

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΤΜΗΜΑ ΝΑΥΤΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ

στη

ΝΑΥΤΙΑ

**ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ
ΔΙΑΔΥΣΗΣ ΠΛΟΙΩΝ ΞΗΡΟΥ ΦΟΡΤΙΟΥ**

Νικόλαος Δ. Καγκαράκης

Διπλωματική εργασία
που υποβλήθηκε στο Τμήμα Ναυτιλιακών Σπουδών
του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των
απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού
Διπλώματος Ειδίκευσης στη Ναυτιλία

Πειραιάς

Ιούνιος 2011

Το άτομο το οποίο εκπονεί τη Διπλωματική Εργασία φέρει ολόκληρη την ευθύνη προσδιορισμού της δίκαιης χρήσης του υλικού, η οποία ορίζεται στη 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), 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.

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:

- κ. **Ανδρέας Μερίκας** Καθηγητής Πανεπιστημίου Πειραιώς (Επιβλέπων)
- κ. **Ελευθέριος Θαλασσινός** Καθηγητής Πανεπιστημίου Πειραιώς
- κ. **Άγγελος Παντουβάκης** Λέκτορας Πανεπιστημίου Πειραιώς

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

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περίληψη Διπλωματικής Εργασίας	σελ.1
1. Εισαγωγή	σελ.2
2. Βιβλιογραφική Επισκόπηση	σελ.3
3. Η Βιομηχανία Διάλυσης Πλοίων	σελ.5
3.1 Εισαγωγή.....	σελ.5
3.2 Σημαντικότερες χώρες που δραστηριοποιούνται.....	σελ.6
3.2.1 Μπαγκλαντές.....	σελ.7
3.2.2 Ινδία.....	σελ.8
3.2.3 Κίνα.....	σελ.9
3.3 Σημασία της βιομηχανίας διάλυσης για την οικονομία των κρατών.....	σελ.10
4. Δεδομένα	σελ.11
5. Οικονομική Μεθοδολογία	σελ.15
5.1 Στασιμότητα.....	σελ.15
5.2 Συνολοκλήρωση.....	σελ.18
5.3 Αιτιότητα.....	σελ.20
6. Εμπειρικά Ευρήματα	σελ.21
6.1 Στασιμότητα.....	σελ.21
6.1.1 Κατηγορία πλοίων capesize-panamax.....	σελ.21
6.1.2 Κατηγορία πλοίων handysize.....	σελ.23
6.1.3 Κατηγορία πλοίων combined carriers.....	σελ.24
6.2 Συνολοκλήρωση.....	σελ.24
6.2.1 Κατηγορία πλοίων capesize-panamax.....	σελ.25
6.2.2 Κατηγορία πλοίων handysize.....	σελ.26
6.2.3 Κατηγορία πλοίων combined carriers.....	σελ.26
6.3 Εκτίμηση των σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών.....	σελ.26
6.3.1 Κατηγορία πλοίων capesize-panamax.....	σελ.26
6.3.1.1 Βραχυχρόνια σχέση μεταξύ αγορών Μπαγκλαντές και Κίνας.....	σελ.27
6.3.1.2 Βραχυχρόνια σχέση μεταξύ αγορών Κίνας και Ινδίας.....	σελ.30

6.3.1.3 Βραχυχρόνια σχέση μεταξύ αγορών Μπαγκλαντές και Ινδίας.....σελ.32	
6.3.2 Κατηγορία πλοίων handysize.....σελ.34	
6.3.3 Κατηγορία πλοίων combined carriers.....σελ.35	
7. Συμπεράσματα.....σελ.37	
Βιβλιογραφία.....σελ.40	
Παράρτημα (Πίνακες).....σελ.42	

Περίληψη διπλωματικής εργασίας

Η παρούσα μελέτη έχει σκοπό να ενημερώσει τον αναγνώστη για τη σχέση και την επιρροή που υπάρχει ανάμεσα στις σημαντικότερες χώρες που δραστηριοποιούνται στην αγορά διάλυσης πλοίων ξηρού φορτίου κατά την επταετία 2004-2010, την Κίνα την Ινδία και το Μπαγκλαντές. Η έρευνα επικεντρώνεται σε οικονομετρική ανάλυση τιμών scrap για τρεις κατηγορίες πλοίων, (capesize-panamax, handysize, combined carriers) σε κάθε μια από τις προαναφερθείσες χώρες. Στην ανάλυση αυτή πραγματοποιούνται έλεγχοι στασιμότητας, συνολοκλήρωσης και αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών καθώς και δημιουργία μοντέλων VAR. Ως κύριο αποτέλεσμα της έρευνας φαίνεται ότι βραχυχρόνια το Μπαγκλαντές οδηγεί την αγορά έχοντας ένα ελαφρύ προβάδισμα σε σχέση με την Ινδία την οποία ανταγωνίζεται έντονα, ενώ υπάρχει σημαντική θετική επιρροή και των δύο προς την Κίνα η οποία υπολείπεται κυρίως λόγω του ότι εξειδικεύεται περισσότερο σε διάλυση δεξαμενόπλοιων.

1. Εισαγωγή

Η αγορά διάλυσης πλοίων (ship demolition market), συχνά αναφερόμενη βιβλιογραφικά και ως αγορά ανακύκλωσης πλοίων (ship recycling market), είναι μια από της τέσσερις κύριες ναυτιλιακές αγορές (Storford, 2009) ενώ οι άλλες τρεις είναι η αγορά ναύλων, η αγορά νεότευκτων πλοίων και η αγορά αγοραπωλησιών τους. Σαν κλάδος ίσως είναι ο λιγότερο δημοφιλής και προβαλλόμενος, αλλά η σημασία του είναι τεράστια για τη ναυτιλιακή κοινότητα καθώς εκτός από το οικονομικό μέρος, σε αυτόν υπεισέρχονται και σημαντικά θέματα που αφορούν την κοινωνία και το περιβάλλον. Αυτό αποδεικνύει και η εντατική δραστηριοποίηση του Διεθνούς Ναυτιλιακού Οργανισμού (International Maritime Organization) στην αγορά τα τελευταία χρόνια, με τις συνεχείς κατευθυντήριες οδηγίες και τους κανόνες που εκδίδει.

Λόγω του ότι η αγορά είναι από τη φύση της εντάσεως εργασίας (labour intensive), η κύρια δραστηριότητα παρατηρείται στις μέρες μας σε χώρες της Νοτιοανατολικής Ασίας όπου υπάρχει σημαντική εξοικονόμηση εργατικού κόστους. Πιο συγκεκριμένα, το επίκεντρο εστιάζεται σε χώρες όπως το Μπαγκλαντές, η Ινδία και η Κίνα. Περίπου το 90 % των πλοίων που πάνε για διάλυση ετησίως, συγκεντρώνεται σε αυτές της χώρες.

Παρόλη τη σημαντικότητα του κλάδου, ελάχιστες είναι οι έρευνες και μελέτες που έχουν γίνει για την ανάλυση και την παρακολούθηση της λειτουργίας του, με αποτέλεσμα η παγκόσμια ναυτιλιακή κοινότητα να γνωρίζει λίγα για την ιδιόρρυθμη αυτή αγορά. Σκοπός αυτής της εργασίας είναι μέσω στατιστικών δεδομένων και οικονομετρικής μεθοδολογίας, να διερευνηθεί η σχέση μεταξύ των τριών κορυφαίων δυνάμεων του χώρου, και αν κάποια από αυτές ηγείται της αγοράς με τις υπόλοιπες να ακολουθούν, όσον αφορά τις τιμές που προσφέρουν για την αγορά πλοίων προς διάλυση.

2. Βιβλιογραφική επισκόπηση

Λίγοι είναι οι ερευνητές που προσπάθησαν να δραστηριοποιηθούν στο χώρο της αγοράς διάλυσης πλοίων και να αναλύσουν εμπειρικά τα χαρακτηριστικά της, καθώς οι περισσότεροι θίγουν περιβαλλοντικά και κοινωνικά ζητήματα. Σε αυτήν την ενότητα θα προσπαθήσουμε να αναφέρουμε τους σημαντικότερους, τις μεθοδολογίες που ακολούθησαν καθώς και τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν.

Μια πρώτη θεωρητική και περιβαλλοντική προσέγγιση της αγοράς, πραγματοποιήθηκε από την **Katrine Vedeler** η οποία στο έργο της «**from cradle to grave-value chain responsibility**» (2006), αναφέρεται στις αρνητικές επιπτώσεις της διαδικασίας διάλυσης πλοίων. Επίσης θίγει ευθέως τις ναυτιλιακές εταιρείες που στο βωμό του κέρδους δεν προετοιμάζουν κατάλληλα τα προς διάλυση πλοία επιβαρύνοντας το περιβάλλον με τοξικές ουσίες, ενώ τονίζει τις αλλαγές που πρέπει να γίνουν για να μετασχηματιστεί ο κλάδος διάλυσης πλοίων σε μια «πράσινη βιομηχανία».

Σε παρόμοια μήκη κύματος κινούνται και οι **E.a Krogstrup** και **Karen Nash Arleth** οι οποίοι στην έρευνά τους «**ship scrapping-a floating scenario**» (January 2006), τονίζουν ότι η έλλειψη θέσπισης περιβαλλοντικών κανόνων στην αγορά διάλυσης πλοίων οφείλεται στη σύγκρουση συμφερόντων των διαφόρων ομάδων ενδιαφερομένων. Καταλήγει δε ότι για τη βελτίωση του κλάδου, πρέπει να παρακαμφθούν οι οικονομικές και πολιτικές διαφορές ανάμεσα στα κράτη.

Η πρώτη προσπάθεια για στατιστική ανάλυση της αγοράς ανακύκλωσης πλοίων δημιουργήθηκε από τον **Nikos Mikelis** στη έρευνά του «**A statistical overview of ship recycling**» (September 2007). Η έρευνα πραγματοποιήθηκε από το συγγραφέα στα πλαίσια της «Νέας Σύμβασης του IMO για την ασφαλή και φιλική προς το περιβάλλον ανακύκλωση πλοίων», ενώ σκοπός της ήταν να ενημερώσει τα μέλη της ναυτιλιακής κοινότητας με χρήσιμα στατιστικά στοιχεία για την αγορά.

Πιο συγκεκριμένα, ο Mikelis χρησιμοποιώντας ως υπόθεση ότι το μέγεθος του παγκόσμιου στόλου δε θα αυξηθεί δραματικά τα επόμενα χρόνια, προσδιόρισε το μέγεθος του στόλου που θα υπόκειται στις αποφάσεις της Νέας Σύμβασης στα 42.000 έως 45.000 πλοία. Έπειτα υπολόγισε

το αντίστοιχο άφορτο βάρος των πλοίων που αναμένεται να διαλυθούν ανά τύπο πλοίου, και προσπάθησε με μεταβλητές να εκτιμήσει τη μέση ζήτηση για ανακύκλωση πλοίων μετά την εφαρμογή της Νέας Σύμβασης. Ως δεδομένα χρησιμοποίησε ετήσια στοιχεία 17 ετών έως το 2006, αναφερόμενα σε αριθμό και τονάζ πλοίων που διαλύθηκαν, καθώς και στην ηλικία τους.

Συμπερασματικά, ο ερευνητής κατέληξε στην παρατηρούμενη μείωση του όγκου διάλυσης εκείνη την περίοδο (2002-2006) καθώς και στην αύξηση της μέσης ηλικίας των πλοίων προς διάλυση. Απέδωσε δε αυτά τα ευρήματα στην παρατηρούμενη άνθιση της ναυλαγοράς, που αποθάρρυνε τους πλοιοκτήτες να προβούν σε διάλυση των πλοίων τους, αναγνωρίζοντας έτσι την άμεση συσχέτιση των τιμών των ναύλων με τις τιμές scrap. Τέλος αξιοσημείωτη είναι η αναφορά ότι οι επιμέρους αγορές των χωρών δεν οδηγούν από μόνες τους τις τιμές scrap, αλλά σημαντικό ρόλο στον προσδιορισμό τους παίζει και η εσωτερική ζήτηση για ατσάλι από τη διάλυση πλοίων της κάθε χώρας.

Η μελέτη του Mikelis παρόλο που είχε κυρίως ενημερωτικό και όχι ερευνητικό σκοπό, ήταν η πρώτη κίνηση για στατιστική ανάλυση της αγοράς. Παρόλαυτά δεν ακολουθήθηκε κάποια οικονομετρική ανάλυση για την εξαγωγή συμπερασμάτων παρά μόνο ανάλυση διαγραμμάτων και στοιχείων. Η πρώτη, και μοναδική μέχρι τώρα, πραγματικά ολοκληρωμένη οικονομετρική ανάλυση της αγοράς διάλυσης πλοίων, πραγματοποιήθηκε από τις **Sabine Knapp, Shashi N. Kumar** και **Anna Bobo Remijn** στην μελέτη τους «**Econometric analysis of the ship demolition market**» (January 2008). Σκοπός αυτής της έρευνας ήταν να αποδειχθούν οικονομετρικά τα συμπεράσματα που διατύπωσε ο Mikelis στην εργασία του, και να εξηγηθεί η δυναμική της αγοράς και ο τρόπος που λειτουργεί. Για την εκπλήρωσή της χρησιμοποιήθηκαν συνδυασμένα δεδομένα από τρεις διαφορετικές πηγές. Αυτά περιλάμβαναν πληροφορίες για τον αριθμό πλοίων που διαλύθηκαν σε κάθε χώρα από το 2000 και μετά, το συνολικό τονάζ της αγοράς, τη σημαία και την ιδιοκτησία των πλοίων που διαλύονται, καθώς και τις τιμές του scrap που προσέφερε η κάθε αγορά.

Η οικονομετρική διαδικασία που ακολουθήθηκε οδήγησε στη δημιουργία ενός μοντέλου που υπολόγιζε την πιθανότητα να διαλυθεί ένα πλοίο. Το μοντέλο αυτό βασιζόταν σε ξεχωριστά μοντέλα υπολογισμού της πιθανότητας να διαλυθεί ένα πλοίο σε κάποια από τις κυρίαρχες

χώρες που δραστηριοποιούνται στην αγορά (Ινδία, Μπαγκλαντές, Κίνα, Πακιστάν και Τουρκία). Επίσης αποτελούνταν από 25 μεταβλητές που σχετίζονται με τη λειτουργία των πλοίων όπως η ηλικία, η χωρητικότητα, η χώρα καταγωγής του πλοιοκτήτη, ο τύπος του πλοίου, η σημαία, τα κέρδη ανά ημέρα, ο αριθμός των επιθεωρήσεων κτλ.

Τα συμπεράσματα ήταν πολύ χρήσιμα για την ανάλυση της αγοράς. Οι ερευνητές απέδειξαν την αρνητική σχέση των κερδών ανά ημέρα με την πιθανότητα να διαλυθεί ένα πλοίο, ενώ τόνισαν τη θετική επιρροή σε αυτή των τιμών scrap. Επίσης ανέφεραν ότι ένα μεγάλο σε μέγεθος πλοίο έχει μεγαλύτερη πιθανότητα να διαλυθεί στο Μπαγκλαντές ή την Ινδία, παρά στις υπόλοιπες χώρες. Αναφορικά με την προέλευση του πλοίου, υπολόγισαν που είναι πιο πιθανό να διαλύσουν τα πλοία τους πλοιοκτήτες από διάφορες γεωγραφικές περιοχές του κόσμου, ενώ τόνισαν την επιρροή της σημαίας προέλευσης των πλοίων σε κάθε μια από τις μεγάλες χώρες διάλυσης. Τέλος, ανέφεραν τα είδη των πλοίων που προσελκύουν περισσότερο οι χώρες αυτές σύμφωνα με ιστορικά δεδομένα.

Αναμφισβήτητα η μελέτη αυτή είναι ότι σημαντικότερο έχει παρατηρηθεί αναφορικά με την ανάλυση της αγοράς διάλυσης πλοίων. Παρόλαυτά όμως, ούτε σε αυτήν την έρευνα δεν ελέγχεται εάν κάποια από τις υπερδυνάμεις του κλάδου (Μπαγκλαντές, Ινδία, Πακιστάν, Κίνα) οδηγεί την αγορά. Δηλαδή δεν ερευνάται αν υπάρχει κάποια σχέση αιτιότητας μεταξύ των χωρών, σχετικά με τις τιμές scrap που προσφέρουν για τη διάλυση πλοίων. Αυτό το κενό στη διερεύνηση της αγοράς θα προσπαθήσουμε να το συμπληρώσουμε σε αυτήν την εργασία.

