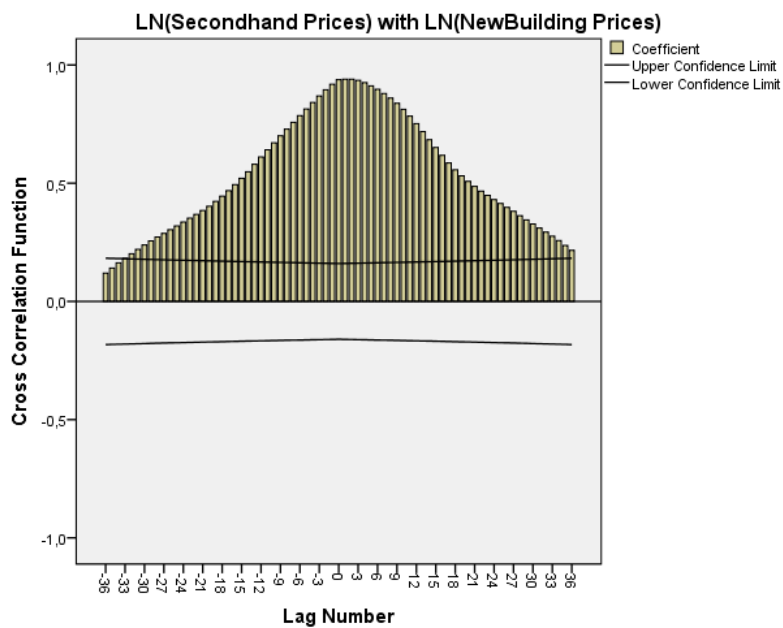
Στις εικόνες που ακολουθούν (Εικόνες 36 - 41) παρουσιάζονται τα διαγράμματα της συνάρτησης συσχέτισης για κάθε ζεύγος μεταβλητών.

²⁷ Βλ. απλή συσχέτιση μεταξύ δύο μεταβλητών, Κεφάλαιο 3, Παράγραφος 3.3.1

Εικόνα 36 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Average T/C)



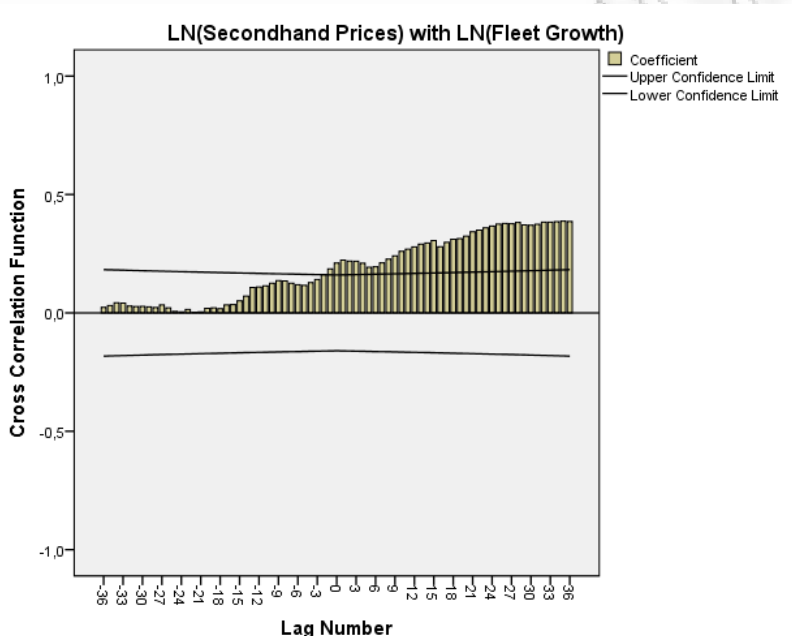
Εικόνα 37 Ln(Secondhand Prices) με Ln(NewBuilding Prices)



Στις εικόνες 36 και 17 είναι εμφανές ότι οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων επηρεάζονται άμεσα από την ναυλαγορά (Average T/C – Εικόνα 36) και από τις τιμές των ναυπηγείων χωρίς χρονική υστέρηση. Ποιοτικά αυτό σημαίνει ότι η διακύμανση των τιμών Average T/C και NewBuilding Prices δημιουργεί ταυτόχρονη διακύμανση στις τιμές της αγοράς μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize.

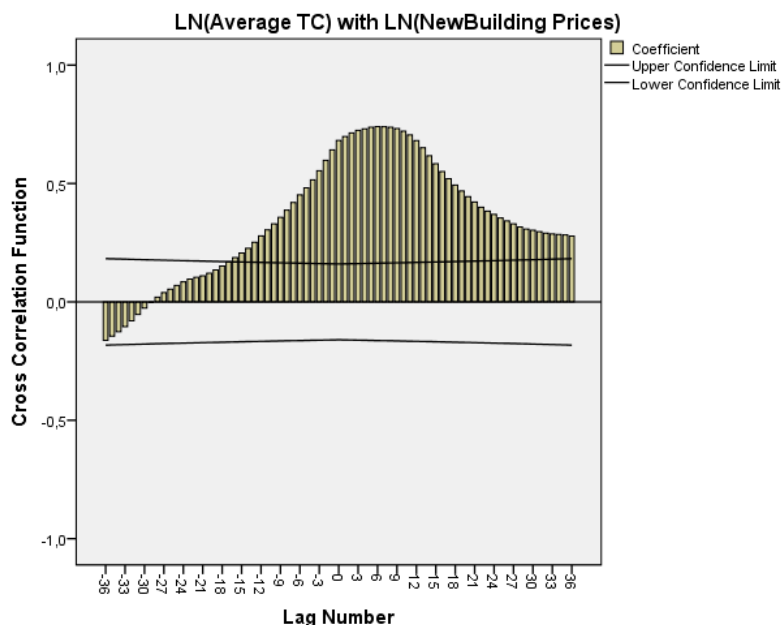
Αντίθετα, σύμφωνα με την εικόνα 38, η ποσοστιαία μεταβολή του στόλου των Capesize πλοίων ευθύνεται για την μεταβολή των τιμών των μεταχειρισμένων Capesize πλοίων μετά από τη χρονική υστέρηση 24-36 μηνών. Δηλαδή, μια αύξηση (ή μείωση) του παγκόσμιου στόλου πλοίων Capesize οδηγεί σε αύξηση (ή μείωση) των τιμών μεταχειρισμένων Capesize μετά από 2 έως 3 χρόνια, και αντίστροφα.

Εικόνα 38 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Fleet Growth)



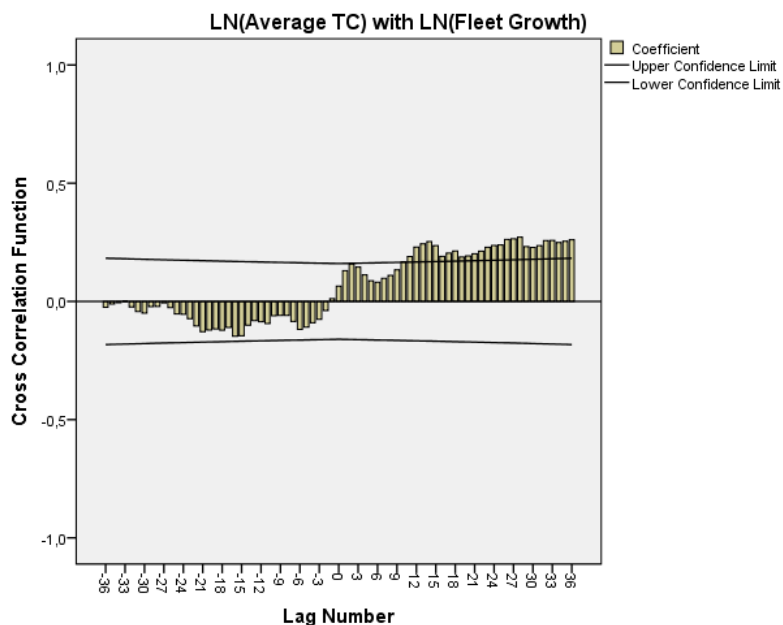
Μελετώντας τη συσχέτιση της μεταβλητής Average T/C με την μεταβλητή NewBuilding Prices (Εικόνα 39), παρατηρούμε ότι η επιρροή των τιμών μίσθωσης Capesize πλοίων στις αξίες των καινούριων ναυπηγήσεων προκύπτει έπειτα από 3 ως 9 μήνες και αντίστροφα. Ποιοτικά μια τέτοια σχέση δείχνει λογική αφού μια αύξηση (ή μείωση) της ναυλαγοράς Capesize πλοίων προκαλεί αύξηση (ή μείωση) στις τιμές των ναυπηγήσεων αλλά όχι άμεσα.

Εικόνα 39 Ln(Average T/C) με Ln(NewBuilding Prices)



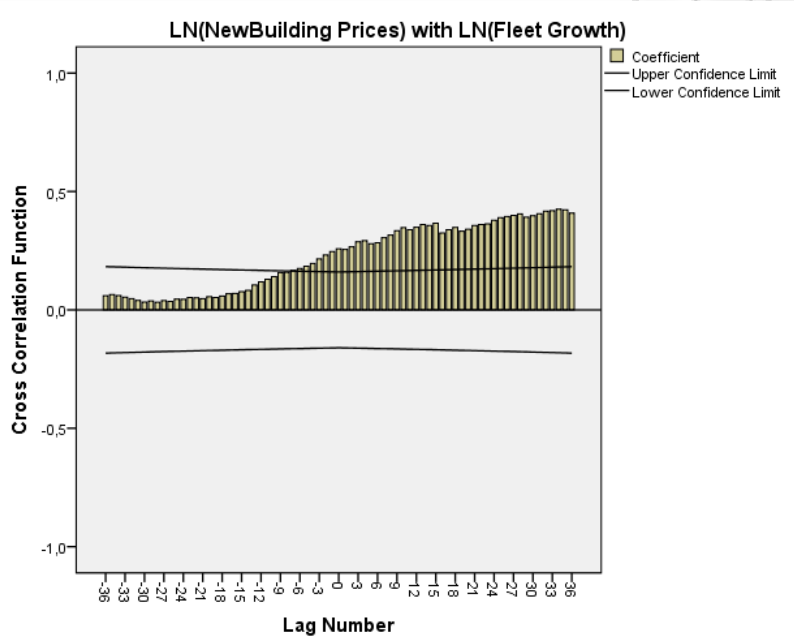
Η διαγραμματική απεικόνιση της συνάρτησης συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών Average T/C και Fleet Growth (Εικόνα 40), δείχνει πως δεν υπάρχει ξεκάθαρη συσχέτιση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Παρόλα αυτά, μετά την πάροδο 24 μηνών (2 χρόνια) φαίνεται πως εμφανίζεται εντονότερη συσχέτιση μεταξύ τους, η οποία αν και δεν είναι ισχυρή, είναι ικανή να μας οδηγήσει στην υπόθεση πως η μεταβολή του στόλου των Capesize πλοίων δημιουργεί σταδιακές διακυμάνσεις στις τιμές της ναυλαγοράς έπειτα από τους 24 μήνες (2 χρόνια).

Εικόνα 40 Ln(Average T/C) με Ln(Fleet Growth)



Τέλος, από την εικόνα 41 συμπεραίνουμε ότι η αλλαγή της ποσοστιαίας μεταβολής του στόλου των Capesize πλοίων, επηρεάζει άμεσα (μηδενική υστέρηση) την αγορά των ναύλων των Capesize, όμως η συσχέτιση τείνει να ισχυροποιείται με την πάροδο των μηνών.

Εικόνα 41 Ln(NewBuilding Prices) με Ln(Fleet Growth)



5.1.6 ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΗΣ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑΣ OLS

Η εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) στις μεταβλητές της μελέτης μας δίνει τα παρακάτω αποτελέσματα που παρουσιάζονται στους πίνακες 25 και 26. Η μεταβλητή R^2 (R-squared) έχει την τιμή 0,934, κάτι που μας δείχνει ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές επεξηγούν την εξαρτημένη (Secondhand Prices) κατά 93,4% και είναι ένα πολύ καλό αποτέλεσμα. Το τυπικό σφάλμα (Standard Error of the Estimate) της εκτίμησης της εξαρτημένης μεταβλητής είναι 0,12759, δηλαδή οι διαφοροποιήσεις τις μεταβλητής των τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize κατά 0,12759 μονάδες δεν μπορούν να υπολογιστούν από το μοντέλο. Στη συγκεκριμένη μελέτη ο συντελεστής τυπικού σφάλματος είναι μικρός σε σχέση με τις τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής, επομένως και με αυτόν τον υπολογισμό το μοντέλο μας φαίνεται καλό και λειτουργεί ομαλά.

Πίνακας 25 Αξιολόγηση του μοντέλου OLS

Περίληψη του Μοντέλου (Secondhand Prices: Εξαρτημένη Μεταβλητή)				
Μοντέλο	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	0,966 ^a	0,934	0,933	0,12759
a. Εξαρτημένες Μεταβλητές: (Constant), LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices)				

Στον δεύτερο πίνακα (Πίνακας 26), παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις των συντελεστών του μοντέλου OLS. Ο σταθερός όρος είναι -2,328 με υψηλό επίπεδο σημαντικότητας. Ο συντελεστής της μεταβλητής Average T/C είναι 0,174, της μεταβλητής NewBuilding Prices 1,114, ενώ της μεταβλητής Fleet Growth 0,003. Το χαμηλό επίπεδο σημαντικότητας της μεταβλητής Fleet Growth (κάτω από το 95%) λόγω και του μεγάλου τυπικού σφάλματος (0,012) σε σχέση με την εκτίμηση της τιμής του συντελεστή μας δείχνει ότι η αύξηση του παγκόσμιου στόλου πλοίων τύπου Capesize δεν επηρεάζει σε υψηλό επίπεδο σημαντικότητας τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων.

Τα παραπάνω αποτελέσματα συμβαδίζουν με τα συμπεράσματα από την παράγραφο 5.1.5 που μελετήσαμε τη συσχέτιση κάθε ζεύγους μεταβλητών. Όσον αφορά τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων Capesize, είχαμε διαπιστώσει ότι επηρεάζονται άμεσα από τις μεταβολές των μεταβλητών Average T/C και NewBuilding Prices, όμως με υστέρηση 24-36 μήνες από τις διακυμάνσεις της ποσοστιαίας μεταβολής του στόλου (Fleet Growth).

Πίνακας 26 Συντελεστές του μοντέλου OLS

Μοντέλο	Μη-Τυποποιημένοι (Unstandardized) Συντελεστές		Τυποποιημένοι Συντελεστές	t	Σημαντικότητα	
	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	(Beta)			
1	(Constant)	-2,328	0,139	-16,719	0,000	
	LN(Average TC)	0,174	0,016	0,320	11,091	0,000
	LN(NewBuilding Prices)	1,114	0,046	0,718	24,104	0,000
	LN(Fleet Growth)	0,003	0,012	0,005	0,215	0,830
a. Εξαρτημένη Μεταβλητή: LN(Secondhand Prices)						

Έπειτα από τον παραπάνω πίνακα (Πίνακας 26) το τελικό μοντέλο θα έχει την μορφή:

$$\text{Secondhand Prices} = 0.174 * \text{Average T/C} + 1.114 * \text{NewBuilding Prices} + 0.003 * \text{Fleet Growth} - 2.328 \quad \text{Εξίσωση 48}$$

Στο τέλος της παραγράφου θα γίνει η ποσοτική και ποιοτική ανάλυση των μοντέλων OLS ώστε να μπορεί να γίνει σύγκριση και με το μοντέλο για τα πλοία τύπου Panamax.

5.2 ΜΕΘΟΔΟΣ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ ΓΙΑ ΠΛΟΙΑ ΤΥΠΟΥ PANAMAX

Στο δεύτερο μέρος της εμπειρικής ανάλυσης θα μελετήσουμε την συμπεριφορά των μεταβλητών Secondhand Prices, Average T/C, NewBuilding Prices και Fleet Growth για τον τύπο πλοίων Panamax της ναυτιλίας χύδην ξηρών φορτίων.

5.2.1 ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Στις εικόνες 42 έως 45 παριστάνονται γραφικά οι χρονοσειρές των μεταβλητών του δείγματος. Οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων Panamax (Secondhand Prices) (Εικόνα 42) αφορούν τις τιμές πλοίων 5 ετών, χωρητικότητας 76.000 DWT και υπολογίζονται σε εκατομμύρια αμερικάνικα δολάρια.

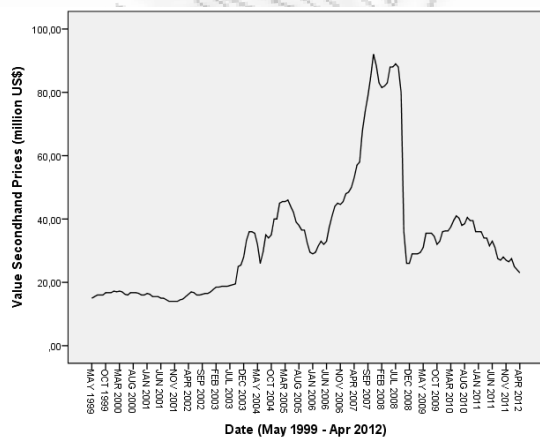
Το μίσθωμα της χρονοναύλωσης (Average T/C) (Εικόνα 43), υπολογίζεται από τον μέσο όρο μίσθωσης τεσσάρων διαδρομών των Panamax πλοίων. Η μονάδα μέτρηση του Average T/C είναι αμερικάνικα δολάρια ανά ημέρα.

Η μεταβλητή NewBuilding Prices (Εικόνα 44) αφορά πλοία μεγέθους 75.000-77.000 DWT και έχει μονάδα μέτρησης τα εκατομμύρια αμερικάνικα δολάρια.

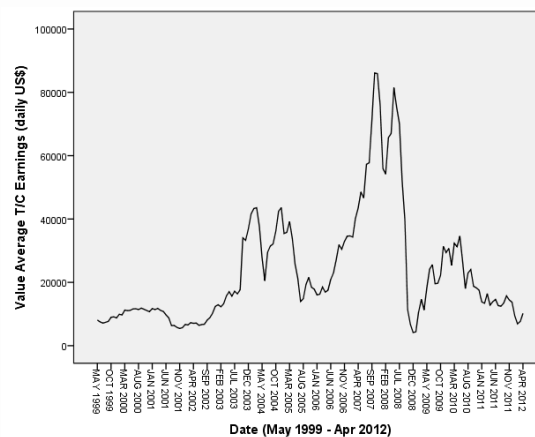
Η τελευταία μεταβλητή (Εικόνα 45), το ποσοστό της αλλαγής του παγκόσμιου τονάζ (Fleet Growth %) για πλοία τύπου Panamax, υπολογίζεται μέσω της ποσοστιαίας μεταβολής του στόλου (μετρημένος σε τόνους νεκρού βάρους - DWT) για κάθε μήνα.

Όμοια με την μελέτη για τα στοιχεία των μεταβλητών στα πλοία τύπου Capesize, όλες οι μεταβλητές του δείγματος περιέχουν την μηνιαία εξέλιξη των τιμών τους, τη χρονική περίοδο Μάιος 1999 έως Απρίλιος 2012.

