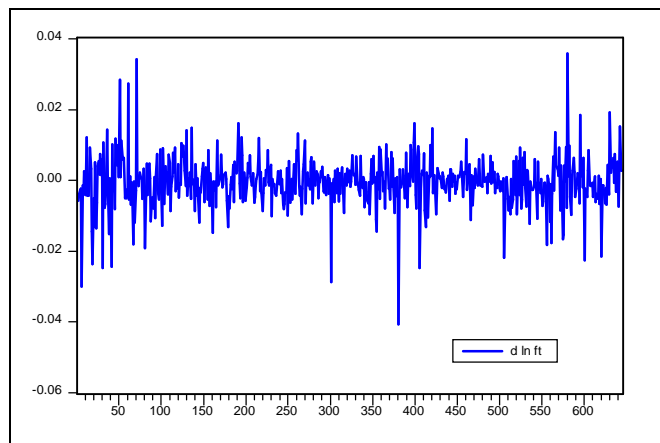


ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
Τμήμα χρηματοοικονομικής και τραπεζικής διοικητικής
Μεταπτυχιακό πρόγραμμα στη “Χρηματοοικονομική Ανάλυση”

Επιβλέπων: Χριστάκης Χασάπης



ΘΕΜΑ:

“The lead – lag relationship between the spot index FTSE 20 and the future contract of the Greek Stock Market”

Επιμέλεια:
Μπάρλας Ελευθέριος

Πειραιάς, Ιούνιος 2003

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Εισαγωγή	σελ. 1 – 4
Τα δεδομένα	σελ. 4 – 6
Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας	σελ. 6
α) Kawaller, Koch, Koch (1987)	σελ. 6 – 8
β) Stoll & Whaley (1990)	σελ. 8 – 10
γ) Chan (1992)	σελ. 10 – 12
δ) Antoniou & Garrett (1992)	σελ. 12 – 13
ε) Abhyankar (1995)	σελ. 13 – 14
στ) Abhyankar (1998)	σελ. 14 – 16
ζ) Brooks, Rew, Ritson (2001)	σελ. 16 – 18
η) Antoniou, Pescetto, Violaris (2001)	σελ. 18 – 20
Εμπειρική μελέτη	σελ. 21
α) Εισαγωγή – Επεξηγήσεις	σελ. 21 – 23
β) Ανάλυση χρονοσειρών για στασιμότητα – ολοκλήρωση ...	σελ. 23 – 29
γ) Έλεγχος για συνολοκλήρωση – μακροχρόνια σχέση	σελ. 30 – 35
Επίλογος – Συμπεράσματα	σελ. 36 – 37
Βιβλιογραφία	σελ. 38 – 39
Παράρτημα 1	σελ. 40
Παράρτημα 2	σελ. 41 – 50
Παράρτημα 3	σελ. 51 – 58

Εισαγωγή

Η σχέση μεταξύ των τιμών των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης και των υποκείμενων τίτλων της τρέχουσας αγοράς έχει γίνει αντικείμενο μελέτης για πολλούς ερευνητές, ακαδημαϊκούς και επαγγελματίες των χρηματιστηριακών αγορών. Οι μελέτες αυτές έχουν γίνει για μεγάλες διεθνείς χρηματιστηριακές αγορές και αποτελούν το κυριότερο αντικείμενο μελέτης για αυτήν την εργασία.

Η χρηματιστηριακή αγορά που εξετάζει η εργασία αυτή είναι το Ελληνικό Χρηματιστήριο ή αλλιώς το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) όπου αποτελεί και ο τόπος εργασίας και διαμονής μας. Η εργασία αυτή καταγράφει εμπειρικά την χρονική συσχέτιση μεταξύ των κινήσεων της spot αγοράς και της αγοράς των παραγώγων του δείκτη FTSE 20 του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.

Μια από τη σημαντικότερη ανάλυση της σχέσης αυτής είναι η εξέταση των αποδόσεων μέσα από τη μορφή της lead – lag σχέση μεταξύ των δυο αυτών χρηματοοικονομικών προϊόντων και κατά πόσο είναι δυνατή μια πρόβλεψη της τάσης των τιμών των προϊόντων αυτών.

Οι λόγοι που μας οδήγησαν σε αυτήν την έρευνα είναι οι εξής: Πρώτον, τα παράγωγα στην Ελλάδα λειτουργούν τρία μόλις χρόνια και δεν έχει υπάρξει στο παρελθόν άλλη δημοσιευμένη παρόμοια έρευνα. Δεύτερον υπάρχουν έντονες διακυμάνσεις στην αγορά των παραγώγων και σκοπός μας είναι να εξετάσουμε αν υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage και τρίτον το ελληνικό χρηματιστήριο διαγράφει έντονη πτωτική πορεία από την ημέρα λειτουργίας των παραγώγων και σκοπός μας είναι να βγάλουμε αξιόλογα συμπεράσματα για την λειτουργία των παραγώγων στην Ελλάδα.

Ένα συμβόλαιο μελλοντικής εκπλήρωσης είναι μια συμφωνία μεταξύ δυο επενδυτών για να αγοράσουν ή να πουλήσουν στο μέλλον ένα προϊόν σε μια συγκεκριμένη τιμή. Τα συμβόλαια αυτά διαπραγματεύονται κυρίως σε ένα

χρηματιστηριακό κέντρο όπου προσφέρει ασφάλεια στις συναλλαγές αφού πλέον τα δυο μέρη των συναλλασσόμενων δεν γνωρίζονται μεταξύ τους. Τα προϊόντα αυτά συνήθως βασίζονται στην υποκείμενη χρηματιστηριακή αγορά.

Εάν οι αγορές είναι αποτελεσματικές, τότε οι αποδόσεις ενός δείκτη και του αντίστοιχου παραγώγου του θα πρέπει να είναι τέλεια και ταυτόχρονη συσχετιζόμενες και όχι cross – correlated μέσω του χρόνου. Αυτό συμβαίνει γιατί οι τιμές του δείκτη καθώς και του παραγώγου του, απεικονίζουν ταυτοχρόνως τις νέες πληροφορίες καθώς αυτές εισρέουν στην αγορά. Εάν δεν ίσχυε το παραπάνω είναι σαφές ότι θα είχαμε πληθώρα ευκαιρίες για arbitrage. Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς υποδηλώνει ότι οποιαδήποτε ευκαιρία που μπορεί να εκμεταλλευτεί arbitrage, ραγδαία αρπάζεται.

Η θεωρητική σχέση των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης και της τιμής του υποκείμενου δείκτη είναι γνωστή σαν cost of carry μοντέλο και εκφράζεται από τη σχέση,

$$F_t = S_t e^{(r-d)(T-t)} \quad (1)$$

όπου F_t είναι η τιμή του συμβολαίου μελλοντικής εκπλήρωσης, S_t η τιμή του υποκείμενου τίτλου, r είναι continuously compounded free risk rate, d είναι continuously compounded dividend yield και T είναι η ημερομηνία λήξης των συμβολαίων και t είναι η σημερινή ημερομηνία, άρα $T - t$ είναι ο υπολειπόμενος χρόνος λήξης του συμβολαίου.

Η δύναμη της αγοράς παρακινεί την cost – of – carry συνάρτηση σε μια ασταμάτητη έρευνα για arbitrage ευκαιρίες. Όταν οι τιμές των παραγώγων αυξάνονται πάνω από το δεξί μέρος της εξίσωσης (1) τότε δημιουργείται ευκαιρία για arbitrage. Η τελευταία ισούται με τη διαφορά μεταξύ των τιμών των παραγώγων και των τιμών του δείκτη προσθέτοντας τις προμήθειες. Οπότε πουλώντας τα παράγωγα

και αγοράζοντας μετοχές του δείκτη μπορείς να κερδίσεις $F_t - S_t e^{(r-d)(T-t)}$. Εναλλακτικά όταν οι τιμές των παραγώγων πέσουν κάτω από το δεξί όριο της εξίσωσης, τότε μπορούμε να κερδίσουμε $S_t e^{(r-d)(T-t)} - F_t$ αγοράζοντας παράγωγα και πουλώντας μετοχές. Μπορούμε να αλλάξουμε την εξίσωση (1) σε ένα μοντέλο με log αποδόσεις από ότι με levels, έχοντας έτσι την παρακάτω εξίσωση,

$$(2) \quad f_t = s_t + (r - d)$$

όπου $f_t = \ln(F_t / F_{t-1})$ και $s_t = (S_t / S_{t-1})$. Η εξίσωση (2) μας υποδηλώνει ότι κάτω από την αποδοτικότητα της αγοράς και χωρίς διαφορές τριβές των αγορών, τα παράγωγα και η spot αγορά θα πρέπει να σχετίζονται ταυτόχρονα και τέλεια δηλαδή θα πρέπει η μία αγορά να μην οδηγείται από την άλλη.

Αναλύοντας το θέμα που μας απασχολεί, δηλαδή η lead – lag σχέση, η ύπαρξη της βεβαιώνεται από το πόσο καλά είναι ολοκληρωμένες (integrate) οι αγορές και το κατά πόσο ανταποκρίνονται σε όλες τις πληροφορίες. Εάν οι αγορές είναι τέλειες και οι επενδυτές απόλυτα ορθολογιστικοί με την ίδια πρόσβαση στις πληροφορίες και τα νέα, τότε τα παράγωγα δεν θα είχαν καμία προβλεπτική ικανότητα. Λόγω του γεγονότος της μη αποτελεσματικής αγοράς και των κόστων των συναλλαγών, τα παράγωγα έχουν έναν ηγετικό ρόλο στο να μεταφέρουν σχετικές πληροφορίες για τις μελλοντικές τιμές της spot αγοράς.

Οι Antoniou και Garrett αναφέρθηκαν στους λόγους της ύπαρξης της lead – lag relationship όπου αποδίδεται πρώτα στις χαμηλές προμήθειες και στην ρευστότητα των παραγώγων. Εάν υποθέσουμε ότι ένας επενδυτής έχει ενημερωθεί πως η οικονομία θα ανθήσει και θέλει να επενδύσει κάποια χρήματα, θα πρέπει να αποφασίσει αν πρέπει να επενδύσει στην υποκείμενη αγορά ή στα παράγωγα. Η αγορά των μετοχών απαιτεί ένα μεγάλο χρηματικό κεφάλαιο ενώ από την άλλη πλευρά τα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης μπορούν να αγοραστούν με

μικρότερο κόστος προμηθειών και λιγότερα χρήματα. Η πληροφορία θα μεταφερθεί στα παράγωγα οδηγώντας την αγορά σε υψηλότερα επίπεδα. Αυτό θα οδηγήσει σε διαφορές μεταξύ των υποκείμενων τίτλων και των παραγώγων δημιουργώντας ευκαιρίες για arbitrage που θα μεταφέρουν την πληροφορία από την αγορά των παραγώγων στην spot αγορά.

Τα δεδομένα

Με το Νόμο 2533/97 τέθηκε το αναγκαίο θεσμικό πλαίσιο για τη δημιουργία επίσημης και οργανωμένης αγοράς παραγώγων προϊόντων στην Ελλάδα. Για την οργάνωση, τη λειτουργία και την ανάπτυξη της αγοράς, ιδρύθηκαν το **Χρηματιστήριο Παραγώγων Αθηνών Α.Ε. - Χ.Π.Α. (Athens Derivatives Exchange S.A. - ADEX)** και η **Εταιρία Εκκαθάρισης Συναλλαγών επί Παραγώγων Α.Ε. - ΕΤ.Ε.Σ.Ε.Π.**

Το Χ.Π.Α., ξεκίνησε με μία σειρά από προϊόντα, όπως τα Συμβόλαια Μελλοντικής Εκπλήρωσης (Σ.Μ.Ε.) στους δείκτες FTSE/ASE-20 και FTSE/ASE Mid 40, τα Σ.Μ.Ε. σε δεκαετές Ομόλογο του Ελληνικού Δημοσίου, τα Δικαιώματα Προαίρεσης στους δείκτες FTSE/ASE-20 και FTSE/ASE Mid 40, Δικαιώματα Προαίρεσης σε μετοχές καθώς και τα Συμβόλαια Δανεισμού Τίτλων. Με τα προϊόντα αυτά κάλυψε μία επενδυτική ανάγκη η οποία υπήρχε, αλλά μόλις τα τελευταία χρόνια είχε αρχίσει να γίνεται ιδιαίτερα επιτακτική.

Η ημερομηνία έναρξης των συναλλαγών των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης πάνω στον υποκείμενο δείκτη FTSE/ASE-20 ξεκίνησε στις 27 Αυγούστου 1999. Ο δείκτης FTSE/ASE-20 είναι βασισμένος στις 20 εταιρίες του Χρηματιστηρίου Αθηνών με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση, από διάφορους κλάδους της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Η κεφαλαιοποίηση των 20

εταιριών που απαρτίζουν το δείκτη FTSE/ASE-20 ξεπερνά το ήμισυ της συνολικής κεφαλαιοποίησης του Χ.Α.Α.. Ο δείκτης FTSE/ASE-20 είναι ιδιαίτερα αντιπροσωπευτικός του κλάδου των Τραπεζών, οι μετοχές του οποίου αποτελούν περίπου το 60% του δείκτη, ενώ σε συνδυασμό με τις μετοχές του κλάδου των Τηλεπικοινωνιών, συνιστούν το 77,62% του δείκτη. Η σύνθεση και το βάρος των μετοχών του δείκτη μεταβάλλεται με το χρόνο. Η αναθεώρηση του γίνεται κάθε έξι μήνες.