3. Η βιομηχανία διάλυσης πλοίων

3.1 Εισαγωγή

Τα πλοία που παροπλίζονται – γενικά όταν η εκμετάλλευσή τους δεν είναι πια οικονομικά αποδοτική ή όταν δεν παρουσιάζουν ενδιαφέρον για την αγορά των μεταχειρισμένων – αγοράζονται κατ' αρχήν για να διαλυθούν σε διαλυτήρια. Πιο συγκεκριμένα, η αρχή γίνεται όταν ο πλοιοκτήτης αναζητεί έναν αγοραστή που θα ενδιαφέρεται για την περαιτέρω εκμετάλλευση του πλοίου του. Ο λόγος συνίσταται κυρίως στο ότι το κόστος συντήρησης του πλοίου υπερβαίνει τα έσοδά του ή στο ότι το πλοίο δεν είναι δυνατόν να πωληθεί στη δευτερογενή αγορά λόγω έλλειψης ζήτησης ή παλαιότητας.

Αν εξετάσουμε την κατάσταση από την σκοπιά της προσφοράς και της ζήτησης, είναι προφανές ότι οι διαλύσεις πλοίων είναι απόρροια μιας ανισορροπίας στην αγορά. Η προσφορά πλοίων είναι μεγαλύτερη από την ζήτηση πλοίων για μεταφορά φορτίων, κάτι που αυτόματα σημαίνει υπερβάλλουσα μεταφορική δυναμικότητα και συνεπώς παροπλισμένα πλοία (laid up ships). Τα πλοία αυτά έχουν μηδενικά έσοδα, αλλά όχι και έξοδα καθώς τρέχοντα κόστη όπως οι μισθοί των πληρωμάτων υπάρχουν ακόμα. Συνεπώς τα πλοία αυτά είναι ζημιογόνα για τους πλοιοκτήτες, οι οποίοι είναι υποχρεωμένοι να μειώσουν αυτήν την υπερπροσφορά με τη διάλυση των μεγαλύτερων σε ηλικία πλοίων.

Αυτός που θα αγοράσει το πλοίο από τον πλοιοκτήτη μπορεί να είναι είτε ειδικός μεσάζων (cash buyer) , είτε η ίδια η μονάδα διάλυσης. Η διαφορά μεταξύ των δύο αυτών περιπτώσεων προκύπτει στο ότι αν το πλοίο αγοραστεί από μεσάζοντα, δεν σημαίνει αυτόματα ότι το πλοίο θα διαλυθεί άμεσα. Ο μεσάζων μπορεί να το χρησιμοποιήσει περαιτέρω για κάποιο χρονικό διάστημα, συνήθως σε τοπικά δρομολόγια, και ύστερα να αποφασίσει να το διαλύσει. Αντίθετα, αν το πλοίο πωληθεί από τον πλοιοκτήτη στο διαλυτήριο, τότε αυτόματα συνεπάγεται και διάλυση. Οι πωλήσεις γίνονται με διαπραγματεύσεις και η τελική τιμή προσδιορίζεται από την αλληλεπίδραση της ζήτησης (για μεταλικό scrap) και της προσφοράς (αριθμός πλοίων για διάλυση).

3.2 Σημαντικότερες χώρες που δραστηριοποιούνται στη βιομηχανία διάλυσης πλοίων

Όπως αναφέραμε προηγουμένως, στα διαλυτήρια τα πλοία εξάγονται και υφίστανται ανακύκλωση τα υλικά που προέρχονται από τη διάλυση, κυρίως χάλυβας από το κύτος. Τα περισσότερα εξ'αυτών βρίσκονται στην Νότια και Ανατολική Ασία,. Ειδικότερα οι χώρες που δραστηριοποιούνται στις μέρες μας περισσότερο στον τομέα είναι το Μπαγκλαντές (Bangladesh), η Ινδία (India) και η Κίνα (China). Η πιο προσφιλής μέθοδος είναι η προσάραξη (beaching), δηλαδή η διάλυση του πλοίου στην ακτή που επωφελείται από την παλίρροια η οποία είναι συνηθισμένη για την Ινδία και το Μπαγκλαντές. Αντίθετα στη Κίνα χρησιμοποιούνται πιο ανεπτυγμένες μέθοδοι με την πλήρη εξαγωγή του πλοίου από τη θάλασσα. Οι παραπάνω χώρες πήραν τη σκυτάλη από παλαιότερους «κολοσσούς» της βιομηχανίας όπως η Ταϊβάν (Taiwan), και η Νότια Κορέα (South Korea). Σημαντικές δυνάμεις στο χώρο στο άμεσο

παρελθόν υπήρξαν η Τουρκία και το Πακιστάν οι οποίες όμως έχουν χάσει σημαντικό μερίδιο αγοράς σήμερα.

3.2.1 Μπαγκλαντές

Η διάλυση πλοίων πρωτοξεκίνησε στο Μπαγκλαντές το 1969 . Η δραστηριότητα επικεντρώνεται στην Fauzdarhat , μια παράκτια τοποθεσία έκτασης 16 χιλιομέτρων ανατολικά στον κόλπο της Βεγγάλης, μόλις 20 χιλιόμετρα νοτιο-δυτικά της Chittagong, της δεύτερης μεγαλύτερης πόλης της χώρας με πληθυσμό πάνω από 2.5 εκατομμύρια κατοίκους. Στην περιοχή δραστηριοποιούνται 32 μονάδες διάλυσης πλοίων. Η διαλυτική ικανότητα είναι 1,5 εκατομ. LDT, ενώ υπάρχει ειδίκευση στα δεξαμενόπλοια.

Η οικονομία της χώρας είναι αρκετά εξαρτημένη από τη βιομηχανία ανακύκλωσης πλοίων, καθώς δεν υπάρχει βιομηχανία παραγωγής χάλυβα ούτε ορυχεία, ενώ οι πηγές ενέργειας είναι περιορισμένες. Χαρακτηριστικό είναι ότι οι διαλύσεις πλοίων καλύπτουν το 70-80% των αναγκών της χώρας σε χάλυβα. Έτσι φυσικό είναι όλο το ατσάλι που παράγεται από τα πλοία να προωθείται απευθείας στην αγορά για να ικανοποιηθεί η ζήτηση.

Σε σχέση με τα διαλυτήρια των άλλων χωρών, αυτά του Μπαγκλαντές ανακυκλώνουν το χάλυβα με μικρότερο κόστος κάτι που αναδεικνύει και το ανταγωνιστικό τους πλεονέκτημα. Έτσι οι επιχειρήσεις έχουν τη δυνατότητα να δώσουν υψηλότερες τιμές στους πλοιοκτήτες και επομένως ένα σημαντικό κίνητρο για να τις προτιμήσουν να προβούν στη διάλυση του πλοίου τους. Η εξοικονόμηση του κόστους συνίσταται κυρίως στα φθηνά εργατικά χέρια και στα χαμηλά πρότυπα όσον αφορά την προστασία των εργαζομένων και την πρόληψη της ρύπανσης.

Ο πληθυσμός του Μπαγκλαντές ανέρχεται στα 144 εκατομμύρια κατοίκους, πολλοί εκ των οποίων ανήκουν κάτω από το οικονομικό όριο της φτώχειας. Με δεδομένο λοιπόν ότι οι περισσότεροι εργάτες από τους 30,000 περίπου που δουλεύουν στα διαλυτήρια είναι ανειδίκευτοι και ότι οι μισθοί τους είναι πενιχροί, γίνεται ξεκάθαρο ότι τα φθηνά εργατικά χέρια δίνουν την ευκαιρία στις επιχειρήσεις να προσφέρουν περισσότερα χρήματα για την προσέλκυση πελατείας.

Όσον αφορά τα χαμηλά πρότυπα προστασίας του περιβάλλοντος, οδηγούν και αυτά σε μείωση του κόστους, αφού δεν απαιτείται από το χαλαρό νομοθετικό πλαίσιο η ύπαρξη μηχανισμών

πρόληψης και προστασίας. Αναλυτικότερα, τα πλοία που οδηγούνται για διάλυση, φυσικό είναι να μην βρίσκονται και στην καλύτερη δυνατή κατάσταση. Ο καπνός και η σκόνη που προκύπτουν από τη διαδικασία κοπής των λαμαρινών αποτελούν ίσως την πιο ασήμαντη ζημιά για το θαλάσσιο περιβάλλον. Ο αμίαντος, ο μόλυβδος και το κάδμιο όμως καθώς και οι τοξικές ουσίες που περιλαμβάνονται στη σκουριά από το κύτος και στα χρώματα του πλοίου, είναι εξαιρετικά επιβλαβή όχι μόνο για το υδάτινο οικοσύστημα αλλά και για την υγεία των εργαζομένων.

Άλλη μια σημαντική συνεισφορά στη μείωση του κόστους λειτουργίας των διαλυτηρίων του Μπαγκλαντές είναι οι συχνές παλίρροιες. Όπως αναφέρθηκε σε προηγούμενες παραγράφους, στις περισσότερες μη αναπτυγμένες περιοχές διάλυσης χρησιμοποιείται η μέθοδος της προσάραξης. Οι συχνές λοιπόν παλίρροιες του Μπαγκλαντές δίνουν τη δυνατότητα για προσάραξη του πλοίου στην ακτή σε απόσταση μόλις 200 μέτρων, σε αντίθεση με τις Κίνα και Ινδία που η ωφέλεια της παλίρροιας επιτυγχάνει την προσάραξη πλοίου στα 2 χιλιόμετρα από την ακτή (<http://www.thedailystar.net/story.php?nid=50899>). Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα την εξοικονόμηση χιλιάδων δολλαρίων για κάθε πλοίο που διαλύεται στο Μπαγκλαντές.

Παρόλαυτά όμως, το πλεονέκτημα αυτό μπορεί πολύ εύκολα να μετατραπεί σε μειονέκτημα μελλοντικά, και αυτό γιατί το Μπαγκλαντές θεωρείται από τους επιστήμονες ως το σημείο 0 της κλιματικής αλλαγής. Πιο συγκεκριμένα, είναι μια από τις πιο ευάλωτες χώρες στον κόσμο, με 200 ποτάμια να διαπερνούν το έδαφός της και μια τεράστια περιοχή να πλημμυρίζει κατά τη διάρκεια των μουσώνων κάθε χρόνο. Σύμφωνα δε με την αναφορά της Διακυβερνητικής Επιτροπής για την Κλιματική Αλλαγή (IPCC), υπολογίζεται ότι μέχρι το 2050 ίσως μέχρι και το 1/5 της χώρας να έχει χαθεί κάτω από το νερό. Αν λάβουμε υπόψιν ότι το μέσο υψόμετρο στις παράκτιες περιοχές του Μπαγκλαντές δεν ξεπερνά τα 3 μέτρα, τίθενται έντονοι προβληματισμοί για το μέλλον της βιομηχανίας ανακύκλωσης πλοίων στη χώρα.

3.2.2 Ινδία

Η διάλυση των πλοίων στην Ινδία επικεντρώνεται κυρίως στο Alang, μια πόλη που ανήκει στο κρατίδιο Gujarat, σε μια παραθαλάσσια τοποθεσία στον κόλπο του Khambhat, στο βορειοδυτικό κομμάτι της χώρας. Η Ινδία είναι πρωτοπόρος εδώ και πολλά χρόνια στη βιομηχανία ανακύκλωσης πλοίων τόσο από άποψη αριθμού πλοίων που πάνε για διάλυση όσο και από

άποψη tonnage. Η διαλυτική της ικανότητα φτάνει τα 173 πλοία το χρόνο και σε βάρος τα 4,5 εκατομ. LDT, ενώ διαλύονται όλων των ειδών τα πλοία σε αντίθεση με το Μπαγκλαντές και κυρίως την Κίνα που ειδικεύονται στα δεξαμενόπλοια..

Παρόλαυτά, τα τελευταία 4 χρόνια το Μπαγκλαντές κατάφερε να γίνει ο ηγέτης της αγοράς κάποιες μεμονωμένες χρονιές όπως το 2007 και το 2008, κυρίως λόγω της απόφασης του ανωτάτου δικαστηρίου της Ινδίας για παύση δραστηριοτήτων σε όλες τις μονάδες του Alang για ορισμένο χρονικό διάστημα. Ο λόγος ήταν ότι έπρεπε να οργανωθούν καλύτερα τα διαλυτήρια και να συμμορφωθούν με τις υποδείξεις του IMO σχετικά με τη σωστή διαχείριση των αποβλήτων. Πλέον τα πλοία που πρόκειται να διαλυθούν στην Ινδία πρέπει να έχουν πάρει άδεια από το ανώτατο δικαστήριο της χώρας, το οποίο και ελέγχει εάν το πλοίο πληρεί τους διεθνείς κανονισμούς. Σύμφωνα με τη Διεθνή Σύμβαση της Βασιλείας τα προς διάλυση πλοία χαρακτηρίζονται ως ρυπανθέντα εάν προηγουμένως δεν έχει πραγματοποιηθεί εκτενώς απομάκρυνση τοξικών και επιβλαβών ουσιών.

Στα διαλυτήρια του Alang ανακυκλώνεται οτιδήποτε υπάρχει πάνω στα πλοία. Πιο συγκεκριμένα λειτουργεί ένα παζάρι, πρόχειρα στημένο από πλευράς εγκαταστάσεων, αλλά σε αυτό πωλούνται πάρα πολλά αντικείμενα όπως έπιπλα, εγκαταστάσεις κουζίνας, σκευή, ηλεκτρικά κυκλώματα, ατσάλινοι σωλήνες, ακόμα και σωσίβιες λέμβοι (<http://www.sriindia.com>). Το ποσοστό ανακύκλωσης των πλοίων προς διάλυση φτάνει το σημαντικό ποσοστό του 97 %.

Όσον αφορά την απασχόληση, στα διαλυτήρια της Ινδίας εργάζονται περίπου 50.000 άνθρωποι ενώ μόνο στις εγκαταστάσεις του Alang η απασχόληση φτάνει τα 40.000 άτομα. Εκτός από την άμεση απασχόληση, υπολογίζεται ότι η έμμεση εργασία ανέρχεται στα 150-500.000 άτομα. Αναφορικά με τους άμεσα εργαζόμενους, γίνεται προσπάθεια τα τελευταία χρόνια για βελτίωση των συνθηκών εργασίας καθώς και για εκπαίδευση των εργατών αφού η πλειοψηφία τους ήταν ανειδίκευτοι. Είναι λοιπόν αρκετά ξεκάθαρο πως η βιομηχανία ανακύκλωσης πλοίων αποτελεί σημαντικό παράγοντα της οικονομίας.

3.2.3 Κίνα

Η Κίνα είναι από τους πιο παλιούς «παίκτες» στο χώρο της διάλυσης πλοίων. Μπήκε πολύ δυνατά στην αγορά στις αρχές της δεκαετίας του 1980 και κατάφερε πολύ σύντομα να εξελιχθεί σε ηγέτιδα δύναμη της βιομηχανίας. Χαρακτηριστικό είναι ότι μόλις το 1986 είχε αποσπάσει σημαντικότερο μερίδιο αγοράς της τάξης του 23%. Παρόλαυτά όμως με το πέρασμα των ετών το μερίδιό της μειώθηκε . Ο κύριος λόγος είναι η είσοδος ανταγωνιστών στην αγορά όπως το Μπαγκλαντές και η Ινδία οι οποίοι είχαν ως ανταγωνιστικό πλεονέκτημα το χαμηλό εργατικό κόστος και μπόρεσαν να αποσπάσουν μεγάλα μερίδια αγοράς. Άλλος ένας λόγος είναι και οι εκάστοτε ρυθμίσεις που θέτει όλα αυτά τα χρόνια η κυβέρνηση της χώρας και αφορούν αυστηρούς κανονισμούς που σχετίζονται με τον περιορισμό του συναλλάγματος -αναφορικά με την αγορά πλοίων προς διάλυση- και με την προστασία του περιβάλλοντος.

Η Κίνα σήμερα είναι η πιο εκσυγχρονισμένη χώρα στη βιομηχανία ανακύκλωσης πλοίων. Τα περισσότερα διαλυτήριά της είναι διεθνώς πιστοποιημένα για ορθή περιβαλλοντική διαχείριση και οι εγκαταστάσεις τηρούν τις προδιαγραφές υγιεινής και ασφάλειας. Η δραστηριότητα επικεντρώνεται κυρίως σε δυο περιοχές, τη Shanghai και τη Xinhui, ενώ η ικανότητα διάλυσης φτάνει τα 3 εκατομμύρια Ιdt. Πιο συγκεκριμένα, τα μεγάλα πλοία διαλύονται συνήθως σε εγκαταστάσεις που βρίσκονται στις εκβολές των μεγάλων ποταμών Pearl και Yangtze. ενώ υπάρχει ειδικότητα στην ανακύκλωση δεξαμενοπλοίων και πιο συγκεκριμένα μεγάλων VLCC και ULCC.