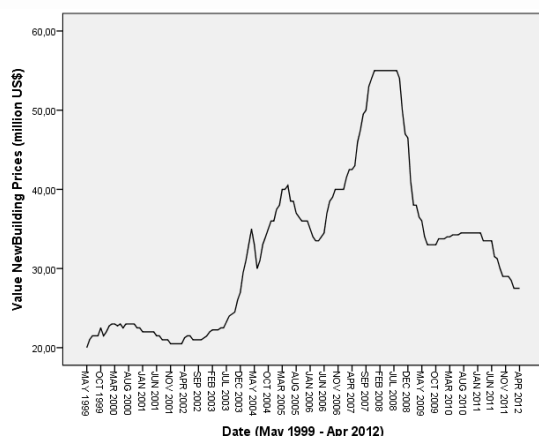
Εικόνα 42 Τιμές Panamax μεταχειρισμένων πλοίων



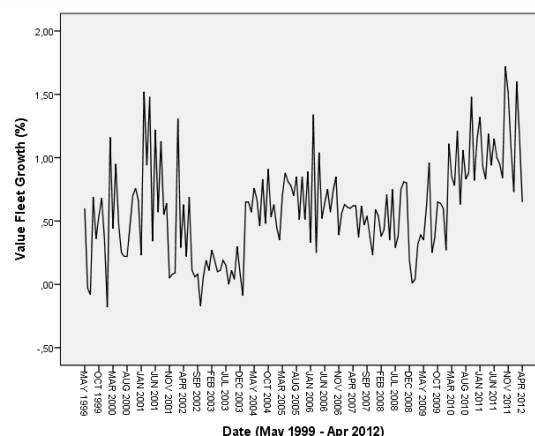
Εικόνα 43 Ποσό μίσθωσης Panamax πλοίων



Εικόνα 44 Τιμές καινούριων Panamax πλοίων



Εικόνα 45 Αύξηση (%) στόλου των Panamax πλοίων



Από τη διαγραμματική αναπαράσταση των μεταβλητών (Εικόνες 42-45), όπως και για τα πλοία τύπου Capesize, είναι εμφανής η συγγραμμικότητα των χρονοσειρών και η συσχέτιση τους στις διαφορετικές χρονικές περιόδους. Οι μεταβλητές Secondhand Prices, Average T/C και NewBuilding Prices δείχνουν πως συσχετίζονται άμεσα, ή αλλιώς με μηδενική χρονική υστέρηση (lag). Αντίθετα, η αύξηση (ή μείωση) της μεταβλητής Fleet Growth φαίνεται συσχετίζεται με τη μείωση (ή αύξηση) των άλλων μεταβλητών. Αναλυτικά, βασίζομενοι στις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων, διακρίνουμε τις παρακάτω περιόδους, όπως φαίνονται στον πίνακα 27:

- Νοέμβριος 2003 – Ιανουάριος 2006,
- Ιούνιος 2006 – Δεκέμβριος 2008
- Μάιος 2009 – Απρίλιος 2012

Πίνακας 27 Συγγραμμικότητα των χρονοσειρών του δείγματος σε τρεις χρονικές περιόδους

Χρονικές Περιόδοι	Secondhand Prices	Average T/C	NewBuilding Prices	Fleet Growth (%)
Νοέμβριος 2003 – Ιανουάριος 2006	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Μάιο του 2004, ανοδική πορεία στη συνέχεια και ύφεση από τον Ιούνιο του 2005 μέχρι τον Ιανουάριο του 2006	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Μάρτιο του 2004, ανοδική πορεία στη συνέχεια και ύφεση από τον Φεβρουάριο του 2005 μέχρι τον Αύγουστο του 2005	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Φεβρουάριο του 2005 μέχρι τον Ιανουάριο του 2006	Από τον Αύγουστο του 2002 μέχρι τον Ιανουάριο του 2004 παρατηρούμε μείωση του μέσου όρου της ποσοστιαίας αύξησης του στόλου
Ιούνιος 2006 – Δεκέμβριος 2008	Αύξηση των τιμών μέχρι τον Μάιο του 2008 και έπειτα ραγδαία πτώση μέχρι τον Δεκέμβριο του 2008	Αύξηση (με εξαίρεση Ιανουάριο 2008 – Απρίλιο 2008) μέχρι τον Ιούνιο 2008 και ραγδαία πτώση μέχρι τον Δεκέμβριο 2008	Αύξηση των τιμών αρχικά, ύφεση μετά τον Νοέμβριο του 2008 μέχρι τον Ιούνιο του 2009	Από τον Μάρτιο του 2004 μέχρι τον Μάρτιο του 2010 η μέση ποσοστιαία αύξηση του στόλου έχει αυξηθεί σημαντικά και φτάνει στο επίπεδο του 0,70% ανά μήνα
Μάιος 2009 – Απρίλιος 2012	Ανοδική πορεία αρχικά και μείωση μετά τον Οκτώβριο του 2011	Ασταθής διακύμανση και καθοδική πορεία μετά τον Ιούνιο του 2009	Σταθερή μικρή ανοδική πορεία αρχικά αλλά μείωση μετά τον Μάιο του 2010	Από τον Ιούνιο του 2010 μέχρι τον Απρίλιο του 2012 ο μέσος όρος της ποσοστιαίας αύξησης του στόλου εκτοξεύεται στο επίπεδο του 1,0% ανά μήνα

5.2.2 ΛΟΓΑΡΙΘΜΙΣΗ (\ln) ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Προετοιμάζοντας τις μεταβλητές για την εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων, μετασχηματίσαμε τις μεταβλητές των πλοίων Panamax υπολογίζοντας τον φυσικό λογάριθμο ($\ln(x)^{28}$) των τιμών τους.

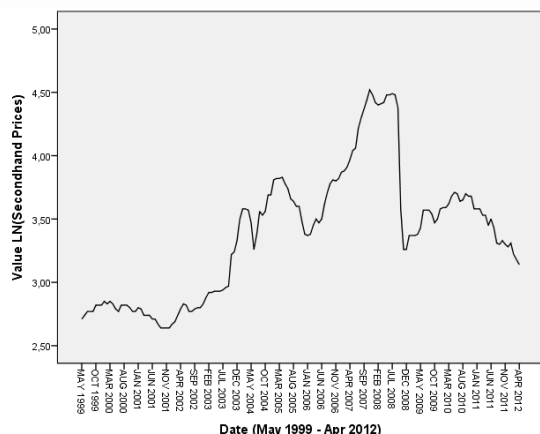
Μετά το μετασχηματισμό, θα έχουμε τις παρακάτω μεταβλητές:

- $\ln(\text{Secondhand Prices})$
- $\ln(\text{Average T/C})$
- $\ln(\text{NewBuilding Prices})$
- $\ln(\text{Fleet Growth } \%)$

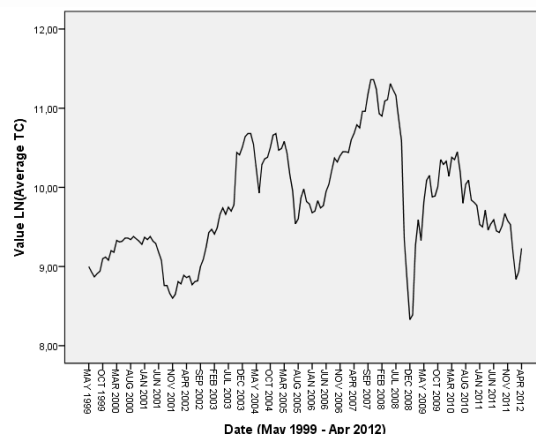
Η διαγραμματική απεικόνιση των καινούριων μεταβλητών παρουσιάζεται στις εικόνες 46 έως 49.

²⁸ $\ln(x)=\log_e(x)$ όπου $e = 2,718281828$

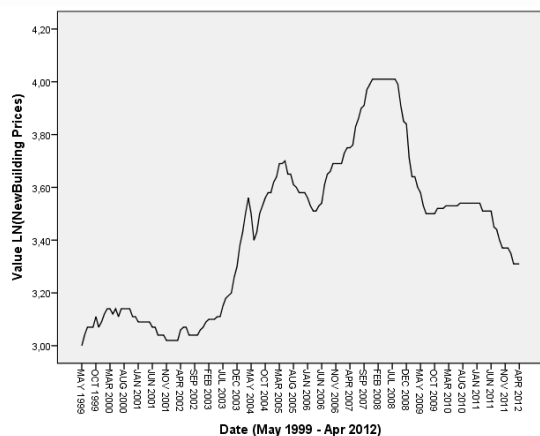
Εικόνα 46 Ln(Secondhand Prices)



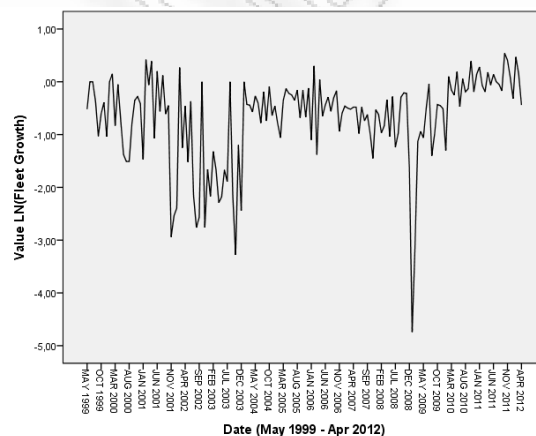
Εικόνα 47 Ln(Average T/C)



Εικόνα 48 Ln(NewBuilding Prices)



Εικόνα 49 Ln(Fleet Growth %)



5.2.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Συνεχίζοντας, μέσω του επαυξημένου έλεγχου των Dickey και Fuller (Dickey κ.ά., 1981), εξετάζουμε τη στασιμότητα και την τάξη ολοκλήρωσης που οι χρονοσειρές γίνονται στάσιμες. Τα αποτελέσματα του ελέγχου παρουσιάζονται στον πίνακα 28.

Παρατηρούμε ότι οι στάσιμες χρονοσειρές, αντίθετα από τα αποτελέσματα του ελέγχου για τα πλοία τύπου Capesize, έχουν όλες τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης στο επίπεδο σημαντικότητας 5%. Η μεταβλητή των τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize είναι στάσιμη στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης (I(1)), το ποσό μίσθωσης είναι στάσιμο στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης (I(1)), οι τιμές νέων ναυπηγήσεων είναι στάσιμες στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης (I(1)), καθώς επίσης και η ποσοστιαία μεταβολή της χωρητικότητας του στόλου των Panamax πλοίων είναι στάσιμη στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης (I(1)).

Πίνακας 28 Αποτελέσματα του επαυξημένου ελέγχου Dickey και Fuller (ADF)

Μεταβλητή	Αρχικό επίπεδο	Στασιμότητα	Ολοκλήρωση 1 ^{ης} τάξης	Στασιμότητα	MacKinnon τιμές ελέγχου		
Ln(Seconhand Prices)	-0.080775	OXI	-8.116888	NAI	1%	5%	10%
Ln(Average TC Earnings)	-0.065580	OXI	-8.974753	NAI	-2,580065	-1,942910	-1,615334
Ln(NewBuilding Prices)	0.275033	OXI	-7.817977	NAI			
Ln(Fleet Growth)	-1.460757	OXI	-10.73846	NAI			

Ο έλεγχος ADF πραγματοποιήθηκε χωρίς τον σταθερό όρο και την τάση

Επομένως, σε αντίθεση με τις μεταβλητές των Capesize, οι μεταβλητές των πλοίων τύπου Panamax είναι όλες στάσιμες στην 1^η τάξη ολοκλήρωσης και έτσι μπορούμε να συνεχίσουμε με τον έλεγχο OLS χωρίς να επιβάλλεται η εξέταση της συνολοκλήρωσης των μεταβλητών. Παρόλα αυτά, μελετήσαμε την συνολοκλήρωση των Secondhand Prices, Average T/C, NewBuilding Prices, Fleet Growth στην επόμενη παράγραφο και παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα στο πίνακα 29.

5.2.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης έγινε για τις υστερήσεις από 1 έως 12, συνυπολογίζοντας τον σταθερό όρο και την τάση. Όπως φαίνεται από τον πίνακα 29, η υπόθεση για μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ της μεταβλητής των τιμών μεταχειρισμένων πλοίων και των υπόλοιπων μεταβλητών απορρίπτεται. Το στατιστικό ίχνος υπολογίστηκε 70,78243 και είναι μεγαλύτερο της κριτικής τιμής του ελέγχου Johansen 63,87610 στο 5% επίπεδο σημαντικότητας. Επιπρόσθετα, ο συντελεστής συνολοκλήρωσης της τάσης είναι πολύ μικρός άρα καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι έχει αφαιρεθεί πλήρως η τάση μεταξύ των χρονοσειρών.

Πίνακας 29 Αποτελέσματα ελέγχου Συνολοκλήρωσης Johansen

Σειρές: Ln(Secondhand Prices) Ln(Average TC) Ln(NewBuilding Prices) Ln(Fleet Growth)				
Υστερήσεις (στις διαφορές 1 ^{ης} τάξης) : 1 έως 12				
Υπόθεση				
Αριθμός Συνολοκληρώσεων	Στατιστικό	Τιμή	Πιθανότητα	
	Τιχνος	ελέγχου 5%		
Μηδέν	70.78243	63.87610	0.0117	
Εξισώσεις	Σύνδεση			
Συνολοκλήρωσης	Πιθανότητας	527.2171		
	(Log likelihood)			
Κανονικοποιημένοι συντελεστές συνολοκλήρωσης (Τυπικό Σφάλμα εντός παρένθεσης)				
Ln(Secondhand Prices)	Ln(Average TC)	Ln(NewBuilding Prices)	Ln(Fleet Growth)	@ Τάση
1.000000	15.88140	-4.267355	-8.516101	0.004460
	(10.7537)	(2.24568)	(3.22346)	(0.00264)
p-values MacKinnon-Haug-Michelis (1999)				

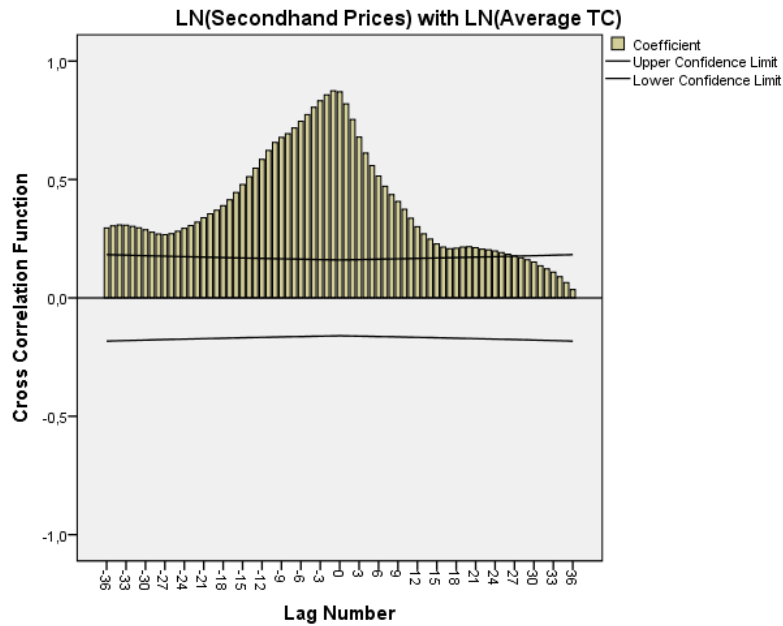
5.2.5 ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Σε αυτό το σημείο του κεφαλαίου, όπως με τα πλοία τύπου Capesize, εξετάζουμε τη συσχέτιση των μεταβλητών για τα πλοία Panamax. Για υστερήσεις από 1 έως 36 μήνες, χρησιμοποιώντας τις μεταβλητές Ln(Secondhand Prices), Ln(Average T/C), Ln(Newbuilding Prices) και Ln(Fleet Growth) μελετάμε τις τιμές της συνάρτησης συσχέτισης.

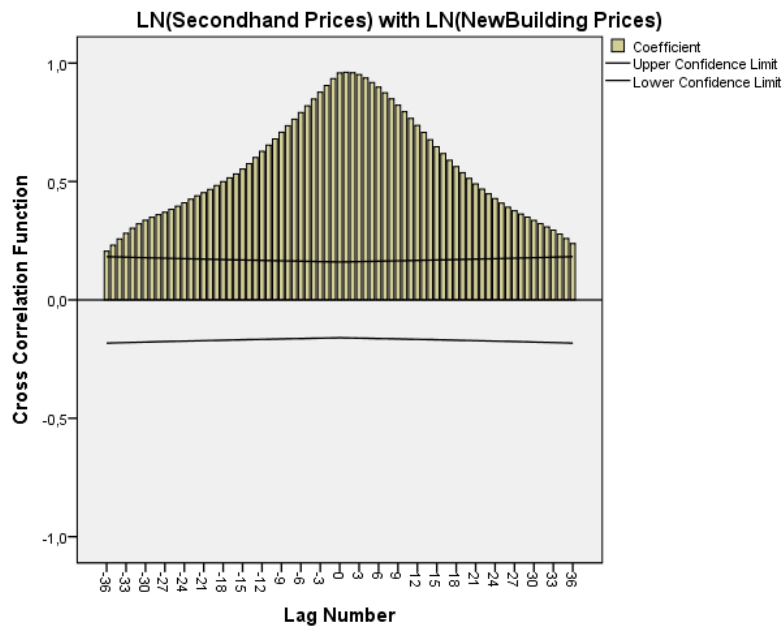
Στις επόμενες εικόνες (Εικόνες 50 – 53) παρουσιάζονται τα διαγράμματα της συνάρτησης συσχέτισης για κάθε ζεύγος μεταβλητών.

Από τις εικόνες 50 και 51 γίνεται αντιληπτό ότι οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων Panamax επηρεάζονται άμεσα από τις μεταβολές της ναυλαγοράς καθώς και της αγοράς καινούριων ναυπηγήσεων. Ειδικότερα, στις τιμές της αγοράς μεταχειρισμένων πλοίων με τις τιμές των νέων κατασκευών φαίνεται μια ισχυρή συσχέτιση για τους πρώτους 0 ως 3 μήνες, κάτι που αποδεικνύει ότι μια πιθανή μεταβολή της τιμής των νέων κατασκευών συνδέεται άμεσα με τις τιμές των επόμενων τριών μηνών των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Panamax.

Εικόνα 50 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Average T/C)

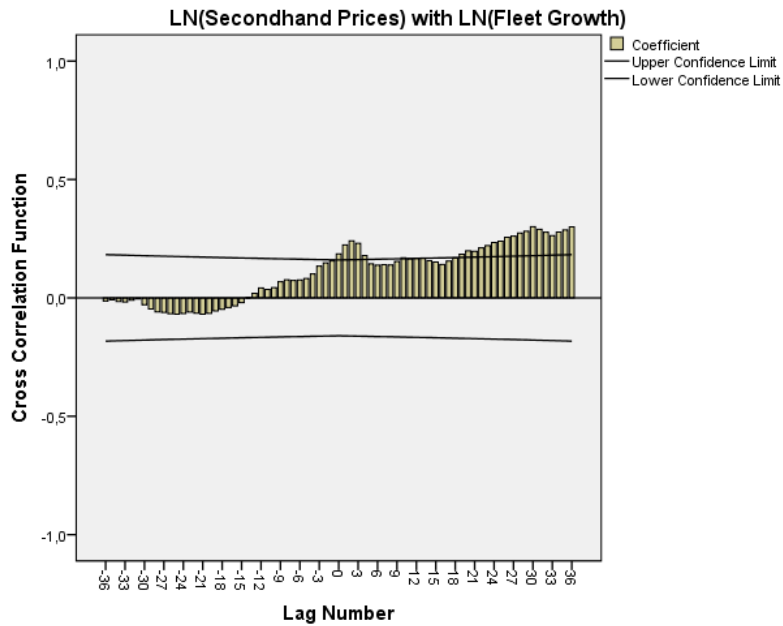


Εικόνα 51 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Newbuilding Prices)

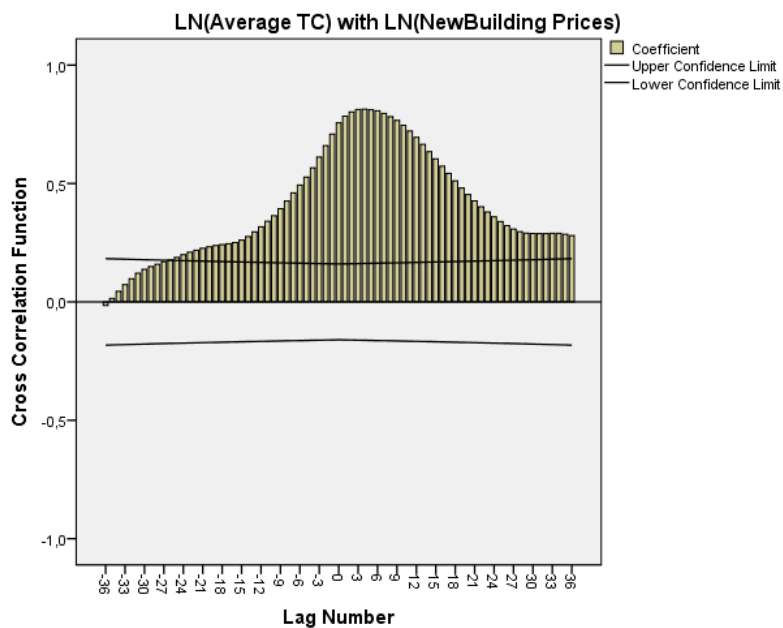


Η συσχέτιση της μεταβλητής των μεταχειρισμένων πλοίων Panamax με την ποσοστιαία μεταβολή της χωρητικότητας του στόλου του ίδιου τύπου πλοίων (Εικόνα 52) φαίνεται να ξεπερνά το επίπεδο σημαντικότητας 95% για τις πρώτες τρεις υστερήσεις, στη συνέχεια αποσβένει, ενώ ισχυροποιείται και πάλι μετά από την υστέρηση 24 (δηλαδή μετά το 2^ο έτος). Αντίθετα, το ίδιο διάγραμμα συσχέτισης για τα πλοία Capesize δείχνει μια μακροχρόνια συσχέτιση των μεταβλητών η οποία ξεκινά από τη μηδενική υστέρηση και ισχυροποιείται με την πάροδο των μηνών.

Εικόνα 52 Ln(Secondhand Prices) με Ln(Fleet Growth)

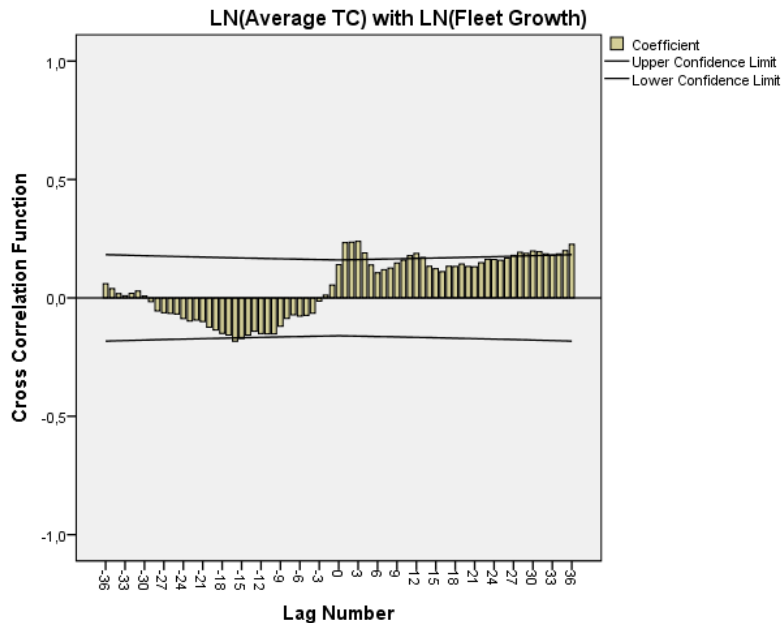


Εικόνα 53 Ln(Average T/C) με Ln(Newbuilding Prices)



Με το διάγραμμα συσχέτισης των μεταβλητών Average T/C και Newbuilding Prices (Εικόνα 53) καταλήγουμε στο συμπέρασμα (όπως και για τον τύπο πλοίων Capesize) ότι η συσχέτιση των δύο μεταβλητών είναι πολύ ισχυρή για τις υστερήσεις 3 ως 9. Είναι προφανές ότι η άνοδος (η ύφεση) της ναυλαγοράς επηρεάζει τις τιμές των νέων κατασκευών και στη συγκεκριμένη μελέτη φαίνεται πως η σχέση αυτή είναι ιδιαίτερα έντονη για τους πρώτους τρεις έως εννιά μήνες.