Τα Συμβόλαια Μελλοντικής Εκπλήρωσης είναι συμφωνίες με τις οποίες η αγορά ή πώληση ενός αγαθού είναι καθορισμένη τη στιγμή που συμφωνείται το συμβόλαιο, ενώ η παράδοση και η πληρωμή του προγραμματίζονται για μία καθορισμένη μελλοντική ημερομηνία. Ο διακανονισμός στα Σ.Μ.Ε. γίνεται με την καθημερινή χρέωση και πίστωση των κερδών και των ζημιών. Αυτό συμβαίνει, γιατί καθώς οι τιμές των μετοχών μεταβάλλονται συνεχώς και η τιμή του δείκτη επαναπροσδιορίζεται λεπτό προς λεπτό κατά τη διάρκεια της συνεδρίασης και συνεπώς και η τιμή διαπραγμάτευσης του συμβολαίου μεταβάλλεται και αυτή σε συνεχή βάση. Η τιμή του Συμβολαίου Μελλοντικής Εκπλήρωσης εκφράζεται πάντα σε μονάδες του δείκτη, ενώ η χρηματική αξία του συμβολαίου υπολογίζεται με τον πολλαπλασιασμό της τιμής του Σ.Μ.Ε. επί τον πολλαπλασιαστή του δείκτη. Για τα Συμβόλαια Μελλοντικής Εκπλήρωσης στο δείκτη FTSE/ASE-20 ο πολλαπλασιαστής είναι 5 EUR ανά μονάδα.

Εξετάζοντας την lead – lag σχέση χρησιμοποιήσαμε ωριαίες τιμές του δείκτη FTSE – 20 του Ελληνικού χρηματιστηρίου και του παράγωγου του από την περίοδο του Σεπτεμβρίου του 2002 μέχρι και τον Απρίλιο του 2003. Συγκεκριμένα επιλέξαμε τιμές από τις 27 Σεπτεμβρίου 2002 έως και τις 4 Απριλίου του 2003.

Ένας χρηματιστηριακός δείκτης ακολουθεί τις μεταβολές της αξίας ενός υποθετικού χαρτοφυλακίου μετοχών. Το ποσοστό αύξησης – μείωσης της αξίας του χρηματιστηριακού δείκτη είναι ίσο με το μέσο σταθμισμένο όρο των μεταβολών της αξίας των υποκειμένων μετοχών, κάτω από την ίδια χρονική περίοδο, όπου τα βάρη των μετοχών καθορίζονται από την κεφαλαιοποίηση των μετοχών (Παράρτημα 1, πίνακας 1).

Όπως προαναφέραμε ο FTSE 20 ξεκίνησε την διαπραγμάτευση του τον Αύγουστο του 1999. Κάθε χρονική στιγμή υπάρχουν έξι συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης προς διαπραγμάτευση και εκκαθάρισης σύμφωνα με τους αντίστοιχους μήνες λήξης. Ως μήνες λήξης χρησιμοποιούνται α) οι τρεις πιο κοντινοί μήνες από τον μηνιαίο κύκλο β) οι τρεις πιο κοντινοί μήνες από τον τριμηνιαίο κύκλο, Μαρτίου, Ιουνίου, Σεπτεμβρίου και Δεκεμβρίου που δεν περιλαμβάνονται στους παραπάνω. Ελάχιστο μέγεθος μεταβολής του δείκτη είναι το 0,25 μονάδες του δείκτη.

Με τα παράγωγα δόθηκε η δυνατότητα στους Έλληνες επενδυτές να αντισταθμίσουν τους κινδύνους των επενδύσεών τους, αλλά και να αυξήσουν περαιτέρω τις αποδόσεις τους.

Ανασκόπηση βιβλιογραφίας

Πολλοί είναι αυτοί που στο παρελθόν προσπάθησαν να βρουν για τους κυριότερους διεθνείς χρηματιστηριακούς δείκτες ποια είναι η σχέση μεταξύ αυτών και των αντίστοιχων παράγωγων προϊόντων τους. Οι έρευνες αυτές καθώς και τα αποτελέσματα αυτών παρουσιάζονται παρακάτω.

Το 1987 οι Kawaller I., Koch P., and Koch T ανέλυσαν τη σχέση μεταξύ των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης στο δείκτη S&P 500 και του υποκειμένου δείκτη του. Χρησιμοποιώντας δεδομένα ανά λεπτό κατασκεύασαν το κατάλληλο

μοντέλο με την υπόθεση ότι η πορεία του δείκτη S&P 500 εξαρτάται όχι μόνο από τις κινήσεις των προηγούμενων τιμών του αλλά και από τις κινήσεις των προηγούμενων τιμών των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης που υπόκεινται στο δείκτη S&P 500. Εξέτασαν τη σχέση μεταξύ των δείκτη και του υποκείμενου ΣΜΕ και εκτίμησαν την χρονική υστέρηση (lags) μεταξύ των διαφορών του δείκτη και των αντίστοιχων τιμών των παραγώγων, όπως φαίνεται παρακάτω:

$$(3) \quad i_t = z_1 + \sum_{k=1}^{\infty} a_k i_{t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} b_k f_{t-k} + e_{1t}$$

$$(4) \quad f_t = z_2 + \sum_{k=0}^{\infty} c_k i_{t-k} + \sum_{k=1}^{\infty} d_k f_{t-k} + e_{2t}$$

όπου z_1 και z_2 είναι η διαφορά ύψους των τιμών (intercept terms), i_t είναι ίσο με τη διαφορά I_t , f_t είναι ίσο με τη διαφορά F_t , και άλλες σχετικές πληροφορίες που επιδρούν στις τιμές και αντικατροπτίζονται από (random noise) e_{1t} and e_{2t} . Οι εξισώσεις (3) and (4) αντιπροσωπεύουν ένα μοντέλο «ταυτόχρονων εξισώσεων» (simultaneous – equations) γιατί οι τιμές των παραγώγων και τις spot αγοράς μπορεί να επιδράσουν μεταξύ τους προσωρινά μέσα από b_0 και c_0 . Οι παραπάνω εξισώσεις μπορούν να γραφτούν όπως ακριβώς το παρακάτω δυναμικό «ταυτόχρονων εξισώσεων» μοντέλο

$$\begin{bmatrix} i_t \\ f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A(L)B(L) \\ C(L)D(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i_t \\ f_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

όπου οι χρονικές υστερήσεις των εξισώσεων (3) and (4) εμφανίζονται ως convergent rational polynomials in the lag operators ($A(L)$, $B(L)$, $C(L)$, και $D(L)$) και των e_{1t} and e_{2t} και μπορεί να είναι προσωρινά συσχετιζόμενες.

Τα αποτελέσματα που βρήκαν οι Kawaller I., Koch P., and Koch T. είναι ότι τα παράγωγα προηγούνται της spot αγοράς μεταξύ είκοσι και σαρανταπέντε λεπτών ενώ το αντίθετο, δηλαδή η υποκείμενη αγορά έναντι των συμβολαίων μελλοντικής

εκπλήρωσης δεν προηγείται σε καμιά περίπτωση πέρα του ενός λεπτού. Επίσης βρήκαν ότι η lead – lag relationship είναι σταθερή ανάμεσα των διαφορετικών ημερών και των παραγώγων που εξετάστηκαν την περίοδο 1984 – 1985. Ένα συγκεκριμένο σημείο που ήταν ενδιαφέρον είναι ό,τι τα παράγωγα προηγούνται της spot αγοράς στην ημέρα λήξης των παραγώγων τουλάχιστον όσο και τις προηγούμενες μέρες πριν την λήξη, υποθέτοντας έτσι ότι οι ημέρες λήξης των παραγώγων δεν δείχνουν διαφορετική συμπεριφορά από αυτή των προηγούμενων ημερών. Παρ'όλο που μπορεί να εμφανιστούν ευκαιρίες arbitrage – που θα πρέπει να είναι μεγαλύτερες την ημέρα λήξης των παραγώγων – οι συναλλαγές κάτω από αυτές τις συνθήκες arbitrage δεν είναι αρκετά δυνατές ώστε να μεταβάλουν την εμπειρική σχέση τιμής (empirical price relationship) για την υπόλοιπη μέρα..

Άσχετα με τη σημαντικότητα των συντελεστών των χρονικών υστερήσεων (lag coefficients) που βρέθηκαν στη μελέτη τους, το μέγεθος των ταυτόχρονων συντελεστών (contemporaneous coefficients) τυπικά βαλτώνει (swamp) όλες τις επιπτώσεις των χρονικών υστερήσεων και προς τις δύο κατευθύνσεις, αποδεικνύοντας ότι τα παράγωγα και η spot αγορά κινούνται σε πλήρη συμφωνία (unison).

Το 1990 οι Stoll και Whaley έψαξαν να βρουν για σχέση μεταξύ της αγοράς των παραγώγων και των υποκείμενων τίτλων σε περιόδους πιο ήρεμων καταστάσεων από ότι οι προηγούμενες έρευνες. Η μελέτη αυτή διακρίθηκε από άλλες προηγούμενες σε τρία σημεία: α) χρησιμοποίησαν ένα μεγάλο χρονικό διάστημα – 5 χρόνια με αποδόσεις ανά 5λεπτο, β) η καθυστέρηση των μεταβολών των τιμών σε ένα χρηματιστηριακό δείκτη μέσα από ένα σποραδικό trading των σχετικών μετοχών, αναλύεται ξεκάθαρα και τρίτον τόσο ο Chicago Mercantile Exchange S&P και τα Chicago Board of Trade's Major Market Index futures contracts εξετάστηκαν

προσεκτικά. Η περίοδος που εξετάστηκε ήταν από τον Απρίλιο του 1982 μέχρι και το Μάρτη του 1987.

Το μοντέλο που χρησιμοποιήσαν ήταν το εξής,

$$R_{S,t} = a + \sum_{k=-3}^3 b_k R_{F,t+k} + e_{s,t}$$

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για τα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης S&P 500 για τις 1249 αντιπροσωπευτικές ημερήσιες τιμές έδωσαν θετικό συντελεστή 0,2032 αποδεικνύοντας ότι πράγματι υπάρχει lead – lag relationship στα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης και της spot αγορά. Αλλά αυτά τα αποτελέσματα αποδείχτηκαν απατηλά δεδομένων των σποραδικών trading των μετοχών του δείκτη. Στην παλινδρόμηση των αποδόσεων ο μεγαλύτερος εκτιμητέος συντελεστής ήταν 0,1338 που αντιπροσώπευε την ταυτόχρονη μεταβλητή (contemporaneous variable), όπως άλλωστε είχε εκτιμηθεί στις αποτελεσματικές αγορές. Ο μεγάλος θετικός συντελεστής των χρονικών υστερήσεων πάνω στις αποδόσεις των παραγώγων δείχνουν ότι οι αποδόσεις των παραγώγων στην τελευταία περίοδο είναι επίσης δυνατά σχετιζόμενοι με τις αποδόσεις της spot αγοράς. Το συνολικό αποτέλεσμα ήταν ότι οι αποδόσεις των παραγώγων του S&P 500 είχαν μια μεγαλύτερη τάση να οδηγούν παρά να υστερούν σχετιζόμενες με τις αποδόσεις του δείκτη S&P 500. Τα ίδια αποτελέσματα βρέθηκαν και για το δείκτη MMI. Οι αποδόσεις των παραγώγων οδηγούσαν τις αποδόσεις των δεικτών κατά μέσο όρο 5 λεπτά, ενώ σε πολλές περιπτώσεις φτάναμε και στα 10 λεπτά λόγω του σποραδικού trading.

Ακόμα οι Stoll και Whaley κατέληξαν ότι οι αποδόσεις των παραγώγων των S&P 500 και του MMI επίσης οδηγούν τις αποδόσεις των σημαντικότερων μετοχών των δεικτών αυτών όπως η IBM. Άλλο ένα συμπέρασμα της μελέτης αυτής είναι ότι παρόλο που οι αποδόσεις των παραγώγων τείνουν να οδηγούν τις αποδόσεις των

μετοχών, το αποτέλεσμα δεν ήταν απολύτως σωστό, γιατί υπήρχε ένα αδύνατο αποτέλεσμα πρόβλεψης της spot αγοράς με τις αποδόσεις των παραγώγων. Παρόλα αυτά η επιρροή αυτή γινόταν μικρότερη καθώς τα παράγωγα έφταναν στη λήξη τους. Τέλος συνοψίζοντας, οι Stoll και Whaley, πιστεύουν ότι η δύναμη πρόβλεψης των παραγώγων είναι ένα αποδεικτικό στοιχείο ότι οι πληροφορίες των αγορών αντικατροπτίζονται πιο γρήγορα στις αγορές των παραγώγων από των spot αγορών με τους arbitrageurs να εκμεταλλεύονται τις ευκαιρίες και επαναφέρουν έτσι την cost – of – carry σχέση ξανά σε ευθυγράμμιση (alignment).

Ο Chan (1992) στην έρευνα του βρήκε δυνατές αποδείξεις ότι τα παράγωγα οδηγούν την spot αγορά και ελαφρές αποδείξεις ότι ισχύει το αντίθετο. Έδειξε ότι οι περισσότερες μετοχές κινούνται μαζί με τα παράγωγα που οδηγούν τους δείκτες. Εξέτασε τρία σημεία, πρώτα κατά πόσο το σποραδικό trading των μετοχών επηρεάζει (induced) την lead – lag relation Όταν η lead – lag relation βασίζεται στις intraday μεταβολές των τιμών, το πάγωμα των τιμών των μετοχών μπορεί να επηρεάσει τα παράγωγα έτσι ώστε να εμφανιστεί ότι οδηγούν την spot αγορά. Οπότε μπορεί απλά να εξηγηθεί ότι το σποραδικό trading είναι αυτό που κάνει τα παράγωγα να οδηγούν την spot αγορά και όχι η καθυστέρηση της αποτίμησης των πληροφοριών στις μετοχές του δείκτη. Δεύτερο, εξέτασε τους λόγους που τα παράγωγα οδηγούν την spot αγορά και τρίτο ανέλυσε πως το lead – lag υπόδειγμα μεταβάλλεται κάτω από διαφορετικές συνθήκες. Συγκεκριμένα εξέτασε πως οι αντιδράσεις μεταξύ των αγορών γίνονται δυνατότερες ή πιο αδύνατες κάτω από τις εξής συνθήκες α) κακές ειδήσεις ένατη καλών β) τη σχετική ένταση της δραστηριότητας του trading στις δυο αγορές γ) την έκταση του πλάτους των κινήσεων της αγοράς.