Σημαντικό είναι να αναφερθεί ότι η κινέζικη οικονομία δε βασίζεται στην επαναχρησιμοποίηση των υπολοίπων υλικών από το πλοίο, παρά μόνο στο λιώσιμο του scrap που προκύπτει από τη διάλυσή τους. Παρόλαυτά, επειδή η Κίνα είναι η πρώτη χώρα σε εξαγωγές τελικών προϊόντων και έχει πολύ σημαντική βιομηχανία, λογικό είναι ο χάλυβας που προκύπτει από τη διάλυση των πλοίων να μην είναι αρκετός για την ικανοποίηση της ζήτησης. Έτσι πραγματοποιούνται μεγάλες εισαγωγές σιδηρομεταλλεύματος, προς παραγωγή χάλυβα, από χώρες όπως η Αυστραλία και η Βραζιλία.

3.3 Σημασία της βιομηχανίας διάλυσης πλοίων για την εθνική οικονομία των κρατών.

Ο κλάδος της βιομηχανίας διάλυσης πλοίων είναι ιδιαίτερα σημαντικός όσον αφορά τα οικονομικά των παραπάνω χωρών. Πιο συγκεκριμένα τα πλεονεκτήματα είναι τα εξής :

Α. Παραγωγή χάλυβα : Η διάλυση των πλοίων αποτελεί την κύρια πηγή ατσαλιού για το κράτος (αφορά κυρίως Μπαγκλαντες και Ινδία), ενώ ταυτόχρονα μειώνεται η ανάγκη για εισαγωγές από ξένα κράτη κάτι που συνεπάγεται εξοικονόμηση κρατικών κεφαλαίων που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για άλλους σκοπούς.

Β. «Πράσινη» βιομηχανία : Ανεξάρτητα με τις περιβαλλοντικές και εργατικές συνθήκες των εγκαταστάσεων των χωρών που δραστηριοποιούνται στη διάλυση των πλοίων, η βιομηχανία αυτή ανακυκλώνει οτιδήποτε βρίσκεται πάνω στο πλοίο. Πιο συγκεκριμένα εκτός από το κύτος του πλοίου ανακυκλώνονται και όλα τα υλικά και εξαρτήματα επάνω σε αυτό. Γίνονται έτσι πρώτες ύλες για παραγωγή –εκτός από χάλυβα- ηλεκτρικών εξοπλισμών, χρωμάτων, επίπλων, λιπαντικών κτλ.

Γ. Φορολογικά οφέλη : Η βιομηχανία διάλυσης πλοίων αποτελεί μεγάλη πηγή εσόδων για τις εκάστοτε κυβερνήσεις των χωρών μέσω της πληρωμής φόρων από τις γυάρδες.

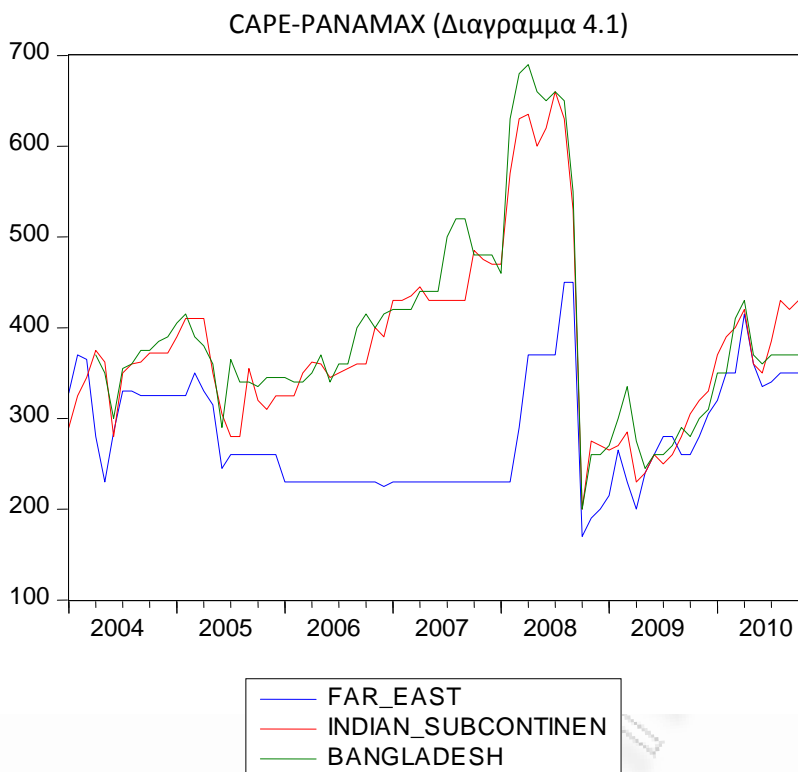
Δ. Εργασία : Παρά τις εκάστοτε συνθήκες υπό τις οποίες δουλεύουν οι εργαζόμενοι, ο κλάδος απασχολεί χιλιάδες άτομα κυρίως χαμηλής οικονομικής τάξης, οι οποίοι υπό άλλες συνθήκες θα ήταν άνεργοι.

4 Δεδομένα

Στην παρούσα εργασία χρησιμοποιούμε δεδομένα από τη βάση του www.clarksons.net . Το δείγμα μας περιλαμβάνει 82 μηνιαίες παρατηρήσεις από τον μήνα Ιανουάριο του 2004 έως τον Οκτώβριο του 2010. Οι τρεις μεταβλητές που χρησιμοποιούμε είναι οι μέσες μηνιαίες τιμές scrap που προσφέρθηκαν από τα τρία μεγάλα κέντρα διάλυσης πλοίων, της Κίνας, της Ινδίας και του Μπαγκλαντές. Οι τιμές αυτές αφορούν πλοία που δραστηριοποιούνται στην αγορά χύδην ξηρού φορτίου. Πιο συγκεκριμένα, η έρευνα θα γίνει για τις τρεις μεγάλες κατηγορίες πλοίων ξηρού φορτίου (cape-panamax, handysize, combined carriers) σε κάθε ένα από τα τρία μεγάλα κέντρα που προαναφέρθηκαν.

Αναφορικά με τον τομέα των πλοίων **cape-size-panamax**, η χρονοσειρά τιμών scrap της Κίνας έχει μέση τιμή 281,3171 \$/ldt. Η μικρότερη τιμή του παρατηρήθηκε τον Οκτώβριο του 2008 και

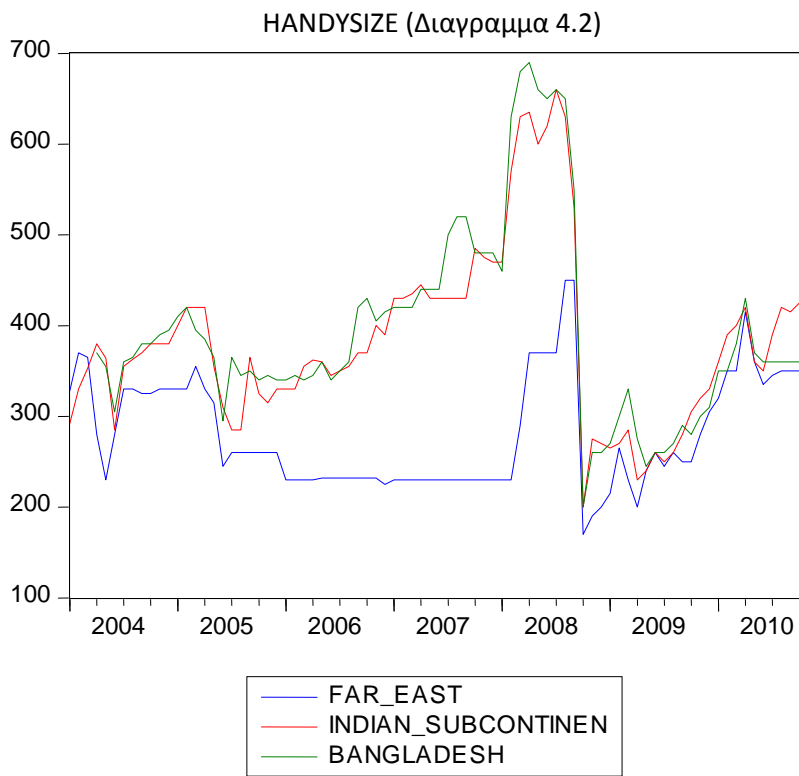
είναι 170 \$, ενώ η μεγαλύτερη είναι 450 \$ και σημειώθηκε τον Αύγουστο του 2008. Η τυπική του απόκλιση είναι 61,46 \$.



Η χρονοσειρά τιμών scrap της Ινδίας έχει μέση τιμή 381,122 \$/ldt . Η μικρότερη τιμή παρατηρήθηκε τον Οκτώβριο του 2008 και ήταν 200 \$, ενώ η μεγαλύτερη ήταν 660 \$ και σημειώθηκε τον Ιούλιο του 2008. Η τυπική απόκλιση είναι 98,20 \$.

Η χρονοσειρά τιμών scrap του Μπαγκλαντές έχει μέση τιμή 313,164 \$/ ldt. Η μικρότερη τιμή είναι 200 \$ και παρατηρήθηκε τον Οκτώβριο του 2008, ενώ η μεγαλύτερη ήταν 690 \$ και σημειώθηκε τον Απρίλιο του 2008. Η τυπική απόκλιση είναι 107,26 \$.

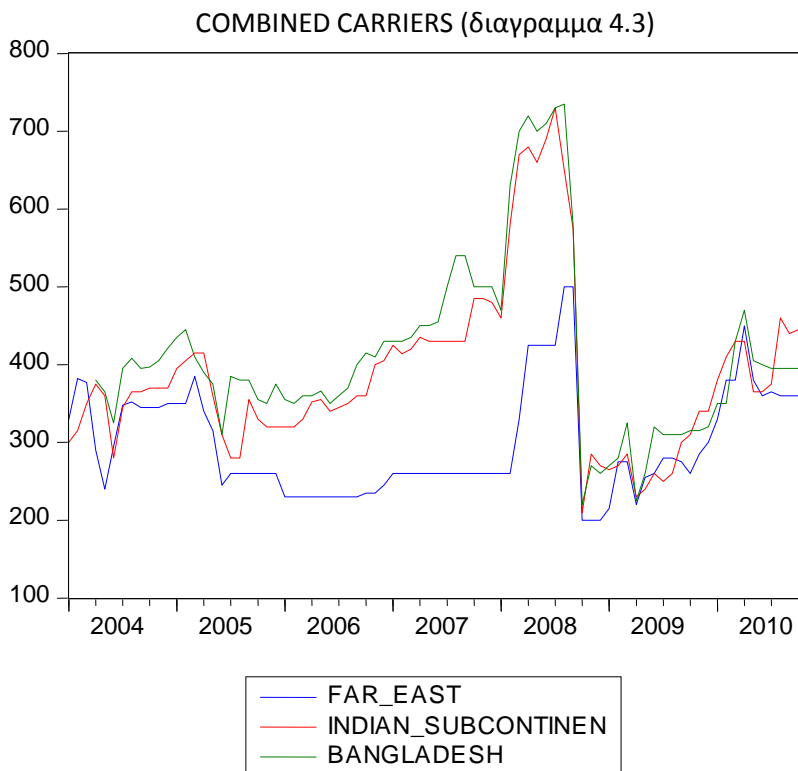
Αναφορικά με την κατηγορία των πλοίων **handysize**, η χρονοσειρά τιμών scrap της Κίνας έχει μέση τιμή 280,87 \$/ldt. Η μικρότερη τιμή της είναι 170 \$ και παρατηρήθηκε τον Οκτώβριο του 2008, ενώ η μεγαλύτερη τιμή είναι 450 \$ και σημειώθηκε τον Αύγουστο και το Σεπτέμβριο του 2008. Η τυπική απόκλιση είναι 61,91 \$.



Η χρονοσειρά της Ινδίας έχει μέση τιμή 383,097 \$/ ldt. Η μικρότερη τιμή είναι 200 \$ και παρατηρήθηκε τον Οκτώβριο του 2008 ενώ η μεγαλύτερη τιμή είναι 660 \$ και σημειώθηκε τον Ιούλιο του 2008. Η τυπική απόκλιση της χρονοσειράς υπολογίζεται στα 97,57 \$.

Η χρονοσειρά του Μπαγκλαντές έχει μέση τιμή 393,48 \$/ldt. Η μικρότερη τιμή είναι 200 \$ και παρατηρήθηκε επίσης τον Οκτώβριο του 2008, ενώ η μεγαλύτερη είναι 690 \$ και σημειώθηκε τον Απρίλιο του 2008, με την τυπική απόκλιση να είναι 107,33 \$.

Τέλος, στον τομέα των **combined carriers**, η χρονοσειρά της Κίνας έχει μέση τιμή 298,83 \$/ldt. Η μικρότερη τιμή της σημειώθηκε τον Οκτώβριο μέχρι το Δεκέμβριο του 2008 και είναι στα 200 \$, ενώ η μεγαλύτερη τιμή είναι 500 \$ το Σεπτέμβριο του 2008. Η τυπική απόκλιση είναι 69,5 \$.



Όσον αφορά τη χρονοσειρά της Ινδίας, έχει μέση τιμή 387,695 \$/ldt. Η μικρότερη τιμή παρατηρείται στα 210 \$ τον Οκτώβριο του 2008, ενώ η μεγαλύτερη στα 730 \$ τον Ιούλιο του 2008. Η τυπική απόκλιση είναι 109,01 \$.

Η χρονοσειρά του Μπαγκλαντές έχει μέση τιμή 412,74 \$/ldt. Η μικρότερη τιμή της είναι 220 \$ και παρατηρήθηκε τον Οκτώβριο του 2008, ενώ η μεγαλύτερη τιμή της είναι 735 \$ και σημειώθηκε τον Αύγουστο του 2008.

Επειδή ο τομέας των *carc-panamax* περιλαμβάνει τα μεγαλύτερα σε μέγεθος πλοία, είναι λογικό οι τιμές των *scrap* τους να επηρεάζουν και τις άλλες κατηγορίες των πλοίων μικρότερου μεγέθους, κάτι που άλλωστε φαίνεται και από τα διαγράμματα τα οποία έχουν παρόμοιες τάσεις.

Επίσης από την παρατήρηση των διαγραμμάτων είναι ξεκάθαρη η χρονική τάση και μεταβλητότητα των σειρών, ιδίως σε αυτές της Ινδίας και του Μπαγκλαντές. Πιο συγκεκριμένα, η μεταβλητή Bangladesh παρουσιάζει μια ανοδική πορεία από το 2004 μέχρι την κορύφωση και τη μέγιστη τιμή του τον Απρίλιο του 2008, ενώ μετά απότομη καθοδική τάση μέχρι τον

Οκτώβριο του ίδιου έτους. Παρόμοια είναι και η τάση της μεταβλητής της Ινδίας, ενώ η μεταβλητή που αφορά την Κίνα παρουσιάζει μια σταθερή πορεία από το 2006 μέχρι το 2007, ενώ η ανοδική πορεία κορυφώνεται τον Αύγουστο του 2008. Μετά αρχίζει απότομη καθοδική πορεία μέχρι τον Οκτώβριο του ίδιου έτους.

Η χρονική τάση που παρατηρούμε αποτελεί ένδειξη ότι και οι τρεις μεταβλητές χαρακτηρίζονται από μη στασιμότητα.

5 Οικονομετρική μεθοδολογία

5.1 Στασιμότητα

Το σημαντικότερο βήμα πριν ξεκινήσουμε την κατασκευή του υποδείματός μας είναι ο έλεγχος για τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών που θα χρησιμοποιηθούν. Η χρήση μη στάσιμων χρονολογικών σειρών οδηγεί σε ένα σύνολο αποτελεσμάτων που αποδυναμώνουν την ισχύ του υποδείματος και πολλές φορές οδηγούν σε αποτελέσματα τα οποία δεν είναι ασφαλή και κατά συνέπεια δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν περαιτέρω. Για τον λόγο αυτό, θα ελέγξουμε αν οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες στα επίπεδά τους, και αν δεν είναι, να καθορίσουμε ύστερα το επίπεδο στο οποίο αυτές γίνονται στάσιμες.

Μια χρονολογική σειρά είναι «ασθενώς στάσιμη» (Phillips, Perron; 1988) εάν:

α) Ο μέσος $E(X_t) = \mu$ είναι σταθερός για όλα τα t (5.1.1)

β) Η διακύμανση $Var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2$ είναι σταθερή για όλα τα t (5.1.2)

γ) Η συνδιακύμανση $Cov(X_t, X_{t+k}) = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$ είναι σταθερή (5.1.3)

για όλα τα t και $k \neq 0$

Αυτό σημαίνει ότι μια χρονολογική σειρά είναι «στάσιμη» εάν οι μέσοι και οι διακυμάνσεις είναι σταθερές διαχρονικά, και οι (αυτό)συνδιακυμάνσεις μεταξύ δύο χρονικών περιόδων t και $t+k$ εξαρτώνται μόνο από την απόσταση (διάστημα ή υστέρηση) k μεταξύ των δύο αυτών χρονικών περιόδων και όχι από την πραγματική περίοδο t κατά την οποία θεωρούνται οι συνδιακυμάνσεις αυτές. Η στασιμότητα ουσιαστικά μας δείχνει ότι η εμφάνιση κάποιων σοκ στην αγορά είναι παροδική και επηρεάζει μόνο περιστασιακά τις μεταβλητές. Αυτό σημαίνει ότι

το σοκ θα επηρεάζει όλο και λιγότερο τις μεταβλητές με την πάροδο του χρόνου. Αντίθετα, εάν μία ή περισσότερες από τις τρεις συνθήκες για στασιμότητα (5.1.1)- (5.1.3) δεν εκπληρώνεται, η χρονολογική σειρά ονομάζεται «μη στάσιμη».