Εικόνα 54 Ln(Average T/C) με Ln(Fleet Growth)



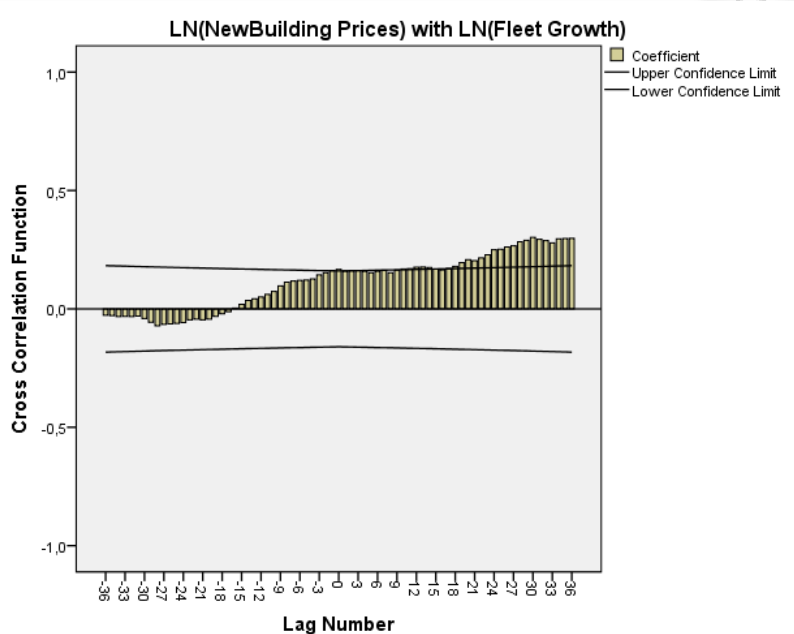
Σε αντίθεση με τα πλοία τύπου Capesize, η συσχέτιση της ναυλαγοράς με την ποσοστιαία μεταβολή της χωρητικότητας του στόλου (Εικόνα 54) για τα πλοία τύπου Panamax φαίνεται να μην είναι στατιστικά σημαντική (στο επίπεδο σημαντικότητας 95%) στην οικονομετρική διερεύνησή μας. Συγκεκριμένα, οι μεταβλητές τείνουν να ξεπερνούν το όριο σημαντικότητας στις υστερήσεις 2 έως 4 όμως στη συνέχεια δεν ισχυροποιούνται όπως για τον τύπο Capesize. Η εξήγηση σε αυτό είναι, πρώτον, ότι τα μικρότερα πλοία έχουν μεγαλύτερο εύρος στα φορτία που εξυπηρετούν (ευελιξία), έτσι ακόμα και με την αύξηση του στόλου υπάρχουν φορτία προς μεταφορά ώστε να μην επηρεαστούν άμεσα οι ναύλοι. Δεύτερον, την περίοδο 2006 – 2008²⁹, η ραγδαία αύξηση της ναυλαγοράς παρόλο που εμφανίστηκε σε όλους τους τύπους πλοίων, στα πλοία Capesize ήταν πιο εντυπωσιακή με αποτέλεσμα οι πλοιοκτήτες να στραφούν σε πλήθος νέων παραγγελιών που επηρέασαν έντονα τη ναυλαγορά πλοίων τύπου Capesize.

Τέλος, στην εικόνα 55 η συσχέτιση της ποσοστιαίας μεταβολής της χωρητικότητας του στόλου Panamax με τις τιμές των καινούριων ναυπηγήσεων παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική (95% επίπεδο σημαντικότητας) μετά την υστέρηση 20. Δηλαδή, η συσχέτιση αυτών των μεταβλητών παρουσιάζεται μετά από

²⁹ Τον Μάιο του 2008 το μέσο ποσό μίσθωσης πλοίων τύπου Capesize ήταν 201.136 αμερικανικά δολάρια, ενώ τον Νοέμβριο του ίδιου έτους 3.995 αμερικανικά δολάρια.

σχεδόν δύο έτη, σε αντίθεση με τα πλοία τύπου Capesize όπου η συσχέτιση εμφανίζεται από τη μηδενική υστέρηση και αυξάνει με την πάροδο του χρόνου.

Εικόνα 55 Ln(Newbuilding Prices) με Ln(Fleet Growth)



5.2.6 ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΤΗΣ ΔΙΑΔΙΚΑΣΙΑΣ OLS

Η εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS) στις μεταβλητές της μελέτης μας δίνει τα παρακάτω αποτελέσματα που παρουσιάζονται στους πίνακες 30 και 31. Η μεταβλητή R^2 (R-squared) έχει την τιμή 0,969, κάτι που μας δείχνει ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές επεξηγούν την εξαρτημένη (Secondhand Prices) κατά 96,9% κάτι που αποδεικνύει ότι το γραμμικό μοντέλο που κατασκευάσαμε εφαρμόζει εξαιρετικά στα στοιχεία των μεταβλητών.

Το τυπικό σφάλμα (Standard Error of the Estimate) της εκτίμησης της εξαρτημένης μεταβλητής είναι 0,09224, δηλαδή οι διαφοροποιήσεις τις μεταβλητής των τιμών των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize κατά 0,09224 μονάδες δεν μπορούν να υπολογιστούν από το μοντέλο. Στην εμπειρική ανάλυση του Capesize τύπου πλοίων, το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης της εξαρτημένης μεταβλητής ήταν 0,12759, επομένως για τα πλοία τύπου Panamax ο όρος του σφάλματος είναι ακόμη μικρότερος με αποτέλεσμα να αυξάνεται η αξιοπιστία του τελικού μοντέλου OLS.

Πίνακας 30 Αξιολόγηση του μοντέλου OLS

Περίληψη του μοντέλου (Secondhand Prices: Εξαρτημένη Μεταβλητή)				
Μοντέλο	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	0,984 ^a	0,969	0,968	0,09224
a. Εξαρτημένες Μεταβλητές: (Σταθερός όρος), LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices)				

Στον δεύτερο πίνακα (Πίνακας 31), παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις των συντελεστών του μοντέλου OLS. Ο σταθερός όρος είναι -3,155 με υψηλό επίπεδο σημαντικότητας. Ο συντελεστής της μεταβλητής Average T/C είναι 0,246, της μεταβλητής NewBuilding Prices 1,205, ενώ της μεταβλητής Fleet Growth 0,013. Όπως και στη μελέτη των πλοίων Capesize, ο συντελεστής της ανεξάρτητης μεταβλητής Fleet Growth είναι αρκετά μικρός και με επίπεδο σημαντικότητας εκτός των ορίων του 5%. Θα μπορούσε να παραληφθεί από το μοντέλο OLS η μεταβλητή Fleet Growth, παρόλα αυτά στη συγκεκριμένη μελέτη θα συμπεριληφθεί στο τελικό μοντέλο OLS.

Πίνακας 31 Συντελεστές του μοντέλου OLS

Μοντέλο	Μη-Τυποποιημένοι (Unstandardized) Συντελεστές		Τυποποιημένοι Συντελεστές	t	Σημαντικότητα
	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	(Beta)		
(Σταθερός όρος)	-3,155	0,106		-29,898	0,000
LN(Average TC)	0,246	0,016	0,339	15,404	0,000
LN(NewBuilding Prices)	1,205	0,038	0,699	31,648	0,000
LN(Fleet Growth)	0,013	0,009	0,022	1,494	0,137
a. Εξαρτημένη Μεταβλητή: LN(Secondhand Prices)					

Η μορφή του τελικού μοντέλου OLS παρουσιάζεται στη παρακάτω εξίσωση:

$$\text{Secondhand Prices} = 0.246 * \text{Average T/C} + 1.205 * \text{NewBuilding Prices} + 0.013 * \text{Fleet Growth} - 3.155 \quad \text{Εξίσωση 49}$$

5.3 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΜΟΝΤΕΛΩΝ OLS ΓΙΑ ΠΛΟΙΑ ΤΥΠΟΥ CAPESIZE ΚΑΙ PANAMAX

Οι εξισώσεις που κατασκευάστηκαν για τους τύπους Capesize και Panamax πλοίων της ναυτιλίας χύδην ξηρών φορτίων, μπορούν να μας δώσουν χρήσιμες πληροφορίες για την επιρροή των δεικτών της μίσθωσης, της τιμής καινούριων κατασκευών και της εξέλιξης της χωρητικότητας του στόλου στην τιμή των μεταχειρισμένων πλοίων.

Η μεταβλητή της εξέλιξης του παγκόσμιου τονάζ (Fleet Growth %) αποδείχθηκε στατιστικά μη-σημαντική και για τους δύο τύπους πλοίων. Αντίθετα, η μεταβλητή NewBuilding Prices ασκεί μεγάλη επιρροή στις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων και των δύο τύπων. Συγκεκριμένα, αν οι τιμές των νέων ναυπηγήσεων αυξηθούν κατά 10%,

τότε οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize και Panamax θα αυξηθούν κατά 11,14% και 12,05% αντίστοιχα.

Επίσης, στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή του μέσου ποσού μίσθωσης για κάθε τύπο πλοίου. Μία άνοδος του δείκτη Average T/C κατά 10% θα αυξήσει τις τιμές μεταχειρισμένων Capesize κατά 1,74%, ενώ κατά 2,46% τις τιμές των μεταχειρισμένων Panamax.

Οι συντελεστές των μεταβλητών NewBuilding Prices είναι μεγαλύτεροι των συντελεστών Average T/C κάτι που είναι φυσιολογικό αφού όταν η στρατηγική των πλοιοκτητών είναι η αύξηση του πληθυσμού του στόλου, στρέφονται ταυτόχρονα και στις δύο αγορές, αυτή των μεταχειρισμένων πλοίων αλλά και των νέων κατασκευών, με αποτέλεσμα αυξάνοντας τη ζήτηση να ακολουθούν ανοδική πορεία και οι τιμές τους. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξε και το άρθρο “Econometric Modeling of Second-hand Ship Prices” το 2003 (Tsolakis και λοιποί, 2003) . Χαρακτηριστικά αναφέρει:

«Οι συντελεστές για τη μεταβλητή των νέων κατασκευών είναι υψηλότεροι από αυτούς για τον δείκτη του ποσού μίσθωσης. Ο λόγος είναι ίσως το πλεονέκτημα που προκύπτει από την αγοροπωλησία πλοίων. Οι άνθρωποι που επιδιώκουν να κερδίσουν χρήματα από την αγορά και πώληση πλοίων, την κατάλληλη χρονική στιγμή δείχνουν ιδιαίτερη ενεργητικότητα στους τομείς των καινούριων και μεταχειρισμένων πλοίων. Αυτοί οι άνθρωποι ενημερώνονται διαρκώς για τις διακυμάνσεις των τιμών στα ναυπηγεία περιμένοντας την κατάλληλη στιγμή για να επενδύσουν με νέες αγορές, επηρεάζοντας έτσι αναλόγως και τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων.»

(Tsolakis και λοιποί, 2003)

Εν κατακλείδι, με την εφαρμογή της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων αποδεικνύεται και οικονομετρικά η συσχέτιση της ναυλαγοράς και της αγοράς νέων πλοίων με τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων. Για την ακρίβεια, οι συντελεστές της ανάλυσης έδειξαν ότι, η αύξηση των τιμών καινούριων κατασκευών αυξάνει κατά το ίδιο σχεδόν ποσοστό και τις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων. Αντίστοιχα, οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων μεταβάλλονται κατά το 1/5 της μεταβολής της ναυλαγοράς των πλοίων τύπου Capesize και Panamax.

ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η ναυλαγορά ως επί τω πλείστον επηρεάζεται από τις γεωγραφικές και πολιτικές αλλαγές του παγκόσμιου περιβάλλοντος στο οποίο δραστηριοποιείται. Το δυναμικό αυτό περιβάλλον δημιουργεί πολύ συχνά ραγδαίες μεταβολές στους ναύλους, οι οποίες είναι αδύνατο να εξηγηθούν οικονομικά. Μολονότι τα τελικά αποτελέσματα της οικονομικής διερεύνησης είναι αμφιλεγόμενα, η ανασκόπηση σε προηγούμενες μελέτες έδειξε ότι πολλοί αναλυτές ασχολήθηκαν με την οικονομική μοντελοποίηση των δεικτών της ναυτιλίας, στην προσπάθειά τους να αναζητήσουν το πιο αξιόπιστο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο. Στην εργασία αυτή, χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Box-Jenkins, η οποία ενδείκνυται για τις βραχυχρόνιες προβλέψεις των ναύλων. Αρχικά, δόθηκαν στον αναγνώστη τα βασικά χαρακτηριστικά της αγοράς χύδην ξηρών φορτίων. Στη συνέχεια, αναλύθηκε λεπτομερώς η εφαρμοσμένη μεθοδολογία των Box και Jenkins, ώστε να χρησιμοποιηθεί σαν εγχειρίδιο οικονομικής ανάλυσης για κάθε ενδιαφερόμενο.

Με την εμπειρική ανάλυση της εργασίας, σε πρώτο στάδιο, μελετήσαμε τον δείκτη BDI με την μέθοδο Box-Jenkins, υποθέτοντας ότι οι τιμές του ναυλοδείκτη εμφανίζουν γραμμική εξάρτηση με τις προηγούμενες τιμές του. Έτσι κατασκευάσαμε ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο ARIMA με σκοπό να εξηγήσουμε τις διακυμάνσεις της καμπύλης και να προβλέψουμε τις μελλοντικές εξελίξεις.

Καταλήξαμε στο ότι παρόλο που οι τιμές του BDI έχουν ισχυρή συσχέτιση μεταξύ τους, το τελικό μοντέλο είναι κατάλληλο μόνο για βραχυχρόνιες προβλέψεις. Το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τείνει να δίνει τη μεγαλύτερη βαρύτητα στην τελευταία τιμή του δείγματος για να προβλέψει την επόμενη, με αποτέλεσμα να δημιουργούνται συχνά μεγάλες τιμές σφαλμάτων λόγω της περιοδικής ραγδαίας μεταβολής της ναυλαγοράς. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι, είναι ιδιαίτερα δύσκολο λοιπόν ως και ακατόρθωτο να εκτιμήσουμε τις μακροπρόθεσμες τιμές της χρονοσειράς. Ο συντελεστής της πρώτης ολοκλήρωσης είναι μεγαλύτερος από όλους τους άλλους συντελεστές του μοντέλου, επομένως, η τελευταία τιμή της σειράς συμβάλει περισσότερο από κάθε άλλη στον προσδιορισμό της επόμενης εκτιμώμενης τιμής. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα, μια απότομη αλλαγή εντός μιας εβδομάδας να μην μπορεί να προβλεφθεί από το μοντέλο ARIMA. Επιπλέον, αν προσπαθήσουμε να προβλέψουμε μελλοντικές τιμές παίρνοντας κάθε

φορά ως δεδομένα τις εκτιμήσεις του BDI και επαναλαμβάνοντας τη διαδικασία, θα διαπιστώσουμε ότι, όλες οι εκτιμήσεις αποκλίνουν ελάχιστα από την πρώτη εκτίμηση που υπολόγισε το μοντέλο. Για να έχουμε όσο το δυνατόν πιο αξιόπιστα αποτελέσματα θα πρέπει να εφαρμόζουμε το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο σε πραγματικές τιμές και όχι να προχωρούμε σε μακροχρόνιες προβλέψεις λαμβάνοντας ως δεδομένα τις εκτιμώμενες τιμές.

Αφαιρώντας από το δείγμα του δείκτη BDI, τα έτη 2007-2008 στα οποία υπήρξε έντονη μεταβολή, οδηγώντας τους ναύλους σε υψηλά επίπεδα και λαμβάνοντας τις εβδομαδιαίες τιμές του δείκτη για τα έτη 2009-2011, καταλήξαμε σε ένα πιο αξιόπιστο μοντέλο με πολύ μικρότερο όρο σφάλματος. Τέλος, παρουσιάσαμε τα σφάλματα των εκτιμώμενων με των πραγματικών τιμών του δείκτη BDI, για κάθε εβδομάδα από την πρώτη εβδομάδα του Ιανουαρίου 2012 ως την πρώτη εβδομάδα του Ιουνίου 2012. Συνολικά οι εκτιμήσεις έγιναν για 22 χρονικές στιγμές όπου ο μέσος όρος σφάλματος υπολογίστηκε 55, με ελάχιστη τιμή τη μονάδα και μέγιστη τιμή το 321. Η μέγιστη τιμή προέκυψε στις 6 Ιανουαρίου 2012 όπου η πραγματική τιμή του δείκτη ήταν 1487 μονάδες, μειωμένη κατά 342 μονάδες από τις 23 Δεκεμβρίου 2011. Μια τέτοια ραγδαία μεταβολή δεν μεταφράστηκε άμεσα σε μείωση της εκτιμώμενης τιμής, αλλά εκτιμήθηκε καλύτερα την επόμενη χρονική στιγμή στις 13 Ιανουαρίου 2012.

Σε δεύτερο στάδιο, μελετήσαμε τρεις βασικούς παράγοντες που επιδρούν στην αγορά των μεταχειρισμένων πλοίων. Η μελέτη μας βασίστηκε στα πλοία χύδην ξηρών φορτίων τύπου Capesize και Panamax. Η μεταβλητή της εξέλιξης του παγκόσμιου τονάζ (Fleet Growth %) αποδείχθηκε στατιστικά μη-σημαντική και για τους δύο τύπους πλοίων. Αντίθετα, η μεταβλητή των αξιών νέων παραγγελιών (NewBuilding Prices) ασκεί ανάλογη επιρροή στις τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων και των δύο τύπων. Συγκεκριμένα, αν οι τιμές των νέων ναυπηγήσεων αυξηθούν κατά 10%, τότε οι τιμές των μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize και Panamax θα αυξηθούν κατά 11,14% και 12,05% αντίστοιχα. Επίσης, στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή του μέσου ποσού μίσθωσης χρονονάυλων (Average T/C) για κάθε τύπο πλοίου. Μία άνοδος του δείκτη Average T/C κατά 10% θα αυξήσει τις τιμές μεταχειρισμένων Capesize κατά 1,74%, ενώ κατά 2,46% τις τιμές των μεταχειρισμένων Panamax.

Επίσης, σημαντικά συμπεράσματα προέκυψαν από τη μελέτη της συσχέτισης για τα ζεύγη των μεταβλητών που συμπεριλήφθηκαν στο γραμμικό μοντέλο της μεθόδου

Ελαχίστων Τετραγώνων. Η ναυλαγορά (Average T/C) και οι αξίες νέων ναυπηγήσεων (NewBuilding Prices) επιδρούν στην αγορά μεταχειρισμένων πλοίων άμεσα και για τους δύο τύπους πλοίων που μελετήθηκαν. Η μεταβολή του παγκόσμιου τονάζ (Fleet Growth %) επηρεάζει τις αξίες των μεταχειρισμένων πλοίων με υστέρηση 1-2 χρόνια για τους δύο τύπους πλοίων Capesize και Panamax. Η επίδραση της ναυλαγοράς στις τιμές νέων κατασκευών παρουσιάζει χρονική υστέρηση 3-9 μήνες για πλοία τύπου Capesize και Panamax. Αντίθετα, διαφοροποιήσεις ανάλογα με τον τύπο πλοίων υπάρχουν στην συσχέτιση της ποσοστιαίας μεταβολής του στόλου με την ναυλαγορά και τις τιμές καινούριων ναυπηγήσεων. Τα αποτελέσματα της ανάλυσης έδειξαν ότι, μια αλλαγή του ποσοστού μεταβολής του παγκόσμιου τονάζ, επιδρά έπειτα από 2 έτη στη ναυλαγορά των πλοίων Capesize, ενώ άμεσα (0-3 μήνες) στα πλοία Panamax. Αντίστοιχα, όσον αφορά την επίδραση της ποσοστιαίας μεταβολής της χωρητικότητας στις τιμές νέων παραγγελιών, στα πλοία Capesize φαίνεται να υπάρχει μια μακροχρόνια συσχέτιση ξεκινώντας από την μηδενική υστέρηση, ενώ για τα πλοία Panamax η συσχέτιση εμφανίζεται μετά την πάροδο 2 ετών.

ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΜΕΛΕΤΗ

Στην περίπτωση της οικονομετρικής διερεύνησης μέσω της μεθόδου Box-Jenkins, οι προτάσεις για επέκταση της μελέτης είναι να εξεταστούν με τον ίδιο τρόπο οι ναυλοδείκτες κάθε κατηγορίας πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων (BCI, BPI, BSI, BHSI). Οι ναυλαγορές των πλοίων τύπου Capesize, Panamax, Supramax και Handysize, έχουν αρκετές ομοιότητες όμως και διαφορές ιδιαίτερα ως προς τη μεταβλητότητα. Οι ναύλοι των πλοίων μεγαλύτερης χωρητικότητας τείνουν να έχουν μεγαλύτερες διακυμάνσεις απ' ότι των μικρότερων μεγεθών.

Όσον αφορά τη μοντελοποίηση μέσω της μεθόδου Ελαχίστων Τετραγώνων, ως επέκταση της δικής μας ανάλυσης, θα μπορούσαν να συμπεριληφθούν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν τις αξίες των μεταχειρισμένων πλοίων, όπως τα επιτόκια βάσης των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων (LIBOR), το πλήθος των εν αναμονή νέων ναυπηγήσεων (orderbook) και η αξία διάλυσης ενός πλοίου (scrap).