Σε αυτή τη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από τον MM και τις intraday αποδόσεις της spot αγοράς σε σύγκριση με τις αντίστοιχες αποδόσεις των παραγώγων

τόσο του MMI όσο και του S&P 500. Ο MMI δείκτης επιλέχτηκε επειδή οι μετοχές που τον απαρτίζουν, χρησιμοποιούνται ως trading, οπότε ψεύτικα αποτελέσματα από την μη συχνό trading θα έχει αποφευχθεί.

Ο Chan χρησιμοποίησε δύο αντιπροσωπευτικά δείγματα από τον Αύγουστο του 1984 μέχρι και τον Ιούνιο του 1985 και από τον Γενάρη μέχρι και τον Σεπτέμβρη του 1987. Το δείγμα ανταποκρινόταν σε πεντάλεπτες αποδόσεις των αγορών. Ο Chan ανακάλυψε ότι υπήρχε μια δραστική αύξηση στο trading των παραγώγων και των μετοχών κάνοντας αυτή την περίοδο κατάλληλη για να βρεθεί η σχέση μεταξύ των παράγωγων προϊόντων και της spot αγοράς.

Ο Chan εξέτασε τη σχέση μεταξύ των αγορών και των παράγωγων προϊόντων τους με το εκτιμήσει την παλινδρόμηση,

$$R_{S,t} = a + \sum_{k=-3}^3 b_k R_{F,t+k} + e_{s,t}$$

όπου $R_{s,t}$ είναι οι πεντάλεπτες αποδόσεις του δείκτη MM και R_f οι αποδόσεις τόσο του MMI όσο και του S&P 500 σε χρόνο t .

Οι συντελεστές με αρνητικά αποτελέσματα παρουσιάζονται ως υστερούντες συντελεστές και οι συντελεστές με θετικά αποτελέσματα παρουσιάζονται ως πρωτοπόροι συντελεστές. Ο Chan βρήκε ότι συνολικά υπάρχει lead – lag relationship μεταξύ του MM δείκτη και των παραγώγων του, ασχέτως από τη χρησιμοποίηση των παραγώγων του MMI ή του S&P 500. Ο Chan επίσης απέδειξε ότι η ίδια σχέση υπάρχει χρησιμοποιώντας κάποιες μετοχές του δείκτη.

Τέλος σε αυτή τη μελέτη αποδεικνύει ότι οι τιμές των δεικτών δεν υστερούν των τιμών των παραγώγων περισσότερο όταν υπάρχουν κακά νέα από όταν υπάρχουν καλά. Συνεπώς οι τιμές της spot αγοράς συνεχίζουν να υστερούν των παραγώγων. Επίσης ο Chan βρήκε ότι δεν υπάρχουν πειστικές αποδείξεις για να υποθέσουμε ότι η lead – lag relation μπορεί να επηρεαστεί από σχετική ένταση του trading και στις δύο

αγορές, spot και παραγώγων. Ένα από τα κεντρικά συμπεράσματα είναι ότι η lead – lag relation ποικίλει από ώρα σε ώρα ανάλογα με την έκταση της πληροφόρησης των αγορών. Αυτό μας παρέχει τη δυνατότητα να υποστηρίξουμε την υπόθεση ότι οι εξεταστέες αγορές δεν έχουν συμμετρικές εισροές πληροφόρησης.

Οι Antoniou και Garrett (1992) παρουσίασαν μια μελέτη που ήταν πιθανό να εξετάζουμε πότε η spot αγορά και τα παράγωγα έχουν αποτελεσματική λειτουργία. Ξεπέρασαν κάθε προηγούμενη ανάλυση που βασιζόταν στο πνεύμα του Granger causality tests γιατί πίστευαν ότι τέτοιου είδους μοντέλα έχουν προβλήματα συγκεκριμενοποίησης. Αυτό υποδηλώνεται στο παρακάτω σύστημα όπου περιορισμοί όπως $a_{14} = a_{15} = a_{22} = a_{23} = 0$ πρέπει τυπικά να επιβάλλονται,

$$\Delta S_t = a_{10} + a_{11}\Delta F_t + a_{12}\Delta F_{t-1} + a_{13}\Delta F_{t-2} + a_{14}\Delta S_{t-1} + a_{15}\Delta S_{t-2} + u_{1t}$$

$$\Delta F_t = a_{20} + a_{21}\Delta S_t + a_{22}\Delta F_{t-1} + a_{23}\Delta F_{t-2} + a_{24}\Delta S_{t-1} + a_{25}\Delta S_{t-2} + u_{2t}$$

Εάν αυτοί οι περιορισμοί δεν είναι έγκυροι το σύστημα δεν αναγνωρίζεται και συνεπώς κάθε εναλλακτική δομή πιθανόν να μην είναι εφικτή. Αυτό που πρότειναν είναι ένα VAR σύστημα που θα μπορούσε να ειδικευτεί σε αυτές τις διαφορές,

$$\Delta S_t = b_{10} + b_{11}\Delta F_{t-1} + b_{12}\Delta F_{t-2} + b_{14}\Delta S_{t-1} + b_{15}\Delta S_{t-2} + v_{1t}$$

$$\Delta F_t = b_{20} + b_{21}\Delta F_{t-1} + b_{22}\Delta F_{t-2} + b_{23}\Delta S_{t-1} + b_{24}\Delta S_{t-2} + v_{2t}$$

Επιπλέον οι συγγραφείς πιστεύουν ότι με το να εξετάσουν κάθε πιθανή lead – lag relationship πρέπει να ξεκινά με μια ανάλυση ενός VAR συστήματος.

Εξακρίβωσαν δύο τύπους αποτελεσματικής λειτουργίας: ενός δυνατού αποτελέσματος και ενός αδύνατου. Εάν οι εξισώσεις δεν μπορούσαν να εξακριβωθούν και το διάνυσμα είναι η βάση και η αναγόμενη φόρμα είναι σταθερή τότε οι αγορές θα έπρεπε να είναι ισχυρές λειτουργικά καθώς εξαρτώνται από τον ίδιο κοινό παράγοντα που είναι ο βαθμός των κακών τιμών. Αυτός είναι και ο

παράγοντας που παίζει ένα σημαντικό ρόλο στο arbitrage που είναι ο συνδεδετικός κρίκος μεταξύ των αγορών.

Συνοψίζοντας οι Antoniou και Garrett με το να χρησιμοποιήσουν ημερήσιες τιμές κλεισίματος του δείκτη FTSE 100 και των παραγώγων του εξέτασαν πότε υπάρχει αποτελεσματική λειτουργία. Συμπεραίνουν ότι πράγματι τα παράγωγα και η υποκείμενη αγορά λειτουργούν πλήρη αποτελεσματικά εκτός από το διάστημα Δεκεμβρίου και Σεπτεμβρίου, τρεις μήνες πριν τη λήξη των παραγώγων όπου υπήρχε αδύνατη αποτελεσματική λειτουργία.

Abhyankar A. (1995) ερεύνησε τη σχέση μεταξύ των παραγώγων και της spot αγοράς για το δείκτη FTSE 100 ενώ χρησιμοποίησε το ίδιο μοντέλο που χρησιμοποίησαν οι Stoll και Whaley και ο Chan,

$$R_{c,t} = a + \sum_{j=-n}^{j=n} b_j R_{f,t-j} + e_t$$

Ο Abhyankar επίσης εξέτασε σε αυτή τη μελέτη τη lead – lag relationship της μεταβλητότητας των αποδόσεων των παραγώγων και της υποκείμενης αγοράς και το μοντέλο που χρησιμοποίησε βασιζόταν στην παρακάτω παλινδρόμηση

$$h_{c,t} = a + \sum_{j=-n}^{j=n} b_j h_{f,t-j} + h_t$$

όπου $h_{c,t}$ και $h_{f,t}$ είναι οι ανά ώρες εκτιμήσεις της μεταβλητότητας των παραγώγων και της υποκείμενης αγοράς σε χρόνο t , h_t είναι το τυπικό σφάλμα και n είναι ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων. Όπως και στις προηγούμενες μελέτες έτσι και σε αυτή βρέθηκε ότι υπάρχει σχέση μεταξύ των αγορών με τα παράγωγα να οδηγούν την spot αγορά και τη μεταβλητότητα των παραγώγων να οδηγεί τη μεταβλητότητα της spot αγοράς.

Ο Abhyankar προχώρησε ένα βήμα παραπέρα στην εργασία του προσπαθώντας να βρεί την lead – lag relationship μεταξύ των αποδόσεων της spot

αγοράς και των παραγώγων κάτω από διαφορετικές συνθήκες αγοράς. Συγκεκριμένα εξέτασε περιόδους με διαφορετικά κόστη συναλλαγών και η περίοδος για την οποία αναφέρθηκε ήταν – πριν και μετά – την ‘Big Bang’¹ περίοδο. Το μοντέλο το οποίο χρησιμοποίησε ήταν,

$$R_{c,t} = a + a^* + \sum_{k=-3}^{k=3} b_k R_{f,t-k} + \sum_{k=-3}^{k=3} b_k^* D_t R_{f,t+k} + e_{c,t}$$

όπου $D_t = 0,1$ για την προ και μετά ‘Big Bang’ περίοδο. Τα αποτελέσματα της παραπάνω παλινδρόμησης έδειξαν ότι υπήρχε μια αδύνατη τάση για τα παράγωγα να οδηγήσουν την spot αγορά όταν τα κόστη των συναλλαγών στην υποκείμενη αγορά έπεσαν σχετιζόμενα με αυτά των παραγώγων, μετά την ‘Big Bang’ περίοδο.

Ακόμα ο Abhyankar εξέτασε την ύπαρξη της lead – lag relationship κάτω από περιόδους «καλών» και «κακών» ειδήσεων. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι την περίοδο των καλών ειδήσεων τόσο οι αποδόσεις των παραγώγων όσο και της spot αγοράς δεν έχουν κάποια προβλεψιμότητα. Σε περιόδους «ηρεμίας» τα παράγωγα οδηγούν την spot αγορά ενώ σε περιόδους κακών ειδήσεων υπάρχει μια εναλλαγή επηρεασμού των δυο αγορών.

Επίσης στην έρευνα αυτή διαπιστώθηκε ότι και σε περιόδους με υψηλή και χαμηλή μεταβλητότητα τα παράγωγα οδηγούν την spot αγορά. Ακόμα και σε περιόδους έντονου trading τα αποτελέσματα ήταν ακριβώς τα ίδια τόσο για υψηλού και χαμηλού trading volume.

Abhyankar A. (1998) εξέτασε επίσης τη γραμμική και μη γραμμική Granger αιτιότητα (causality). Κάθε προηγούμενη έρευνα έχει γίνει κυρίως πάνω σε γραμμικές σχέσεις. Ο Abhyankar πίστευε ότι θα ήταν ενδιαφέρον να εξετάσει εάν υπήρχε κάποιο αποτέλεσμα μη γραμμικής Granger αιτίας μεταξύ των αποδόσεων των παραγώγων και της υποκείμενης αγοράς τους. Το παραδοσιακό μοντέλο που

¹ Big-Bang είναι ένας όρος που χρησιμοποιείται για το ‘κραχ του 1987’

περιγράφει την αιτιότητα μεταξύ των δύο αγορών που χρησιμοποιείται για την ανακάλυψη της γραμμικής σχέσης είναι,

$$R_{c,t} = a + \sum_{k=-6}^{k=+6} b_k R_{f,t-k} + b_z z_{t-1} + e_t$$

αλλά ο Abhyankar πίστευε ότι η παραπάνω σχέση θα μπορούσε να έχει μικρότερη δυνατότητα ανακάλυψης των διαφόρων ειδών των μη γραμμικών αιτιολογικών σχέσεων. Έτσι χρησιμοποίησε μια προσέγγιση μέσα από ένα ολοκλήρωμα συσχέτισης, έναν εξαρτημένο εκτιμητή, ώστε να ανακαλύψει τη σχέση μεταξύ των χρονοσειρών. Επιπλέον αυτή η προσέγγιση χρησιμοποιήθηκε προκειμένου να μας εφοδιάσει με ένα στατιστικό εργαλείο που θα μας βοηθήσει να ανακαλύψουμε μονοκατευθυντικές αιτίες που ορίζονται από δύο πιθανόν μη γραμμικά σχετιζόμενες μεταβλητές.

Τα δεδομένα τα οποία χρησιμοποίησε στην εργασία του αποτελούνται από ιστορικές τιμές τεσσάρων συμβολαίων του δείκτη FTSE 100 λήξη Μάρτιο, Ιούνιο, Σεπτέμβριο και Δεκέμβριο 1992 καθώς επίσης και του υποκείμενου τίτλου του. Τα στατιστικά έδειξαν ότι οι αποδόσεις του παραγώγου του δείκτη FTSE 100 δεν ήταν σημαντικά σχετιζόμενες σε κάθε υστέρηση και από την άλλη πλευρά ο δείκτης FTSE 100 παρουσιάζεται με μια υψηλή θετική αυτοσυσχέτιση κατά την πρώτη χρονική υστέρηση σε κάθε περίοδο με στατιστικά σημαντική, θετική συσχέτιση, μέχρι τις έξι χρονικές υστερήσεις κατά τη διάρκεια μερικών περιόδων συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα για τις γραμμικές αιτιολογικές σχέσεις μας έδειξαν ότι οι αποδόσεις του παραγώγου FTSE 100 οδηγούν τον δείκτη κατά περίπου 5 –15 λεπτά. Αυτά τα αποτελέσματα είναι διαφορετικά από ότι αυτά του Kawaller I., Koch P., and Koch T, (1987). Εξαιτίας της πιθανότητας ψευδούς απόρριψης (spurious rejection) της μηδενικής υπόθεσης μη αιτιότητας Granger λόγω της μικρής σημασίας

μη στασιμότητας (neglected nonstationarity) που μπορεί να σχετίζεται με ετεροσκεδαστικότητα. Ο Abhyankar εφάρμοσε ένα EGARCH μοντέλο. Τα μονομεταβλητά EGARCH μοντέλα ταίριαξαν στον δείκτη FTSE 100 και στις αποδόσεις του δείκτη της spot αγοράς. Η τυποποίηση αυτών των αποδόσεων του δείκτη παλινδρομήθηκαν ως καθοδηγητές (regressed on lead), ταυτόχρονα, και τα κατάλοιπα των χρονικών υστερήσεων από το μοντέλο EGARCH ταίριαξαν στις αποδόσεις του δείκτη FTSE 100 των παραγώγων. Το τελευταίο μοντέλο επίσης έδωσε τα ίδια αποτελέσματα με τα παράγωγα να δείχνουν ότι οδηγούν τις τιμές της spot αγοράς κατά 5 –15 λεπτά.