Έλεγχος στασιμότητας

Για να ελέγξουμε την ύπαρξη ή όχι στασιμότητας και στις τρεις μεταβλητές, FAR_EAST(China), INDIAN_SUBCONTINEN (India) και BANGLADESH, θα χρησιμοποιήσουμε τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller (ADF) (Dickey, Fuller; 1979).

Έστω ότι αυτές οι τρεις χρονολογικές σειρές μπορούν να περιγραφούν από την αυτοπαλίνδρομη διαδικασία p τάξης AR(p)

$$FAR_EAST_t = \alpha + \varphi_1 FAR_EAST_{t-1} + \varphi_2 FAR_EAST_{t-2} + \dots + \varphi_p FAR_EAST_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.1.4)$$

$$INDIA_t = \alpha + \varphi_1' INDIA_{t-1} + \varphi_2' INDIA_{t-2} + \dots + \varphi_p' INDIA_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.1.5)$$

$$BANGLADESH_t = \alpha + \varphi_1'' BANGLADESH_{t-1} + \varphi_2'' BANGLADESH_{t-2} + \dots + \varphi_p'' BANGLADESH_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.1.6)$$

όπου p είναι ο αριθμός των υστερήσεων.

Αν τώρα στο υπόδειγμα (5.1.4) προσθέσουμε και αφαιρέσουμε πρώτα τον όρο $\varphi_p FAR_EAST_{t-p+1}$, ύστερα τον όρο $(\varphi_{p-1} + \varphi_p) FAR_EAST_{t-p+2}$ κ.ο.κ. και ακολουθήσουμε την ίδια διαδικασία και για τα υποδείγματα 4.1.5 και 4.1.6 τότε θα πάρουμε τις εξισώσεις

$$\Delta FAR_EAST_t = \alpha + \delta FAR_EAST_{t-1} + \sum \delta_j \Delta FAR_EAST_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.1.7)$$

$$\Delta INDIA_t = \alpha + \delta' INDIA_{t-1} + \sum \delta_j' \Delta INDIA_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.1.8)$$

$$\Delta BANGLADESH_t = \alpha + \delta'' BANGLADESH_{t-1} + \sum \delta_j'' \Delta BANGLADESH_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.1.9)$$

όπου $\delta = \varphi_1 + \varphi_2 + \dots + \varphi_p - 1$, $\delta' = \varphi_1' + \varphi_2' + \dots + \varphi_p - 1'$, $\delta'' = \varphi_1'' + \varphi_2'' + \dots + \varphi_p - 1''$ και οι συντελεστές δ_j , δ_j' , δ_j'' αποτελούν γενικές συναρτήσεις των συντελεστών φ_j , φ_j' , φ_j'' (για $j=1,2,3,\dots,p$) (Enders, 1995).

Παρόλο που η χρήση χρονικών υστερήσεων μας βοηθάει στην αποφυγή του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα, ωστόσο πρέπει να βρούμε ποιος είναι ο άριστος αριθμός υστερήσεων που πρέπει να χρησιμοποιηθεί στο υπόδειγμά μας. Αυτό θα γίνει με την χρησιμοποίηση του κριτηρίου Akaike (1974), το οποίο δίνει κάποια «ποινή» για τη μείωση του αθροίσματος των τετραγώνων των καταλοίπων που επιτυγχάνεται με την προσθήκη ερμηνευτικών μεταβλητών. Οπότε πρέπει να βρούμε τη μικρότερη τιμή που μπορεί να πάρει το κριτήριο αυτό.

Ο έλεγχος ADF για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, ότι δηλαδή η σειρά δεν είναι στάσιμη, είναι δυνατόν να εφαρμοστεί ακολουθώντας τα εξής δύο βήματα :

Βήμα 1 Εφαρμόζουμε τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) για να εκτιμήσουμε τις εξισώσεις παλινδρόμησης (4.1.7), (4.1.8) και (4.1.9)

Βήμα 2 Λαμβάνουμε την απόφαση για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στις γενετικές διαδικασίες των χρονολογικών σειρών FAR_EAST_t , $INDIA_t$, $BANGLADESH_t$ σύμφωνα με τις παρακάτω υποθέσεις :

$H_0 : \delta=0, \delta'=0, \delta''=0$ για μη στασιμότητα, εάν $t_\delta > \tau$, $t_{\delta'} > \tau$, $t_{\delta''} > \tau$

$H_1 : \delta < 0, \delta' < 0, \delta'' < 0$, για στασιμότητα, εάν $t_\delta < \tau$, $t_{\delta'} < \tau$, $t_{\delta''} < \tau$

Όπου τ είναι η κρίσιμη τιμή των ελέγχων Dickey-Fuller για την στατιστική τ για ορισμένο επίπεδο σημαντικότητας. Με άλλα λόγια, για να είναι μια χρονολογική σειρά στάσιμη, η τιμή t_δ θα πρέπει να είναι 'πολύ αρνητική'.

Εάν κάνοντας τον έλεγχο δεν απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση H_0 συμπεραίνουμε ότι υπάρχει μία τουλάχιστον μοναδιαία ρίζα, η οποία θα πρέπει να είναι τουλάχιστον $I(1)$. Θα πάρουμε στη συνέχεια τις πρώτες διαφορές των χρονολογικών σειρών (4.1.7), (4.1.8) και (4.1.9) και θα ελέγξουμε πάλι την ύπαρξη στασιμότητας. Εάν απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 , τότε οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, δηλαδή είναι $I(1)$ κάτι που ίσως σημαίνει ότι μπορεί να συνολοκληρώνονται. Εάν και πάλι απορρίψουμε την ύπαρξη στασιμότητας, θα πάρουμε τις δεύτερες/τρίτες διαφορές

κ.ο.κ. μέχρι να κάνουμε αποδεκτή την ύπαρξη στασιμότητας. Συνήθως στις περισσότερες περιπτώσεις παρουσιάζεται κάποιου είδους τάση στα επίπεδα των σειρών, ενώ η στασιμότητα εμφανίζεται όταν πάρουμε τις διαφορές τους.

5.2 Συνολοκλήρωση

5.2.1 Έλεγχοι

Εφόσον καθορίστηκε το επίπεδο στο οποίο οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες, θα συνεχίσουμε με την εκτίμηση του υποδείγματος. Στην ενότητα αυτή θα ασχοληθούμε με την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των τριών χρονολογικών σειρών FAR_EAST_t , $INDIA_t$, και $BANGADESH_t$. Η εξέταση για συνολοκλήρωση θα γίνει ανά ζεύγη. Δηλαδή πρώτα θα εξεταστεί συνολοκλήρωση ανάμεσα σε $INDIA$ και $BANGLADESH$, μετά σε $INDIA$ και FAR_EAST και τέλος σε FAR_EAST και $BANGLADESH$.

Δύο χρονολογικές σειρές Y_t και X_t , λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες τάξεως (d, b) , όπου $0 \leq b \leq d$, εάν και οι δύο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d , και υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός από τις δύο αυτές χρονολογικές σειρές, έστω $a_1 Y_t + a_2 X_t$, που είναι ολοκληρωμένη τάξεως $(d-b)$.

Θεωρούμε απαραίτητα να αναφερθεί ότι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο χρονολογικών σειρών, συνεπάγεται μια μακροχρόνιου τύπου ισορροπία μεταξύ αυτών, χωρίς όμως να αποκλείεται η βραχυχρόνια απόκλιση από το σημείο ισορροπίας. Με άλλα λόγια, ένα σύνολο συνολοκληρωμένων χρονολογικών σειρών μπορεί βραχυχρόνια να αποκλίνει, αλλά μακροχρόνια επανέρχεται στο σημείο ισορροπίας, αποδεικνύοντας με αυτόν τον τρόπο την μακροχρόνια σχέση μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης θα γίνει με την μέθοδο του Johansen (1991,1995) όπου κάνει χρήση του υποδείγματος 'διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων τάξεως p ' $VAR(p)$, και βασίζεται σε δύο ελέγχους, τον έλεγχο ίχνους (λ_{trace}) και τον έλεγχο μέγιστης ιδιοτιμής (λ_{max}), που δίνονται από τις παρακάτω σχέσεις :

$$\lambda_{trace}(r) = -n \sum \log(1 - \mu_j) \text{ για } r=0,1$$

$$\lambda_{\max}(r,r+1) = -n \log(1-\mu_{r+1}) \text{ για } r=0,1$$

όπου μ είναι οι ιδιοτιμές και r ο αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης.

Συνεπώς, οι υποθέσεις που ελέγχονται με τα 2 αυτά στατιστικά είναι οι εξής :

H_0 : $r=0$ εάν $\lambda_{\text{trace}}(r) < \text{κρίσιμη τιμή} // \lambda_{\max}(r) < \text{κρίσιμη τιμή}$, δεν υπάρχει συνολοκλήρωση

H_1 : $r=1$ εάν $\lambda_{\text{trace}}(r) > \text{κρίσιμη τιμή} // \lambda_{\max}(r) > \text{κρίσιμη τιμή}$, υπάρχει συνολοκλήρωση

5.2.2 Εκτίμηση των υποδειγμάτων διόρθωσης σφαλμάτων

Όπως αναφέραμε στην προηγούμενη ενότητα, εάν οι χρονολογικές σειρές FAR_EAST_t, INDIA_t και BANGLADESH_t συνολοκληρώνονται ανά δύο μεταξύ τους, τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ανάμεσά τους. Βραχυχρόνια όμως αυτές οι μεταβλητές είναι δυνατόν να βρίσκονται σε ανισορροπία, με τους διαταρακτικούς όρους να απεικονίζουν τα σφάλματα εξισορροπήσεως ει. Η δυναμική της βραχυχρόνιας αυτής σχέσης ανισορροπίας μπορεί να διατυπωθεί ως ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος, το οποίο συνδέει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια συμπεριφορά των δυο μεταβλητών και μπορεί να περιγραφεί από τις σχέσεις :

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum b_i \Delta Y_{t-1} + \sum c_i \Delta X_{t-1} + \lambda_Y e_{t-1} + u_t \quad (4.2.1)$$

$$\Delta X_t = \alpha' + \sum b_i' \Delta Y_{t-1} + \sum c_i \Delta X_{t-1} + \lambda_X e_{t-1} + u_t' \quad (4.2.2)$$

Όπου X και Y οι εκάστοτε δύο μεταβλητές που εξετάζονται, e_t στάσιμα και $u_t, u_t' =$ διαταρακτικός όρος λευκού θορύβου. Τα λ_Y και λ_X είναι οι βραχυχρόνιοι συντελεστές προσαρμογής, ή αλλιώς ταχύτητες προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία. Για να υπάρχει σύγκλιση θα πρέπει να είναι αρνητικά και στατιστικά σημαντικά.

Για την εκτίμηση των (4.2.1) και (4.2.2) ακολουθούμε τα εξής δύο βήματα :

Βήμα 1 Μέσω της $Y_t = b_0 + b_1 X_t + e_t$ εκτιμούμε τα σφάλματα ισορροπίας $e_t = Y_t - b_0 - b_1 X_t$

Βήμα 2 Με τη βοήθεια της μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων εκτιμούμε τις (4.2.1) και (4.2.2).

Εάν οι σειρές που εξετάζονται δεν συνολοκληρώνονται, τότε δεν εκτιμάμε το υπόδειγμα διόρθωσης σφαλμάτων (VEC) αλλά παραμένουμε στο VAR υπόδειγμα και εξετάζουμε τη βραχυχρόνια συμπεριφορά των μεταβλητών.

5.3 Αιτιότητα

Στη προηγούμενη ενότητα ερευνήσαμε την ύπαρξη σχέσεως συνολοκλήρωσης μεταξύ των χρονολογικών σειρών FAR_EAST_t , $INDIA_t$ και $BANGLADESH_t$ (ανά ζεύγη) και καταλήξαμε σε συμπεράσματα αναφορικά με την βραχυχρόνια και την μακροχρόνια σχέση που πιθανόν να υπάρχει. Η ύπαρξη όμως αυτής της σχέσης, με την μεθοδολογία που ακολουθήσαμε δεν είναι σε θέση να δώσει απάντηση στο ερώτημα ποια χρονολογική σειρά αποτελεί αίτιο και ποια αιτιατό, δηλαδή το αποτέλεσμα.

Η αιτιότητα μπορεί να διακριθεί σε μονόδρομη (αιτιότητα μιας κατεύθυνσης) και σε αμφίδρομη (αιτιότητα αναδράσεως). Για να ελέγξουμε το είδος της, εάν βέβαια υπάρχει αιτιότητα. Θα χρησιμοποιήσουμε τον έλεγχο Granger (1969). Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στον συλλογισμό ότι «το μέλλον δε μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν» και χρησιμοποιεί την έννοια των υποδειγμάτων VAR. Υποθέτουμε το υπόδειγμα VAR των δύο μεταβλητών ΔX_t και ΔY_t , όπου X και Y θα μπου οι μεταβλητές FAR_EAST , $INDIA$ και $BANGLADESH$ σχηματίζοντας ζεύγη.

$$\Delta Y_t = \alpha_{10} + \sum \alpha_{1j} \Delta Y_{t-j} + \sum b_{1j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (5.3.1)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{20} + \sum \alpha_{2j} \Delta Y_{t-j} + \sum b_{2j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (5.3.2)$$

Για τον έλεγχο της αιτιότητας που προκύπτει ανάμεσα στις μεταβλητές του υποδείγματος VAR των (5.3.1) και (5.3.2), θα εφαρμόσουμε το στατιστικό Chi-square του ελέγχου του Granger. Οι υποθέσεις του ελέγχου αυτού διαμορφώνονται ως εξής :

H_0 : Το ΔX_t δεν προκαλεί κατά Granger το ΔY_t ,

εάν $Chi-sq_c < \text{κρίσιμη τιμή του } Chi-sq$

H_1 : Το ΔX_t προκαλεί κατά Granger το ΔY_t ,

εάν $Chi-sq_c > \text{κρίσιμη τιμή του } Chi-sq$

και

H_0 : Το ΔY_t δεν προκαλεί κατά Granger το ΔX_t ,

εάν $\chi^2 < \chi^2_{\text{κρίσιμη}}$

H_1 : Το ΔY_t προκαλεί κατά Granger το ΔX_t ,

εάν $\chi^2 > \chi^2_{\text{κρίσιμη}}$

6. Εμπειρικά ευρήματα

6.1 Στασιμότητα

Στην ενότητα 5.1 αναφέραμε ότι ο έλεγχος για τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών θα γίνει με τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller). Ακολουθώντας τα βήματα που αναφέραμε και εφαρμόζοντάς τα στις 3 κατηγορίες πλοίων που μεταφέρουν ξηρό φορτίο, έχουμε:

6.1.1 Κατηγορία πλοίων capesize-panamax

Για τα μεγαλύτερα πλοία που μεταφέρουν χύδην ξηρό φορτίο, τα πλοία τύπου capesize-panamax, εφαρμόζουμε πρώτα τον ADF έλεγχο στη χρονοσειρά scrap του Μπαγκλαντές (Bangladesh) και έχουμε τον **πίνακα 1**:

Από τον πίνακα παρατηρούμε ότι το στατιστικό-t από την ADF είναι $t_{\delta} = -2,20$, το οποίο είναι σε απόλυτη τιμή μικρότερο από τις κριτικές τιμές και στα 3 επίπεδα σημαντικότητας. Οπότε δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 και η μεταβλητή BANGLADESH είναι μη στάσιμη.

Η μη στασιμότητα συνεπάγεται την ύπαρξη τουλάχιστον μίας μοναδιαία ρίζας, δηλαδή η χρονολογική σειρά BANGLADESH είναι τουλάχιστον $I(1)$, ωστόσο δεν αποκλείεται ο βαθμός ολοκλήρωσης να είναι μεγαλύτερος από αυτόν, δηλαδή $I(2), I(3), \dots$, κλπ. Προκειμένου να καθοριστεί ο βαθμός ολοκλήρωσης επαναλαμβάνουμε την προηγούμενη διαδικασία στην πρώτη διαφορά του BANGLADESH, δηλαδή $\Delta \text{BANGLADESH}$. Κάνοντας πάλι τον έλεγχο λαμβάνουμε τον παρακάτω **πίνακα 2**:

Το στατιστικό-t από τον ADF είναι $t_{\delta} = -8.061961$ το οποίο είναι σε απόλυτη τιμή κατά πολύ μεγαλύτερο από τις κριτικές τιμές και στα 3 επίπεδα σημαντικότητας. Οπότε απορρίπτουμε τώρα τη μηδενική υπόθεση H_0 και η μεταβλητή Δ BANGLADESH είναι στάσιμη. Άρα η χρονολογική σειρά BANGLADESH είναι $I(1)$.

Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία και για τη μεταβλητή INDIA, λαμβάνουμε τον **πίνακα 3**:

Από τον πίνακα παρατηρούμε ότι το στατιστικό-t από την ADF είναι $t_{\delta} = -2.548643$ το οποίο είναι σε απόλυτη τιμή μικρότερο από τις κριτικές τιμές και στα 3 επίπεδα σημαντικότητας. Οπότε δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 και η μεταβλητή INDIA είναι μη στάσιμη.

Η μη στασιμότητα συνεπάγεται την ύπαρξη τουλάχιστον μίας μοναδιαία ρίζας, δηλαδή η χρονολογική σειρά INDIA είναι τουλάχιστον $I(1)$, ωστόσο δεν αποκλείεται ο βαθμός ολοκλήρωσης να είναι μεγαλύτερος από αυτόν, δηλαδή $I(2), I(3), \dots$, κλπ. Προκειμένου να καθοριστεί ο βαθμός ολοκλήρωσης επαναλαμβάνουμε την προηγούμενη διαδικασία στην πρώτη διαφορά του INDIA, δηλαδή Δ INDIA. Κάνοντας πάλι τον έλεγχο λαμβάνουμε τον παρακάτω **πίνακα 4**:

Το στατιστικό-t από τον ADF είναι $t_{\delta} = -8.200796$ το οποίο είναι σε απόλυτη τιμή κατά πολύ μεγαλύτερο από τις κριτικές τιμές και στα 3 επίπεδα σημαντικότητας. Οπότε απορρίπτουμε τώρα τη μηδενική υπόθεση H_0 και η μεταβλητή Δ INDIA είναι στάσιμη. Άρα η χρονολογική σειρά INDIA είναι $I(1)$.

Ακολουθώντας την ίδια διαδικασία για τη μεταβλητή FAR_EAST, λαμβάνουμε τον **πίνακα 5** :

Από τον πίνακα παρατηρούμε ότι το στατιστικό-t από την ADF είναι $t_{\delta} = -3.116734$ το οποίο είναι μεγαλύτερο από τις κριτικές τιμές για 5% και 10% αλλά όχι από αυτή για 1%. Οπότε για

1% επίπεδο σημαντικότητας η μεταβλητή FAR_EAST είναι μη στάσιμη ενώ για 5% και 10% επίπεδο είναι στάσιμη.

Παίρνοντας την πρώτη διαφορά Δ FAR_EAST επαναλαμβάνουμε τον έλεγχο και έχουμε τον **πίνακα 6** :

Το στατιστικό-t από τον ADF είναι $t_{\delta} = -8.092958$ το οποίο είναι σε απόλυτη τιμή κατά πολύ μεγαλύτερο από τις κριτικές τιμές και στα 3 επίπεδα σημαντικότητας. Οπότε σε πρώτο επίπεδο επέρχεται η πλήρης στασιμότητα της μεταβλητής FAR_EAST και τη θεωρούμε I(1).

6.1.2 Κατηγορία πλοίων handysize

Εφαρμόζοντας και σε αυτήν την κατηγορία πλοίων τους ίδιους ελέγχους, συμπεραίνουμε ότι τα αποτελέσματά τους παρουσιάζουν μεγάλη ομοιότητα με αυτά της κατηγορίας capesize-panamax. Πιο συγκεκριμένα, η μεταβλητή BANGLADESH είναι μη στάσιμη στο επίπεδο της με την t-στατιστική από τον ADF να είναι $t_{\delta} = -2.190461$ μικρότερη από τις κριτικές τιμές για όλα τα επίπεδα σημαντικότητας.

Η στασιμότητα εμφανίζεται όταν πάρουμε την πρώτη διαφορά Δ BANGLADESH. Η t-στατιστική του ADF είναι $t_{\delta} = -8.043262$ κατά πολύ μεγαλύτερη από τις κριτικές τιμές σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας. Οπότε απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση και η Δ BANGLADESH είναι στάσιμη. Συνεπώς η χρονολογική σειρά BANGLADESH είναι I(1).

Παρομοίως και η μεταβλητή INDIA είναι μη στάσιμη στο επίπεδο της, με t-στατιστική $t_{\delta} = -2.572989$, ενώ η στασιμότητα παρουσιάζεται στην πρώτη διαφορά με t-στατιστική $t_{\delta} = -6.799450$. Συνεπώς και η χρονοσειρά INDIA είναι I(1).

Αναφορικά με τη μεταβλητή FAR_EAST, ο έλεγχος ADF παρουσιάζει τα ίδια αποτελέσματα με την μεταβλητή FAR_EAST για την κατηγορία capesize-panamax. Στο επίπεδο της έχει t-στατιστική $t_{\delta} = -3.096704$ και είναι στάσιμη για επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%, ενώ για 1% είναι μη στάσιμη. Η πλήρης στασιμότητα σε όλα τα επίπεδα εμφανίζεται αν πάρουμε την πρώτη διαφορά Δ FAR_EAST με t-στατιστική $t_{\delta} = -8.103599$.

6.1.3 Κατηγορία πλοίων combined carriers

Εφαρμόζοντας τους ελέγχους στασιμότητας ADF των χρονολογικών σειρών για την κατηγορία των πλοίων combo, παρατηρούμε ελάχιστες διαφορές. Ειδικότερα, η μεταβλητή BANGLADESH έχει στο επίπεδο της t-στατιστικό $t_{\delta} = -2,666459$ κάτι που σημαίνει ότι για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10% είναι στάσιμη, αλλά για τα επίπεδα 5% και 1% είναι μη στάσιμη. Η πλήρης στασιμότητα σε όλα τα επίπεδα εμφανίζεται στην πρώτη διαφορά. Εφαρμόζοντας λοιπόν τον έλεγχο ADF για τη Δ BANGLADESH έχουμε t-στατιστική $t_{\delta} = -7,469787$ κάτι που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την υπόθεση H_0 και η Δ BANGLADESH είναι στάσιμη. Επομένως η μεταβλητή BANGLADESH είναι I(1).

Κάνοντας την ίδια διαδικασία για τη μεταβλητή INDIA, λαμβάνουμε με τον ADF t-στατιστική $t_{\delta} = -2,298885$ μικρότερη από τις κριτικές τιμές σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας. Επομένως είναι μη στάσιμη στο επίπεδο της, γι'αυτό επαναλαμβάνουμε τον έλεγχο στην πρώτη διαφορά της Δ INDIA. Η νέα t-στατιστική είναι $t_{\delta} = -8,337113$ κατά πολύ ,εγαλύτερη από τις κριτικές τιμές σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας. Άρα συμπεραίνουμε ότι η Δ INDIA είναι στάσιμη και ότι η INDIA είναι I(1).

Παρομοίως για τη μεταβλητή FAR_EAST εφαρμόζουμε τον ADF και λαμβάνουμε t-στατιστική $t_{\delta} = -2,973394$ κάτι που σημαίνει ότι η μεταβλητή είναι στάσιμη για επίπεδο 10% και 5% αλλά μη στάσιμη για 1%. Η πλήρης στασιμότητα εμφανίζεται κι εδώ στην πρώτη διαφορά Δ FAR_EAST. Εφαρμόζοντας λοιπόν και πάλι τον ADF έχουμε t-στατιστική $t_{\delta} = -8,393772$ κάτι που σημαίνει ότι η μεταβλητή είναι στάσιμη σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας και επομένως η FAR_EAST είναι και αυτή I(1).

6.2 Συνολοκλήρωση

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης των τριών μεταβλητών σε κάθεμιά από τις κατηγορίες πλοίων, θα χρησιμοποιήσουμε VAR μοντέλο ανά δύο. Δηλαδή πρώτα θα εξεταστεί η συνολοκλήρωση στο ζεύγος BANGLADESH και INDIA, μετά το BANGLADESH και FAR_EAST και τέλος το INDIA και FAR_EAST.

Σημαντικό είναι να αναφέρουμε ότι πριν τη διαδικασία του ελέγχου, πρέπει πρώτα να βρούμε τον αριθμό υστερήσεων τους, δηλαδή μέχρι ποια παρατήρηση $t-i$ επηρεάζεται η t παρατήρηση. Για να βρούμε τον αριθμό υστερήσεων τους θα χρησιμοποιήσουμε το AIC.

6.2.1 Κατηγορία πλοίων capesize-panamax

Αναφορικά με τα πλοία που ανήκουν στον τομέα capesize-panamax, χρησιμοποιούμε το πρώτο ζευγάρι μεταβλητών, δηλαδή το BANGLADESH-INDIA. Ο άριστος αριθμός υστερήσεων είναι 1, όπως φαίνεται και από τον **πίνακα 7**.

Ακολουθώντας τη διαδικασία που αναπτύχθηκε στην ενότητα 5.2.1 για τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης, έχουμε τον **πίνακα 8**:

Σύμφωνα με τον έλεγχο ίχνους, η μηδενική υπόθεση H_0 για τη μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης απορρίπτεται αφού το στατιστικό ίχνους είναι μεγαλύτερο από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο σημαντικότητας, $\lambda_{\text{trace}}(r)=23.01415 > 15.49471$, ενώ το ίδιο συμβαίνει και για το τεστ μέγιστης ιδιοτιμής $\lambda_{\text{max}}(r)=17.00097 > 14.26460$.

Αναφορικά με το ζεύγος μεταβλητών BANGLADESH-FAR_EAST, ο άριστος αριθμός υστερήσεων είναι 1 όπως φαίνεται και από τον **πίνακα 9**.

Ακολουθώντας και για αυτό το ζευγάρι μεταβλητών τη διαδικασία για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης έχουμε τον **πίνακα 10**.

Σύμφωνα με τον έλεγχο ίχνους, η μηδενική υπόθεση H_0 για τη μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης δεν απορρίπτεται αφού το στατιστικό ίχνους είναι μικρότερο από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο σημαντικότητας, $\lambda_{\text{trace}}(r)=15,13473 < 15,49471$, ενώ το ίδιο συμβαίνει και για το τεστ μέγιστης ιδιοτιμής $\lambda_{\text{max}}(r)=12,96987 < 14,26460$. Συνεπώς δε υπάρχει συνολοκλήρωση κατά Johansen μεταξύ των μεταβλητών BANGLADESH και FAR_EAST.

Τέλος θα εφαρμόσουμε την ίδια διαδικασία και για το τρίτο ζεύγος INDIA-FAR_EAST. Ο αριθμός άριστων υστερήσεων είναι 3 όπως φαίνεται και από τον **πίνακα 11**.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης φαίνονται στον **πίνακα 12**.

Σύμφωνα με αυτά δεν απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση H_0 γιατί το στατιστικό ίχνους είναι μικρότερο από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\lambda_{\text{trace}}(r)=13,62560 < 15,49471$, ενώ το ίδιο συμβαίνει και με το τεστ μέγιστης ιδιοτιμής $\lambda_{\text{max}}(r)=11,81100 < 14,26460$. Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση ούτε σε αυτό το ζευγάρι μεταβλητών INDIA-FAR_EAST.

Άρα το μόνο ζεύγος μεταβλητών που συνολοκληρώνεται είναι το BANGLADESH-INDIA.

6.2.2 Κατηγορία πλοίων handysize

Εφαρμόζοντας ακριβώς την ίδια διαδικασία για τις χρονοσειρές στα πλοία τύπου handy, τα αποτελέσματα είναι σχεδόν τα ίδια. Πιο συγκεκριμένα, το ζεύγος μεταβλητών BANGLADESH-INDIA είναι το μόνο στο οποίο παρουσιάζεται συνολοκλήρωση, αφού στον έλεγχο του Johansen η στατιστική ίχνους είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο σημαντικότητας, $\lambda_{\text{trace}}(r)=22,72755 > 15,49471$. Το ίδιο συμβαίνει και με τον έλεγχο μέγιστης ιδιοτιμής $\lambda_{\text{max}}(r)=16,74123 > 14,26460$. Στα άλλα δυο ζεύγη μεταβλητών δεν υπάρχει συνολοκλήρωση κατά Johansen.

6.2.3 Κατηγορία πλοίων combined carriers

Η κατηγορία αυτή όπως και η προηγούμενη φαίνεται να επηρεάζεται από τα μεγάλα πλοία τύπου capesize και panamax. Πιο συγκεκριμένα, συνολοκλήρωση παρουσιάζεται μόνο στο ζεύγος μεταβλητών BANGLADESH-INDIA, καθώς στον έλεγχο απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση H_0 για τη μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης. Η στατιστική ίχνους είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο σημαντικότητας $\lambda_{\text{trace}}(r)=24,00678 > 15,49471$, όπως και η στατιστική μέγιστης ιδιοτιμής $\lambda_{\text{max}}(r)=18,16307 > 14,26460$. Στα άλλα δυο ζεύγη μεταβλητών δεν υπάρχει συνολοκλήρωση κατά Johansen.

6.3 Εκτίμηση των σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών

6.3.1 Κατηγορία πλοίων capesize-panamax

Από τους ελέγχους συνολοκλήρωσης που προηγήθηκαν παρατηρούμε ότι και για τις τρεις κατηγορίες πλοίων οι μεταβλητές που συνολοκληρώνονται είναι οι BANGLADESH και INDIA.

Συνεπώς για αυτές τις δύο θα υπολογιστεί το υπόδειγμα διόρθωσης σφαλμάτων (VEC) ούτως ώστε να βρούμε πως συνδέεται η βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια συμπεριφορά των μεταβλητών. Το υπόδειγμα παρουσιάζεται στον **πίνακα 13**.

Δυστυχώς το υπόδειγμα είναι ασταθές αφού όλοι οι συντελεστές των μεταβλητών είναι στατιστικά ασήμαντοι, είτε αν πάρουμε σαν εξαρτημένη μεταβλητή την D(BANGLADESH) είτε την D(INDIA). Η άποψη αυτή ενισχύεται και από τους πολύ μικρούς συντελεστές R και R-squared. Συνεπώς δεν υπάρχει αξιοσημείωτη συνολοκλήρωση μεταξύ των δυο μεταβλητών και η μέθοδος του Johansen δεν μπορεί να ερμηνεύσει σωστά τη σχέση μεταξύ των μεταβλητών.

Εφόσον δεν υπάρχει ουσιαστική συνολοκλήρωση ούτε μεταξύ των μεταβλητών BANGLADESH και INDIA, δεν μπορούμε να εξάγουμε συμπεράσματα για τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των τριών μεταβλητών. Γι'αυτό θα εξετάσουμε τη **βραχυχρόνια συμπεριφορά** τους μέσω των υποδειγμάτων **VAR**, χρησιμοποιώντας σε αυτό τις στάσιμες πρώτες διαφορές τους ως εξαρτημένες μεταβλητές.

6.3.1.1 Βραχυχρόνια σχέση μεταξύ αγορών Μπαγκλαντές και Κίνας.

Το υπόδειγμα VAR θα είναι της μορφής:

$$\Delta Y_t = \alpha_{10} + \sum \alpha_{1j} \Delta Y_{t-j} + \sum b_{1j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta X_t = \alpha_{20} + \sum \alpha_{2j} \Delta Y_{t-j} + \sum b_{2j} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

Αναφορικά με το ζεύγος μεταβλητών D(BANGLADESH) και D(FAR_EAST) εκτιμώντας την εξίσωση παλινδρόμησής τους και απαλοίφοντας τους μη στατιστικούς συντελεστές λαμβάνουμε τον **πίνακα 14**.

Οι εξισώσεις που προκύπτουν είναι οι

$$D(\text{BANGLADESH}) = 0.299034 * D(\text{BANGLADESH}(-1)) - 0.422427 * D(\text{FAR_EAST}(-1))$$

$$D(\text{FAR_EAST}) = 0.340273 * D(\text{BANGLADESH}(-1)) - 0.322227 * D(\text{FAR_EAST}(-1))$$

Όπως φαίνεται από τις παραπάνω εξισώσεις η μεταβλητή D(FAR_EAST) έχει μια ελαφρώς αρνητική επίδραση στη μεταβλητή D(BANGLADESH), ενώ η D(BANGLADESH) επηρεάζει

θετικά την FAR_EAST. Σημαντικό είναι επίσης να αναφέρουμε ότι ο συντελεστής R-square της δεύτερης εξίσωσης είναι υψηλότερος από αυτόν της πρώτης (0,10 έναντι 0,06) κάτι που υποδηλώνει ότι είναι πιο αξιόπιστη .