Επίσης, η μελέτη μπορεί να επεκταθεί και σε άλλους κλάδους των θαλάσσιων μεταφορών, όπως των δεξαμενοπλοίων (tankers), των πλοίων μεταφοράς εμπορευματοκιβωτίων (containerships), καθώς επίσης, των πλοίων μεταφοράς υγροποιημένου φυσικού αερίου (LNG) και των πλοίων μεταφοράς υγροποιημένων αερίων πετρελαίου (LPG). Είναι βέβαιο ότι, κάθε μεταβλητή-παράγοντας έχει διαφορετική σημαντικότητα στις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων διαφορετικής κατηγορίας θαλάσσιων μεταφορών η οποία θα μας δώσει συμπεράσματα για την κάθε μία επιμέρους αγορά.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΕΛΛΗΝΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Γκιζιάκης Κ., Παπαδόπουλος, Α.Ι., Πλωμαρίτου, Ε.Η. 2010, «*Ναυλώσεις*», 3^η Έκδοση, Εκδόσεις Σταμούλη.

ΑΓΓΛΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Agung, I G.N. 2009, «*Time Series Data Analysis Using EViews*», John Wiley & Sons, Asia.

Alizadeh, A.H., Nomikos, N.K. 2009, «*Shipping Derivatives and Risk Management*», Palgrave MacMillan.

Anderson, O.D. 1976, «*Time Series Analysis and Forecasting*», Butterworths, London.

Armstrong, S.I., Collopy, F. 1992, «Error Measures For Generalizing About Forecasting Methods: Empirical Comparisons», *International Journal of Forecasting*, 8, 69-80.

Batchelor, R., Alizadeh, A., Visvikis, I. 2007, «Forecasting spot and forward prices in the international freight market», *International Journal of Forecasting*, 23, 101-114.

Beenstock, M. 1985, «A theory of ship prices», *Maritime Policy and Management*, 12, 215-225.

Beenstock, M., Vergottis, A. 1989, «An econometric model of the world market for dry cargo freight and shipping», *Applied Economics*, 21: 3, 339-356.

Binkley, J.K., Harrer, B. 1981, «Major determinants of ocean freight rates for grains: An econometric analysis», *American Journal of Agricultural Economics*, 63, 47-57.

Box, G.E.P. and Pierce, D.A. 1970, «Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models», *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1509-1526.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M. 1970, «*Time Series Analysis Forecasting and Control*», San Francisco: Holden-Day.

- Brock, W.A., Dechert, W.D., Scheinkman, J. 1987, «*A Test for Independence Based on the Correlation Dimension*», Department of Economics, University of Wisconsin.
- Chen, S. 2011, «*Modeling and Forecasting in the Dry Bulk Shipping Market*», Thesis, Shanghai Maritime University, China.
- Chen, S.M. 1996, «Forecasting enrolments based on fuzzy time series», *Fuzzy Sets and Systems*, 81, 311-319.
- Chen, S.M., Hwang, J.R. 2000, «Temperature prediction using fuzzy time series», *IEEE Transaction on Systems, Man, and Cybernetics*, 30, 263-275.
- Cheng, C. H., Chen, T. L., Teoh, H. J., Chiang, C. H. 2008, «Fuzzy time-series based on adaptive expectation model for TAIEX forecasting», *Expert Systems with Applications*, 34, 1126-1132.
- Collins, N. 2000, «*The Essential Guide to Chartering and the Dry Freight Market*», Clarkson Research Studies.
- Cullinane, K. 1992, «A short-term adaptive forecasting model for BIFFEX speculation: Box-Jenkins approach», *Maritime Policy and Management*, 19: 2, 91-114.
- Cullinane, K., Mason, K., Cape, M. 1999, «A comparison of Models for Forecasting the Baltic Freight Index: Box-Jenkins Revisited», *International Journal of Maritime Economics*, 1, 15-39.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. 1979, «Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. 1981, «Likelihood ratio Statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Duru, O. 2010, «A fuzzy integrated logical forecasting model for dry bulk shipping index forecasting: An improved fuzzy time series approach», *Expert Systems with Applications*, 37: 7, 5372-5380.
- Duru, O. 2010, «A multivariate model of fuzzy integrated logical forecasting method (M-FILF) an multiplicative time series clustering: A model of time-varying volatility for dry cargo freight market», *Expert Systems with Applications*, 39, 4135-4142.

- Engelen, S., Norouzzadeh, P., Dullaert, W. and Rahmani, B., 2011, «Multifractal features of spot rates in the Liquid Petroleum Gas shipping market», *Energy Economics*, 33: 1, 88-98.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. 1987, «Cointegration and error correction representation, estimation, and testing», *Econometrica*, 55, 251-276.
- Glen, D. 1997, «The market for second hand ships: further results on efficiency using cointegration analysis», *Maritime Policy and Management*, 24, 245-260.
- Goulielmos, A. M., Psifia, M.-E. 2009, «Forecasting weekly freight rates for one-year time charter 65000 dwt bulk carrier, 1989-2008, using nonlinear methods», *Maritime Policy and Management*, 36: 5, 411-436.
- Goulielmos, A.M. 1974, «A vintage model approach to some problems of shipping economics», Unpublished PhD thesis, University of Brunel, Uxbridge, UK.
- Goulielmos, A.M., Kaselimi, V. 2011, «A non-linear forecasting of container traffic: the case-study of the Port of Piraeus, 1973-2008», *International Journal of Shipping and Transport Logistics*, 3: 1, 72-99.
- Goulielmos, A.M., Psifia, M.-E. 2006, «Shipping finance: time to follow a new track?», *Maritime Policy and Management*, 33: 3, 301-320.
- Goulielmos, A.M., Psifia, M.-E. 2007, «A study of trip and time charter freight rate indices: 1968-2003», *Maritime Policy and Management*, 34: 1, 55-67.
- Goulielmos, A.M., Psifia, M.-E. 2009, «Is history repeated? Cycles and recessions in shipping markets, 1929 and 2008», *International Journal of Shipping and Transport Logistics*, 1: 4, 329-360.
- Goulielmos, A.M., Psifia, M.-E. 2011, «Forecasting short-term freight rate cycles: Do we have a more appropriate method than a normal distribution? », *Maritime Policy and Management*, 38: 6, 645-672.
- Goulielmos, A.M., Psifia, M.-E. 2006, «Variations in charter rates for a time series between 1971 & 2002: can we model them as an effective tool in shipping finance? », *International Journal of Transport Economics*, XXXIII(2), 257-278.

- Goulielmos, A.M., Psifia, M.-E. 2011, «Forecasting short-term freight rate cycles: do we have a more appropriate method than a normal distribution?», *Maritime Policy & Management: The flagship journal of international shipping and port research*, 38:6, 645-672.
- Hale, C., Vanags, A. 1992, «The market for second hand ships: some results on efficiency using co-integration», *Maritime Policy and Management*, 19, 131-140.
- Hearth, J. 1970, «*Forecasting Shipping Demand*», Shipbuilding and Shipping Record, London.
- Huarng, K. 2001, «Heuristic models of fuzzy time series for forecasting», *Fuzzy Sets and Systems*, 123, 369-386.
- Huarng, K., Yu, H.K. 2005, «A type-2 fuzzy time series model for stock index forecasting», *Physica A*, 353, 445-462.
- Huarng, K., Yu, H.K. 2006, «The application of neural networks to forecast fuzzy time series», *Physica A*, 363, 481-491.
- Hwang, J.R., Chen, S.M., & Lee, C.H. 1998, «Handling forecasting problems using fuzzy time series», *Fuzzy Sets and System*, 100, 217-228.
- Jarque, C.M., Bera, A.K. 1981, «Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence», *Economics Letters*, 7: 4, 313-318.
- Jing, L., Marlow, P. B. and Hui, W., 2008, «An analysis of freight rate volatility in dry bulk shipping markets», *Maritime Policy and Management*, 35: 3, 237-251.
- Johansen, S. 1988, «Statistical analysis of cointegration vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. 1991, «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica*, 59: 6, 1551-1580.
- Jonnala, S., Fuller, S., Bessler, D. 2002, «A GARCH Approach to Modeling Ocean Grain Freight Rates», *International Journal of Maritime Economics*, 4, 103-125.
- Kavussanos, M.G. 2003, «Time varying risks among segments of the tanker freight markets», *Maritime Economics and Logistics*, 5: 3, 227-250.

- Kavussanos, M.G., Alizadeh, A.H. 2002, «Efficient pricing of ships in the dry bulk sector of the shipping industry», *Maritime Policy and Management*, 29: 3, 303-330.
- Kavussanos, M.G., Nomikos, N.K. 2000, «Constant vs. time-varying hedge ratios and hedging efficiency in the BIFFEX market», *Transportation Research Part E*, 36, 229-248.
- Kendall, M., Ord, J.K. 1990, «*Time Series*», 3rd Edition, Edward Arnold, London.
- Koichiro, T., Ishii, M., Ishizaka, M. 2012, «An equilibrium price model of spot and forward shipping freight markets», *Transportation Research Part E*, 48, 730-742.
- Koopmans, T.C. 1939, «*Tanker Freight Rates and Tankship Building: An Analysis of Cyclical Fluctuations*», PS King and Staples, London.
- Ljung, G.M., Box, G.E.P. 1978, «On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models», *Biometrika*, 65: 2, 297-303.
- Li, J., Parsons, M.G. 1997, «Forecasting tanker freight rate using neural networks», *Maritime Policy and Management*, 24: 1, 9-30.
- Lisham, L.S., Al Muhsen, A., Flaih, A., Srinivasan R. 2010, «*Predicting Software Bugs Using ARIMA Model*», University of Arkansas at Little Rock.
- Liu, H.T. 2007, «An improved fuzzy time series forecasting method using trapezoidal fuzzy numbers», *Fuzzy Optimization and Decision Making*, 6, 63-80.
- Lyridis, D.V., Zacharioudakis, P., Mitrou, P., Mylonas, A. 2004, «Forecasting tanker market using artificial neural networks», *Maritime Economics and Logistics*, 6, 93-108.
- McConville, J. 1999, «*Economics of Maritime Transport: Theory and Practice*», Witherby.
- McConville, J., Rickaby, G. 1995, «*Shipping Business and Maritime Economics: An Annotated International Bibliography*», Mansell, London.
- Nielsen, R.E. 1959, «*Oil Tanker Economics*», Institute of Shipping Economics, W. Germany.
- Odland, J., Kaltea, F. 2011, «*Forecasting model for dry bulk sea freight*», Thesis, Faculty of Engineering, Division of Engineering Logistics, Lund University.

- Sadorsky, P. 2005, «Stochastic volatility forecasting and risk management», *Applied Financial Economics*, 15: 2, 121-135.
- Said, E., Dickey, D.A. 1984, «Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order», *Biometrika*, 71, 599-607.
- Seland, J. 1960, «On Forecasts and Forecasters: Pitfalls in Predicting Tonnage Demand», The Shipping World, London.
- Song, Q., Chissom, B.S. 1993a, «Fuzzy forecasting enrollments with fuzzy time series - Part 1», *Fuzzy Sets and Systems*, 54, 1-9.
- Song, Q., Chissom, B.S. 1993b, «Fuzzy time series and its models», *Fuzzy Sets and Systems*, 54, 269-277.
- Song, Q., Chissom, B.S. 1994, «Fuzzy forecasting enrollments with fuzzy time series - Part 2», *Fuzzy Sets and Systems*, 62, 1-8.
- Steward, K. 2005, «Introduction to Applied Econometrics», Thomson Brooks/Cole.
- Stopford, M. 1997, «Maritime Economics», Second Edition, Routledge.
- Stopford, M. 2009, «Maritime Economics», Third Edition, Routledge.
- Strandenes, S.P. 1984, «Price determination in the time-charter and second-hand markets», Centre of Applied Research, Norwegian School of Economics and Business Administration.
- Sullivan, J., Woodall, W.H. 1994, «A comparison of fuzzy forecasting and Markov modeling», *Fuzzy Sets and Systems*, 64, 279-293.
- Thalassinos, E.I., Haniyas, M.P., Curtis, P.G., Thalassinos, Y.E. 2009, «Chaos theory: forecasting the freight rate of an oil tanker», *International Journal of Computational Economics and Econometrics*, 1: 1, 76-88.
- Tsay, R.S. 2002, «Analysis of Financial Time Series», John Wiley & Sons, Canada.
- Tsolakis, S.D., Cridland, C., Haralambides, H.E. 2003, «Econometric Modelling of Second-hand Ship Prices», *Maritime Economics and Logistics*, 5, 347-377.

- UNCTAD 2011, «*Annual Review of Maritime Transport*», United Nations Conference on Trade and Development, United Nations Publications.
- Veenstra, A.W., Frances, P.H. 1997, «A co-integration approach to forecasting freight rates in the dry bulk shipping sector», *Elsevier Science*, Vol. 31, No.6, 447-458.
- Vergottis, A. 1988, «*An econometric model of world shipping*», PhD thesis, City University Business School, London, UK.
- Voudris, A.V. 2006, «*Analysis and Forecast of the Capesize Bulk Carriers Shipping Market using Artificial Neural Networks*», thesis, Master of Science in Ocean Systems Management, Massachusetts Institute of Technology.
- Wilken, L. 2004, «*Model for Freight Forecasting of Capesize Dry Bulk Carriers*», Thesis, MSc in Maritime Economics and Logistics, Erasmus University Rotterdam.
- Yafee, Robert A., McGee, M. 2000, «*An Introduction to Time Series Analysis and Forecasting: With Applications of SAS and SPSS*», 1st Edition, Academic Press.
- Yaffee, R. 2000, «*Introduction to Time Series Analysis and Forecasting with applications of SAS and SPSS*», Academic Press, New York.
- Yu, H.K. 2005, «Weighted fuzzy time series models for TAIEX forecasting», *Physica A*, 349, 609-624.

ΠΗΓΕΣ ΣΤΟ ΔΙΑΔΙΚΤΥΟ

Astrup Fearnley, <http://www.fearnleys.com/index.gan?id=293>, τελευταία ανάκτηση 25/05/2012

Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010, <http://www.clarksons.net/sin2010/Default.aspx>, τελευταία ανάκτηση 22/06/2012

RS Platou, <http://reports.platou.com/FixtureReport/Pages/BulkFixtures.aspx>, τελευταία ανάκτηση 20/05/2012

The Baltic Exchange, <http://www.balticexchange.com/>, τελευταία ανάκτηση 24/05/2012

TradeWinds, <http://www.tradewindsnews.com/>, τελευταία ανάκτηση 23/06/2012

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑΤΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ

EViews 7, Enterprise Edition

Minitab, Minitab Inc., Version 6.1.1.0

SPSS, IBM Statistics, Version 20

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

Πίνακας τιμών 1 Baltic Exchange Dry Index (Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2011)
(Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010)

BALTIc EXCHANGE DRY INDEX (BDI) Μηνιαίες Τιμές							
Ημερομηνία	BDI	Ημερομηνία	BDI	Ημερομηνία	BDI	Ημερομηνία	BDI
Ιαν-00	1371	Ιαν-03	1694	Ιαν-06	2262	Ιαν-09	905
Φεβ-00	1393	Φεβ-03	1674	Φεβ-06	2444	Φεβ-09	1816
Μαρ-00	1621	Μαρ-03	1850	Μαρ-06	2599	Μαρ-09	1958
Απρ-00	1667	Απρ-03	2064	Απρ-06	2465	Απρ-09	1659
Μαϊ-00	1602	Μαϊ-03	2231	Μαϊ-06	2442	Μαϊ-09	2540
Ιουν-00	1589	Ιουν-03	2136	Ιουν-06	2718	Ιουν-09	3823
Ιουλ-00	1618	Ιουλ-03	2192	Ιουλ-06	3050	Ιουλ-09	3362
Αυγ-00	1639	Αυγ-03	2286	Αυγ-06	3687	Αυγ-09	2685
Σεπ-00	1712	Σεπ-03	2463	Σεπ-06	4039	Σεπ-09	2358
Οκτ-00	1734	Οκτ-03	4163	Οκτ-06	4028	Οκτ-09	2746
Νοε-00	1722	Νοε-03	4250	Νοε-06	4190	Νοε-09	3941
Δεκ-00	1609	Δεκ-03	4609	Δεκ-06	4336	Δεκ-09	3572
Ιαν-01	1566	Ιαν-04	5229	Ιαν-07	4462	Ιαν-10	3168
Φεβ-01	1479	Φεβ-04	5450	Φεβ-07	4398	Φεβ-10	2678
Μαρ-01	1502	Μαρ-04	5131	Μαρ-07	5123	Μαρ-10	3207
Απρ-01	1440	Απρ-04	4489	Απρ-07	5754	Απρ-10	3043
Μαϊ-01	1448	Μαϊ-04	3596	Μαϊ-07	6402	Μαϊ-10	3838
Ιουν-01	1377	Ιουν-04	2902	Ιουν-07	5772	Ιουν-10	3088
Ιουλ-01	1221	Ιουλ-04	3778	Ιουλ-07	6572	Ιουλ-10	1910
Αυγ-01	980	Αυγ-04	4169	Αυγ-07	7195	Αυγ-10	2432
Σεπ-01	946	Σεπ-04	4141	Σεπ-07	8586	Σεπ-10	2719
Οκτ-01	898	Οκτ-04	4539	Οκτ-07	10426	Οκτ-10	2693
Νοε-01	855	Νοε-04	5309	Νοε-07	10543	Νοε-10	2321
Δεκ-01	870	Δεκ-04	5519	Δεκ-07	9854	Δεκ-10	2031
Ιαν-02	931	Ιαν-05	4502	Ιαν-08	7170	Ιαν-11	1401
Φεβ-02	960	Φεβ-05	4532	Φεβ-08	6874	Φεβ-11	1181
Μαρ-02	1065	Μαρ-05	4678	Μαρ-08	8063	Μαρ-11	1493
Απρ-02	1077	Απρ-05	4532	Απρ-08	8287	Απρ-11	1343
Μαϊ-02	1033	Μαϊ-05	3667	Μαϊ-08	10844	Μαϊ-11	1352
Ιουν-02	995	Ιουν-05	2746	Ιουν-08	10245	Ιουν-11	1433
Ιουλ-02	989	Ιουλ-05	2220	Ιουλ-08	8936	Ιουλ-11	1366
Αυγ-02	1002	Αυγ-05	2203	Αυγ-08	7402	Αυγ-11	1387
Σεπ-02	1182	Σεπ-05	2803	Σεπ-08	4975	Σεπ-11	1840
Οκτ-02	1365	Οκτ-05	3161	Οκτ-08	1808	Οκτ-11	2072
Νοε-02	1460	Νοε-05	2916	Νοε-08	819	Νοε-11	1835
Δεκ-02	1666	Δεκ-05	2600	Δεκ-08	743	Δεκ-11	1869

Πίνακας τιμών 2 Baltic Exchange Dry Index (Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2011)
(Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010)

BAL TIC EXCH ANGE DRY INDEX (BDI) Εβδομαδιαίες Τιμές							
Ημερομηνία	BDI	Ημερομηνία	BDI	Ημερομηνία	BDI	Ημερομηνία	BDI
2/1/2009	773	2/10/2009	2275	9/7/2010	2041	15/4/2011	1326
9/1/2009	806	9/10/2009	2538	16/7/2010	1752	22/4/2011	1268
16/1/2009	902	16/10/2009	2671	23/7/2010	1780	29/4/2011	1259
23/1/2009	913	23/10/2009	2912	30/7/2010	1904	6/5/2011	1312
30/1/2009	1024	30/10/2009	3032	6/8/2010	1981	13/5/2011	1330
6/2/2009	1341	6/11/2009	3291	13/8/2010	2322	20/5/2011	1303
13/2/2009	1948	13/11/2009	3782	20/8/2010	2592	27/5/2011	1431
20/2/2009	1977	20/11/2009	4482	27/8/2010	2778	3/6/2011	1486
27/2/2009	1998	27/11/2009	4218	3/9/2010	2791	10/6/2011	1444
6/3/2009	2105	4/12/2009	3962	10/9/2010	2951	17/6/2011	1413
13/3/2009	2231	11/12/2009	3796	17/9/2010	2834	24/6/2011	1414
20/3/2009	1894	18/12/2009	3431	24/9/2010	2516	1/7/2011	1427
27/3/2009	1733	25/12/2009	3061	1/10/2010	2464	8/7/2011	1438
3/4/2009	1576	8/1/2010	3192	8/10/2010	2609	15/7/2011	1390
10/4/2009	1473	15/1/2010	3203	15/10/2010	2739	22/7/2011	1329
17/4/2009	1578	22/1/2010	3207	22/10/2010	2735	29/7/2011	1293
24/4/2009	1835	29/1/2010	3071	29/10/2010	2739	5/8/2011	1261
1/5/2009	1799	5/2/2010	2702	5/11/2010	2559	12/8/2011	1270
8/5/2009	2092	12/2/2010	2641	12/11/2010	2416	19/8/2011	1379
15/5/2009	2355	19/2/2010	2649	19/11/2010	2197	26/8/2011	1561
22/5/2009	2681	26/2/2010	2720	26/11/2010	2192	2/9/2011	1644
29/5/2009	3224	5/3/2010	2965	3/12/2010	2128	9/9/2011	1776
5/6/2009	3996	12/3/2010	3304	10/12/2010	2140	16/9/2011	1885
12/6/2009	3536	19/3/2010	3455	17/12/2010	2044	23/9/2011	1835
19/6/2009	3977	26/3/2010	3227	24/12/2010	1848	30/9/2011	1917
26/6/2009	3812	2/4/2010	2998	7/1/2011	1594	7/10/2011	1929
3/7/2009	3685	9/4/2010	2941	14/1/2011	1461	14/10/2011	2119
10/7/2009	3140	16/4/2010	2963	21/1/2011	1409	21/10/2011	2150
17/7/2009	3288	23/4/2010	3006	28/1/2011	1239	28/10/2011	2114
24/7/2009	3415	30/4/2010	3253	4/2/2011	1069	4/11/2011	1867
31/7/2009	3435	7/5/2010	3452	11/2/2011	1103	11/11/2011	1800
7/8/2009	3028	14/5/2010	3852	18/2/2011	1261	18/11/2011	1868
14/8/2009	2672	21/5/2010	3857	25/2/2011	1263	25/11/2011	1836
21/8/2009	2619	28/5/2010	4115	4/3/2011	1291	2/12/2011	1842
28/8/2009	2420	4/6/2010	3973	11/3/2011	1476	9/12/2011	1871
4/9/2009	2416	11/6/2010	3507	18/3/2011	1542	16/12/2011	1908
11/9/2009	2468	18/6/2010	2901	25/3/2011	1561	23/12/2011	1829
18/9/2009	2408	25/6/2010	2533	1/4/2011	1550		
25/9/2009	2217	2/7/2010	2393	8/4/2011	1433		