Με μια μη γραμμική Granger αιτιότητα χρησιμοποιήθηκε μια μη παραμετρική εξέταση των Baek και Brock (1992). Αυτή η εξέταση ήταν αρκετά χρήσιμη για να ανακαλύψουμε κάθε διαρκή μη – γραμμική αιτιότητα μετά από γραμμικά αιτιολογικά αποτελέσματα που ήταν αρκετά σημαντικά. Τα αποτελέσματα αυτής της εξέτασης είναι της ίδιας σπουδαιότητας με τις γραμμικές αιτιολογικές εξετάσεις αλλά επίσης υποδηλώνουν ότι υπάρχουν σημαντικά μη – γραμμικά αποτελέσματα μεταξύ του δείκτη των παραγώγων και στις αποδόσεις της spot αγοράς.

Chris Brooks, Alistair G. Rew. & Stuart Ritson (2001) εξέτασαν την lead – lag σχέση μεταξύ του δείκτη FTSE 100 και του παράγωγου του δημιουργώντας έναν μοντέλων χρονικών σειρών. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν στην μελέτη τους αποτελούνταν από 13.035 δεκάλεπτες παρατηρήσεις για την περίοδο μεταξύ του Ιουνίου 1996 – 1997. Στην εργασία τους ο FTSE 100 υπολογιζόταν κάθε ένα λεπτό αλλά τα παράγωγα δεν υπολογιζόντουσαν με τον ίδιο τρόπο γιαυτο και προσπέρασαν το πρόβλημα με το να πάρουν ένα μέσο όρο της τελευταίας τιμής προσφοράς και ζήτησης που ήταν διαθέσιμη κατά 10 λεπτά.

Η πρώτη μέθοδο που χρησιμοποίησαν για να ελέγξουν την lead – lag σχέση είναι η Engle – Granger τεχνική γιατί η αγορά προϋποθέτει ότι οι τιμές της spot αγοράς και των παραγώγων θα πρέπει να συνδέονται μέσω μιας cointegrating relationship. Η παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης (cointegrating regression) εάν μια τέτοια παλινδρόμηση υπάρχει, θα πρέπει να δίνεται από,

$$(14) \ln S_t = g_0 + g_1 \ln F_t$$

Αφού κρίθηκαν ότι οι δύο μεταβλητές είναι της ίδιας τάξεως ολοκλήρωσης, μια υπόθεση η οποία είναι κρίσιμη για την ύπαρξη μιας σχέσης συνολοκλήρωσης, συνέχισαν με το να εκτελέσουν μια μεθοδολογία Engle Granger για να εξετάσουν την ύπαρξη της σχέσης συνολοκλήρωσης. Βρέθηκε ότι μια τέτοια σχέση υπάρχει και έπειτα προσπάθησαν να βρουν εάν ανταποκρίνεται στο μοντέλο error correction που εκφράζεται από την παρακάτω σχέση,

$$\Delta \ln S_t = b_0 + d \hat{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^r b_i \Delta \ln S_{t-i} + \sum_{j=1}^s a_j \Delta \ln F_t + e_t$$

όπου $z = \ln S_t - \gamma_0 - \gamma_1 \ln F_t$ είναι τα κατάλοιπα από την πρώτη παλινδρόμηση των λογαρίθμων. Έτσι βρήκαν ότι πραγματικά υπήρχε μια σχέση συνολοκλήρωσης συνεπαγόμενη από έναν συντελεστή κλίσης σχεδόν ένα. Αφού εξέτασαν το ECM με το να επιλέξουν μια χρονική υστέρηση των S_t και F_t που επιλέχτηκαν χρησιμοποιώντας Schwarz Bayesian Criterion. Σε αυτό την εξέταση όλοι οι regressors αναμένονταν σημαντικοί για τον συντελεστή, σε μια σταθερότητα, υποδεικνύοντας ότι οι αλλαγές στην spot αγορά εξαρτώνταν από το σφάλμα συνολοκλήρωσης όπως ακριβώς και στις αλλαγές των τιμών των παραγώγων. Συγκεκριμένα ο θετικός συντελεστής F_{t-1} υποδηλώνει ότι η spot αγορά κινείται στην κατεύθυνση των προηγούμενων κινήσεων των τιμών των παραγώγων.

Ένα άλλο μοντέλο το οποίο χρησιμοποίησαν στην ανάλυση τους είναι το μοντέλο cost of carry. Η σχέση συνολοκλήρωσης δίνεται από

$$\hat{z} = \ln S_t - g_0 - g_1 \ln F_t - g_2 (r - d)(T - t)$$

με την εξίσωση $\Delta \ln S_t$ να συνεχίζει να συμφωνεί με το error correction model. Τα αποτελέσματα μιας τέτοιας σχέσης ήταν τα ίδια με την προηγούμενη ανάλυση. Συνεχίζοντας εξέτασαν ένα ARMA μοντέλο,

$$s_t = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j s_{t-j} + \sum_{j=1}^q b_j u_{t-j} + u_t$$

όπου βρήκαν ότι ήταν κατά το ελάχιστο ακριβή. Τέλος εξέτασαν ένα VAR μοντέλο, όπου είχαν τις αποδόσεις της spot αγοράς σαν εξαρτημένες μεταβλητές

$$s_t = q_0 + \sum_{i=1}^p q_i s_{t-i} + \sum_{j=1}^q f_j f_{t-j} + u_t$$

όπου είχε δυο επιπτώσεις. Πρώτον, χρησιμοποιώντας την lead – lag σχέση μεταξύ spot και παραγώγων μπορούσε να προάγει ακρίβεια πρόβλεψης από το να χρησιμοποιήσει μεμονωμένες πληροφορίες που σχετίζονται με αμετάβλητες σειρές αποκλειστικά. Δεύτερο, η ακρίβεια πρόβλεψης μπορούσε επιπλέον να βελτιωθεί χρησιμοποιώντας μια μακρόχρονη σχέση μεταξύ spot – παραγώγων σε ένα error correction μοντέλο από το να χρησιμοποιήσουν ένα μοντέλο που περιλαμβάνει απλά πρώτες διαφορές. Σύμφωνα με τον Chris Brooks, το καλύτερο μοντέλο που θα μπορούσε να περιγράψει τη lead – lag σχέση είναι τα μοντέλα που βασίζονται στην cost of carry θεωρία χωρίς κόστη συναλλαγών· περιλαμβάνοντας τα στο ECM είναι πιο ορθό.

Antonίου, Pescetto & Violaris (2001) στην εργασία τους περιέγραψαν την σπουδαιότητα της σχέσης μεταξύ του δείκτη των μετοχών και του παράγωγου του σε ένα διεθνές περιβάλλον. Η σχέση αιτιότητας έχει γίνει αντικείμενο μελέτης για κάθε προηγούμενη εργασία, με τη συγκεκριμένη να ασχολείται ταυτόχρονα με τη βιβλιογραφία σε (i) τη lead – lag σχέση μεταξύ spot και παραγώγων (ii) τη συσχέτιση στη μεταβλητότητα μεταξύ μετοχών και παράγωγων προϊόντων (iii) την μετάδοση

της μεταβλητότητας σε όλες τις διεθνείς αγορές. Υλοποίησαν την έρευνα τους μεταξύ Γαλλίας, Γερμανίας και Ηνωμένου Βασιλείου και προσπάθησαν να προσδιορίσουν την κατεύθυνση της επιρροής μεταξύ των τριών αυτών κρατών, τον βαθμό και την ταχύτητα του μηχανισμού μετάδοσης μεταξύ των αγορών.

Μια άλλη διαφορά από προηγούμενες εργασίες ήταν ότι σε αυτή την έρευνα χρησιμοποίησαν ένα πολυμεταβλητό VAR – EGARCH μοντέλο όπου συγκεκριμένα ερευνούσε την αλληλεξάρτηση και τη μεταβλητότητα μετάδοσης μεταξύ παράγωγων και spot αγοράς των διαφόρων αυτών κρατών. Το μοντέλο που χρησιμοποίησαν παρουσιάζεται παρακάτω,

$$R_{it} = b_{i0} + \sum_{j=1}^n b_{ij} R_{j,t-1} + e_{it}$$

Στην προηγούμενη εξίσωση περιγράφονται οι αποδόσεις των n spot και παράγωγων αγορών σαν VAR, $R_{i,t}$ είναι η συνάρτηση των ιδίων αποδόσεων και των αποδόσεων των διασταυρωμένων αγορών, $\beta_{i,j}$ για $i \neq j$ συλλαμβάνουν την lead – lag σχέση μεταξύ spot – παραγώγων και με την μία χώρα και με τις υπόλοιπες. Επίσης μορφοποίησαν τις συνθήκες της διακύμανσης σε κάθε αγορά

$$s_{it}^2 = \exp \left[a_{i0} + \sum_{j=1}^n a_{ij} f_j(z_{j,t-1}) + d_i \ln(s_{i,t-1}^2) \right]$$

με το d_i να υποδηλώνει την συνέχεια της μεταβλητότητας. $\sigma_{i,t}^2$ δηλώνει μια εκθετική συνάρτηση, τυποποιώντας καινοτομίες του παρελθόντος ερχόμενες από όλες τις αγορές. Αυτή η συνάρτηση τους επέτρεπε την ασύμμετρη επιρροή των καινοτομιών σε συνθήκες διακύμανσης. Αυτή η ασύμμετρη ανταπόκριση στις καινοτομίες προσδιορίζεται από την παρακάτω εξίσωση,

$$f_j(z_{j,t-1}) = (|z_{j,t-1}| - E(|z_{j,t-1}|)) + g_j z_{j,t-1}$$

Τέλος η υποθετική συνδιακύμανση που συλλάμβανε την ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ των αγορών περιγράφεται όπως παρακάτω,

$$S_{ij} = r_{ij} S_{ii} S_{jj}, \text{ όπου } i, j = 1, \dots, n \text{ και } i \neq j.$$

Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν ήταν για τον FTSE 100, τον DAX – 100 στη Γερμανία και τον CAC – 40. Τα αποτελέσματα των περιορισμένων μοντέλων υποδήλωναν ότι στις περιπτώσεις Γερμανίας – Γαλλίας η αιτιολογική σχέση μεταξύ παραγώγων και spot αγοράς έχουν feedback effects και στο μέσο και στην εξίσωση της διακύμανσης. Για το Ηνωμένο Βασίλειο τα αποτελέσματα έδειξαν μονοκατευθυντικά αποτελέσματα από τη spot στους δείκτες των παραγώγων. Αυτό συνέβηκε λόγω του γεγονότος ότι στα περιορισμένα μοντέλα, οι σχέσεις των διασταυρωμένων χωρών έλειπαν. Αυτό υποδεικνύει ότι το μοντέλο τύχαινε να είναι δυναμικό.

Βοηθούμενοι από την αλληλεξάρτηση μεταξύ των αγορών στο μοντέλο, τα αποτελέσματα ήταν τα ίδια με της Γαλλίας, απλά άλλαξαν σε Γερμανίας – Ηνωμένου Βασιλείου. Στο Ηνωμένο Βασίλειο a feedback relation υπάρχει μεταξύ των αποδόσεων spot και παραγώγων. Στη Γερμανία ο δείκτης των μετοχών δεν επιδρούσε στα αντίστοιχα παράγωγα any longer. Όσον αφορά την αλληλεξάρτηση μεταξύ των χωρών, βρέθηκαν ότι η μόνη αγορά που δεν επηρεαζόταν από τις άλλες δύο ήταν τα παράγωγα στη Γερμανία. Εντούτοις η Γερμανική spot επηρέαζε κάθε ώριμη αγορά. Ακόμα τα αποτελέσματα της αλληλεπίδρασης της μεταβλητής έδειξαν ότι υπάρχει μεγαλύτερη μεταβλητότητα στην αλληλεπίδραση μεταξύ των παραγώγων από ότι στη spot αγορά και ότι δεν υπήρχε κάποια κυρίαρχη αγορά στην μετάδοση της μεταβλητότητας.

Εμπειρική μελέτη

Όπως αναφέραμε οι τιμές των παραγώγων και του υποκείμενου δείκτη δεν θα πρέπει να αποκλίνουν πολύ λόγω των κανόνων που διέπουν την αποτελεσματικότητα της αγοράς. Αν αυτό είναι σωστό τότε μια συνολοκληρωμένη σχέση μπορεί να υπάρχει μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών. Στην μελέτη μας χρησιμοποιούμε τη διαδικασία Johansen καθώς υπάρχουν δύο χρονοσειρές με συνέπεια να αναζητούμε μόνο ένα διάλυμα συνολοκλήρωσης. Για να συμβαίνει αυτό θα πρέπει και οι δύο σειρές να είναι $I(1)$. Η παλινδρόμηση ολοκλήρωσης δίνεται από

$$\ln S_t = g_0 + g_1 \ln F_t$$

όπου για να είναι συνολοκληρωμένες μεταξύ τους οι τιμές των παραγώγων και του δείκτη θα πρέπει και οι δύο σειρές να έχουν την ίδια τάξη ολοκλήρωσης καθώς και ένας γραμμικός συνδυασμός των δύο αυτών χρονοσειρών να μετατρέπεται σε μονή στάσιμη σειρά. Προτού συνεπώς προχωρήσουμε με το μοντέλο μας θα πρέπει πρώτα να δώσουμε μερικές έννοιες για την ολοκλήρωση (integrate) και για την στασιμότητα (stationarity).