Η σχέση των μεταβλητών φαίνεται παραθέτοντας τα διαγράμματα αποκρίσεων σε ερεθίσματα (impulse responses) του Cholesky. Σύμφωνα με αυτά, ένα θετικό σοκ στις τιμές scrap της Κίνας κατά μια τυπική απόκλιση, επιφέρει μια πτώση της τάξεως των 10\$ στις τιμές scrap του Μπαγκλαντές. Η επίδραση αυτή διαρκεί για 3 μήνες καθώς όπως δείχνει το διάγραμμα το σοκ απορροφάται από την αγορά μετά το πέρας αυτών. Αντίθετα, μια θετική μεταβολή στις τιμές scrap του Μπαγκλαντές κατά μια τυπική απόκλιση, επιφέρει μια άνοδο των τιμών κατά 25\$ στην αγορά της Κίνας, η οποία επανέρχεται στα αρχικά της επίπεδα μετά το πέρας 3 μηνών περίπου.

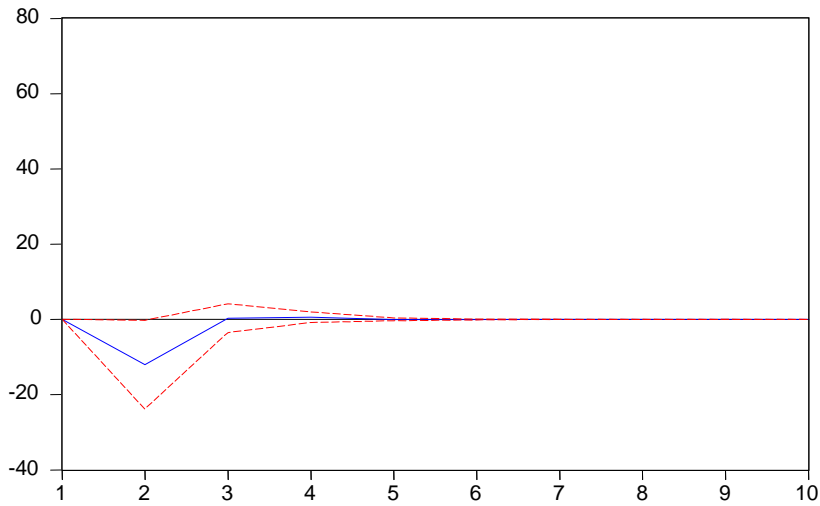
Είναι σαφές ότι υπάρχει μια αμοιβαία επιρροή ανάμεσα στις δυο αγορές, αλλά η επίδραση του Μπαγκλαντές στην Κίνα είναι πολύ πιο σημαντική. Αυτό μπορεί δικαιολογηθεί ως εξής:

Η αγορά διάλυσης πλοίων του Μπαγκλαντές την τελευταία επταετία ήταν τις περισσότερες φορές η κυρίαρχη ανάμεσα στις χώρες που δραστηριοποιούνται στη βιομηχανία, κυρίως χάρη στα χαμηλά κόστη εργασίας (Κεφ. 3, παραγρ.2.1). Αυτά δεν ήταν δυνατό να τα επιτύχει η αγορά της Κίνας, η οποία βρισκόταν σε μειονεκτική θέση απέναντι στο Μπαγκλαντές με αποτέλεσμα να προσφέρει χαμηλότερες τιμές scrap στους πλοιοκτήτες για να διαλύσουν τα πλοία τους. Δεδομένου δε της ειδίκευσης που παρουσιάζει η Κίνα στα δεξαμενόπλοια, δεν μπορούσε να ανταγωνιστεί τις τιμές που προσέφερε το Μπαγκλαντές για τα μεγάλα πλοία ξηρού φορτίου τύπου capesize και panamax. Φυσικό είναι λοιπόν μια μεταβολή πχ. αύξηση στις τιμές του Μπαγκλαντές να αναγκάζει την Κίνα να αυξήσει τις τιμές της για να παραμείνει ανταγωνιστική.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.1

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

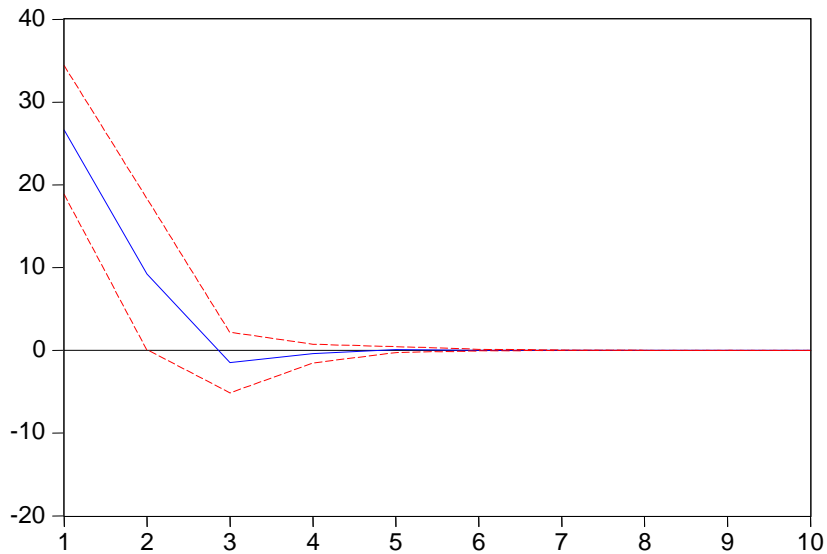
Response of D(BANGLADESH) to D(FAR_EAST)



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.2

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of D(FAR_EAST) to D(BANGLADESH)



Η επαλήθευση της αμοιβαίας αυτής επιρροής γίνεται αν εφαρμόσουμε τον **έλεγχο αιτιότητας του Granger** για τις δυο μεταβλητές. Πιο συγκεκριμένα, εφαρμόζοντας τον έλεγχο στο VAR υπόδειγμα των δύο μεταβλητών λαμβάνουμε τον **πίνακα 15**.

Παίρνοντας σαν εξαρτημένη μεταβλητή την D(BANGLADESH), η στατιστική Chi-square είναι μεγαλύτερη από τη κριτική τιμή για 5% και 1 βαθμό ελευθερίας, $Chi-sq=4,30 > 3,841$, κάτι που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την H_0 και η D(FAR_EAST) προκαλεί κατά Granger την D(BANGLADESH).

Παρομοίως, με εξαρτημένη μεταβλητή την D(FAR_EAST), η στατιστική Chi-square είναι μεγαλύτερη από τη κριτική τιμή για 5% και 1 βαθμό ελευθερίας, $8,52 > 3,841$, κάτι που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την H_0 και η D(BANGLADESH) προκαλεί κατά Granger την D(FAR_EAST).

6.3.1.2 Βραχυχρόνια σχέση μεταξύ αγορών Κίνας και Ινδίας

Εφαρμόζοντας και εδώ το υπόδειγμα VAR για τις στάσιμες πρώτες διαφορές των μεταβλητών και μετά την απαλοιφή των μη στατιστικά σημαντικών συντελεστών έχουμε τον **πίνακα 16**.

Η μοναδική εξίσωση με στατιστικά σημαντικούς συντελεστές που προκύπτει είναι αυτή που έχει εξαρτημένη μεταβλητή την D(FAR_EAST) και είναι :

$$D(FAR_EAST) = -0.2225 * D(FAR_EAST(-1)) - 0.5239 * D(FAR_EAST(-2)) + 0.2138 * D(INDIA(-1)) + 0.3662 * D(INDIA(-2))$$

Η εξίσωση με εξαρτημένη μεταβλητή την D(INDIA) δεν έχει στατιστικά σημαντικούς συντελεστές και δεν περιγράφει επαρκώς την σχέση των δυο μεταβλητών. Από τα πρόσημα των συντελεστών των μεταβλητών D(INDIA(-1)) και D(INDIA(-2)) αντιλαμβανόμαστε μια θετική σχέση ανάμεσα στις μεταβλητές D(FAR_EAST) και D(INDIA). Από το διάγραμμα αποκρίσεων σε ερεθίσματα του Cholesky προκύπτει ότι αν συμβεί μια θετική μεταβολή ίση με μια τυπική απόκλιση στην αγορά τιμών scrap της Ινδίας, οι τιμές στην Κίνα αυξάνονται κατά 10\$ ενώ η ισορροπία επέρχεται μετά από ένα μεγάλο διάστημα 9 μηνών.

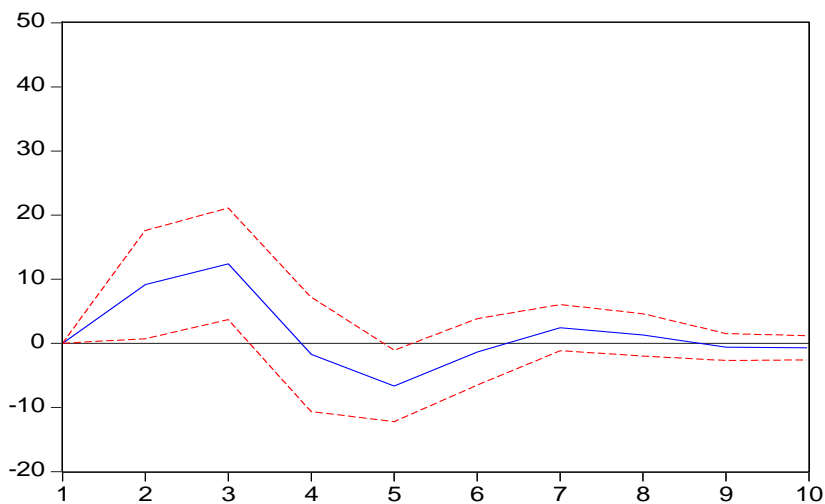
Εάν εφαρμόσουμε τον έλεγχο αιτιότητας του Granger στο VAR υπόδειγμα των δυο μεταβλητών λαμβάνουμε τον πίνακα 17.

Παίρνοντας σαν εξαρτημένη μεταβλητή την $D(\text{FAR_EAST})$, η στατιστική Chi-square είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο σημαντικότητας και 3 βαθμούς ελευθερίας, δηλαδή $\text{Chi-sq}=15,463 > 7,815$, κάτι που σημαίνει ότι απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 για μη ύπαρξη αιτιότητας από τη μεταβλητή $D(\text{INDIA})$ στη $D(\text{FAR_EAST})$.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.3

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of $D(\text{FAR_EAST})$ to $D(\text{INDIAN_SUBCONTINEN})$



Εάν κάνουμε τον ίδιο έλεγχο με εξαρτημένη μεταβλητή την $D(\text{INDIA})$, λαμβάνουμε στατιστική Chi-square μικρότερη από την κριτική τιμή για 5% επίπεδο σημαντικότητας και 3 βαθμούς ελευθερίας, δηλαδή $\text{Chi-sq}=4,544 < 7,815$, και συνεπώς αποδεχόμαστε την H_0 αφού δεν υπάρχει αιτιότητα από την $D(\text{FAR_EAST})$ στην $D(\text{INDIA})$.

Από τους παραπάνω ελέγχους συμπεραίνουμε πως υπάρχει μια μονόδρομη αιτιότητα ανάμεσα στην αγορά scrap της Ινδίας και της Κίνας αφού η πρώτη φαίνεται να επηρεάζει τη δεύτερη. Η Ινδία ηγείται της αγοράς και η Κίνα ακολουθεί για τον πολύ απλό λόγο ότι στα διαλυτήρια της πρώτης ανακυκλώνονται όλων των ειδών τα πλοία σε αντίθεση με της δεύτερης που διαλύονται συνήθως δεξαμενόπλοια. Λογικό είναι λοιπόν η Κίνα που υπολείπεται σε εμπειρία και εξειδίκευση στα πλοία ξηρού φορτίου να ανταποκρίνεται στις κινήσεις της πρωτοπόρου Ινδίας και να επηρεάζεται από αυτήν.

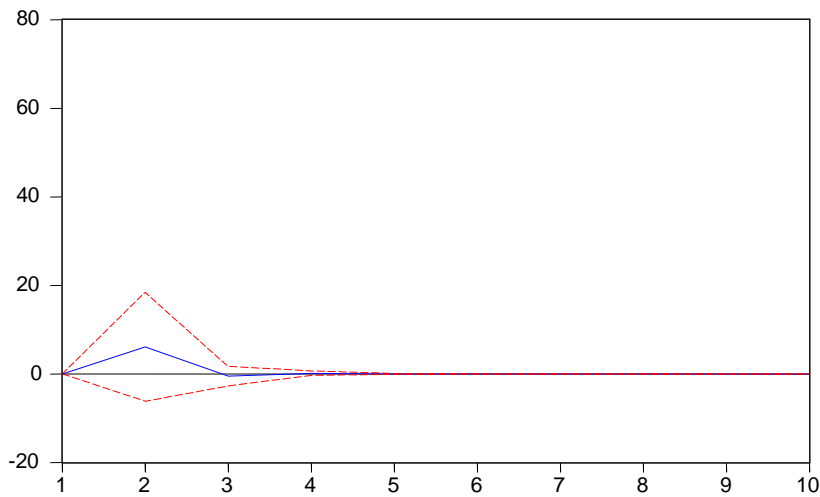
6.3.1.3 Βραχυχρόνια σχέση μεταξύ αγορών Μπαγκλαντές και Ινδίας

Εφαρμόζοντας σε αυτό το ζεύγος το υπόδειγμα VAR για τις στάσιμες πρώτες διαφορές των μεταβλητών, έχουμε τον **πίνακα 18**. Από τον πίνακα φαίνεται ξεκάθαρα πως οι εξισώσεις παλινδρόμησης έχουν όλους τους συντελεστές τους στατιστικά ασήμαντους, κάτι που σημαίνει ότι υπάρχει αδυναμία επεξήγησης της σχέσης.

Παρόλαυτά θα γίνει μια προσπάθεια να ερμηνεύσουμε τη σχέση τους μέσω των διαγραμμάτων αποκρίσεων σε ερεθίσματα του Cholesky. Οι δυο μεταβλητές φαίνεται να έχουν θετική σχέση μεταξύ τους. Πιο συγκεκριμένα, μια θετική μεταβολή στις τιμές scrap της Ινδίας κατά μια τυπική απόκλιση φαίνεται να επηρεάζει θετικά τις τιμές στο Μπαγκλαντές με μια ελαφριά αύξηση κοντά στα 10\$. Το αντίστοιχο αλλά σε μεγαλύτερη έκταση συμβαίνει για την αγορά της Ινδίας αφού ένα θετικό σοκ στις τιμές του Μπαγκλαντές αυξάνει κατά 40\$ περίπου τις τιμές scrap πλοίων capesize-panamax. Και στις δυο περιπτώσεις η διάρκεια της απόκρισης στην μεταβολή διαρκεί 3 μήνες.

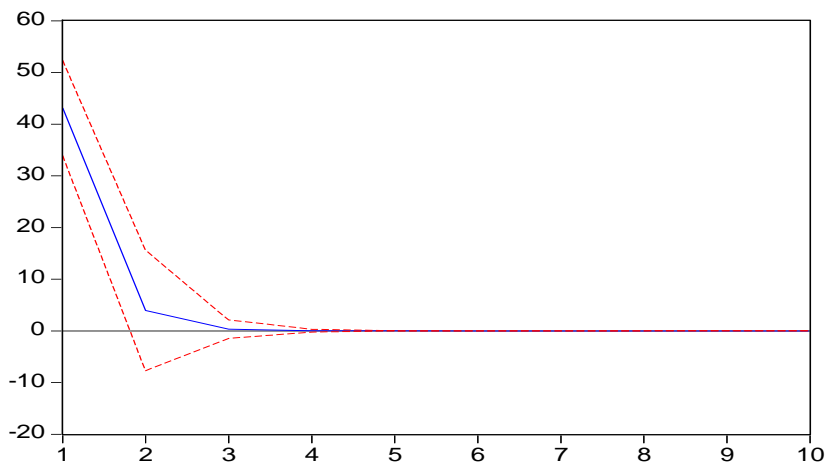
ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.4

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(BANGLADESH) to D(INDIAN_SUBCONTINEN)



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.5

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.
Response of D(INDIAN_SUBCONTINEN) to D(BANGLADESH)



Γενικότερα φαίνεται να υπάρχει μια αμοιβαία επιρροή ανάμεσα στις δυο χώρες όσον αφορά τις τιμές scrap. Αυτό φαίνεται και από το **διάγραμμα 4.1** στο οποίο απεικονίζονται οι τιμές των τριών χωρών για τα πλοία capesize-panamax . Η πορεία των χρονοσειρών των δυο χωρών μοιάζει αρκετά, ενώ στις περισσότερες περιπτώσεις η τάση της χρονοσειράς του Μπαγκλαντές

φαίνεται να προηγείται ελαφρώς αυτής της Ινδίας. Η κοινή πορεία των χρονοσειρών των δυο χωρών ίσως είναι φυσιολογική αν αναλογιστεί κανείς ότι το Μπαγκλαντές και η Ινδία είναι οι σημαντικότερες δυνάμεις στην αγορά διάλυσης πλοίων ξηρού φορτίου και ο ανταγωνισμός είναι αρκετά έντονος μεταξύ τους. Γι' αυτό το λόγο είναι πολύ δύσκολο να εξεταστεί τόσο η μακροχρόνια σχέση τους όσο και η βραχυχρόνια.