Πίνακας τιμών 3 Μεταβλητές πλοίων τύπου Capesize
(Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010)

ΤΥΠΟΣ ΠΛΟΙΩΝ CAPESIZE ΜΕΤΑΦΟΡΑΣ ΞΗΡΩΝ ΧΥΔΗΝ ΦΟΡΤΙΩΝ				
Ημερομηνία	Τιμές Μεταχειρισμένων (εκ. USD\$)	Μέση Τιμή Μίσθωσης Χρονοαπόδοσης (USD\$)	Τιμές Νεότευκτων (εκ. USD\$)	Συνολικό Τονάζ Στόλου (εκ. DWT)
Μαϊ-99	28,58	8150	33,50	78,81
Ιουν-99	28,00	7047	34,50	79,19
Ιουλ-99	27,42	7503	35,00	79,15
Αυγ-99	27,42	8934	36,00	79,38
Σεπ-99	27,42	11965	36,00	79,42
Οκτ-99	29,17	16177	36,00	79,64
Νοε-99	29,17	16231	34,00	79,34
Δεκ-99	29,17	17305	35,00	79,69
Ιαν-00	30,33	15845	37,00	79,58
Φεβ-00	30,33	17165	37,50	80,26
Μαρ-00	30,92	21180	37,50	80,31
Απρ-00	30,92	22417	37,50	80,91
Μαϊ-00	29,75	20381	38,00	81,42
Ιουν-00	28,58	19575	37,50	81,57
Ιουλ-00	30,92	20358	38,50	81,94
Αυγ-00	32,08	21471	39,00	81,95
Σεπ-00	32,08	22433	39,00	82,46
Οκτ-00	31,50	23878	40,00	83,17
Νοε-00	31,50	24397	40,50	83,23
Δεκ-00	30,33	21491	40,50	83,63
Ιαν-01	30,33	19793	40,00	83,58
Φεβ-01	29,75	17587	40,00	83,92
Μαρ-01	29,17	17072	41,50	84,49
Απρ-01	29,17	16186	40,50	85,46
Μαϊ-01	29,75	16576	40,50	85,46
Ιουν-01	29,75	16023	41,00	85,46
Ιουλ-01	28,58	13035	41,00	85,91
Αυγ-01	26,75	8800	36,50	86,59
Σεπ-01	26,75	7543	37,50	86,70
Οκτ-01	26,75	7712	37,50	87,75
Νοε-01	26,00	7255	37,00	87,75
Δεκ-01	27,00	7448	36,00	87,33
Ιαν-02	27,50	8449	35,50	87,21
Φεβ-02	27,50	9855	35,25	87,84
Μαρ-02	27,50	11648	35,25	88,29
Απρ-02	28,00	11321	34,50	88,46
Μαϊ-02	28,00	9260	34,50	88,21
Ιουν-02	28,00	9330	34,50	88,67

Ιουλ-02	28,00	8911	34,00	88,71
Αυγ-02	28,00	9005	34,00	89,13
Σεπ-02	28,00	12398	35,00	89,18
Οκτ-02	27,00	15813	35,50	89,36
Νοε-02	28,00	17256	36,00	89,39
Δεκ-02	29,00	21276	36,25	89,39
Ιαν-03	30,50	23279	37,50	89,56
Φεβ-03	30,50	22987	38,00	90,08
Μαρ-03	32,00	25743	38,50	89,97
Απρ-03	32,00	28422	38,50	90,49
Μαϊ-03	32,00	31345	38,50	90,70
Ιουν-03	32,00	30699	38,50	90,98
Ιουλ-03	33,00	30195	39,00	91,50
Αυγ-03	33,00	34713	40,50	91,61
Σεπ-03	35,50	39093	42,50	92,31
Οκτ-03	40,50	72323	43,50	92,49
Νοε-03	44,00	72436	48,00	93,07
Δεκ-03	44,00	76065	48,00	93,41
Ιαν-04	60,00	88849	50,00	93,76
Φεβ-04	61,00	84924	50,00	94,77
Μαρ-04	60,00	71516	52,50	95,64
Απρ-04	60,50	61396	56,00	96,16
Μαϊ-04	53,00	48197	55,00	96,16
Ιουν-04	45,00	42748	56,00	97,09
Ιουλ-04	52,00	59107	57,50	97,86
Αυγ-04	56,50	68072	59,00	98,58
Σεπ-04	56,50	62075	61,00	99,14
Οκτ-04	57,00	68763	63,00	99,67
Νοε-04	63,00	86928	64,00	99,88
Δεκ-04	64,50	88236	64,00	101,70
Ιαν-05	66,50	69626	66,00	102,50
Φεβ-05	72,00	72536	66,00	103,58
Μαρ-05	72,00	67617	68,00	103,94
Απρ-05	72,00	73503	68,00	105,03
Μαϊ-05	70,50	55649	68,00	105,41
Ιουν-05	69,25	30697	62,00	105,95
Ιουλ-05	64,50	29337	62,00	106,48
Αυγ-05	62,50	30274	59,50	106,92
Σεπ-05	61,00	42675	59,00	107,83
Οκτ-05	61,00	50482	59,00	109,22
Νοε-05	60,50	45966	59,00	109,78
Δεκ-05	57,00	34973	59,00	110,81
Ιαν-06	53,00	28982	59,00	111,16

Φεβ-06	53,00	37304	59,00	112,61
Μαρ-06	54,00	37240	60,00	113,32
Απρ-06	54,00	32852	60,00	114,05
Μαϊ-06	56,00	29330	60,50	115,18
Ιουν-06	56,50	33459	61,00	115,37
Ιουλ-06	60,00	40908	62,00	116,43
Αυγ-06	74,00	55690	63,50	116,60
Σεπ-06	76,00	58531	66,00	117,67
Οκτ-06	76,50	58871	67,00	118,40
Νοε-06	79,00	64305	68,00	119,48
Δεκ-06	81,00	66362	68,00	120,00
Ιαν-07	82,50	70970	71,00	121,11
Φεβ-07	83,50	72222	76,50	122,30
Μαρ-07	93,00	84158	79,00	123,10
Απρ-07	95,00	97385	80,00	124,20
Μαϊ-07	100,00	107821	86,00	125,37
Ιουν-07	101,00	87573	88,00	125,96
Ιουλ-07	106,50	97372	89,00	126,52
Αυγ-07	120,00	114433	91,00	127,91
Σεπ-07	130,00	140445	93,00	128,27
Οκτ-07	136,00	176215	96,00	128,65
Νοε-07	152,00	179511	96,00	129,19
Δεκ-07	150,00	170669	97,00	130,55
Ιαν-08	143,50	110262	95,00	131,63
Φεβ-08	139,50	111502	95,00	132,07
Μαρ-08	145,00	130145	95,50	132,43
Απρ-08	145,00	141395	95,50	133,16
Μαϊ-08	153,00	201136	95,50	133,76
Ιουν-08	153,00	186298	96,00	134,84
Ιουλ-08	155,00	153941	97,00	136,37
Αυγ-08	153,00	129936	99,00	138,10
Σεπ-08	134,00	70063	96,00	139,72
Οκτ-08	75,00	19517	92,50	141,44
Νοε-08	48,00	3995	89,00	142,12
Δεκ-08	45,00	6499	88,00	142,62
Ιαν-09	45,00	14377	81,00	143,47
Φεβ-09	48,50	31979	74,00	143,83
Μαρ-09	48,50	23268	72,50	145,83
Απρ-09	48,50	19982	72,00	147,76
Μαϊ-09	52,00	37485	72,00	149,03
Ιουν-09	56,00	80846	69,00	150,45
Ιουλ-09	59,00	60852	65,00	152,71
Αυγ-09	58,00	44241	61,00	156,50

Σεπ-09	58,00	29919	58,00	158,80
Οκτ-09	52,50	41889	56,50	161,82
Νοε-09	52,50	70281	56,50	165,01
Δεκ-09	55,00	54449	56,00	167,33
Ιαν-10	55,00	38395	56,00	169,97
Φεβ-10	56,50	30862	56,00	173,03
Μαρ-10	62,00	33236	56,00	175,71
Απρ-10	62,00	29192	57,50	180,04
Μαϊ-10	60,00	47997	59,00	182,61
Ιουν-10	59,00	38113	59,50	185,29
Ιουλ-10	56,00	15858	59,50	188,94
Αυγ-10	56,00	27749	59,00	193,10
Σεπ-10	55,00	35430	58,00	195,55
Οκτ-10	56,50	42516	58,00	198,91
Νοε-10	55,50	35633	57,25	202,10
Δεκ-10	50,00	25162	57,00	205,80
Ιαν-11	50,00	10217	55,50	209,14
Φεβ-11	50,00	5874	55,00	215,33
Μαρ-11	47,00	8991	54,00	216,19
Απρ-11	47,00	7665	54,00	218,58
Μαϊ-11	45,00	7372	54,00	221,62
Ιουν-11	44,00	10780	54,00	224,51
Ιουλ-11	40,00	11862	52,00	226,39
Αυγ-11	39,00	13142	51,50	229,66
Σεπ-11	39,00	26170	51,00	232,02
Οκτ-11	40,00	29373	49,50	237,22
Νοε-11	40,00	26160	48,50	240,18
Δεκ-11	36,00	30651	48,50	244,31

Πίνακας τιμών 4 Μεταβλητές πλοίων τύπου Panamax
(Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010)

ΤΥΠΟΣ ΠΛΟΙΩΝ PANAMAX ΜΕΤΑΦΟΡΑΣ ΞΗΡΩΝ ΧΥΔΗΝ ΦΟΡΤΙΩΝ				
Ημερομηνία	Τιμές Μεταχειρισμένων (εκ. USD\$)	Μέση Τιμή Μίσθωσης Χρονοαπόδοσης (USD\$)	Τιμές Νεότευκτων (εκ. USD\$)	Συνολικό Τονάζ Στόλου (εκ. DWT)
Μαϊ-99	15,00	8099	20,00	64,00
Ιουν-99	15,50	7525	21,00	63,98
Ιουλ-99	16,00	7125	21,50	63,93
Αυγ-99	16,00	7382	21,50	64,37
Σεπ-99	16,00	7654	21,50	64,60
Οκτ-99	16,75	8980	22,50	64,95
Νοε-99	16,75	9130	21,50	65,39
Δεκ-99	16,75	8764	22,00	65,62
Ιαν-00	17,25	9932	22,75	65,50
Φεβ-00	17,00	9691	23,00	66,26
Μαρ-00	17,25	11249	23,00	66,55
Απρ-00	17,00	11070	22,75	67,18
Μαϊ-00	16,25	11173	23,00	67,50
Ιουν-00	16,00	11623	22,50	67,67
Ιουλ-00	16,75	11669	23,00	67,82
Αυγ-00	16,75	11409	23,00	67,97
Σεπ-00	16,75	11874	23,00	68,28
Οκτ-00	16,50	11507	23,00	68,76
Νοε-00	16,00	11118	22,50	69,28
Δεκ-00	16,00	10737	22,50	69,74
Ιαν-01	16,50	11736	22,00	69,90
Φεβ-01	16,25	11393	22,00	70,96
Μαρ-01	15,50	11798	22,00	71,63
Απρ-01	15,50	11147	22,00	72,69
Μαϊ-01	15,50	10851	22,00	72,94
Ιουν-01	15,00	9748	21,50	73,83
Ιουλ-01	15,00	8783	21,50	74,25
Αυγ-01	14,50	6355	21,00	75,09
Σεπ-01	14,00	6396	21,00	75,50
Οκτ-01	14,00	5784	21,00	75,98
Νοε-01	14,00	5448	20,50	76,02
Δεκ-01	14,00	5689	20,50	76,08
Ιαν-02	14,50	6706	20,50	76,15
Φεβ-02	14,75	6535	20,50	77,15
Μαρ-02	15,50	7291	20,50	77,37
Απρ-02	16,25	7061	21,25	77,86
Μαϊ-02	17,00	7161	21,50	78,03
Ιουν-02	16,75	6431	21,50	78,57

Ιουλ-02	16,00	6678	21,00	78,66
Αυγ-02	16,00	6786	21,00	78,71
Σεπ-02	16,25	8099	21,00	78,77
Οκτ-02	16,50	8859	21,00	78,64
Νοε-02	16,50	10337	21,25	78,69
Δεκ-02	17,00	12463	21,50	78,84
Ιαν-03	17,80	12948	22,00	78,93
Φεβ-03	18,50	12268	22,25	79,14
Μαρ-03	18,50	13261	22,25	79,29
Απρ-03	18,75	15697	22,25	79,37
Μαϊ-03	18,75	17055	22,50	79,46
Ιουν-03	18,75	15636	22,50	79,61
Ιουλ-03	19,00	17216	23,25	79,73
Αυγ-03	19,25	16355	24,00	79,73
Σεπ-03	19,50	17661	24,25	79,82
Οκτ-03	25,00	34059	24,50	79,85
Νοε-03	25,50	33265	26,00	80,09
Δεκ-03	28,00	36862	27,00	80,16
Ιαν-04	33,25	41620	29,50	80,09
Φεβ-04	36,00	43320	31,00	80,61
Μαρ-04	36,00	43582	33,00	81,13
Απρ-04	35,50	37779	35,00	81,59
Μαϊ-04	32,00	27684	33,00	82,21
Ιουν-04	26,00	20512	30,00	82,76
Ιουλ-04	29,50	29501	31,00	83,14
Αυγ-04	35,00	31479	33,00	83,83
Σεπ-04	34,00	32125	34,00	84,23
Οκτ-04	35,00	36142	35,00	85,00
Νοε-04	40,00	42448	36,00	85,45
Δεκ-04	40,00	43582	36,00	85,99
Ιαν-05	45,00	35413	37,50	86,38
Φεβ-05	45,50	35813	38,00	86,68
Μαρ-05	45,50	39216	40,00	87,29
Απρ-05	46,00	33905	40,00	88,06
Μαϊ-05	44,00	25814	40,50	88,77
Ιουν-05	42,15	21254	38,50	89,46
Ιουλ-05	39,00	13965	38,50	90,09
Αυγ-05	38,00	14827	37,00	90,86
Σεπ-05	36,50	19330	36,50	91,32
Οκτ-05	36,50	21549	36,00	92,10
Νοε-05	32,50	18438	36,00	92,57
Δεκ-05	29,50	17862	36,00	93,39
Ιαν-06	29,00	16014	35,00	93,70

Φεβ-06	29,50	16276	34,00	94,96
Μαρ-06	31,50	18550	33,50	95,20
Απρ-06	33,00	16925	33,50	96,19
Μαϊ-06	32,00	17533	34,00	96,69
Ιουν-06	33,00	20944	34,50	97,31
Ιουλ-06	37,50	22977	37,00	98,04
Αυγ-06	41,00	27221	38,50	98,60
Σεπ-06	44,00	31880	39,00	99,33
Οκτ-06	45,00	30424	40,00	100,17
Νοε-06	44,60	32943	40,00	100,56
Δεκ-06	45,50	34613	40,00	101,12
Ιαν-07	48,00	34664	40,00	101,76
Φεβ-07	48,50	34289	41,50	102,38
Μαρ-07	50,00	40279	42,50	102,99
Απρ-07	53,00	43538	42,50	103,63
Μαϊ-07	57,00	48534	43,00	104,27
Ιουν-07	58,00	46672	46,00	104,66
Ιουλ-07	68,00	57290	47,50	105,31
Αυγ-07	74,00	57754	49,50	105,81
Σεπ-07	79,00	71440	50,00	106,38
Οκτ-07	85,00	86110	53,00	106,78
Νοε-07	92,00	85906	54,00	107,03
Δεκ-07	88,50	75799	55,00	107,66
Ιαν-08	83,00	55937	55,00	108,24
Φεβ-08	81,50	54202	55,00	108,65
Μαρ-08	82,00	65694	55,00	109,12
Απρ-08	83,00	67051	55,00	109,90
Μαϊ-08	88,00	81464	55,00	110,29
Ιουν-08	88,00	75248	55,00	111,12
Ιουλ-08	89,00	70134	55,00	111,44
Αυγ-08	88,00	51966	55,00	111,86
Σεπ-08	80,00	39837	54,00	112,70
Οκτ-08	36,00	11430	50,00	113,61
Νοε-08	26,00	6736	47,00	114,52
Δεκ-08	26,00	4140	46,50	114,74
Ιαν-09	29,00	4397	41,00	114,75
Φεβ-09	29,00	10662	38,00	114,80
Μαρ-09	29,00	14611	38,00	115,17
Απρ-09	29,50	11302	36,50	115,62
Μαϊ-09	31,00	18363	36,00	116,02
Ιουν-09	35,50	24190	34,00	116,72
Ιουλ-09	35,50	25571	33,00	117,84
Αυγ-09	35,50	19555	33,00	118,13

Σεπ-09	34,50	19717	33,00	118,57
Οκτ-09	32,00	22242	33,00	119,34
Νοε-09	33,00	31335	33,75	120,10
Δεκ-09	36,00	29405	33,75	120,82
Ιαν-10	36,25	30708	33,75	121,15
Φεβ-10	36,25	25390	34,00	122,49
Μαρ-10	37,50	32351	34,00	123,53
Απρ-10	39,50	31268	34,25	124,49
Μαϊ-10	41,00	34592	34,25	126,00
Ιουν-10	40,25	26844	34,25	126,79
Ιουλ-10	38,00	18047	34,50	128,13
Αυγ-10	38,50	22956	34,50	129,19
Σεπ-10	40,50	24069	34,50	130,33
Οκτ-10	39,50	18779	34,50	132,26
Νοε-10	39,50	18282	34,50	133,35
Δεκ-10	36,00	17550	34,50	134,88
Ιαν-11	36,00	13816	34,50	136,66
Φεβ-11	36,00	13392	34,50	137,93
Μαρ-11	34,00	16440	33,50	139,07
Απρ-11	34,00	12811	33,50	140,73
Μαϊ-11	31,50	13903	33,50	142,05
Ιουν-11	33,00	14647	33,50	143,69
Ιουλ-11	31,00	12659	31,50	145,13
Αυγ-11	27,50	12459	31,25	146,51
Σεπ-11	27,00	13483	30,00	147,74
Οκτ-11	28,00	15759	29,00	150,28
Νοε-11	27,00	14439	29,00	152,55
Δεκ-11	26,50	13749	29,00	154,20

**Πίνακας τιμών 5 Χωρητικότητα στόλου πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων
(Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010)**

ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΧΩΡΗΤΙΚΟΤΗΤΑ ΠΛΟΙΩΝ ΧΥΔΗΝ ΞΗΡΩΝ ΦΟΡΤΙΩΝ (εκατ. DWT)									
Ημ/γία	Capesize	Ποσοστό του συνολικού τονάζ	Panamax	Ποσοστό του συνολικού τονάζ	Handymax	Ποσοστό του συνολικού τονάζ	Handysize	Ποσοστό του συνολικού τονάζ	Σύνολο Στόλου
1970	1,36	2%	6,38	11%	13,35	23%	36,88	64%	57,98
1971	2,70	4%	7,00	11%	14,42	22%	40,12	62%	64,24
1972	5,04	7%	8,05	11%	15,15	21%	44,07	61%	72,31
1973	7,34	9%	9,59	12%	15,92	19%	49,03	60%	81,87
1974	10,53	11%	11,41	12%	16,97	18%	53,07	58%	91,98
1975	11,53	12%	13,11	13%	18,61	19%	56,83	57%	100,08
1976	13,23	12%	14,98	14%	19,99	18%	60,25	56%	108,45
1977	15,48	13%	17,39	15%	21,56	18%	65,33	55%	119,75
1978	16,92	13%	20,31	15%	22,94	17%	72,02	54%	132,19
1979	17,90	13%	21,61	16%	23,78	17%	75,05	54%	138,35
1980	18,36	13%	22,20	16%	23,84	17%	76,51	54%	140,91
1981	18,95	13%	23,56	16%	24,21	17%	78,20	54%	144,93
1982	24,62	16%	28,34	18%	24,61	16%	81,21	51%	158,77
1983	29,65	17%	33,34	19%	25,46	15%	83,93	49%	172,39
1984	32,65	18%	37,21	21%	26,09	14%	85,53	47%	181,47
1985	35,50	18%	40,17	21%	28,18	15%	88,70	46%	192,55
1986	39,14	20%	40,12	20%	30,16	15%	88,13	45%	197,54
1987	42,79	22%	39,30	20%	29,65	15%	85,18	43%	196,91
1988	43,72	22%	40,06	20%	29,15	15%	83,27	42%	196,20
1989	45,70	23%	40,62	21%	29,33	15%	82,44	42%	198,09
1990	48,60	24%	42,71	21%	30,24	15%	82,34	40%	203,89
1991	54,13	26%	44,32	21%	31,32	15%	81,83	39%	211,60
1992	55,70	26%	45,36	21%	32,40	15%	81,54	38%	215,00
1993	56,13	26%	45,01	21%	32,53	15%	81,52	38%	215,19
1994	59,00	27%	46,92	21%	32,67	15%	81,00	37%	219,59
1995	62,45	27%	50,51	22%	34,75	15%	80,52	35%	228,23
1996	69,18	28%	54,97	23%	38,08	16%	81,71	33%	243,94
1997	74,63	29%	57,28	23%	40,68	16%	81,52	32%	254,11
1998	79,24	30%	61,40	23%	43,06	16%	81,36	31%	265,07
1999	78,07	30%	62,92	24%	44,86	17%	78,45	30%	264,31
2000	79,82	30%	65,50	25%	45,11	17%	76,75	29%	267,18
2001	83,82	30%	69,90	25%	46,12	17%	75,27	27%	275,11
2002	87,45	30%	76,15	27%	50,40	18%	73,13	25%	287,13
2003	89,80	30%	78,93	27%	54,39	18%	71,65	24%	294,77
2004	94,00	31%	80,09	27%	57,18	19%	70,69	23%	301,97
2005	102,73	32%	86,38	27%	61,19	19%	71,99	22%	322,29
2006	111,40	32%	93,70	27%	66,66	19%	72,96	21%	344,72
2007	121,34	33%	101,68	28%	71,60	19%	73,22	20%	367,85