Θεωρούμε μια ομάδα από τυχαίες μεταβλητές X_t όπου $t = 1,2,3,4,5\dots$ που παίρνουν συγκεκριμένες τιμές για κάθε περίοδο. Έτσι έχουμε μια χρονοσειρά από παρατηρήσεις. Γενικά, κάθε X_t έχει το δικό του μέσο $E(X_t)$ και διακύμανση $Var(X_t)$. Επίσης μη μηδενικές διακυμάνσεις μπορούν να υπάρχουν μεταξύ των διάφορων X_t . Μια χρονοσειρά λέγεται ότι είναι στάσιμη X_t όταν

- $E(X_t) = \mu$ όταν ο μέσος είναι σταθερός και ανεξάρτητος του t
- $Var(X_t) = \sigma^2$ δηλαδή όταν η διακύμανση είναι επίσης σταθερά και ανεξάρτητη του t
- $Cov(X_t, X_{t-k}) = \gamma(k)$ όταν η συνδιακύμανση μεταξύ των X_t και X_{t-k} είναι συνάρτηση του $t - k$ και όχι του t ή του k (για κάθε $t \neq k$)

Οπότε μια χρονοσειρά λέγεται ότι είναι στάσιμη όταν ο μέσος, η διακύμανση και η συνδιακύμανση παραμένει σταθερή.

Αφού δώσαμε τον ορισμό της στασιμότητας μπορούμε να δώσουμε και τον ορισμό της ολοκλήρωσης. Μια χρονοσειρά λέγεται ότι είναι ολοκληρωμένη της τάξεως d και γράφεται ως $I(d)$, εάν μετά από τις διαφορές d φορές γίνει στάσιμη. Οπότε εάν λέμε ότι η χρονοσειρά είναι ολοκληρωμένη της τάξεως $I(1)$ τότε αυτό σημαίνει ότι είναι και στάσιμη στην πρώτη διαφορά. Εδώ θα εξετάσουμε την τάξη της ολοκλήρωσης των μεταβλητών.

Η διαδικασία αυτή έχει τρία βήματα: Πρώτον, θα εξετάσουμε τα διαγράμματα των μεταβλητών, δεύτερον την συνάρτηση αυτοσυσχέτισης (autocorrelation function) και τέλος θα ελέγξουμε τις μεταβλητές ως προς Dickey – Fuller και Augmented Dickey – Fuller. Πρέπει να αναφέρουμε ότι η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης απλά μας δίνει τη συσχέτιση των τρέχουσων τιμών μιας χρονοσειράς και των χρονικών υστερήσεων της. Επίσης τα Dickey – Fuller tests είναι μια σειρά από ελέγχους για την ύπαρξη ή μη στασιμότητας των χρονοσειρών. Έστω ότι έχουμε μια μεταβλητή $X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + u_t$. Στασιμότητα έχουμε εάν η X πάρει τιμές $-1 < \rho < 1$. Σε αυτόν τον έλεγχο η υπόθεση μηδέν είναι $H_0 : \rho = 1$ όπου στην περίπτωση αυτή λέμε ότι η X έχει unit root. Η εναλλακτική υπόθεση είναι $H_1 : \rho < 1$. Εάν η εναλλακτική υπόθεση είναι σωστή τότε η X είναι στάσιμη. Αλλά εάν η υπόθεση μηδέν είναι σωστή τότε η μεταβλητή είναι μη στάσιμη. Έστω τώρα ότι ξαναγράφουμε το μοντέλο για τη X , όπως παρακάτω:

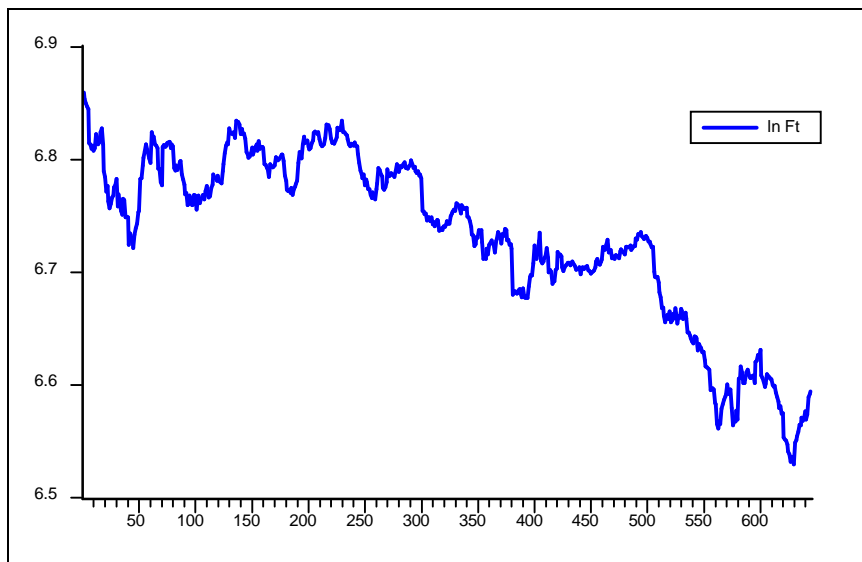
$$\Delta X_t = a_0 + \gamma X_{t-1} + u_t$$

όπου $\gamma = a_1 - 1$ και η υπόθεση μηδέν είναι $H_0 : \gamma = 0$ στην οποία περίπτωση $\rho = 1$ και η μεταβλητή είναι μη στάσιμη. Η εναλλακτική υπόθεση $H_0 : \gamma < 1$ που σημαίνει ότι ρ

< 1 η X είναι στάσιμη. Οπότε κατασκευάσαμε τον στατιστικό έλεγχο $\frac{g}{S_g}$ όπου g είναι ο εκτιμητής του γ στην παλινδρόμηση $\Delta X_t = a_0 + gX_{t-1} + u_t$ και S_g είναι ο εκτιμητής του τυπικού σφάλματος. Αυτό το υπολογίζουμε από την t - statistic. Το πρόβλημα είναι ότι η στατιστική (statistic) δεν ακολουθεί την κατανομή t , καθώς οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες εάν η υπόθεση μηδέν είναι σωστή. Ο έλεγχος Dickey – Fuller μπορεί και εξετάζει το πρόβλημα αυτό γιατί και είναι ο τυπικός έλεγχος για στασιμότητα. Ο έλεγχος Augmented Dickey – Fuller προσθέτει χρονικές υστερήσεις στο αρχικό μας μοντέλο.

Θα ξεκινήσουμε την ανάλυση μας για τα εμπειρικά αποτελέσματα με τα \log των παραγώγων. Όπως βλέπουμε και στο παρακάτω διάγραμμα η χρονοσειρά δείχνει να έχει κάποια τάση (trend) καθώς οι τιμές των παραγώγων κινούνται πτωτικά στην χρονική περίοδο που εξετάζουμε.

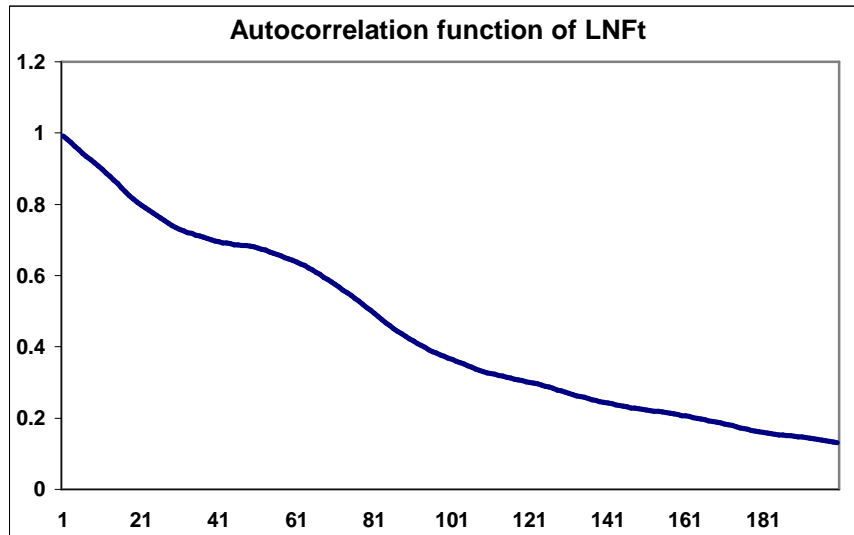
ΠΙΝΑΚΑΣ 1



Για να είναι μια χρονοσειρά στάσιμη θα πρέπει η autocorrelation function να πηγαίνει απότομα προς το μηδέν. Αυτό όμως δεν συμβαίνει στο παράδειγμα μας.

Όπως βλέπουμε στο παρακάτω διάγραμμα η autocorrelation function πηγαίνει αργά προς το μηδέν καθώς αυξάνονται οι χρονικές υστερήσεις.

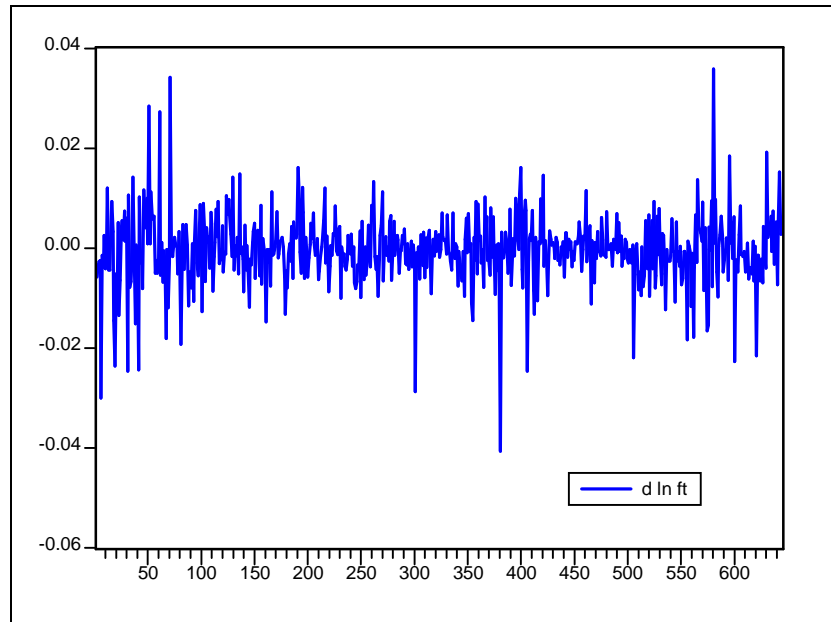
ΠΙΝΑΚΑΣ 2



Ο πιο αξιόπιστος έλεγχος για στασιμότητα είναι ο έλεγχος Dickey – Fuller. Σε αυτό τον έλεγχο θέλουμε η κριτική τιμή του ελέγχου να είναι μεγαλύτερη από τη στατιστική του ελέγχου DF και ADF. Πράγματι παρατηρούμε (Παράρτημα 2 – Πίνακας 1) ότι η κριτική τιμή είναι μεγαλύτερη από την στατιστική ελέγχου ADF. Συγκεκριμένα για επίπεδο σημαντικότητας 5% η κριτική τιμή είναι $CV = - 2,8665$ ενώ η ADF test statistic είναι $- 0,9902$. Συνεπώς αποδεχόμαστε την υπόθεση μηδέν, άρα οι λογάριθμοι των παραγώγων δεν είναι στάσιμοι (no stationarity). Αυτό συμβαίνει όχι μόνο όταν συμπεριλαμβάνουμε σταθερά (intercept) αλλά και όταν προσθέτουμε στον έλεγχο, τάση (trend).

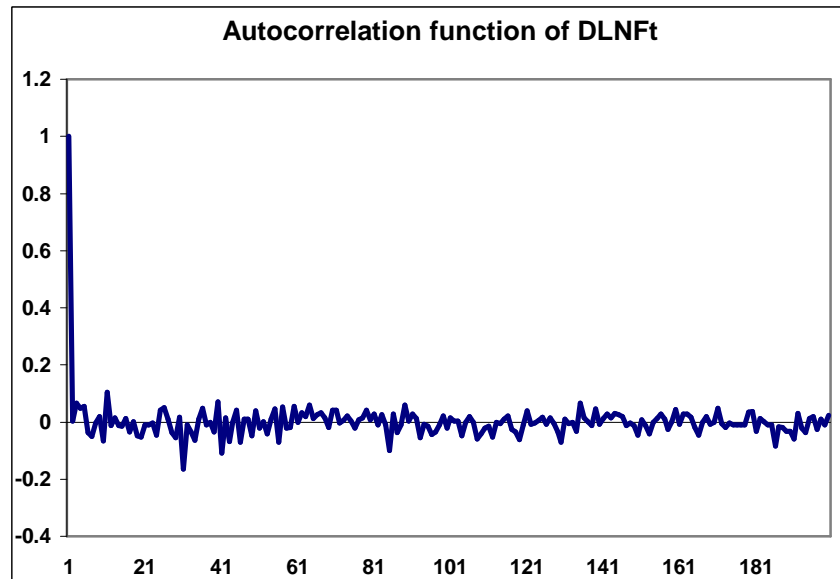
Έτσι προχωράμε να βρούμε την πρώτη διαφορά της χρονοσειράς για να δούμε εάν είναι τότε στάσιμη δηλαδή $I(1)$. Εκ πρώτης όψεως φαίνεται βλέπουμε ότι οι πρώτες διαφορές των log των τιμών των παραγώγων δείχνουν να έχουν μέσο, διακύμανση και συνδιακύμανση σταθερή καθώς η χρονοσειρά δείχνει να κινείται γύρω από το μηδέν.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3



Επίσης βλέπουμε στο παρακάτω διάγραμμα ότι η autocorrelation function σβήνει απότομα πράγμα το οποίο συμβαίνει μόνο όταν έχουμε στασιμότητα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

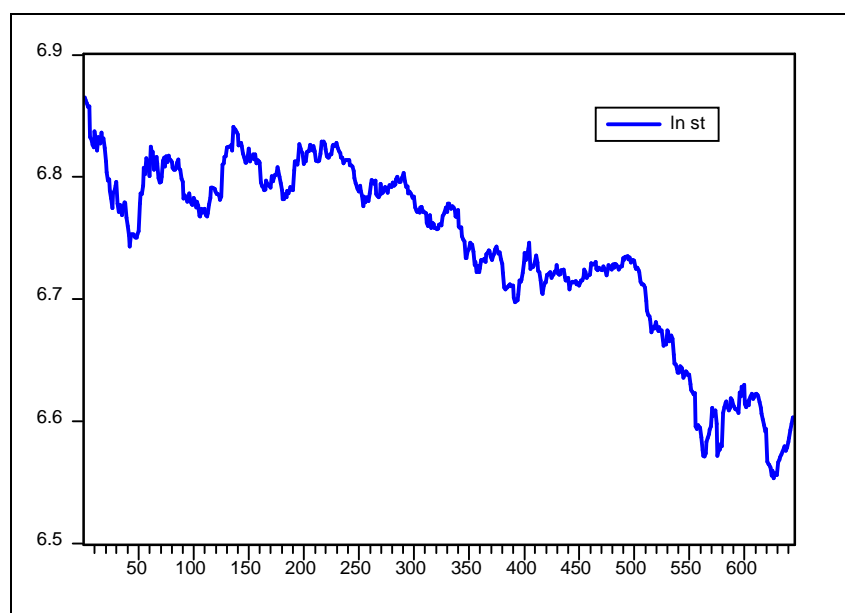


Παίρνουμε και εδώ όμως τον έλεγχο Dickey – Fuller για ελέγξουμε τη στασιμότητα. Τα αποτελέσματα του ελέγχου δείχνουν ότι έχουμε στασιμότητα γιατί το critical

value είναι μεγαλύτερο από το ADF statistic. Συγκεκριμένα το $ADF = -6,6256 < CV = -2,8665$ (πίνακας 3). Αυτό συμβαίνει και με τάση και συνεπώς έχουμε $I(1)$.