6.3.2 Κατηγορία πλοίων handysize

Επειδή η κατηγορία μικρών σε μεγέθους πλοίων όπως τα handys επηρεάζεται άμεσα από τα μεγαλύτερα της προηγούμενης κατηγορίας, επόμενο είναι να υπάρχουν κι εδώ παρόμοια ευρήματα.

Πιο συγκεκριμένα, και σε αυτήν την κατηγορία δεν είναι δυνατόν να εξεταστεί η μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αφού δεν υπάρχει ουσιαστική συνολοκλήρωση μεταξύ τους. Συνεπώς τα ευρήματα αφορούν μόνο τη βραχυχρόνια σχέση τους. Παρακάτω παραθέτουμε τις εξισώσεις με τους στατιστικά σημαντικούς συντελεστές:

$$D(\text{BANGLADESH})=0.333*D(\text{BANGLADESH}(-1))-0.468*D(\text{FAR_EAST}(-1))$$

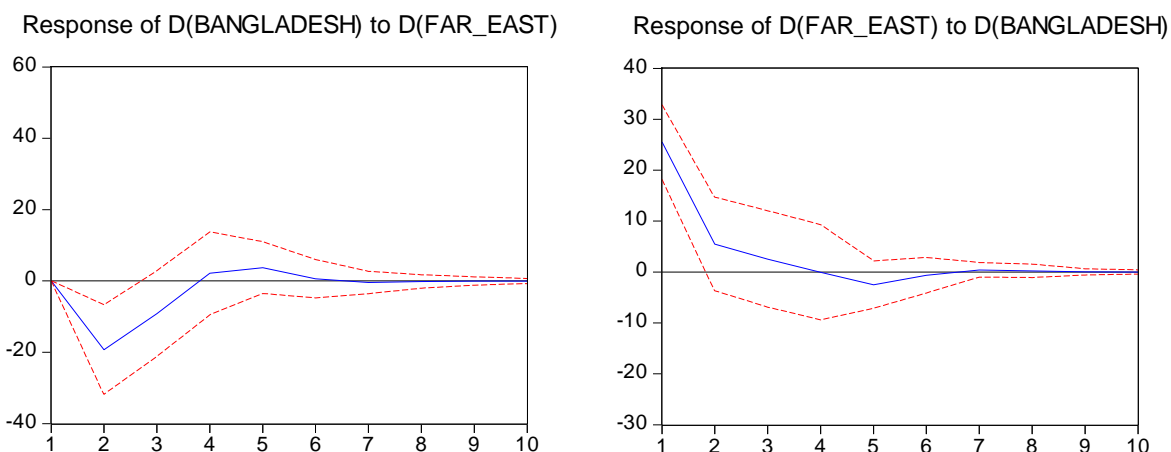
$$D(\text{FAR_EAST})= 0.281* D(\text{BANGLADESH}(-1))+0.349*D(\text{BANGLADESH}(-2))-0.364* D(\text{FAR_EAST}(-1))-0.515*D(\text{FAR_EAST}(-2))$$

$$D(\text{FAR_EAST})=0.217*D(\text{INDIA}(-1)) + 0.379*D(\text{INDIA}(-2)) - 0.236*D(\text{FAR_EAST}(-1)) - 0.539 * D(\text{FAR_EAST}(-2))$$

Η μόνη διαφορά που προκύπτει είναι ανάμεσα στο ζευγάρι της Κίνας και του Μπαγκλαντές. Όπως φαίνεται από τα διαγράμματα Cholesky οι επιδράσεις είναι ίδιες όπως και στα cape-ranamax αλλά εδώ τα σοκ αποροφώνται σε ένα ευρύτερο διάστημα 6 μηνών και για τις δύο αγορές, σε αντίθεση με τον κλάδο των cape-ranamax όπου το διάστημα είναι 3 μήνες για το Μπαγκλαντές και 4 για την Κίνα.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.6

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Όσον αφορά τις σχέσεις μεταξύ των αγορών scrap των χωρών, φαίνεται πως και σε αυτήν την κατηγορία πλοίων η μεταβλητή D(BANGLADESH) επηρεάζει θετικά την D(FAR_EAST). Το ίδιο κάνει και η μεταβλητή D(INDIA), ενώ μεταξύ των μεταβλητών D(BANGLADESH) και D(INDIA) υπάρχει θετική σχέση και αμοιβαία επιρροή.

6.3.3 Κατηγορία πλοίων combined carriers

Όπως στην κατηγορία των handy έτσι και οι τιμές scrap των πλοίων combo φαίνεται να επηρεάζονται από αυτές των πλοίων της κατηγορίας capesize-panamax. Δεν είναι δυνατόν να μελετηθεί αξιόπιστα η μακροχρόνια σχέση των επιμέρους αγορών των χωρών αφού δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ τους ενώ η βραχυχρόνια ανάλυσή τους θα γίνει και εδώ μέσω των μοντέλων VAR. Οι εξισώσεις με στατιστικά σημαντικούς συντελεστές που προκύπτουν είναι οι εξής:

$$D(\text{BANGLADESH}) = 0.4708 * D(\text{BANGLADESH}(-1)) - 0.5727 * D(\text{FAR_EAST}(-1))$$

$$D(\text{FAR_EAST}) = 0.5079 * D(\text{BANGLADESH}(-1)) + 0.3014 * D(\text{BANGLADESH}(-2)) - 0.5468 * D(\text{FAR_EAST}(-1)) - 0.3450 * D(\text{FAR_EAST}(-2))$$

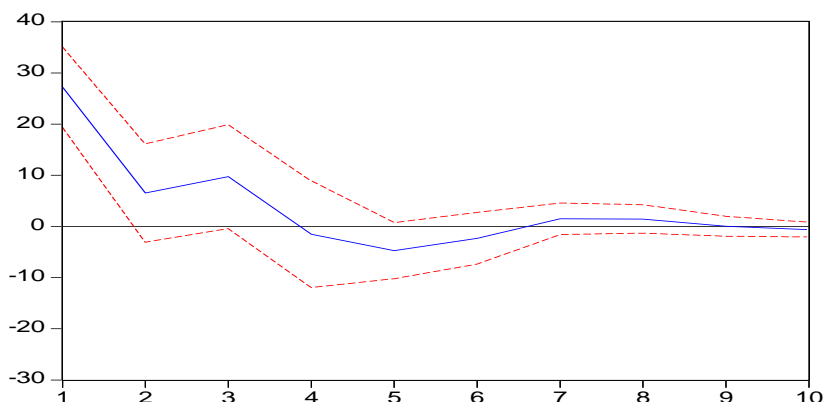
$$D(\text{FAR_EAST}) = 0.1126 * D(\text{INDIA}(-1)) + 0.4328 * D(\text{INDIA}(-2)) - 0.5258 * D(\text{FAR_EAST}(-2))$$

Φαίνεται να μην αλλάζει κάτι σημαντικά στις σχέσεις των αγορών των τριών χωρών καθώς η επιρροή της Ινδίας και του Μπαγκλαντές στην Κίνα είναι σημαντική. Ειδικότερα, η επιρροή της Ινδίας στην Κίνα φαίνεται να είναι πολύ μεγαλύτερη στα combos καθώς όπως δείχνει και το παρακάτω διάγραμμα, μια θετική μεταβολή στην αγορά scrap τιμών της Ινδίας επιφέρει αύξηση κατά 28 \$ στην τιμή της Κίνας έναντι 12 \$ στα πλοία cape-panamax.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.7

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of D(FAR_EAST) to D(INDIAN_SUBCONTINEN)

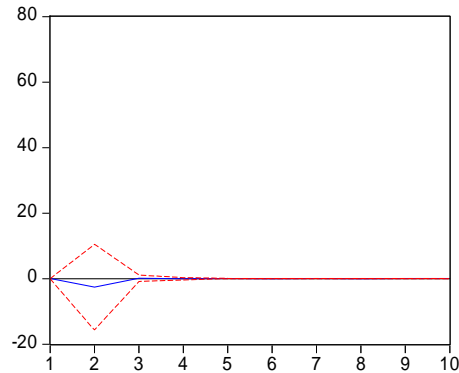
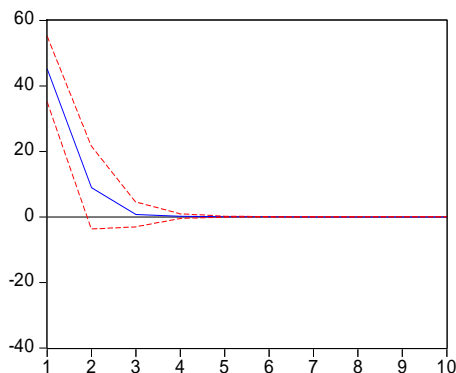


Αντίθετα όμως με τις άλλες κατηγορίες πλοίων, φαίνεται ότι οι τιμές scrap των πλοίων combo στο Μπαγκλαντές μένουν σχεδόν ανεπηρέαστες από μια θετική μεταβολή στις τιμές στην Ινδία. Οι τιμές της δεύτερης όμως συνεχίζουν να επηρεάζονται θετικά από μεταβολές στην αγορά του Μπαγκλαντές.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 6.8

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of D(INDIAN_SUBCONTINEN) to D(BANGLADESH) Response of D(BANGLADESH) to D(INDIAN_SUBCONTINEN)



7 Συμπεράσματα

Στην παρούσα διπλωματική εργασία ερευνήσαμε τη σχέση των τιμών scrap μεταξύ των τριών κορυφαίων δυνάμεων της αγοράς διάλυσης πλοίων, της Κίνας, της Ινδίας και του Μπαγκλαντές. Η έρευνα επικεντρώθηκε για πλοία μεταφοράς χύδην ξηρού φορτίου χωρισμένα σε τρεις κατηγορίες, τα μεγάλα σε μέγεθος πλοία τύπου capesize-panamax, τα μικρότερα τύπου handysize και τα πλοία συνδυασμένων μεταφορών combined carriers που μεταφέρουν υγρό αλλά και ξηρό φορτίο. Το χρονικό εύρος της μελέτης καλύπτει την επταετία από τον Ιανουάριο του 2004 έως τον Οκτώβριο του 2010.

Αρχικά, για κάθε μια από τις τρεις κατηγορίες πλοίων, ερευνήσαμε την ύπαρξη στασιμότητας στις τρεις μεταβλητές, που αποτελούνται από τις χρονοσειρές τιμών scrap της κάθε χώρας. Χρησιμοποιώντας τον έλεγχο ADF ανακαλύψαμε ότι οι μεταβλητές του Μπαγκλαντές και της Ινδίας είναι μη στάσιμες, ενώ η μεταβλητή της Κίνας είναι στάσιμη για 5% επίπεδο σημαντικότητας. Εξετάζοντας τις πρώτες διαφορές τους, διαπιστώσαμε στασιμότητα σε όλα τα επίπεδα κάτι που μας οδήγησε στο συμπέρασμα ότι και οι τρεις μεταβλητές είναι

ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$. Τα ίδια αποτελέσματα προέκυψαν και για τις 3 κατηγορίες πλοίων.

Στη συνέχεια ακολούθησε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης στα ζεύγη μεταξύ των μεταβλητών, για να διαπιστωθεί εάν υπάρχει μακροχρόνια ισορροπία μεταξύ τους. Εν τέλει μέσω του ελέγχου του Johansen διαπιστώθηκε -και στις τρεις κατηγορίες πλοίων- συνολοκλήρωση μόνο ανάμεσα στις μεταβλητές της Ινδίας και του Μπαγκλαντές. Παρόλαυτά όταν επιχειρήσαμε να κατασκευάσουμε το υπόδειγμα διόρθωσης σφαλμάτων (VEC model), για να δούμε πως συνδέεται η βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια συμπεριφορά τους, διαπιστώσαμε πως δεν υπάρχει ουσιαστική συνολοκλήρωση των δυο μεταβλητών αφού το υπόδειγμα είχε όλους τους συντελεστές στατιστικά ασήμαντους, και συνεπώς ο έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen δεν είχε ουσιαστική εφαρμογή.

Δεδομένου αυτού του προβλήματος, περιοριστήκαμε μόνο στη βραχυχρόνια μελέτη των σχέσεων των μεταβλητών μέσω των υποδειγμάτων VAR. Ο λόγος που επιλέξαμε αυτή τη μέθοδο ήταν γιατί τα μοναδικά δεδομένα που υπήρχαν για τις τιμές scrap των χωρών είχαν μηνιαία συχνότητα, ενώ τα υπόλοιπα κύρια μακροοικονομικά στοιχεία των αγορών ήταν χαμηλότερης συχνότητας (ημερήσια και εβδομαδιαία). Έτσι μέσω των μοντέλων VAR που κατασκευάσαμε για τα ζεύγη των μεταβλητών, χρησιμοποιήσαμε τον έλεγχο αιτιότητας του Granger και τα διαγράμματα αποκρίσεων σε διεγέρσεις του Cholesky για να ερμηνεύσουμε τις βραχυχρόνιες σχέσεις που δημιουργούνται ανάμεσα στις τιμές scrap των τριών χωρών.

Αναφορικά με τις τιμές scrap στα μεγάλα πλοία τύπου capesize-panamax, διαπιστώσαμε ότι η Ινδία και το Μπαγκλαντές ασκούν σημαντική θετική επιρροή στην Κίνα η οποία υπολείπεται των ανταγωνιστών της. Με λίγα λόγια φαίνεται ότι οι τιμές της Κίνας ακολουθούν τις τάσεις των τιμών των άλλων δυο χωρών. Κάτι τέτοιο όμως είναι φυσιολογικό και επιβεβαιώνει το γεγονός ότι η βιομηχανία διάλυσης πλοίων της Κίνας ειδικεύεται στη διάλυση δεξαμενοπλοίων, και όχι τόσο στη διάλυση πλοίων μεταφοράς ξηρού φορτίου, όπως το Μπαγκλαντές και κυρίως η Ινδία. Επίσης διαπιστώθηκε μια αμοιβαία επιρροή ανάμεσα στις τιμές scrap των δυο τελευταίων

χωρών, οι οποίες φαίνεται να ανταγωνίζονται πολύ έντονα μεταξύ τους. Η επιρροή του Μπαγκλαντές στην Ινδία φαίνεται να είναι λίγο πιο εμφανής μέσω των διαγραμμάτων Cholesky.

Ακριβώς τα ίδια ισχύουν και για τις τιμές scrap των μικρότερων πλοίων μεταφοράς ξηρού φορτίου τύπου handy, οι οποίες επηρεάζονται άμεσα από τα μεγαλύτερα. Μοναδική διαφορά είναι ότι οι επιρροές των τιμών ανάμεσα στις χώρες φαίνεται να διαρκούν μεγαλύτερο χρονικό διάστημα.

Τέλος σχετικά με τα πλοία συνδυασμένων μεταφορών (combo carriers), η κατάσταση εμφανίζεται ελαφρώς διαφοροποιημένη. Πιο συγκεκριμένα, οι τιμές του Μπαγκλαντές και της Ινδίας συνεχίζουν να επηρεάζουν θετικά αυτές της Κίνας, μόνο που εδώ η επιρροή της Ινδίας είναι πολύ μεγαλύτερη από το κλάδο των cape-panamax και των handy. Αντίθετα, παρόλο που και εδώ είναι εμφανής η ένταση του ανταγωνισμού στις τιμές, αυτές του Μπαγκλαντές φαίνονται να παραμένουν ανεπηρέαστες από τις όποιες μεταβολές σε αυτές της Ινδίας.