2008	131,84	34%	108,16	28%	76,87	20%	74,97	19%	391,84
2009	143,68	34%	114,67	27%	82,91	20%	76,19	18%	417,45
2010	169,92	37%	121,07	26%	91,84	20%	75,43	16%	458,25
2011	209,36	39%	136,48	25%	109,16	20%	81,14	15%	536,15

Πίνακας τιμών 6 Συνολικός αριθμός πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων
(Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010)

ΣΥΝΟΛΙΚΟΣ ΑΡΙΘΜΟΣ ΠΛΟΙΩΝ ΧΥΔΗΝ ΞΗΡΩΝ ΦΟΡΤΙΩΝ									
Ημ/μία	Capesize	Ποσοστό του συνολικού στόλου	Panamax	Ποσοστό του συνολικού στόλου	Handymax	Ποσοστό του συνολικού στόλου	Handysize	Ποσοστό του συνολικού στόλου	Σύνολο Στόλου
1970	12	1%	88	4%	271	13%	1681	82%	2052
1971	23	1%	97	4%	292	13%	1809	81%	2221
1972	41	2%	112	5%	307	13%	1963	81%	2423
1973	59	2%	134	5%	322	12%	2144	81%	2659
1974	83	3%	161	6%	343	12%	2281	80%	2868
1975	91	3%	186	6%	376	12%	2421	79%	3074
1976	105	3%	213	6%	404	12%	2568	78%	3290
1977	123	3%	249	7%	437	12%	2771	77%	3580
1978	134	3%	292	7%	467	12%	3020	77%	3913
1979	142	3%	311	8%	487	12%	3128	77%	4068
1980	146	4%	319	8%	489	12%	3168	77%	4122
1981	150	4%	339	8%	496	12%	3216	77%	4201
1982	189	4%	407	9%	505	11%	3326	75%	4427
1983	222	5%	480	10%	526	11%	3410	74%	4638
1984	240	5%	537	11%	542	11%	3436	72%	4755
1985	258	5%	583	12%	591	12%	3481	71%	4913
1986	277	6%	583	12%	642	13%	3413	69%	4915
1987	295	6%	575	12%	637	13%	3283	69%	4790
1988	296	6%	588	12%	628	13%	3196	68%	4708
1989	306	7%	597	13%	633	13%	3158	67%	4694
1990	323	7%	628	13%	654	14%	3147	66%	4752
1991	357	7%	652	14%	678	14%	3119	65%	4806
1992	365	8%	666	14%	703	15%	3102	64%	4836
1993	363	8%	661	14%	707	15%	3097	64%	4828
1994	379	8%	688	14%	710	15%	3071	63%	4848
1995	399	8%	739	15%	758	15%	3048	62%	4944
1996	443	9%	799	15%	832	16%	3092	60%	5166
1997	472	9%	830	16%	893	17%	3082	58%	5277
1998	499	9%	886	16%	945	17%	3073	57%	5403
1999	487	9%	905	17%	985	18%	2967	56%	5344
2000	492	9%	939	18%	992	19%	2896	54%	5319
2001	514	10%	996	19%	1014	19%	2838	53%	5362
2002	534	10%	1076	20%	1098	20%	2760	50%	5468
2003	544	10%	1109	20%	1176	21%	2704	49%	5533
2004	566	10%	1123	20%	1229	22%	2667	48%	5585
2005	612	11%	1205	21%	1306	22%	2705	46%	5828
2006	659	11%	1299	21%	1407	23%	2735	45%	6100
2007	714	11%	1398	22%	1499	24%	2744	43%	6355

2008	770	12%	1478	22%	1596	24%	2809	42%	6653
2009	824	12%	1557	22%	1705	25%	2856	41%	6942
2010	955	13%	1630	22%	1862	26%	2814	39%	7261
2011	1164	14%	1815	22%	2167	27%	2987	37%	8133

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

**Πίνακας τιμών 7 Σταθμισμένες Μέσες Απολαβές των πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων
(Πηγή: Clarkson's Shipping Intelligence Network 2010)**

Σταθμισμένες Μέσες Απολαβές όλων των πλοίων μεταφοράς χύδην ξηρών φορτίων					
Ημερομηνία	\$ ανά ημέρα	Ημερομηνία	\$ ανά ημέρα	Ημερομηνία	\$ ανά ημέρα
Ιαν-02	6213	Μαϊ-05	23299	Σεπ-08	31711
Φεβ-02	6271	Ιουν-05	19814	Οκτ-08	11050
Μαρ-02	6871	Ιουλ-05	15529	Νοε-08	5924
Απρ-02	6884	Αυγ-05	14362	Δεκ-08	5036
Μαϊ-02	6770	Σεπ-05	17024	Ιαν-09	5172
Ιουν-02	6521	Οκτ-05	18775	Φεβ-09	11359
Ιουλ-02	6502	Νοε-05	17335	Μαρ-09	12246
Αυγ-02	6598	Δεκ-05	15638	Απρ-09	10106
Σεπ-02	7391	Ιαν-06	13826	Μαϊ-09	14482
Οκτ-02	8191	Φεβ-06	13967	Ιουν-09	20230
Νοε-02	8945	Μαρ-06	15422	Ιουλ-09	18883
Δεκ-02	9889	Απρ-06	15089	Αυγ-09	15987
Ιαν-03	9930	Μαϊ-06	15763	Σεπ-09	15528
Φεβ-03	9951	Ιουν-06	17574	Οκτ-09	16935
Μαρ-03	10875	Ιουλ-06	19205	Νοε-09	22666
Απρ-03	12074	Αυγ-06	21910	Δεκ-09	21433
Μαϊ-03	12794	Σεπ-06	25114	Ιαν-10	21178
Ιουν-03	12495	Οκτ-06	26234	Φεβ-10	19223
Ιουλ-03	12587	Νοε-06	26894	Μαρ-10	22456
Αυγ-03	12982	Δεκ-06	27868	Απρ-10	21479
Σεπ-03	13863	Ιαν-07	29447	Μαϊ-10	25934
Οκτ-03	22012	Φεβ-07	29045	Ιουν-10	21353
Νοε-03	23577	Μαρ-07	32035	Ιουλ-10	14604
Δεκ-03	26407	Απρ-07	35146	Αυγ-10	17166
Ιαν-04	30631	Μαϊ-07	38742	Σεπ-10	19098
Φεβ-04	34320	Ιουν-07	35887	Οκτ-10	17469
Μαρ-04	32294	Ιουλ-07	41763	Νοε-10	15374
Απρ-04	28025	Αυγ-07	45384	Δεκ-10	14284
Μαϊ-04	22151	Σεπ-07	52923	Ιαν-11	10641
Ιουν-04	17509	Οκτ-07	63460	Φεβ-11	9587
Ιουλ-04	22670	Νοε-07	64601	Μαρ-11	11875
Αυγ-04	25083	Δεκ-07	62559	Απρ-11	10715
Σεπ-04	25871	Ιαν-08	47815	Μαϊ-11	11005
Οκτ-04	28273	Φεβ-08	43994	Ιουν-11	11399
Νοε-04	32042	Μαρ-08	50198	Ιουλ-11	10266
Δεκ-04	33348	Απρ-08	51805	Αυγ-11	10268
Ιαν-05	29409	Μαϊ-08	65173	Σεπ-11	12594
Φεβ-05	28837	Ιουν-08	62473	Οκτ-11	13726
Μαρ-05	29971	Ιουλ-08	56353	Νοε-11	11682

Απρ-05	28583	Αυγ-08	45498	Δεκ-11	11674
--------	-------	--------	-------	--------	-------

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

Πίνακας τιμών 8 ADF στις αρχικές τιμές του δείκτη BDI
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: BDI has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.639940	0.0952
Test critical values:	1% level		-2.581349	
	5% level		-1.943090	
	10% level		-1.615220	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BDI)				
Method: Least Squares				
Date: 04/24/12 Time: 16:50				
Sample (adjusted): 2000M03 2011M12				
Included observations: 142 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BDI(-1)	-0.022081	0.013465	-1.639940	0.1033
D(BDI(-1))	0.431156	0.076290	5.651562	0.0000
R-squared	0.191798	Mean dependent var		3.352113
Adjusted R-squared	0.186025	S.D. dependent var		693.7679
S.E. of regression	625.9211	Akaike info criterion		15.73031
Sum squared resid	54848816	Schwarz criterion		15.77194
Log likelihood	-1114.852	Hannan-Quinn criter.		15.74723
Durbin-Watson stat	1.900606			

**Πίνακας τιμών 9 ADF στις τιμές της 1^{ης} τάξης ολοκλήρωσης του δείκτη BDI
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: D(BDI) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.590029	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.581349	
	5% level		-1.943090	
	10% level		-1.615220	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BDI,2)				
Method: Least Squares				
Date: 04/24/12 Time: 16:54				
Sample (adjusted): 2000M03 2011M12				
Included observations: 142 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BDI(-1))	-0.580126	0.076433	-7.590029	0.0000
R-squared	0.290061	Mean dependent var		0.084507
Adjusted R-squared	0.290061	S.D. dependent var		747.3006
S.E. of regression	629.6597	Akaike info criterion		15.73525
Sum squared resid	55902463	Schwarz criterion		15.75607
Log likelihood	-1116.203	Hannan-Quinn criter.		15.74371
Durbin-Watson stat	1.888931			

Πίνακας τιμών 10 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA (1,1,0)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Model Fit ARIMA (1,1,0)											
Fit Statistic	Mean	SE	Minimum	Maximum	Percentile						
					5	10	25	50	75	90	95
Stationary R-squared	,176	.	,176	,176	,176	,176	,176	,176	,176	,176	,176
R-squared	,924	.	,924	,924	,924	,924	,924	,924	,924	,924	,924
RMSE	627,445	.	627,445	627,445	627,445	627,445	627,445	627,445	627,445	627,445	627,445
MAPE	12,345	.	12,345	12,345	12,345	12,345	12,345	12,345	12,345	12,345	12,345
MaxAPE	119,193	.	119,193	119,193	119,193	119,193	119,193	119,193	119,193	119,193	119,193
MAE	400,763	.	400,763	400,763	400,763	400,763	400,763	400,763	400,763	400,763	400,763
MaxAE	2463,599	.	2463,599	2463,599	2463,599	2463,599	2463,599	2463,599	2463,599	2463,599	2463,599
Normalized BIC	12,918	.	12,918	12,918	12,918	12,918	12,918	12,918	12,918	12,918	12,918

Πίνακας τιμών 11 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(4,1,0)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Model Fit ARIMA (4,1,0)											
Fit Statistic	Mean	SE	Minimum	Maximum	Percentile						
					5	10	25	50	75	90	95
Stationary R-squared	,227	.	,227	,227	,227	,227	,227	,227	,227	,227	,227
R-squared	,928	.	,928	,928	,928	,928	,928	,928	,928	,928	,928
RMSE	614,446	.	614,446	614,446	614,446	614,446	614,446	614,446	614,446	614,446	614,446
MAPE	12,162	.	12,162	12,162	12,162	12,162	12,162	12,162	12,162	12,162	12,162
MaxAPE	132,996	.	132,996	132,996	132,996	132,996	132,996	132,996	132,996	132,996	132,996
MAE	395,520	.	395,520	395,520	395,520	395,520	395,520	395,520	395,520	395,520	395,520
MaxAE	2404,566	.	2404,566	2404,566	2404,566	2404,566	2404,566	2404,566	2404,566	2404,566	2404,566
Normalized BIC	12,980	.	12,980	12,980	12,980	12,980	12,980	12,980	12,980	12,980	12,980

Πίνακας τιμών 12 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(9,1,0)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Model Fit ARIMA(9,1,0)											
Fit Statistic	Mean	SE	Minimum	Maximum	Percentile						
					5	10	25	50	75	90	95
Stationary R-squared	,287	.	,287	,287	,287	,287	,287	,287	,287	,287	,287
R-squared	,934	.	,934	,934	,934	,934	,934	,934	,934	,934	,934
RMSE	600,805	.	600,805	600,805	600,805	600,805	600,805	600,805	600,805	600,805	600,805
MAPE	11,279	.	11,279	11,279	11,279	11,279	11,279	11,279	11,279	11,279	11,279
MaxAPE	117,941	.	117,941	117,941	117,941	117,941	117,941	117,941	117,941	117,941	117,941
MAE	374,004	.	374,004	374,004	374,004	374,004	374,004	374,004	374,004	374,004	374,004
MaxAE	2132,382	.	2132,382	2132,382	2132,382	2132,382	2132,382	2132,382	2132,382	2132,382	2132,382
Normalized BIC	13,109	.	13,109	13,109	13,109	13,109	13,109	13,109	13,109	13,109	13,109

Πίνακας τιμών 13 Έλεγχος των υπολοίπων (όρος σφάλματος) του μοντέλου ARIMA(4,1,0)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Autocorrelations						Partial Autocorrelations		
Series: Residual ARIMA(4,1,0)						Series: Residual ARIMA(4,1,0)		
Lag	Autocorrelation	Std. Error ^a	Box-Ljung Statistic			Partial Autocorrelation	Std. Error	
			Value	df	Sig. ^b			
1	,016	,083	,037	1	,847	,016	,084	
2	,011	,082	,055	2	,973	,011	,084	
3	,005	,082	,059	3	,996	,005	,084	
4	-,055	,082	,514	4	,972	-,056	,084	
5	,080	,082	1,467	5	,917	,082	,084	
6	,051	,081	1,864	6	,932	,050	,084	
7	,038	,081	2,079	7	,955	,035	,084	
8	-,200	,081	8,246	8	,410	-,210	,084	
9	,135	,080	11,077	9	,270	,159	,084	
10	,066	,080	11,760	10	,301	,066	,084	
11	-,091	,080	13,072	11	,289	-,110	,084	
12	-,047	,079	13,428	12	,339	-,090	,084	
13	-,123	,079	15,834	13	,258	-,066	,084	
14	-,003	,079	15,836	14	,324	,020	,084	
15	-,030	,079	15,981	15	,383	-,056	,084	
16	-,023	,078	16,066	16	,448	-,084	,084	
17	-,221	,078	24,084	17	,117	-,172	,084	
18	,017	,078	24,132	18	,151	,085	,084	
19	-,063	,077	24,797	19	,167	-,118	,084	
20	,069	,077	25,592	20	,180	,084	,084	
21	-,010	,077	25,609	21	,222	-,056	,084	
22	-,087	,076	26,905	22	,215	-,008	,084	
23	-,088	,076	28,235	23	,207	-,114	,084	
24	,082	,076	29,417	24	,205	,123	,084	
25	,065	,075	30,157	25	,218	-,033	,084	
26	-,113	,075	32,427	26	,179	-,072	,084	
27	,013	,075	32,459	27	,216	-,035	,084	
28	-,150	,074	36,491	28	,131	-,134	,084	
29	,050	,074	36,945	29	,148	,049	,084	
30	,085	,074	38,266	30	,143	-,031	,084	
31	,040	,073	38,563	31	,165	,054	,084	
32	,016	,073	38,613	32	,196	,006	,084	
33	-,105	,073	40,696	33	,168	-,086	,084	
34	,098	,073	42,515	34	,150	-,026	,084	
35	-,060	,072	43,215	35	,160	-,004	,084	
36	,082	,072	44,513	36	,156	,002	,084	
37	-,009	,071	44,528	37	,185	,044	,084	
38	-,047	,071	44,974	38	,203	-,076	,084	
39	,084	,071	46,381	39	,194	,041	,084	
40	-,008	,070	46,394	40	,226	-,045	,084	
41	,089	,070	48,006	41	,210	,073	,084	
42	-,052	,070	48,563	42	,225	-,046	,084	
43	,078	,069	49,811	43	,221	,092	,084	
44	-,002	,069	49,812	44	,253	-,047	,084	
45	,092	,069	51,596	45	,232	,069	,084	
46	,018	,068	51,664	46	,262	-,022	,084	
47	-,101	,068	53,860	47	,228	-,045	,084	
48	-,004	,068	53,863	48	,260	-,017	,084	
49	-,011	,067	53,889	49	,293	,002	,084	
50	,060	,067	54,690	50	,301	,009	,084	
51	-,046	,067	55,161	51	,320	-,068	,084	
52	,019	,066	55,246	52	,353	,058	,084	
53	,029	,066	55,446	53	,383	,090	,084	
54	-,007	,066	55,456	54	,420	-,006	,084	
55	,169	,065	62,210	55	,235	,128	,084	
56	-,071	,065	63,418	56	,231	-,062	,084	
57	-,100	,064	65,840	57	,198	-,059	,084	
58	-,054	,064	66,544	58	,207	,012	,084	
59	,026	,064	66,714	59	,229	,000	,084	
60	-,066	,063	67,803	60	,228	-,049	,084	
61	-,006	,063	67,813	61	,256	-,079	,084	

62	-.046	.063	68,366	62	.270	.009	.084
63	-.023	.062	68,505	63	.296	.013	.084
64	.014	.062	68,556	64	.326	-.005	.084
65	.000	.061	68,556	65	.358	-.054	.084
66	-.006	.061	68,566	66	.390	.069	.084
67	-.026	.061	68,757	67	.418	.055	.084
68	.040	.060	69,190	68	.437	.002	.084
69	-.024	.060	69,347	69	.466	-.023	.084
70	.016	.059	69,416	70	.497	.024	.084
71	-.058	.059	70,380	71	.498	-.040	.084
72	-.033	.059	70,706	72	.521	.028	.084
73	.060	.058	71,787	73	.518	-.059	.084
74	-.021	.058	71,917	74	.547	.000	.084
75	-.011	.057	71,953	75	.578	-.118	.084
76	-.038	.057	72,405	76	.596	.017	.084
77	.023	.056	72,569	77	.622	-.037	.084
78	-.027	.056	72,801	78	.645	.048	.084
79	.049	.056	73,565	79	.651	-.063	.084
80	-.005	.055	73,572	80	.681	.007	.084
81	-.064	.055	74,935	81	.669	.028	.084
82	.037	.054	75,398	82	.684	-.028	.084
83	.008	.054	75,422	83	.711	.041	.084
84	.003	.053	75,425	84	.737	-.083	.084
85	-.003	.053	75,429	85	.762	.039	.084
86	.035	.052	75,867	86	.775	-.031	.084
87	-.024	.052	76,080	87	.792	-.022	.084
88	-.013	.052	76,144	88	.812	-.064	.084
89	.021	.051	76,318	89	.829	.024	.084
90	-.008	.051	76,346	90	.847	-.010	.084
91	.003	.050	76,349	91	.864	-.011	.084
92	.025	.050	76,602	92	.876	-.034	.084
93	-.008	.049	76,629	93	.891	.012	.084
94	-.020	.049	76,800	94	.902	-.052	.084
95	.013	.048	76,872	95	.913	.039	.084
96	.009	.048	76,909	96	.924	-.043	.084
97	-.020	.047	77,084	97	.932	-.016	.084
98	.014	.047	77,174	98	.941	-.045	.084
99	-.017	.046	77,303	99	.948	.008	.084
100	-.007	.046	77,330	100	.955	-.013	.084
a. The underlying process assumed is independence (white noise).							
b. Based on the asymptotic chi-square approximation.							

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ

Πίνακας τιμών 14 ADF στις αρχικές τιμές του δείκτη BDI
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: BDI has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.809853	0.3636
Test critical values:			1% level	-2.580681
			5% level	-1.942996
			10% level	-1.615279
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BDI)				
Method: Least Squares				
Date: 06/01/12 Time: 16:48				
Sample (adjusted): 1/16/2009 12/23/2011				
Included observations: 148 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BDI(-1)	-0.005477	0.006763	-0.809853	0.4193
D(BDI(-1))	0.426476	0.076198	5.596944	0.0000
R-squared	0.175962	Mean dependent var		8.567568
Adjusted R-squared	0.170317	S.D. dependent var		221.5200
S.E. of regression	201.7757	Akaike info criterion		13.46561
Sum squared resid	5944162.	Schwarz criterion		13.50611
Log likelihood	-994.4553	Hannan-Quinn criter.		13.48207
Durbin-Watson stat	2.090333			

Πίνακας τιμών 15 ADF στις τιμές της 1^{ης} τάξης ολοκλήρωσης του δείκτη BDI
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: D(BDI) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.630278	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.580681	
	5% level		-1.942996	
	10% level		-1.615279	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BDI,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/01/12 Time: 16:48				
Sample (adjusted): 1/16/2009 12/23/2011				
Included observations: 148 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BDI(-1))	-0.578691	0.075841	-7.630278	0.0000
R-squared	0.283520	Mean dependent var		-3.756757
Adjusted R-squared	0.283520	S.D. dependent var		238.0992
S.E. of regression	201.5394	Akaike info criterion		13.45658
Sum squared resid	5970864.	Schwarz criterion		13.47683
Log likelihood	-994.7870	Hannan-Quinn criter.		13.46481
Durbin-Watson stat	2.080586			

Πίνακας τιμών 16 Η αυτοσυσχέτιση του δείκτη BDI (εβδομαδιαίες τιμές)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Autocorrelations					
Series: BDI (Weekly Data Jan 2009 - Dec 2011)					
Lag	Autocorrelation	Std. Error ^a	Box-Ljung Statistic		
			Value	df	Sig. ^b
1	,956	,080	143,429	1	,000
2	,885	,080	267,298	2	,000
3	,801	,079	369,376	3	,000
4	,713	,079	450,855	4	,000
5	,624	,079	513,708	5	,000
6	,555	,078	563,661	6	,000
7	,502	,078	604,787	7	,000
8	,460	,078	639,582	8	,000
9	,429	,078	670,049	9	,000
10	,410	,077	698,141	10	,000
11	,406	,077	725,806	11	,000
12	,404	,077	753,429	12	,000

a. The underlying process assumed is independence (white noise).

b. Based on the asymptotic chi-square approximation.