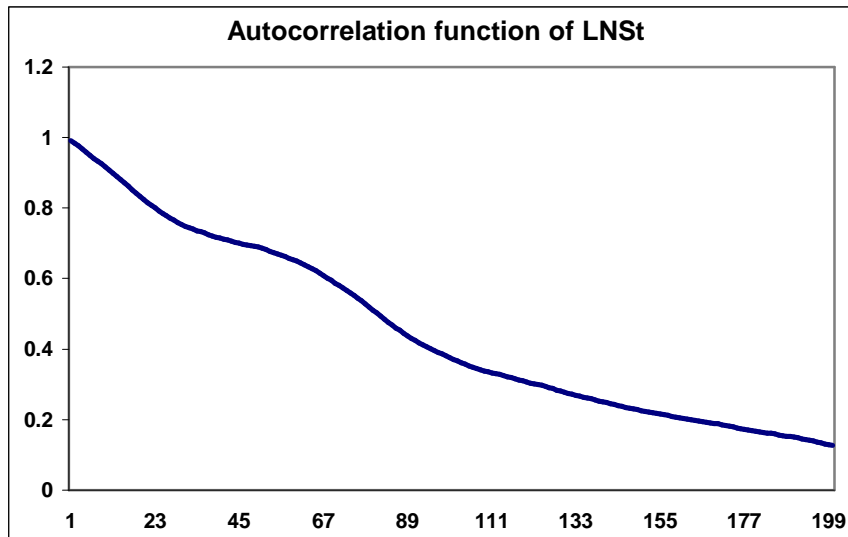
Αφού εξετάσαμε τις τιμές των παραγώγων θα πρέπει να εξετάσουμε και την τάξη της ολοκλήρωσης των τιμών της spot αγοράς γιατί θέλουμε οι δύο μεταβλητές να έχουν την ίδια τάξη ολοκλήρωσης αν θέλουμε να εξετάσουμε τη σχέση συνολοκλήρωσης. Εξετάζουμε το γράφημα το log τιμών της spot αγοράς καθώς και την autocorrelation function και τέλος παραθέτουμε τους ελέγχους Dickey – Fuller που θα μας δώσουν ένα αξιόπιστο αποτέλεσμα για τη στασιμότητα των χρονοσειρών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5



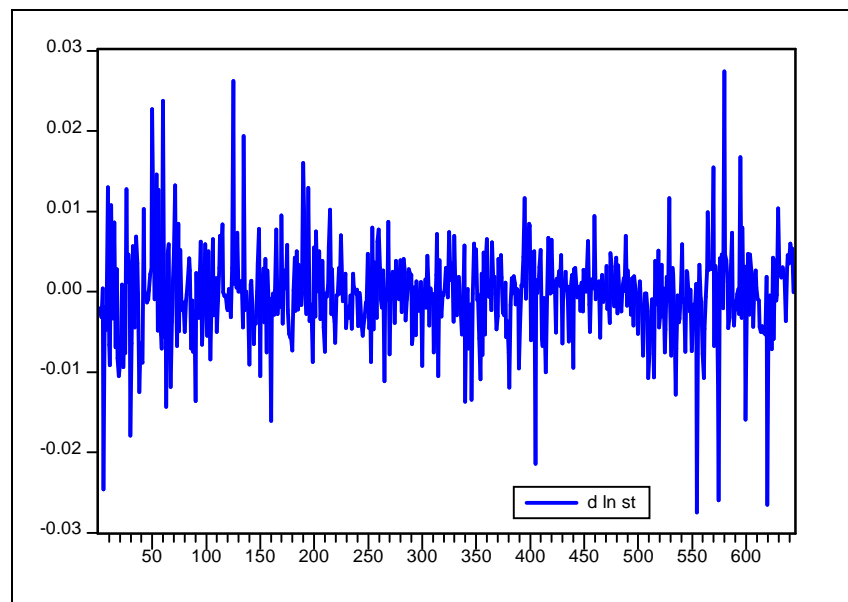
Όπως και στις log τιμές των παραγώγων έτσι και στις spot διακρίνουμε μια πτωτική τάση των log των τιμών λόγω της πτώσης των τιμών του χρηματιστηρίου την περίοδο την οποία εξετάζουμε ενώ το autocorrelation function που όπως φαίνεται παρακάτω δεν μας υποδεικνύει καμία πιθανότητα για στασιμότητα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6



Πράγματι διακρίνουμε ότι αυτή δεν πηγαίνει κατευθείαν στο μηδέν όπως και θα έπρεπε για να είναι στάσιμη αλλά παρουσιάζει μια σταδιακή πτωτική πορεία. Τα αποτελέσματα του ελέγχου επιβεβαίωσαν αυτό ακριβώς, δηλαδή έλλειψη στασιμότητας ($ADF = - 0,7300 > CV = - 2,8665$, πίνακας 5). Συνεπώς συνεχίζουμε και στα log των spot την εξέταση της πρώτης τους διαφοράς.

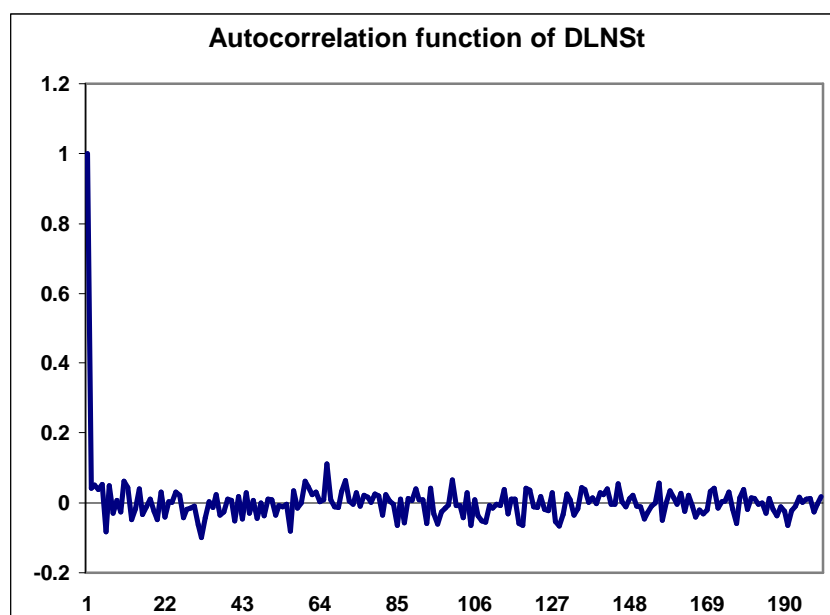
ΠΙΝΑΚΑΣ 7



Βλέπουμε ότι η πρώτη διαφορά των log των τιμών της spot αγοράς κινείται γύρω από τον άξονα μηδέν και αυτό είναι δείγμα στασιμότητας. Παρακάτω

παρουσιάζεται η autocorrelation function που όπως φαίνεται και στο αντίστοιχο διάγραμμα κινείται απότομα προς το μηδέν πράγμα που σημαίνει ότι η χρονοσειρά είναι στάσιμη στην πρώτη διαφορά των log των τιμών της spot αγοράς. Έπειτα παρουσιάζουμε τους ελέγχους Dickey – Fuller όπως ακριβώς κάναμε και στις διαφορές logs των τιμών των παραγώγων.

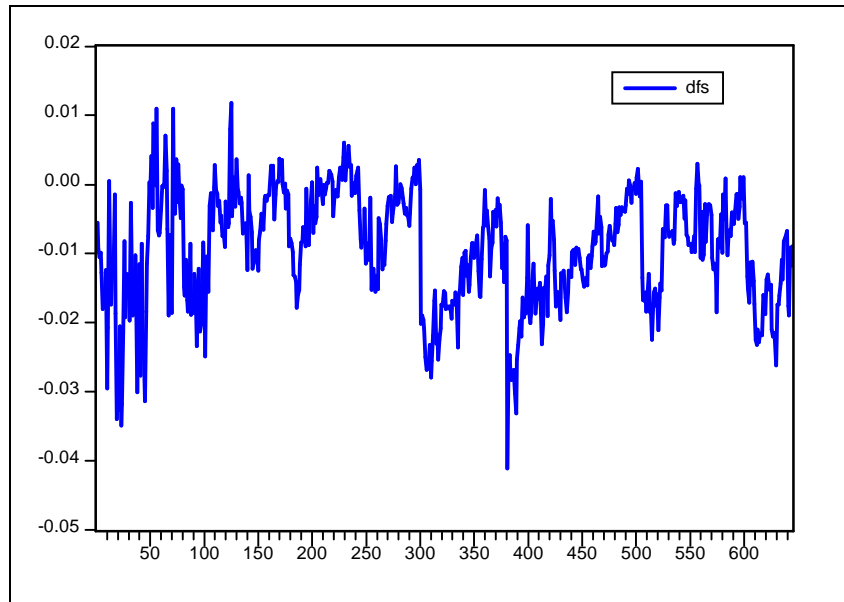
ΠΙΝΑΚΑΣ 8



Πράγματι τα αποτελέσματα (πίνακας 7) από τον έλεγχο μας δείχνουν ότι τα log των spot είναι στάσιμα I (1), όπου η κριτική τιμή ($CV = - 2,8665$) είναι μεγαλύτερη από την στατιστική του ελέγχου ($ADF = - 6,7431$).

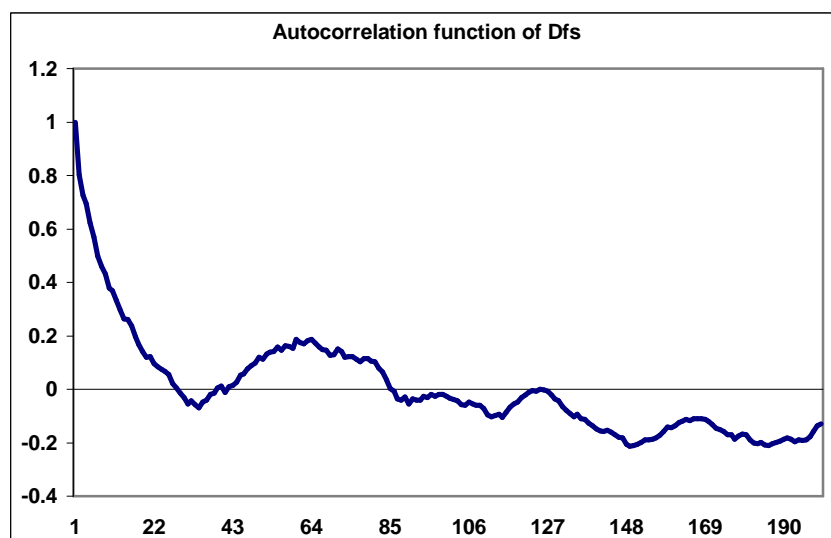
Αφού έχουμε ελέγξει την στασιμότητα και ολοκλήρωση των χρονοσειρών των παραγώγων και της spot αγοράς προχωράμε, προτού συνεχίσουμε για να εξετάσουμε την συνολική ολοκλήρωση, να ελέγξουμε τις διαφορές των τιμών μεταξύ των παραγώγων και των τιμών του δείκτη. Αυτό είναι αρκετά ενδιαφέρον αφού η μελέτη αυτή μπορεί να μας δώσει αρκετές ενδείξεις για την δυναμική που επικρατεί σε μια τέτοια σχέση. Παρακάτω βλέπουμε στο διάγραμμα ότι οι διαφορές των logs των τιμών των παραγώγων και της spot αγοράς κινείται γύρω από το μηδέν.

ΠΙΝΑΚΑΣ 9



Στον πίνακα 10 παρατηρούμε ότι η autocorrelation function κινείται προς το μηδέν, αλλά ενδεχομένως όχι τόσο απότομα όσο θα θέλαμε. Για να σιγουρευτούμε την ύπαρξη στασιμότητας ή μη, θα πρέπει να απευθυνθούμε στον έλεγχο Dickey – Fuller. Πράγματι τα αποτελέσματα του ελέγχου επιβεβαιώνουν την ύπαρξη στασιμότητας αφού το critical value είναι μεγαλύτερο από τη t – statistic του ελέγχου. Συγκεκριμένα έχουμε $CV = - 2,8665, > ADF = - 4,5282$ (πίνακας 9).