Βιβλιογραφία

Dickey, D., and Fuller, W., “Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root”, Journal of the American Statistical Association, 84, (1979) 427-431

Granger, C., “Testing for causality: a personal viewpoint”, Journal of Economic Dynamics and Control, 2, (1980) 329-352

Knapp Sabine, Shashi N. Kumar, Anna Bobo Remijin, “Econometric analysis of the ship demolition market”

Krogstrup Ea, Karen King Nash Arleth, “Ship Scrapping- a Floating Scenario”, university of Roskilde, Denmark

Mikelis E. Nikos, “A statistical overview of ship recycling”, International Maritime Organization

Stopford Martin, “Maritime Economics”, 3rd edition, 2009, 212-214, 648-653

Vedeler Katrine Vetaas, “From cradle to grave-value chain responsibility in the ship scrapping industry”

Ανδρικόπουλος Α. Ανδρέας, “Οικονομετρία-Βασική Θεωρία και Εφαρμογές”, 3^η εκδ, 2003, 431-522

Γκιζιακης Κων/νος, Παπαδόπουλος Αντώνης, Πλωμαρίτου Εύη, “Ναυλώσεις”, 2^η εκδ, 2006, 80-82, 228-231,

Καβουσανός Γ. Εμμανουήλ, “Χρηματοοικονομική των Μεταφορών”, Οικονομικό Πανεπιστήμιο
Αθηνών

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

ΠΙΝΑΚΑΣ 1. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ BANGLADESH

Null Hypothesis: BANGLADESH has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.205518	0.2061
Test critical values:		
1% level	-3.516676	
5% level	-2.899115	
10% level	-2.586866	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BANGLADESH)
 Method: Least Squares
 Date: 10/10/10 Time: 17:46
 Sample (adjusted): 2004M05 2010M10
 Included observations: 78 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BANGLADESH(-1)	-0.120308	0.054549	-2.205518	0.0304
C	47.33654	22.24555	2.127910	0.0366
R-squared	0.060154	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	0.047788	S.D. dependent var		52.93956
S.E. of regression	51.65915	Akaike info criterion		10.75252
Sum squared resid	202818.8	Schwarz criterion		10.81295
Log likelihood	-417.3482	Hannan-Quinn criter.		10.77671
F-statistic	4.864308	Durbin-Watson stat		1.749878
Prob(F-statistic)	0.030441			

ΠΙΝΑΚΑΣ 2. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ D(BANGLADESH)

Null Hypothesis: D(BANGLADESH) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.061961	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.517847	
5% level	-2.899619	
10% level	-2.587134	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BANGLADESH,2)

Method: Least Squares

Date: 10/10/10 Time: 17:54

Sample (adjusted): 2004M06 2010M10

Included observations: 77 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BANGLADESH(-1))	-0.927595	0.115058	-8.061961	0.0000
C	0.259740	6.091133	0.042642	0.9661
R-squared	0.464267	Mean dependent var		0.259740
Adjusted R-squared	0.457124	S.D. dependent var		72.54262
S.E. of regression	53.44947	Akaike info criterion		10.82098
Sum squared resid	214263.5	Schwarz criterion		10.88186
Log likelihood	-414.6078	Hannan-Quinn criter.		10.84533
F-statistic	64.99521	Durbin-Watson stat		1.992125
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΙΝΑΚΑΣ 3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΞΙΜΟΤΗΤΑΣ INDIAN_SUBCONTINEN

Null Hypothesis: INDIAN_SUBCONTINEN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.548643	0.1081
Test critical values:		
1% level	-3.514426	
5% level	-2.898145	
10% level	-2.586351	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INDIAN_SUBCONTINEN)
 Method: Least Squares
 Date: 10/10/10 Time: 18:06
 Sample (adjusted): 2004M03 2010M10
 Included observations: 80 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDIAN_SUBCONTINEN(-1)	-0.143253	0.056208	-2.548643	0.0128
D(INDIAN_SUBCONTINEN(-1))	0.145853	0.112148	1.300545	0.1973
C	55.74813	22.06721	2.526289	0.0136
R-squared	0.083252	Mean dependent var		1.312500
Adjusted R-squared	0.059440	S.D. dependent var		49.36062
S.E. of regression	47.87114	Akaike info criterion		10.61168
Sum squared resid	176456.7	Schwarz criterion		10.70101
Log likelihood	-421.4673	Hannan-Quinn criter.		10.64749
F-statistic	3.496280	Durbin-Watson stat		2.005015
Prob(F-statistic)	0.035206			

ΠΙΝΑΚΑΣ 4. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΖΙΜΟΤΗΤΑΣ D(INDIAN_SUBCONTINEN)

Null Hypothesis: D(INDIAN_SUBCONTINEN) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.200796	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.514426	
5% level	-2.898145	
10% level	-2.586351	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INDIAN_SUBCONTINEN,2)

Method: Least Squares

Date: 10/10/10 Time: 18:10

Sample (adjusted): 2004M03 2010M10

Included observations: 80 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INDIAN_SUBCONTINEN(-1))	-0.923288	0.112585	-8.200796	0.0000
C	1.187842	5.540514	0.214392	0.8308

R-squared	0.463006	Mean dependent var	-0.312500
Adjusted R-squared	0.456122	S.D. dependent var	67.15947
S.E. of regression	49.52884	Akaike info criterion	10.66767
Sum squared resid	191342.3	Schwarz criterion	10.72722
Log likelihood	-424.7068	Hannan-Quinn criter.	10.69155
F-statistic	67.25306	Durbin-Watson stat	1.994739
Prob(F-statistic)	0.000000		

ΠΙΝΑΚΑΣ 5. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ FAR_EAST

Null Hypothesis: FAR_EAST has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.116734	0.0292
Test critical values:		
1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FAR_EAST)
 Method: Least Squares
 Date: 10/10/10 Time: 18:18
 Sample (adjusted): 2004M02 2010M10
 Included observations: 81 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FAR_EAST(-1)	-0.223182	0.071608	-3.116734	0.0025
C	62.86726	20.55292	3.058799	0.0030
R-squared	0.109498	Mean dependent var		0.271605
Adjusted R-squared	0.098226	S.D. dependent var		41.38358
S.E. of regression	39.29858	Akaike info criterion		10.20464
Sum squared resid	122005.9	Schwarz criterion		10.26376
Log likelihood	-411.2877	Hannan-Quinn criter.		10.22836
F-statistic	9.714032	Durbin-Watson stat		1.752930
Prob(F-statistic)	0.002550			

ΠΙΝΑΚΑΣ 6. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ D(FAR_EAST)

Null Hypothesis: D(FAR_EAST) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.092958	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(FAR_EAST,2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/10/10 Time: 18:29
 Sample (adjusted): 2004M04 2010M10
 Included observations: 79 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FAR_EAST(-1))	-1.246179	0.153983	-8.092958	0.0000
D(FAR_EAST(-1),2)	0.272315	0.109589	2.484868	0.0152
C	-0.107422	4.563156	-0.023541	0.9813
R-squared	0.527963	Mean dependent var		0.063291
Adjusted R-squared	0.515540	S.D. dependent var		58.26824
S.E. of regression	40.55652	Akaike info criterion		10.28051
Sum squared resid	125007.2	Schwarz criterion		10.37048
Log likelihood	-403.0799	Hannan-Quinn criter.		10.31655
F-statistic	42.50208	Durbin-Watson stat		2.006381
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΙΝΑΚΑΣ 7. ΕΠΙΛΟΓΗ ΑΡΙΘΜΟΥ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ ΓΙΑ VAR: BANGLADESH-INDIA

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: BANGLADESH INDIAN_SUBCONTINEN

Exogenous variables: C

Date: 10/11/10 Time: 11:11

Sample: 2004M01 2010M10

Included observations: 72

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-784.7522	NA	10622418	21.85423	21.91747	21.87940
1	-717.1544	129.5624*	1815670.*	20.08762*	20.27734*	20.16315*
2	-715.3123	3.428352	1928509.	20.14756	20.46377	20.27345
3	-714.9159	0.715677	2133220.	20.24766	20.69035	20.42390
4	-713.2104	2.984668	2276785.	20.31140	20.88057	20.53799
5	-711.9728	2.096990	2463769.	20.38813	21.08378	20.66507
6	-710.5065	2.403207	2651841.	20.45851	21.28064	20.78581
7	-708.8381	2.641623	2841681.	20.52328	21.47189	20.90092

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ΠΙΝΑΚΑΣ 8. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ BANGLADESH-INDIA

Date: 10/11/10 Time: 11:17

Sample (adjusted): 2004M06 2010M10

Included observations: 77 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: BANGLADESH INDIAN_SUBCONTINEN

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.198116	23.01415	15.49471	0.0031
At most 1 *	0.075122	6.013174	3.841466	0.0142

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 No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.198116	17.00097	14.26460	0.0180
At most 1 *	0.075122	6.013174	3.841466	0.0142

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

ΠΙΝΑΚΑΣ 9. ΕΠΙΛΟΓΗ ΑΡΙΘΜΟΥ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ ΓΙΑ VAR: BANGLADESH-FAR_EAST

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: BANGLADESH FAR_EAST

Exogenous variables: C

Date: 10/11/10 Time: 18:11

Sample: 2004M01 2010M10

Included observations: 72

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-833.4300	NA	41063860	23.20639	23.26963	23.23157
1	-721.0041	215.4830*	2020593.*	20.19456*	20.38428*	20.27009*
2	-717.6243	6.290176	2056427.	20.21179	20.52799	20.33767
3	-713.7166	7.055683	2063321.	20.21435	20.65703	20.39058
4	-712.8047	1.595803	2251269.	20.30013	20.86930	20.52672
5	-711.7055	1.862457	2445542.	20.38071	21.07636	20.65765
6	-708.2940	5.591057	2493774.	20.39706	21.21919	20.72435
7	-705.8434	3.880121	2614861.	20.44010	21.38871	20.81774

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ΠΙΝΑΚΑΣ 10. ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ BANGLADESH-FAR_EAST

Date: 10/11/10 Time: 18:14
 Sample (adjusted): 2004M06 2010M10
 Included observations: 77 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: BANGLADESH FAR_EAST
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.155018	15.13473	15.49471	0.0566
At most 1	0.027724	2.164861	3.841466	0.1412

Trace 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 Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.155018	12.96987	14.26460	0.0792
At most 1	0.027724	2.164861	3.841466	0.1412

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

ΠΙΝΑΚΑΣ 11. ΕΠΙΛΟΓΗ ΑΡΙΘΜΟΥ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ ΓΙΑ VAR: INDIA-FAR_EAST

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: INDIAN_SUBCONTINEN FAR_EAST

Exogenous variables: C

Date: 10/11/10 Time: 18:25

Sample: 2004M01 2010M10

Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	
0	-857.4442	NA	30791823	22.91851	22
1	-741.2802	223.0348	1546961.	19.92747	20
2	-735.8705	10.09814	1490349.	19.88988	20
3	-729.8847	10.85414	1414465.*	19.83693*	20
4	-728.6033	2.255379	1522692.	19.90942	20
5	-722.8011	9.902358*	1454060.	19.86136	20
6	-719.1360	6.059691	1471231.	19.87029	20
7	-716.7907	3.752464	1543548.	19.91442	20

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ΠΙΝΑΚΑΣ 12 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ INDIA-FAR_EAST

Date: 10/11/10 Time: 18:27

Sample (adjusted): 2004M05 2010M10

Included observations: 78 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: INDIAN_SUBCONTINEN FAR_EAST

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.140516	13.62560	15.49471	0.0938
At most 1	0.022996	1.814604	3.841466	0.1780

Trace 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 Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.140516	11.81100	14.26460	0.1179
At most 1	0.022996	1.814604	3.841466	0.1780

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

ΠΙΝΑΚΑΣ 13 ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΩΝ

Vector Error Correction Estimates

Date: 10/16/10 Time: 11:24

Sample (adjusted): 2004M06 2010M10

Included observations: 77 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
BANGLADESH(-1)	1.000000	
INDIAN_SUBCONTINEN(-1)	-1.092866 (0.06079) [-17.9769]	
C	24.74472	
Error Correction:	D(BANGLADES H)	D(INDIAN_SUB CONTINEN)
CointEq1	-0.129325 (0.24570) [-0.52636]	0.355965 (0.22952) [1.55093]
D(BANGLADESH(-1))	-0.041886 (0.25485) [-0.16436]	-0.136289 (0.23807) [-0.57248]
D(INDIAN_SUBCONTINEN(- 1))	0.154725 (0.27208) [0.56867]	0.230642 (0.25417) [0.90745]
C	0.169317 (6.12388) [0.02765]	0.748326 (5.72064) [0.13081]
R-squared	0.022000	0.038008
Adj. R-squared	-0.018192	-0.001526
Sum sq. resids	210656.1	183827.0
S.E. equation	53.71872	50.18145
F-statistic	0.547375	0.961401
Log likelihood	-413.9541	-408.7092
Akaike AIC	10.85595	10.71972
Schwarz SC	10.97771	10.84147
Mean dependent	0.259740	0.883117
S.D. dependent	53.23666	50.14321

ΠΙΝΑΚΑΣ 14 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ BANGLADESH-FAR_EAST

System: SYS01

Estimation Method: Least Squares

Date: 10/16/10 Time: 12:06

Sample: 2004M06 2010M10

Included observations: 77

Total system (balanced) observations 154

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.299034	0.155909	1.918000	0.0570
C(2)	-0.422427	0.202438	-2.086696	0.0386
C(4)	0.340273	0.116262	2.926772	0.0040
C(5)	-0.322227	0.150959	-2.134535	0.0344
Determinant residual covariance		2050388.		

Equation: $D(\text{BANGLADESH}) = C(1)*D(\text{BANGLADESH}(-1)) + C(2)*D(\text{FAR_EAST}(-1))$

Observations: 77

R-squared	0.059813	Mean dependent var	0.259740
Adjusted R-squared	0.047277	S.D. dependent var	53.23666
S.E. of regression	51.96299	Sum squared resid	202511.4
Prob(F-statistic)	2.108692		

Equation: $D(\text{FAR_EAST}) = C(4)*D(\text{BANGLADESH}(-1)) + C(5)*D(\text{FAR_EAST}(-1))$

Observations: 77

R-squared	0.101358	Mean dependent var	1.558442
Adjusted R-squared	0.089376	S.D. dependent var	40.60610
S.E. of regression	38.74903	Sum squared resid	112611.5
Prob(F-statistic)	2.136351		

ΠΙΝΑΚΑΣ 15 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ BANGLADESH-FAR_EAST

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 10/16/10 Time: 14:12

Sample: 2004M01 2010M10

Included observations: 77

Dependent variable: D(BANGLADESH)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(FAR_EAST)	4.306695	1	0.0380
All	4.306695	1	0.0380

Dependent variable: D(FAR_EAST)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(BANGLADES H)	8.520336	1	0.0035
All	8.520336	1	0.0035

ΠΙΝΑΚΑΣ 16 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ FAR_EAST-INDIA

System: SYS02

Estimation Method: Least Squares

Date: 10/15/10 Time: 16:47

Sample: 2004M04 2010M10

Included observations: 79

Total system (balanced) observations 79

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.222535	0.136589	-1.629229	0.1075
C(2)	-0.523971	0.136556	-3.837055	0.0003
C(4)	0.213882	0.113790	1.879616	0.0640
C(5)	0.366282	0.116017	3.157141	0.0023
Determinant residual covariance		1331.909		

Equation: $D(\text{FAR_EAST}) = C(1)*D(\text{FAR_EAST}(-1)) + C(2)*D(\text{FAR_EAST}(-2)) + C(4)*D(\text{INDIAN_SUBCONTINEN}(-1)) + C(5)*D(\text{INDIAN_SUBCONTINEN}(-2))$

Observations: 79

R-squared	0.221867	Mean dependent var	-0.189873
Adjusted R-squared	0.190742	S.D. dependent var	41.63673
S.E. of regression	37.45590	Sum squared resid	105220.8
Durbin-Watson stat	2.020652		

ΠΙΝΑΚΑΣ 17 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ FAR_EAST-INDIA

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 10/17/10 Time: 11:24

Sample: 2004M01 2010M10

Included observations: 78

Dependent variable: D(FAR_EAST)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(INDIAN_SUB CONTINEN)	15.46361	3	0.0015
All	15.46361	3	0.0015

Dependent variable: D(INDIAN_SUBCONTINEN)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(FAR_EAST)	4.544232	3	0.2084
All	4.544232	3	0.2084

ΠΙΝΑΚΑΣ 18 ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ BANGLADESH-INDIA

System: SYS03

Estimation Method: Least Squares

Date: 10/17/10 Time: 13:08

Sample: 2004M06 2010M10

Included observations: 77

Total system (balanced) observations 154

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.110732	0.217655	-0.508749	0.6117
C(2)	0.229220	0.231238	0.991273	0.3232
C(3)	0.125781	6.093338	0.020642	0.9836
C(4)	0.053206	0.206254	0.257965	0.7968
C(5)	0.025595	0.219126	0.116807	0.9072
C(6)	0.868159	5.774176	0.150352	0.8807

Determinant residual covariance 1859138.

$$\text{Equation: } D(\text{BANGLADESH}) = C(1) * D(\text{BANGLADESH}(-1)) + C(2) * D(\text{INDIAN_SUBCONTINEN}(-1)) + C(3)$$

Observations: 77

R-squared	0.018288	Mean dependent var	0.259740
Adjusted R-squared	-0.008245	S.D. dependent var	53.23666
S.E. of regression	53.45567	Sum squared resid	211455.6
Prob(F-statistic)	1.998345		

$$\text{Equation: } D(\text{INDIAN_SUBCONTINEN}) = C(4) * D(\text{BANGLADESH}(-1)) + C(5) * D(\text{INDIAN_SUBCONTINEN}(-1)) + C(6)$$

Observations: 77

R-squared	0.006310	Mean dependent var	0.883117
Adjusted R-squared	-0.020547	S.D. dependent var	50.14321
S.E. of regression	50.65572	Sum squared resid	189884.2
Prob(F-statistic)	1.971033		