Πίνακας τιμών 17 Η αυτοσυσχέτιση και μερική αυτοσυσχέτιση των 1^{ων} διαφορών του δείκτη BDI (εβδομαδιαίες τιμές)

(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Autocorrelations			Partial Autocorrelations				
Series: BDI (Weekly Data Jan 2009 - Dec 2011)							
Lag	Autocorrelation	Std. Error ^a	Box-Ljung Statistic			Partial Autocorrelation	Std. Error
			Value	df	Sig. ^b		
1	,411	,080	26,293	1	,000	,411	,081
2	,228	,080	34,423	2	,000	,071	,081
3	,052	,080	34,854	3	,000	-,077	,081
4	,040	,079	35,105	4	,000	,034	,081
5	-,226	,079	43,321	5	,000	-,293	,081
6	-,129	,079	46,027	6	,000	,064	,081
7	-,162	,078	50,288	7	,000	-,071	,081
8	-,144	,078	53,686	8	,000	-,084	,081
9	-,167	,078	58,272	9	,000	-,033	,081
10	-,188	,078	64,131	10	,000	-,202	,081
11	-,126	,077	66,769	11	,000	,037	,081
12	-,052	,077	67,216	12	,000	-,008	,081

a. The underlying process assumed is independence (white noise).

b. Based on the asymptotic chi-square approximation.

Πίνακας τιμών 18 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(1,1,0)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Model Fit											
Fit Statistic	Mean	SE	Minimum	Maximum	Percentile						
					5	10	25	50	75	90	95
Stationary R-squared	,168	.	,168	,168	,168	,168	,168	,168	,168	,168	,168
R-squared	,944	.	,944	,944	,944	,944	,944	,944	,944	,944	,944
RMSE	200,092	.	200,092	200,092	200,092	200,092	200,092	200,092	200,092	200,092	200,092
MAPE	5,852	.	5,852	5,852	5,852	5,852	5,852	5,852	5,852	5,852	5,852
MaxAPE	24,506	.	24,506	24,506	24,506	24,506	24,506	24,506	24,506	24,506	24,506
MAE	141,509	.	141,509	141,509	141,509	141,509	141,509	141,509	141,509	141,509	141,509
MaxAE	775,657	.	775,657	775,657	775,657	775,657	775,657	775,657	775,657	775,657	775,657
Normalized BIC	10,630	.	10,630	10,630	10,630	10,630	10,630	10,630	10,630	10,630	10,630

Πίνακας τιμών 19 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(5,1,0)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Model Fit											
Fit Statistic	Mean	SE	Minimum	Maximum	Percentile						
					5	10	25	50	75	90	95
Stationary R-squared	,248	.	,248	,248	,248	,248	,248	,248	,248	,248	,248
R-squared	,950	.	,950	,950	,950	,950	,950	,950	,950	,950	,950
RMSE	192,769	.	192,769	192,769	192,769	192,769	192,769	192,769	192,769	192,769	192,769
MAPE	5,649	.	5,649	5,649	5,649	5,649	5,649	5,649	5,649	5,649	5,649
MaxAPE	24,092	.	24,092	24,092	24,092	24,092	24,092	24,092	24,092	24,092	24,092
MAE	135,876	.	135,876	135,876	135,876	135,876	135,876	135,876	135,876	135,876	135,876
MaxAE	739,095	.	739,095	739,095	739,095	739,095	739,095	739,095	739,095	739,095	739,095
Normalized BIC	10,687	.	10,687	10,687	10,687	10,687	10,687	10,687	10,687	10,687	10,687

Πίνακας τιμών 20 Η αξιοπιστία του αυτοπαλίνδρομου μοντέλου ARIMA(10,1,0)
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Model Fit											
Fit Statistic	Mean	SE	Minimum	Maximum	Percentile						
					5	10	25	50	75	90	95
Stationary R-squared	,291	.	,291	,291	,291	,291	,291	,291	,291	,291	,291
R-squared	,953	.	,953	,953	,953	,953	,953	,953	,953	,953	,953
RMSE	190,445	.	190,445	190,445	190,445	190,445	190,445	190,445	190,445	190,445	190,445
MAPE	5,533	.	5,533	5,533	5,533	5,533	5,533	5,533	5,533	5,533	5,533
MaxAPE	24,081	.	24,081	24,081	24,081	24,081	24,081	24,081	24,081	24,081	24,081
MAE	131,235	.	131,235	131,235	131,235	131,235	131,235	131,235	131,235	131,235	131,235
MaxAE	698,156	.	698,156	698,156	698,156	698,156	698,156	698,156	698,156	698,156	698,156
Normalized BIC	10,828	.	10,828	10,828	10,828	10,828	10,828	10,828	10,828	10,828	10,828

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ

**Πίνακας τιμών 21 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: LN_SECONDHAND_ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.089930	0.6511
Test critical values:		1% level	-2.580065	
		5% level	-1.942910	
		10% level	-1.615334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_SECONDHAND_)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 12:59				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_SECONDHAND_(-1)	-0.000134	0.001491	-0.089930	0.9285
D(LN_SECONDHAND_(-1))	0.470105	0.071597	6.565992	0.0000
R-squared	0.220737	Mean dependent var		0.001449
Adjusted R-squared	0.215611	S.D. dependent var		0.082115
S.E. of regression	0.072726	Akaike info criterion		-2.391346
Sum squared resid	0.803929	Schwarz criterion		-2.351905
Log likelihood	186.1336	Hannan-Quinn criter.		-2.375325
Durbin-Watson stat	1.898544			

**Πίνακας τιμών 22 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Capesize (1η τάξη ολοκλήρωσης)
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: D(LN_SECONDHAND_) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.429645	0.0000
Test critical values:		1% level	-2.580065	
		5% level	-1.942910	
		10% level	-1.615334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_SECONDHAND_2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 13:00				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_SECONDHAND_(-1))	-0.530053	0.071343	-7.429645	0.0000
R-squared	0.265127	Mean dependent var		0.000133
Adjusted R-squared	0.265127	S.D. dependent var		0.084561
S.E. of regression	0.072489	Akaike info criterion		-2.404280
Sum squared resid	0.803972	Schwarz criterion		-2.384559
Log likelihood	186.1295	Hannan-Quinn criter.		-2.396269
Durbin-Watson stat	1.898429			

Πίνακας τιμών 23 ADF για το Average T/C τύπου Capesize
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: LN_AVERAGETC_ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.238370	0.5989
Test critical values:				
	1% level		-2.580164	
	5% level		-1.942924	
	10% level		-1.615325	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_AVERAGETC_)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 13:00				
Sample (adjusted): 1999M08 2012M04				
Included observations: 153 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_AVERAGETC_(-1)	-0.000559	0.002346	-0.238370	0.8119
D(LN_AVERAGETC_(-1))	0.433763	0.078023	5.559433	0.0000
D(LN_AVERAGETC_(-2))	-0.296881	0.077985	-3.806923	0.0002
R-squared	0.190308	Mean dependent var		-0.000982
Adjusted R-squared	0.179512	S.D. dependent var		0.332309
S.E. of regression	0.301008	Akaike info criterion		0.456054
Sum squared resid	13.59089	Schwarz criterion		0.515475
Log likelihood	-31.88815	Hannan-Quinn criter.		0.480192
Durbin-Watson stat	2.026712			

**Πίνακας τιμών 24 ADF για το Average T/C τύπου Capesize (1^η τάξη ολοκλήρωσης)
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: D(LN_AVERAGETC_) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.621607	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-2.580164	
	5% level		-1.942924	
	10% level		-1.615325	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_AVERAGETC_,2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/12 Time: 22:44				
Sample (adjusted): 1999M08 2012M04				
Included observations: 153 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_AVERAGETC_(-1))	-0.863524	0.089748	-9.621607	0.0000
D(LN_AVERAGETC_(-1),2)	0.297196	0.077729	3.823460	0.0002
R-squared	0.391223	Mean dependent var		0.000871
Adjusted R-squared	0.387191	S.D. dependent var		0.383314
S.E. of regression	0.300067	Akaike info criterion		0.443361
Sum squared resid	13.59603	Schwarz criterion		0.482975
Log likelihood	-31.91712	Hannan-Quinn criter.		0.459453
Durbin-Watson stat	2.026907			

**Πίνακας τιμών 25 ADF για τις τιμές νέων πλοίων τύπου Capesize
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: LN_NEWBUILDING_ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.240426	0.7547
Test critical values:		1% level	-2.580164	
		5% level	-1.942924	
		10% level	-1.615325	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_NEWBUILDING_)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 13:02				
Sample (adjusted): 1999M08 2012M04				
Included observations: 153 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_NEWBUILDING_(-1)	0.000129	0.000535	0.240426	0.8103
D(LN_NEWBUILDING_(-1))	0.297602	0.079553	3.740917	0.0003
D(LN_NEWBUILDING_(-2))	0.228228	0.079338	2.876643	0.0046
R-squared	0.192667	Mean dependent var		0.001857
Adjusted R-squared	0.181902	S.D. dependent var		0.029172
S.E. of regression	0.026386	Akaike info criterion		-4.412581
Sum squared resid	0.104430	Schwarz criterion		-4.353160
Log likelihood	340.5624	Hannan-Quinn criter.		-4.388443
Durbin-Watson stat	2.056412			

**Πίνακας τιμών 26 ADF για τις τιμές νέων πλοίων (1^η τάξη ολοκλήρωσης) τύπου Capesize
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: D(LN_NEWBUILDING_) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.406311	0.0000
Test critical values:		1% level	-2.580164	
		5% level	-1.942924	
		10% level	-1.615325	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_NEWBUILDING_2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 13:02				
Sample (adjusted): 1999M08 2012M04				
Included observations: 153 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_NEWBUILDING_(-1))	-0.472346	0.087369	-5.406311	0.0000
D(LN_NEWBUILDING_(-1),2)	-0.229260	0.078974	-2.902967	0.0043
R-squared	0.342779	Mean dependent var		-0.000164
Adjusted R-squared	0.338427	S.D. dependent var		0.032338
S.E. of regression	0.026303	Akaike info criterion		-4.425267
Sum squared resid	0.104471	Schwarz criterion		-4.385654
Log likelihood	340.5329	Hannan-Quinn criter.		-4.409176
Durbin-Watson stat	2.057215			

**Πίνακας τιμών 27 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή του τονάζ πλοίων τύπου Capesize
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: LN_FLEET_GROWTH_ has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.137600	0.0019	
Test critical values:					
	1% level		-2.584055		
	5% level		-1.943471		
	10% level		-1.614984		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LN_FLEET_GROWTH_)					
Method: Least Squares					
Date: 05/01/12 Time: 13:03					
Sample (adjusted): 1999M10 2012M04					
Included observations: 122 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	LN_FLEET_GROWTH_(-1)	-0.262203	0.083568	-3.137600	0.0021
	D(LN_FLEET_GROWTH_(-1))	-0.523373	0.080205	-6.525478	0.0000
R-squared		0.497061	Mean dependent var		0.035512
Adjusted R-squared		0.492870	S.D. dependent var		1.065181
S.E. of regression		0.758548	Akaike info criterion		2.301436
Sum squared resid		69.04742	Schwarz criterion		2.347404
Log likelihood		-138.3876	Hannan-Quinn criter.		2.320107
Durbin-Watson stat		2.235784			

Πίνακας τιμών 28 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή του τονάζ (1^η τάξη ολοκλήρωσης) πλοίων τύπου Capesize
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: D(LN_FLEET_GROWTH_) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-25.05413	0.0000
Test critical values:		1% level	-2.584055	
		5% level	-1.943471	
		10% level	-1.614984	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_FLEET_GROWTH_2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 13:03				
Sample (adjusted): 1999M10 2012M04				
Included observations: 122 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_FLEET_GROWTH_(-1))	-1.673095	0.066779	-25.05413	0.0000
R-squared	0.838082	Mean dependent var		0.084775
Adjusted R-squared	0.838082	S.D. dependent var		1.952783
S.E. of regression	0.785782	Akaike info criterion		2.363889
Sum squared resid	74.71192	Schwarz criterion		2.386873
Log likelihood	-143.1972	Hannan-Quinn criter.		2.373224
Durbin-Watson stat	2.376793			

**Πίνακας τιμών 29 Ανάλυση συν-ολοκλήρωσης των μεταβλητών για τα πλοία τύπου Capesize
(Intercept and trend, lags 1 to 12)
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Date: 05/29/12 Time: 17:57					
Sample (adjusted): 2005M08 2012M04					
Included observations: 81 after adjustments					
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)					
Series: _1_DIF_LN_AVERAGETC_ _1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_ _1_DIF_LN_NEWBUILDING_ _1_DIF_LN_SECONDHAND_					
Lags interval (in first differences): 1 to 12					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized		Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None *	0.265140	69.49660	63.87610	0.0156	
At most 1 *	0.229753	44.54250	42.91525	0.0340	
At most 2	0.163949	23.39791	25.87211	0.0986	
At most 3	0.103985	8.893613	12.51798	0.1870	
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level					
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized		Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	
None	0.265140	24.95410	32.11832	0.2890	
At most 1	0.229753	21.14459	25.82321	0.1841	
At most 2	0.163949	14.50430	19.38704	0.2220	
At most 3	0.103985	8.893613	12.51798	0.1870	
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level					
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*\$I1*b=I):					
	_1_DIF_LN_AVERAGETC_	_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	_1_DIF_LN_SECONDHAND_	@TREND(99M02)
	6.020825	-2.019436	-136.7893	51.27955	-0.024039
	-35.16270	-6.784602	-40.82029	69.60284	-0.009523
	-28.18648	41.67254	39.03567	56.45550	0.018660
	-12.87473	7.159341	-40.01732	7.478262	-0.034181
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):					
	D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)				
	-0.089431	0.018428	-0.037525	0.041414	
	D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)				
	0.085739	0.073806	-0.094897	-0.061622	
	D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)				
	0.003159	0.000953	-0.002978	0.002543	
	D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)				
	-0.008583	-0.016696	-0.014811	0.008654	
I Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	369.4251		

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
_1_DIF_LN_AVERAGETC_	_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	_1_DIF_LN_SECONDHAND_	@TREND(99M02)
1.000000	-0.335409 (1.82691)	-22.71935 (7.91775)	8.517031 (3.26675)	-0.003993 (0.00287)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)	-0.538451 (0.23871)			
D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)	0.516217 (0.39810)			
D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)	0.019019 (0.01315)			
D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)	-0.051675 (0.06375)			
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	379.9974	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
_1_DIF_LN_AVERAGETC_	_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	_1_DIF_LN_SECONDHAND_	@TREND(99M02)
1.000000	0.000000	-7.559841 (2.87620)	1.853720 (1.25504)	-0.001286 (0.00104)
0.000000	1.000000	45.19716 (14.4158)	-19.86626 (6.29039)	0.008069 (0.00523)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)	-1.186443 (1.40944)	0.055572 (0.27967)		
D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)	-2.078988 (2.31092)	-0.673885 (0.45855)		
D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)	-0.014497 (0.07769)	-0.012846 (0.01541)		
D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)	0.535386 (0.36228)	0.130605 (0.07189)		
3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	387.2496	
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
_1_DIF_LN_AVERAGETC_	_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	_1_DIF_LN_SECONDHAND_	@TREND(99M02)
1.000000	0.000000	0.000000	-1.587502 (0.28033)	1.40E-05 (0.00042)
0.000000	1.000000	0.000000	0.707381 (0.36167)	0.000296 (0.00054)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.455198 (0.07289)	0.000172 (0.00011)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)	-0.128752 (1.76995)	-1.508181 (1.64552)	10.01620 (5.76118)	
D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)	0.595825 (2.84142)	-4.628486 (2.64166)	-18.44525 (9.24880)	
D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)	0.069451 (0.09597)	-0.136959 (0.08923)	-0.587257 (0.31239)	
D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)	0.952862 (0.44559)	-0.486617 (0.41427)	1.277365 (1.45041)	

Πίνακας τιμών 30 Ανάλυση συσχέτισης των μεταβλητών για πλοία τύπου Capesize
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Cross Correlations										
Lag	Series Pair									
	LN(Secondhand Prices) with LN(Average TC)		LN(Secondhand Prices) with LN(NewBuilding Prices)		LN(Secondhand Prices) with LN(Fleet Growth)		LN(Average TC) with LN(Fleet Growth)		LN(NewBuilding Prices) with LN(Fleet Growth)	
	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a
-36	,260	,091	,120	,091	,023	,091	-,025	,091	,060	,091
-35	,271	,091	,141	,091	,031	,091	-,011	,091	,065	,091
-34	,277	,091	,163	,091	,043	,091	-,006	,091	,061	,091
-33	,278	,090	,182	,090	,041	,090	,001	,090	,054	,090
-32	,277	,090	,201	,090	,029	,090	-,023	,090	,047	,090
-31	,275	,089	,220	,089	,027	,089	-,043	,089	,040	,089
-30	,272	,089	,239	,089	,027	,089	-,050	,089	,033	,089
-29	,265	,089	,256	,089	,025	,089	-,022	,089	,038	,089
-28	,262	,088	,272	,088	,023	,088	-,022	,088	,032	,088
-27	,263	,088	,288	,088	,034	,088	-,007	,088	,039	,088
-26	,271	,088	,303	,088	,021	,088	-,026	,088	,036	,088
-25	,285	,087	,319	,087	,006	,087	-,053	,087	,045	,087
-24	,299	,087	,336	,087	,004	,087	-,054	,087	,044	,087
-23	,312	,087	,352	,087	,014	,087	-,073	,087	,052	,087
-22	,328	,086	,368	,086	,003	,086	-,104	,086	,051	,086
-21	,346	,086	,384	,086	,004	,086	-,128	,086	,047	,086
-20	,360	,086	,402	,086	,019	,086	-,121	,086	,056	,086
-19	,372	,085	,423	,085	,021	,085	-,117	,085	,052	,085
-18	,387	,085	,445	,085	,018	,085	-,122	,085	,058	,085
-17	,408	,085	,469	,085	,034	,085	-,110	,085	,068	,085
-16	,434	,085	,494	,085	,035	,085	-,147	,085	,070	,085
-15	,465	,084	,521	,084	,051	,084	-,146	,084	,077	,084
-14	,500	,084	,549	,084	,071	,084	-,101	,084	,082	,084
-13	,538	,084	,580	,084	,107	,084	-,081	,084	,105	,084
-12	,575	,083	,611	,083	,109	,083	-,086	,083	,118	,083
-11	,609	,083	,641	,083	,114	,083	-,094	,083	,129	,083
-10	,635	,083	,671	,083	,125	,083	-,061	,083	,140	,083
-9	,653	,082	,700	,082	,136	,082	-,060	,082	,157	,082
-8	,669	,082	,729	,082	,134	,082	-,059	,082	,159	,082
-7	,689	,082	,757	,082	,125	,082	-,085	,082	,166	,082
-6	,712	,082	,786	,082	,119	,082	-,119	,082	,174	,082
-5	,736	,081	,814	,081	,116	,081	-,109	,081	,184	,081
-4	,759	,081	,842	,081	,128	,081	-,090	,081	,196	,081
-3	,785	,081	,869	,081	,141	,081	-,076	,081	,215	,081
-2	,809	,081	,895	,081	,161	,081	-,039	,081	,232	,081
-1	,823	,080	,918	,080	,186	,080	,011	,080	,247	,080
0	,810	,080	,938	,080	,211	,080	,065	,080	,258	,080
1	,747	,080	,940	,080	,223	,080	,130	,080	,255	,080
2	,669	,081	,939	,081	,219	,081	,158	,081	,266	,081
3	,600	,081	,935	,081	,218	,081	,145	,081	,288	,081
4	,548	,081	,925	,081	,210	,081	,112	,081	,293	,081
5	,505	,081	,912	,081	,193	,081	,087	,081	,279	,081

6	,467	,082	,897	,082	,195	,082	,081	,082	,283	,082
7	,430	,082	,879	,082	,211	,082	,098	,082	,305	,082
8	,402	,082	,860	,082	,227	,082	,110	,082	,316	,082
9	,377	,082	,838	,082	,240	,082	,133	,082	,334	,082
10	,343	,083	,812	,083	,260	,083	,168	,083	,348	,083
11	,310	,083	,783	,083	,269	,083	,190	,083	,338	,083
12	,280	,083	,752	,083	,278	,083	,230	,083	,349	,083
13	,261	,084	,718	,084	,290	,084	,243	,084	,360	,084
14	,246	,084	,684	,084	,295	,084	,253	,084	,356	,084
15	,232	,084	,651	,084	,306	,084	,236	,084	,366	,084
16	,212	,085	,617	,085	,279	,085	,190	,085	,324	,085
17	,195	,085	,585	,085	,298	,085	,204	,085	,339	,085
18	,187	,085	,557	,085	,311	,085	,213	,085	,348	,085
19	,179	,085	,531	,085	,314	,085	,188	,085	,332	,085
20	,170	,086	,508	,086	,324	,086	,192	,086	,341	,086
21	,158	,086	,486	,086	,342	,086	,202	,086	,356	,086
22	,139	,086	,466	,086	,349	,086	,212	,086	,360	,086
23	,129	,087	,448	,087	,359	,087	,229	,087	,363	,087
24	,125	,087	,431	,087	,367	,087	,237	,087	,379	,087
25	,124	,087	,414	,087	,375	,087	,239	,087	,389	,087
26	,119	,088	,398	,088	,377	,088	,262	,088	,394	,088
27	,106	,088	,381	,088	,376	,088	,265	,088	,399	,088
28	,082	,088	,362	,088	,382	,088	,272	,088	,405	,088
29	,054	,089	,344	,089	,372	,089	,231	,089	,391	,089
30	,023	,089	,327	,089	,370	,089	,229	,089	,398	,089
31	-,012	,089	,310	,089	,374	,089	,236	,089	,406	,089
32	-,043	,090	,293	,090	,383	,090	,257	,090	,417	,090
33	-,067	,090	,276	,090	,383	,090	,258	,090	,419	,090
34	-,092	,091	,257	,091	,385	,091	,249	,091	,425	,091
35	-,116	,091	,237	,091	,388	,091	,254	,091	,423	,091
36	-,135	,091	,216	,091	,386	,091	,261	,091	,409	,091

a. Based on the assumption that the series are not cross correlated and that one of the series is white noise.