ΠΙΝΑΚΑΣ 10



Για να δούμε αν δύο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες πρέπει να κάνουμε διάφορους ελέγχους προκειμένου να δούμε αν υπάρχουν κάποιες σχέσεις μεταξύ τους. Όπως ξέρουμε από τις μεταβλητές μας οι λογάριθμοι των τιμών των παραγώγων και της υποκείμενης αγοράς είναι ολοκληρωμένοι πρώτου βαθμού, δηλαδή γίνονται στάσιμες στην πρώτη διαφορά. Οπότε περιμένουμε κάθε γραμμικό συνδυασμό των παραγώγων και της υποκείμενης αγοράς, όπως είναι το σφάλμα έλλειψης ισορροπίας (disequilibrium error), να γίνει στάσιμο στην πρώτη διαφορά. Αλλά εάν τα παράγωγα και η spot αγορά ενώνονται μεταξύ τους μέσα από μια μακροχρόνια σχέση, τότε θα δούμε ότι υπάρχει μια μακροχρόνια γραμμική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών όπου θα είναι το σφάλμα έλλειψης ισορροπίας (disequilibrium error), όπου όμως δεν θα είναι στάσιμο στην πρώτη διαφορά αλλά $I(0)$. Οπότε προκειμένου να έχουμε μια σχέση που είναι συνολοκληρωμένη χρειαζόμαστε α) και οι δύο χρονοσειρές να είναι $I(1)$ και β) να υπάρχει γραμμικός συνδυασμός της σχέσης που να είναι $I(0)$.

Θα εξετάσουμε την συνολοκλήρωση της σχέσης με τον Johansen έλεγχο και όχι με τη μέθοδο των δύο σταδίων των Engle – Granger, και αυτό γιατί παρά την απλότητα της έχει σοβαρά μειονεκτήματα. Η τεχνική του Johansen για την συνολοκλήρωση μας δίνει μέσω ενός υποδείγματος VAR, και κάτω από συγκεκριμένες συνθήκες βαθμού τις εκτιμήτριες μεγίστης πιθανοφάνειας για τα διανύσματα συνολοκλήρωσης, καθώς και τους αντίστοιχους ελέγχους λόγου πιθανοφανειών περί της φύσης και της οικονομικής αποδοχής αυτών των σχέσεων. Αν X είναι οι μεταβλητές του ίδιου βαθμού ολοκλήρωσης που εξετάζουμε ως προς την συνολοκλήρωση τους (στην προκειμένη περίπτωση δύο), και Z κάποιες άλλες μεταβλητές μικρότερου βαθμού ολοκλήρωσης που όμως η οικονομική θεωρία ορίζει

ότι έχουν κάποια (μη προσδιορισμένη όμως) σχέση με τις προηγούμενες, τότε το υπόδειγμα VAR με σφαιρικά σφάλματα $u \sim N(0, \Sigma)$ είναι,

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + BZ_t + u_t$$

Το παραπάνω υπόδειγμα VAR εκτιμάται με την μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας κάτω από τον περιορισμό ότι $r(\Pi) = r < m$ που εξασφαλίζει ότι αν οι X είναι m τον αριθμό $I(d)$ μεταβλητές ο μέγιστος αριθμός διανυσμάτων (σχέσεων) συνολοκλήρωσης που μπορούν να προκύψουν από αυτές είναι $r = m - 1 < m$.

Ο προσδιορισμός του αριθμού r γίνεται, είτε μέσω εύρεσης του μεγίστου αριθμού μη μηδενικών χαρακτηριστικών ριζών του πίνακα Π , είτε μέσω του ίχνους του, με τη χρήση του ελέγχου λόγου των πιθανοφανειών για $m - r$ περιορισμούς άρα $LR \sim \chi^2(m - r)$. Αφού καταλήξαμε στον αριθμό των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης που προκύπτουν, μπορούμε να ελέγξουμε κατά πόσον αυτά τα διανύσματα ανταποκρίνονται στους περιορισμούς της οικονομικής θεωρίας, περί αποδεκτών τιμών / προσήμων των παραμέτρων των μακροχρόνιων αυτών σχέσεων. Αυτοί οι έλεγχοι λόγου των πιθανοφανειών κατανομούνται με $\chi^2[(m - r) r_1]$, όπου r_1 ο αριθμός των περιορισμών προς έλεγχο.

Προτού προχωρήσουμε στην ανάλυση μας για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης θα πρέπει να βρούμε τον ακριβή αριθμό των lags που θα χρησιμοποιήσουμε. Μέσα από ένα VAR lag order selection criteria ο ιδανικός αριθμός των lags που επιλέχτηκε είναι τρία. Τα κριτήρια ήταν τα εξής: α) sequential modified LR test statistic β) Final information criteria γ) Akaike information criteria δ) Schwarz information criteria ε) Hannan – Quinn information criteria. Σε όλους σχεδόν τους ελέγχους ο ιδανικός αριθμός των lags που επιλέχτηκε ήταν ο αριθμός τρία (Παράρτημα 3, πίνακας 1).

Προχωρώντας λοιπόν στην συνολοκλήρωση της μεταβλητής LNS_t και χρησιμοποιώντας τρία lags τα αποτελέσματά μας έδειξαν ότι οι σειρές μας είναι μη

στάσιμες αλλά είναι συνολοκληρωμένες με έναν cointegrated vector. Αποδεικνύεται έτσι ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των δύο χρονοσειρών. Παρακάτω παρουσιάζεται ο έλεγχος αυτός καθώς και η εξίσωση συνολοκλήρωσης. (Παρ. 3, πίνακας 2)

Εξέταση για συνολοκλήρωση της μεταβλητής LNSt		
Υποθέσεις	Trace stat	Critical value 5% [1%]
$H_0 = 0$	33,92	15,41 [20,04]
$H_1 = 1$	1,027	3,76 [6,65]
Max – Eigen stat		
$H_0 = 0$	32,89	14,07 [18,63]
$H_1 = 1$	1,027	3,76 [6,65]

Βλέπουμε από το παραπάνω πίνακα ότι και οι δύο στατιστικές μας υποδεικνύουν την ύπαρξη μιας εξίσωσης συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 1% ενώ απορρίπτουν την υπόθεση $H_0 = 0$ για καμία εξίσωση συνολοκλήρωσης. Παρακάτω παρουσιάζεται η εξίσωση συνολοκλήρωσης (Παρ. 3, πίνακας 3).

Εξίσωση συνολοκλήρωσης της μεταβλητής LNSt		
Εκτιμητές	Συντελεστής	Τυπ. Σφάλμα[t – stat]
LNft	-0,983857	0,01627 [-60,4851]
Σταθερά c	-0,117999	

Βλέπουμε ότι ο συντελεστής του LNft έχει θετική σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή και μάλιστα ισχυρή αφού ο συντελεστής βρίσκεται κοντά στο 1 και μάλιστα είναι στατιστικά σημαντικός. Η σχέση αυτή παρουσιάζεται και παρακάτω.

$$\text{Lnst} = 0,983857 * \text{lnft}_{-1} - 0,117999$$

Αφού βρήκαμε και την εξίσωση συνολοκλήρωσης προχωράμε στο να εφαρμόσουμε ένα error correction model όπου θα μας δώσει τις υπόλοιπες

ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου μας. Αυτό παρουσιάζεται στο παρακάτω πίνακα μας. Τα αποτελέσματα είναι ιδιαίτερα θετικά αφού όλες σχεδόν οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικοί. Αυτό σημαίνει ότι στη μακροχρόνια ισορροπία τα lags των μεταβλητών τόσο της μεταβλητής LNSt όσο και της μεταβλητής LNFt επιδρούν στην εξαρτημένη μεταβλητή LNSt (Παρ. 3 πίνακας 3).

Εκτίμηση του Vector Error Correction μοντέλου της εξαρτημένης μεταβλητής LNSt		
Αν. μεταβλητές	Συντελεστής	Τυπ. Σφάλμα [t – stat]
Σταθερά	- 0,000352	0,00022 [-1,63576]
CointEq1	- 0,084621	0,02991 [-2,82881]
D(LNSt – 1)	- 0,252034	0,05720 [-4,40617]
D(LNSt – 2)	- 0,082657	0,05299 [-1,55980]
D(LNFt – 1)	0,295991	0,04802 [6,16366]
D(LNFt – 2)	0,151615	0,04699 [3,22683]

Είδαμε ότι οι χρονικές υστερήσεις και των δύο μεταβλητών επιδρούν στην εξαρτημένη μεταβλητή LNSt (εκτός από την D(LNSt – 2) η οποία δεν είναι στατιστικά σημαντική), κάτι το οποίο είναι απολύτως λογικό αφού από την θεωρία γνωρίζουμε ότι οι τιμές της spot αγοράς επηρεάζονται από τις κινήσεις των προηγούμενων τιμών των παραγώγων, πράγμα το οποίο αποδείξαμε ότι ισχύει και στο ελληνικό χρηματιστήριο.

Επίσης προχωρήσαμε στην εκτίμηση του CointEq1 για να δούμε κατά πόσο είναι στατιστικά σημαντικός.

Εκτίμηση του συντελεστή CointEq1		
Αν. μεταβλητή	Chi-square	Prob
CointEq1	7,781195	0,005279

Όπως βλέπουμε ότι ο συντελεστής προσαρμογής CointEq1 είναι αρκετά σημαντικός αφού το Prob είναι κοντά στο μηδέν. (Παρ. 3, πίνακας 7)

Άρα συνεπώς καταλήγουμε στο γεγονός ότι υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των τιμών των παραγώγων και της spot αγοράς. Τέλος θα ελέγξουμε κατά πόσο υπάρχει βραχυπρόθεσμη αιτιότητα μεταξύ των δύο μεταβλητών μέσα από ένα VEC Pairwise Granger Causality. Όπως φαίνεται και από τον παρακάτω πίνακα το Prob των χρονικών υστερήσεων της μεταβλητής LNFT είναι στο μηδέν δηλαδή η επίδραση αυτή είναι στατιστικά σημαντική που αποδεικνύει ότι υπάρχει και βραχυπρόθεσμη σχέση των χρονικών υστερήσεων της μεταβλητής LNFT ως προς την μεταβλητή LNSt (Παρ. 3 πίνακας 6).

VEC Pairwise Granger Causality		
Εξαρτημένη μεταβλητή D(LNSt)		
	Chi – sq	Prob
D(LNFT) – all	39,3232	0,0000

Αφού είδαμε κατά πόσο οι χρονικές υστερήσεις των δύο μεταβλητών επηρεάζουν την μεταβλητή LNSt, θα προχωρήσουμε τώρα να δούμε το αντίστροφο δηλαδή αν υπάρχει κάποια επίδραση της spot αγοράς στην αγορά των παραγώγων.

Ομοίως θα ακολουθήσουμε τα ίδια βήματα. Παρακάτω παρουσιάζεται η εξέταση για συνολοκλήρωση της μεταβλητής LNFT. Όπως και προηγουμένως υπάρχει ένας cointegrating vector αποδεικνύοντας ότι υπάρχει συνολοκλήρωση και μακροχρόνια σχέση (Παρ. 3 πίνακας 4).

Εξέταση για συνολοκλήρωση της μεταβλητής LNFT		
Υποθέσεις	Trace stat	Critical value 5% [1%]
$H_0 = 0$	33,92	15,41 [20,04]
$H_1 = 1$	1,027	3,76 [6,65]
Max – Eigen stat		
$H_0 = 0$	32,89	14,07 [18,63]
$H_1 = 1$	1,027	3,76 [6,65]

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζεται η εξίσωση συνολοκλήρωσης (Παρ. 3 πίνακας 5), από την οποία πηγάζει η σχέση:

$$\text{Lnft} = 1,016408 * \text{Lnst}_{-1} - 0,119936$$

Εξίσωση συνολοκλήρωσης της μεταβλητής LNft		
Εκτιμητές	Συντελεστής	Τυπ. Σφάλμα[t – stat]
LNSt	-1,016408	0,01696 [-59,9256]
Σταθερά c	-0,119936	

Προχωρώντας να εκτιμήσουμε το Vector Error Correction μοντέλο της εξαρτημένης μεταβλητής LNft παρατηρούμε ότι οι περισσότερες ανεξάρτητες μεταβλητές δεν είναι στατιστικά σημαντικές (Παρ. 3 πίνακας 5). Αυτό σημαίνει ότι η σχέση που προέκυψε από το cointegration test δεν είναι στατιστικά σημαντική, δηλαδή ουσιαστικά δεν υπάρχει τέτοια σχέση ή αν αυτή υπάρχει, δεν είναι σημαντική. Αυτό φαίνεται και από τον πίνακα που εξετάζουμε την σημαντικότητα του CoinEq1 όπου παρατηρούμε ότι το Prob της μεταβλητής δεν είναι ούτε και αυτό στατιστικά σημαντικό.

Εκτίμηση του Vector Error Correction μοντέλου της εξαρτημένης μεταβλητής LNft		
Αν. μεταβλητές	Συντελεστής	Τυπ. Σφάλμα [t – stat]
Σταθερά	- 0,000330	0,00027 [-1,20304]
CointEq1	- 0,050814	0,03751 [-1,35472]
D(LNft – 1)	0,006500	0,06120 [0,10621]
D(LNft – 2)	- 0,007782	0,05988 [-0,12996]
D(LNSt – 1)	0,024447	0,07290 [0,33535]
D(LNSt – 2)	0,141631	0,06754 [2,09711]

Βλέπουμε συνεπώς ότι δεν ισχύει το ίδιο για την εξαρτημένη μεταβλητή LNft, δηλαδή ο συντελεστής CoinEq1 δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε αντίθεση με την εξαρτημένη μεταβλητή LNSt (Παρ. 3 πίνακας 8).