**Πίνακας τιμών 31 Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων για πλοία τύπου Capesize
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)**

Variables Entered/Removed ^a			
Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices) ^b	.	Enter
a. Dependent Variable: LN(Secondhand Prices)			
b. All requested variables entered.			

Model Summary				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,966 ^a	,934	,933	,12759
a. Predictors: (Constant), LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices)				

ANOVA ^a						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	34,942	3	11,647	715,500	,000 ^b
	Residual	2,474	152	,016		
	Total	37,416	155			
a. Dependent Variable: LN(Secondhand Prices)						
b. Predictors: (Constant), LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices)						

Coefficients ^a						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Er.	Beta		
1	(Constant)	-2,328	,139		-16,719	,000
	LN(Average TC)	,174	,016	,320	11,091	,000
	LN(NewBuilding Prices)	1,114	,046	,718	24,104	,000
	LN(Fleet Growth)	,003	,012	,005	,215	,830
a. Dependent Variable: LN(Secondhand Prices)						

**Πίνακας τιμών 32 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων τύπου Panamax
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: LN_SECONDHAND_ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.080775	0.6542
Test critical values:	1% level		-2.580065	
	5% level		-1.942910	
	10% level		-1.615334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_SECONDHAND_)				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/12 Time: 18:10				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_SECONDHAND_(-1)	-0.000161	0.001988	-0.080775	0.9357
D(LN_SECONDHAND_(-1))	0.397969	0.074509	5.341186	0.0000
R-squared	0.157461	Mean dependent var		0.002563
Adjusted R-squared	0.151918	S.D. dependent var		0.091661
S.E. of regression	0.084412	Akaike info criterion		-2.093319
Sum squared resid	1.083052	Schwarz criterion		-2.053878
Log likelihood	163.1856	Hannan-Quinn criter.		-2.077298
Durbin-Watson stat	1.893935			

**Πίνακας τιμών 33 ADF για τις τιμές μεταχειρισμένων πλοίων (1^η τάξη ολοκλήρωσης) τύπου Panamax
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: D(LN_SECONDHAND_) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.116888	0.0000
Test critical values:			1% level	-2.580065
			5% level	-1.942910
			10% level	-1.615334
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_SECONDHAND_2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 15:13				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_SECONDHAND_(-1))	-0.602285	0.074201	-8.116888	0.0000
R-squared	0.300983	Mean dependent var		-0.000489
Adjusted R-squared	0.300983	S.D. dependent var		0.100634
S.E. of regression	0.084137	Akaike info criterion		-2.106263
Sum squared resid	1.083098	Schwarz criterion		-2.086542
Log likelihood	163.1822	Hannan-Quinn criter.		-2.098253
Durbin-Watson stat	1.893736			

Πίνακας τιμών 34 ADF για το Average T/C πλοίων τύπου Panamax
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: LN_AVERAGETC_ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.065580	0.6594
Test critical values:		1% level	-2.580065	
		5% level	-1.942910	
		10% level	-1.615334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_AVERAGETC_)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 15:14				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_AVERAGETC_(-1)	-0.000110	0.001677	-0.065580	0.9478
D(LN_AVERAGETC_(-1))	0.304697	0.077735	3.919679	0.0001
R-squared	0.091726	Mean dependent var		0.001980
Adjusted R-squared	0.085750	S.D. dependent var		0.214142
S.E. of regression	0.204755	Akaike info criterion		-0.321102
Sum squared resid	6.372549	Schwarz criterion		-0.281661
Log likelihood	26.72486	Hannan-Quinn criter.		-0.305081
Durbin-Watson stat	1.960587			

**Πίνακας τιμών 35 ADF για το Average T/C (1^η τάξη ολοκλήρωσης) πλοίων τύπου Panamax
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: D(LN_AVERAGETC_) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.974753	0.0000
Test critical values:		1% level	-2.580065	
		5% level	-1.942910	
		10% level	-1.615334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_AVERAGETC_2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 15:14				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_AVERAGETC_(-1))	-0.695350	0.077478	-8.974753	0.0000
R-squared	0.344826	Mean dependent var		0.002354
Adjusted R-squared	0.344826	S.D. dependent var		0.252138
S.E. of regression	0.204088	Akaike info criterion		-0.334061
Sum squared resid	6.372729	Schwarz criterion		-0.314340
Log likelihood	26.72268	Hannan-Quinn criter.		-0.326050
Durbin-Watson stat	1.960660			

Πίνακας τιμών 36 ADF για τις τιμές νέων πλοίων τύπου Panamax
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: LN_NEWBUILDING_ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			0.275033	0.7645
Test critical values:		1% level	-2.580065	
		5% level	-1.942910	
		10% level	-1.615334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_NEWBUILDING_)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 15:15				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_NEWBUILDING_(-1)	0.000174	0.000633	0.275033	0.7837
D(LN_NEWBUILDING_(-1))	0.436368	0.072305	6.035141	0.0000
R-squared	0.192523	Mean dependent var		0.001751
Adjusted R-squared	0.187211	S.D. dependent var		0.029996
S.E. of regression	0.027043	Akaike info criterion		-4.369864
Sum squared resid	0.111162	Schwarz criterion		-4.330423
Log likelihood	338.4796	Hannan-Quinn criter.		-4.353844
Durbin-Watson stat	2.119969			

**Πίνακας τιμών 37 ADF για τις τιμές νέων πλοίων (1^η τάξη ολοκλήρωσης) τύπου Panamax
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Null Hypothesis: D(LN_NEWBUILDING_) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.817977	0.0000
Test critical values:			1% level	-2.580065
			5% level	-1.942910
			10% level	-1.615334
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_NEWBUILDING_2)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 15:15				
Sample (adjusted): 1999M07 2012M04				
Included observations: 154 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LN_NEWBUILDING_(-1))	-0.562300	0.071924	-7.817977	0.0000
R-squared	0.285379	Mean dependent var		-0.000317
Adjusted R-squared	0.285379	S.D. dependent var		0.031894
S.E. of regression	0.026961	Akaike info criterion		-4.382354
Sum squared resid	0.111218	Schwarz criterion		-4.362633
Log likelihood	338.4412	Hannan-Quinn criter.		-4.374343
Durbin-Watson stat	2.121594			

Πίνακας τιμών 38 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή της συνολικής χωρητικότητας του στόλου πλοίων τύπου Panamax

(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: LN_FLEET_GROWTH_ has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.460757	0.1341
Test critical values:	1% level		-2.583011	
	5% level		-1.943324	
	10% level		-1.615075	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LN_FLEET_GROWTH_)				
Method: Least Squares				
Date: 05/01/12 Time: 15:15				
Sample (adjusted): 1999M12 2012M04				
Included observations: 129 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_FLEET_GROWTH_(-1)	-0.103671	0.070971	-1.460757	0.1466
D(LN_FLEET_GROWTH_(-1))	-0.332502	0.096410	-3.448827	0.0008
D(LN_FLEET_GROWTH_(-2))	-0.151107	0.098321	-1.536868	0.1269
D(LN_FLEET_GROWTH_(-3))	-0.336926	0.088043	-3.826823	0.0002
R-squared	0.268354	Mean dependent var		-0.024958
Adjusted R-squared	0.250795	S.D. dependent var		0.792796
S.E. of regression	0.686218	Akaike info criterion		2.115274
Sum squared resid	58.86188	Schwarz criterion		2.203950
Log likelihood	-132.4352	Hannan-Quinn criter.		2.151305
Durbin-Watson stat	2.024547			

Πίνακας τιμών 39 ADF για την ποσοστιαία μεταβολή της συνολικής χωρητικότητας του στόλου πλοίων τύπου Panamax (1^η τάξη ολοκλήρωσης)
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)

Null Hypothesis: D(LN_FLEET_GROWTH_) has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-10.73846	0.0000	
Test critical values:					
	1% level		-2.583011		
	5% level		-1.943324		
	10% level		-1.615075		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(LN_FLEET_GROWTH_2)					
Method: Least Squares					
Date: 05/01/12 Time: 15:16					
Sample (adjusted): 1999M12 2012M04					
Included observations: 129 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	D(LN_FLEET_GROWTH_(-1))	-1.987533	0.185086	-10.73846	0.0000
	D(LN_FLEET_GROWTH_(-1),2)	0.582297	0.146577	3.972646	0.0001
	D(LN_FLEET_GROWTH_(-2),2)	0.372896	0.084909	4.391707	0.0000
	R-squared	0.730397	Mean dependent var		-0.015242
	Adjusted R-squared	0.726117	S.D. dependent var		1.317119
	S.E. of regression	0.689298	Akaike info criterion		2.116696
	Sum squared resid	59.86668	Schwarz criterion		2.183204
	Log likelihood	-133.5269	Hannan-Quinn criter.		2.143720
	Durbin-Watson stat	2.055819			

**Πίνακας τιμών 40 Ανάλυση συν-ολοκλήρωσης των μεταβλητών για τα πλοία τύπου Panamax
(Intercept and trend, lags 1 to 12)
(Πηγή: Eviews 7, Enterprise Edition)**

Date: 05/01/12 Time: 15:32					
Sample (adjusted): 2001M04 2012M04					
Included observations: 103 after adjustments					
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)					
Series: _1_DIF_LN_SECONDHAND_ _1_DIF_LN_NEWBUILDING_ _1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_ _1_DIF_LN_AVERAGETC_					
Lags interval (in first differences): 1 to 12					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None *	0.256419	70.78243	63.87610	0.0117	
At most 1	0.193525	40.26580	42.91525	0.0898	
At most 2	0.108830	18.11229	25.87211	0.3364	
At most 3	0.058826	6.244657	12.51798	0.4299	
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level					
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None	0.256419	30.51664	32.11832	0.0774	
At most 1	0.193525	22.15350	25.82321	0.1419	
At most 2	0.108830	11.86764	19.38704	0.4276	
At most 3	0.058826	6.244657	12.51798	0.4299	
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level					
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b-I):					
_1_DIF_LN_SECONDHAND_	2.574293	40.88339	-10.98542	-21.92294	0.011481
_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	112.7494	-189.8189	-14.23258	-10.67074	0.010548
_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	70.60915	1.378090	13.91084	-35.93317	0.000248
_1_DIF_LN_AVERAGETC_@TREND(99M02)	-63.35714	117.4512	-6.839798	26.44099	0.006918
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):					
D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)	-0.002731	-0.011971	-0.019125	-0.003000	
D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)	-0.005192	0.003274	-0.002189	-0.001010	
D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)	0.075679	0.142463	-0.049247	0.056485	
D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)	0.042043	-0.006091	-0.031741	-0.024291	
1 Cointegrating Equation(s):					
Log likelihood			450.7716		

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
_1_DIF_LN_SECONDHAND_	_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	_1_DIF_LN_AVERAGETC_	@TREND(99M02)	
1.000000	15.88140	-4.267355	-8.516101	0.004460	
	(10.7537)	(2.24568)	(3.22346)	(0.00264)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)	-0.007031				
	(0.02312)				
D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)	-0.013366				
	(0.00494)				
D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)	0.194821				
	(0.15735)				
D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)	0.108232				
	(0.05547)				
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	461.8483		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
_1_DIF_LN_SECONDHAND_	_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	_1_DIF_LN_AVERAGETC_	@TREND(99M02)	
1.000000	0.000000	-0.523146	-0.901812	0.000512	
		(0.19920)	(0.21088)	(0.00026)	
0.000000	1.000000	-0.235761	-0.479447	0.000249	
		(0.11461)	(0.12133)	(0.00015)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)	-1.356707	2.160589			
	(0.99587)	(1.71459)			
D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)	0.355757	-0.833703			
	(0.21026)	(0.36201)			
D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)	16.25743	-23.94813			
	(6.53044)	(11.2435)			
D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)	-0.578484	2.874992			
	(2.42814)	(4.18054)			
3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	467.7821		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
_1_DIF_LN_SECONDHAND_	_1_DIF_LN_NEWBUILDING_	_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_	_1_DIF_LN_AVERAGETC_	@TREND(99M02)	
1.000000	0.000000	0.000000	-0.611448	0.000141	
			(0.10799)	(0.00013)	
0.000000	1.000000	0.000000	-0.348591	8.16E-05	
			(0.07035)	(8.2E-05)	
0.000000	0.000000	1.000000	0.555036	-0.000708	
			(0.33820)	(0.00039)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(_1_DIF_LN_SECONDHAND_)	-2.707090	2.134233	-0.065667		
	(1.12175)	(1.63700)	(0.19164)		
D(_1_DIF_LN_NEWBUILDING_)	0.201178	-0.836720	-0.020012		
	(0.24482)	(0.35728)	(0.04183)		
D(_1_DIF_LN_FLEET_GROWTH_)	12.78014	-24.01600	-3.544051		
	(7.65201)	(11.1668)	(1.30730)		
D(_1_DIF_LN_AVERAGETC_)	-2.819661	2.831250	-0.816716		
	(2.80543)	(4.09403)	(0.47929)		

Πίνακας τιμών 41 Ανάλυση συσχέτισης των μεταβλητών για πλοία τύπου Panamax
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Cross Correlations										
Lag	Series Pair									
	LN(Secondhand Prices) with LN(Average TC)		LN(Secondhand Prices) with LN(NewBuilding Prices)		LN(Secondhand Prices) with LN(Fleet Growth)		LN(Average TC) with LN(Fleet Growth)		LN(NewBuilding Prices) with LN(Fleet Growth)	
	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a	Cross Correlation	Std. Error ^a
-36	,295	,091	,206	,091	-,013	,091	,060	,091	-,027	,091
-35	,304	,091	,231	,091	-,008	,091	,039	,091	-,028	,091
-34	,308	,091	,257	,091	-,015	,091	,018	,091	-,032	,091
-33	,307	,090	,281	,090	-,017	,090	,009	,090	-,032	,090
-32	,302	,090	,303	,090	-,010	,090	,019	,090	-,032	,090
-31	,296	,089	,321	,089	-,005	,089	,029	,089	-,030	,089
-30	,287	,089	,337	,089	-,029	,089	,007	,089	-,041	,089
-29	,277	,089	,348	,089	-,047	,089	-,016	,089	-,056	,089
-28	,270	,088	,360	,088	-,059	,088	-,055	,088	-,072	,088
-27	,267	,088	,370	,088	-,061	,088	-,063	,088	-,065	,088
-26	,271	,088	,382	,088	-,067	,088	-,065	,088	-,064	,088
-25	,281	,087	,396	,087	-,069	,087	-,068	,087	-,062	,087
-24	,294	,087	,410	,087	-,066	,087	-,087	,087	-,058	,087
-23	,305	,087	,425	,087	-,060	,087	-,098	,087	-,046	,087
-22	,320	,086	,440	,086	-,065	,086	-,094	,086	-,043	,086
-21	,338	,086	,453	,086	-,069	,086	-,100	,086	-,046	,086
-20	,355	,086	,467	,086	-,066	,086	-,124	,086	-,044	,086
-19	,370	,085	,483	,085	-,055	,085	-,136	,085	-,032	,085
-18	,390	,085	,500	,085	-,048	,085	-,150	,085	-,020	,085
-17	,414	,085	,515	,085	-,041	,085	-,157	,085	-,012	,085
-16	,445	,085	,532	,085	-,034	,085	-,183	,085	,003	,085
-15	,479	,084	,552	,084	-,020	,084	-,171	,084	,020	,084
-14	,512	,084	,575	,084	,000	,084	-,157	,084	,036	,084
-13	,548	,084	,601	,084	,019	,084	-,141	,084	,042	,084
-12	,585	,083	,628	,083	,042	,083	-,151	,083	,050	,083
-11	,623	,083	,654	,083	,036	,083	-,152	,083	,061	,083
-10	,656	,083	,680	,083	,043	,083	-,152	,083	,074	,083
-9	,678	,082	,708	,082	,068	,082	-,120	,082	,097	,082
-8	,693	,082	,735	,082	,076	,082	-,087	,082	,113	,082
-7	,717	,082	,763	,082	,074	,082	-,072	,082	,117	,082
-6	,746	,082	,791	,082	,075	,082	-,077	,082	,120	,082
-5	,774	,081	,819	,081	,082	,081	-,073	,081	,121	,081
-4	,805	,081	,848	,081	,101	,081	-,065	,081	,126	,081
-3	,833	,081	,877	,081	,134	,081	-,014	,081	,144	,081
-2	,857	,081	,906	,081	,148	,081	,012	,081	,153	,081
-1	,875	,080	,934	,080	,156	,080	,054	,080	,163	,080
0	,870	,080	,958	,080	,186	,080	,141	,080	,167	,080
1	,819	,080	,961	,080	,224	,080	,233	,080	,159	,080
2	,753	,081	,959	,081	,240	,081	,236	,081	,161	,081
3	,679	,081	,952	,081	,230	,081	,238	,081	,162	,081
4	,612	,081	,937	,081	,179	,081	,190	,081	,159	,081
5	,559	,081	,918	,081	,144	,081	,139	,081	,152	,081

6	,514	,082	,898	,082	,138	,082	,106	,082	,159	,082
7	,471	,082	,874	,082	,140	,082	,119	,082	,162	,082
8	,436	,082	,849	,082	,139	,082	,126	,082	,153	,082
9	,407	,082	,822	,082	,154	,082	,147	,082	,164	,082
10	,374	,083	,795	,083	,169	,083	,159	,083	,169	,083
11	,337	,083	,767	,083	,165	,083	,178	,083	,170	,083
12	,300	,083	,737	,083	,167	,083	,188	,083	,176	,083
13	,271	,084	,707	,084	,168	,084	,171	,084	,177	,084
14	,248	,084	,676	,084	,157	,084	,133	,084	,175	,084
15	,228	,084	,647	,084	,151	,084	,123	,084	,168	,084
16	,215	,085	,618	,085	,141	,085	,110	,085	,164	,085
17	,207	,085	,590	,085	,156	,085	,133	,085	,170	,085
18	,210	,085	,563	,085	,168	,085	,133	,085	,179	,085
19	,215	,085	,537	,085	,184	,085	,143	,085	,196	,085
20	,216	,086	,513	,086	,199	,086	,132	,086	,208	,086
21	,212	,086	,490	,086	,197	,086	,131	,086	,203	,086
22	,206	,086	,468	,086	,211	,086	,148	,086	,215	,086
23	,203	,087	,448	,087	,221	,087	,163	,087	,228	,087
24	,198	,087	,428	,087	,234	,087	,162	,087	,250	,087
25	,191	,087	,409	,087	,239	,087	,159	,087	,252	,087
26	,184	,088	,392	,088	,256	,088	,168	,088	,261	,088
27	,177	,088	,376	,088	,261	,088	,179	,088	,267	,088
28	,169	,088	,362	,088	,274	,088	,193	,088	,283	,088
29	,161	,089	,349	,089	,281	,089	,188	,089	,289	,089
30	,151	,089	,336	,089	,301	,089	,198	,089	,302	,089
31	,136	,089	,322	,089	,289	,089	,194	,089	,294	,089
32	,122	,090	,308	,090	,277	,090	,186	,090	,288	,090
33	,108	,090	,294	,090	,263	,090	,181	,090	,279	,090
34	,089	,091	,278	,091	,278	,091	,186	,091	,296	,091
35	,065	,091	,259	,091	,287	,091	,200	,091	,297	,091
36	,035	,091	,238	,091	,300	,091	,227	,091	,298	,091

a. Based on the assumption that the series are not cross correlated and that one of the series is white noise.

Πίνακας τιμών 42 Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων για πλοία τύπου Panamax
(Πηγή: SPSS, IBM Statistics, Version 20)

Variables Entered/Removed ^a			
Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices) ^b	.	Enter
a. Dependent Variable: LN(Secondhand Prices)			
b. All requested variables entered.			

Model Summary				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,984 ^a	,969	,968	,09224
a. Predictors: (Constant), LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices)				

ANOVA ^a						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	39,789	3	13,263	1558,865	,000 ^b
	Residual	1,293	152	,009		
	Total	41,083	155			
a. Dependent Variable: LN(Secondhand Prices)						
b. Predictors: (Constant), LN(Fleet Growth), LN(Average TC), LN(NewBuilding Prices)						

Coefficients ^a						
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Er.	Beta		
1	(Constant)	-3,155	,106		-29,898	,000
	LN(Average TC)	,246	,016	,339	15,404	,000
	LN(NewBuilding Prices)	1,205	,038	,699	31,648	,000
	LN(Fleet Growth)	,013	,009	,022	1,494	,137
a. Dependent Variable: LN(Secondhand Prices)						