Εκτίμηση του συντελεστή CoinEq1		
Αν. μεταβλητή	Chi-square	Prob
CoinEq1	1,793479	0,180503

Έτσι μας απομένει να ελέγξουμε μέσα από ένα VEC Pairwise Granger Causality την σημαντικότητα των lags στην εξίσωση μας. Αυτό παρουσιάζεται στον παρακάτω πίνακα, (Παρ. 3 πίνακας 6).

VEC Pairwise Granger Causality		
Εξαρτημένη μεταβλητή D(LNFt)		
	Chi – sq	Prob
D(LNSt) – all	4,4474	0,1082

Όπως αναμενόταν τα lags της μεταβλητής LNSt δεν είναι στατιστικά σημαντικά κάτι το οποίο ήταν αναμενόμενο από τους προηγούμενους ελέγχους μας. Δηλαδή οι προηγούμενες τιμές της υποκείμενης αγοράς δεν επιδρούν στην αγορά των παραγώγων αφού δεν είναι στατιστικά σημαντικές τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια.

Συμπεράσματα – Επίλογος

Στην παραπάνω ανάλυση μας αποδείξαμε την ύπαρξη lead – lag relationship μεταξύ των τιμών των παραγώγων και της spot αγοράς του δείκτη FTSE 20 του ελληνικού χρηματιστηρίου. Όπως και σε προηγούμενες παρόμοιες εμπειρικές μελέτες έτσι και εμείς ανακαλύψαμε την ύπαρξη της σχέσης αυτής κάτι το οποίο συμβαδίζει απόλυτα και με το θεωρητικό υπόβαθρο των μελλοντικών τιμών.

Ένα πολύ σημαντικό στοιχείο της εργασίας μας ήταν το γεγονός ότι τα δεδομένα μας ήταν ωριαία, κάτι το οποίο είναι απολύτως αναγκαίο προκειμένου τα

συμπεράσματα μας να είναι ορθολογικά. Όλες οι προηγούμενες σημαντικές εμπειρικές μελέτες εφαρμόσαν δεδομένα από ωριαία μέχρι λεπτό – προς – λεπτό δεδομένα σε αντίθεση με κάποιους ερευνητές που χρησιμοποίησαν ημερήσιες τιμές.

Αντλώντας στοιχεία μέσα από ένα δείγμα 645 ωριαίων τιμών, ανακαλύψαμε όχι μόνο την ύπαρξη της lead – lag relationship αλλά αποδείξαμε ότι οι μελλοντικές τιμές – χρονικές υστερήσεις τους, είναι αυτές που επηρεάζουν τις τιμές της spot αγοράς ενώ δεν ήταν σημαντικά τα αποτελέσματα ώστε να ισχύει το αντίθετο. Αποδείξαμε δηλαδή ότι οι χρονικές υστερήσεις των τιμών των παραγώγων προηγούνται της τιμής της spot αγοράς. Ο θετικός συντελεστής F_{t-1} υποδηλώνει αυτό ακριβώς· ότι η spot αγορά κινείται στην κατεύθυνση των προηγούμενων κινήσεων των τιμών των παραγώγων. Ένας από τους λόγους που συμβαίνει αυτό είναι το γεγονός ότι οι πληροφορίες των αγορών αντικατροπτίζονται πιο γρήγορα στις αγορές των παραγώγων από ότι των spot αγορών.

Τα αποτελέσματα μας κρίνουμε ότι είναι ιδιαίτερα σημαντικά καθώς αποδείξαμε ότι ακριβώς και οι προηγούμενες εμπειρικές μελέτες, ότι δηλαδή οι τιμές των παραγώγων προηγούνται εκείνων της spot αγοράς.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Abhyankar, A. (1998). Linear and non-linear Granger causality: evidence from the UK stock index futures market. *Journal of Futures Markets* Vol. 18(5),pp. 519-540.
- Abhyankar, A. (1995). Return and volatility dynamics in the FTSE-100 stock index and stock index futures markets. *Journal of Futures Markets* Vol.15(4), pp.457-488.
- Antoniou, A., & Garrett, I. (1993). To what extent did stock index futures contribute to the October 1987 stock market crash? *Economic Journal*, Vol. 103(421), pp.1444-1461.
- Antoniou, A., & Holmes, P. (1995). Futures trading, information and spot price volatility: evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures contract using GARCH. *Journal of Banking & Finance* Vol.19(1995), pp.117-129.
- Antoniou, A., & Pescetto, G., & Violaris, A (2001). Modeling International Price Interdependencies between EU Stock Index Futures Markets: A Multivariate Analysis. *Centre for Empirical Research in Finance (CERF). Department of Economics and Finance, University of Durham.*
- Baek, E., & Brock, W. (1992). A General Test for Nonlinear Granger Causality: Bivariate Model. *Working paper, Departments of Economics State University, Ames, and University of Wisconsin, Madison.*
- Brooks, C., & Alistair, G., & Ritson, S. (1999). A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100. *International Journal of Forecasting*, Vol.17(2001), pp.31-44.

- Ciang, R., & Fong, W. (1999). Relative informational efficiency of cash, futures, and options markets: The case of an emerging market. *Journal of Banking & Finance* Vol.25(2001), pp.355-375.
- Chan, K. (1992). A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures markets. *Review of Financial Studies* Vol.5 (1), pp.123-152.
- Frank de Jong, & Niman, T. (1997). High frequency analysis of lead-lag relationships between financial markets. *Journal of Empirical Finance*, Vol.4, pp.259-277.
- Kawaller, I. G., Koch, P. D., & Koch, T. W. (1987). The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index. *Journal of Finance* Vol. 42(5), pp.1309-1329.
- Stoll, H. R., & Whaley, R. E. (1990). The dynamics of stock index and stock index futures returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 25, pp. 441-468
- Thomas, R. L., (1997). *Modern Econometrics. Essex: Addison Wesley*
- Κασκαρέλης Α. Ι. (1996). Ένδεκα Μαθήματα Οικονομετρίας. *Τμήμα Οικονομικής Επιστήμης Πανεπιστημίου Μακεδονίας: Gutenberg*

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

ΜΕΤΟΧΕΣ ΠΟΥ ΑΠΑΡΤΙΖΟΥΝ ΤΟΝ ΔΕΙΚΤΗ FTSE/ASE 20	
ΜΕΤΟΧΕΣ	ΣΤΑΘΜΙΣΗ
ΑΛΟΥΜΙΝΙΟ ΕΛΛΑΔΟΣ	40%
ALPHA BANK	100%
ΑΓΡΟΤΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ	20%
ΒΙΟΧΑΛΚΟ	75%
Δ.Ε.Η.	30%
COCA COLA ΕΕΕΚ	40%
ΕΛΛΗΝΙΚΑ ΠΕΤΡΕΛΑΙΑ	40%
ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΤΕΧΝΟΔΟΜΙΚΗ	75%
ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ	75%
ΕΤΒΑ ΤΡΑΠΕΖΑ	30%
ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ	100%
EUROBANK	75%
ΙΝΤΡΑΚΟΜ	75%
COSMOTE	20%
MOTOR OIL	20%
ΟΠΑΠ	30%
Ο.Τ.Ε.	75%
ΡΑΝΑΦΟΝ	30%
ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΤΡΑΠΕΖΑ	100%
ΤΙΤΑΝ	75%

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 2

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for LNFT (with intercept – no trend)

ADF Test Statistic	-0.990246	1% Critical Value*	-3.4432
		5% Critical Value	-2.8665
		10% Critical Value	-2.5694
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(LNFT)			
Method: Least Squares			
Date: 06/21/03 Time: 02:01			
Sample(adjusted): 14 645			
Included observations: 632 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
LNFT(-1)	-0.003656	0.003692	-0.990246
D(LNFT(-1))	0.007440	0.040237	0.184899
D(LNFT(-2))	0.064693	0.040162	1.610795
D(LNFT(-3))	0.054191	0.040225	1.347217
D(LNFT(-4))	0.054648	0.040215	1.358906
D(LNFT(-5))	-0.032868	0.040300	-0.815574
D(LNFT(-6))	-0.052170	0.040337	-1.293375
D(LNFT(-7))	-0.004526	0.040287	-0.112344
D(LNFT(-8))	0.021954	0.039694	0.553072
D(LNFT(-9))	-0.051520	0.039700	-1.297740
D(LNFT(-10))	0.113639	0.039718	2.861137
D(LNFT(-11))	-0.009018	0.039938	-0.225801
D(LNFT(-12))	0.004604	0.039941	0.115267
C	0.024321	0.024863	0.978180
R-squared	0.030464	Mean dependent var	-0.000354
Adjusted R-squared	0.010069	S.D. dependent var	0.006863
S.E. of regression	0.006828	Akaike info criterion	-7.113546
Sum squared resid	0.028816	Schwarz criterion	-7.014995
Log likelihood	2261.881	F-statistic	1.493702
Durbin-Watson stat	2.000370	Prob(F-statistic)	0.114422

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for LNFT (with intercept and trend)

ADF Test Statistic	-2.739834	1% Critical Value*	-3.9771	
		5% Critical Value	-3.4190	
		10% Critical Value	-3.1317	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNFT)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:06				
Sample(adjusted): 14 645				
Included observations: 632 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFT(-1)	-0.020603	0.007520	-2.739834	0.0063
D(LNFT(-1))	0.013833	0.040130	0.344698	0.7304
D(LNFT(-2))	0.070771	0.040048	1.767131	0.0777
D(LNFT(-3))	0.062079	0.040158	1.545886	0.1226
D(LNFT(-4))	0.062595	0.040150	1.559043	0.1195
D(LNFT(-5))	-0.024338	0.040252	-0.604628	0.5456
D(LNFT(-6))	-0.043991	0.040277	-1.092210	0.2752
D(LNFT(-7))	0.002418	0.040194	0.060164	0.9520
D(LNFT(-8))	0.029076	0.039609	0.734057	0.4632
D(LNFT(-9))	-0.043543	0.039639	-1.098475	0.2724
D(LNFT(-10))	0.121502	0.039654	3.064049	0.0023
D(LNFT(-11))	0.000722	0.039934	0.018080	0.9856
D(LNFT(-12))	0.014402	0.039940	0.360604	0.7185
C	0.140989	0.051501	2.737590	0.0064
@TREND(1)	-7.86E-06	3.04E-06	-2.583198	0.0100
R-squared	0.040837	Mean dependent var	-0.000354	
Adjusted R-squared	0.019073	S.D. dependent var	0.006863	
S.E. of regression	0.006797	Akaike info criterion	-7.121139	
Sum squared resid	0.028507	Schwarz criterion	-7.015548	
Log likelihood	2265.280	F-statistic	1.876378	
Durbin-Watson stat	2.000623	Prob(F-statistic)	0.026083	

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for DLNFT (with intercept – no trend)

ADF Test Statistic	-6.625691	1% Critical Value*	-3.4432	
		5% Critical Value	-2.8665	
		10% Critical Value	-2.5694	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLNFT)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:09				
Sample(adjusted): 15 645				
Included observations: 631 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNFT(-1)	-0.879439	0.132732	-6.625691	0.0000
D(DLNFT(-1))	-0.115771	0.128218	-0.902925	0.3669
D(DLNFT(-2))	-0.051872	0.123517	-0.419955	0.6747
D(DLNFT(-3))	0.001190	0.118316	0.010057	0.9920
D(DLNFT(-4))	0.051528	0.111334	0.462823	0.6437
D(DLNFT(-5))	0.016450	0.104885	0.156836	0.8754
D(DLNFT(-6))	-0.039157	0.097606	-0.401175	0.6884
D(DLNFT(-7))	-0.047671	0.089887	-0.530336	0.5961
D(DLNFT(-8))	-0.032512	0.082725	-0.393012	0.6944
D(DLNFT(-9))	-0.085866	0.075918	-1.131044	0.2585
D(DLNFT(-10))	0.025925	0.067409	0.384583	0.7007
D(DLNFT(-11))	0.014792	0.056280	0.262832	0.7928
D(DLNFT(-12))	0.015704	0.039872	0.393872	0.6938
C	-0.000300	0.000278	-1.082443	0.2795
R-squared	0.514035	Mean dependent var	1.13E-05	
Adjusted R-squared	0.503796	S.D. dependent var	0.009705	
S.E. of regression	0.006836	Akaike info criterion	-7.111172	
Sum squared resid	0.028836	Schwarz criterion	-7.012499	
Log likelihood	2257.575	F-statistic	50.20301	
Durbin-Watson stat	2.000821	Prob(F-statistic)	0.000000	

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for DLNFT (with intercept and trend)

ADF Test Statistic	-6.634893	1% Critical Value*	-3.9772	
		5% Critical Value	-3.4190	
		10% Critical Value	-3.1318	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLNFT)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:11				
Sample(adjusted): 15 645				
Included observations: 631 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNFT(-1)	-0.884762	0.133350	-6.634893	0.0000
D(DLNFT(-1))	-0.110747	0.128792	-0.859894	0.3902
D(DLNFT(-2))	-0.047135	0.124050	-0.379966	0.7041
D(DLNFT(-3))	0.005450	0.118776	0.045883	0.9634
D(DLNFT(-4))	0.055236	0.111714	0.494442	0.6212
D(DLNFT(-5))	0.019730	0.105209	0.187530	0.8513
D(DLNFT(-6))	-0.036388	0.097865	-0.371819	0.7102
D(DLNFT(-7))	-0.045430	0.090085	-0.504300	0.6142
D(DLNFT(-8))	-0.030747	0.082873	-0.371015	0.7108
D(DLNFT(-9))	-0.084403	0.076038	-1.110016	0.2674
D(DLNFT(-10))	0.027067	0.067501	0.400986	0.6886
D(DLNFT(-11))	0.015587	0.056345	0.276641	0.7821
D(DLNFT(-12))	0.016092	0.039907	0.403227	0.6869
C	-8.24E-05	0.000561	-0.146811	0.8833
@TREND(2)	-6.72E-07	1.50E-06	-0.447298	0.6548
R-squared	0.514193	Mean dependent var	1.13E-05	
Adjusted R-squared	0.503152	S.D. dependent var	0.009705	
S.E. of regression	0.006841	Akaike info criterion	-7.108327	
Sum squared resid	0.028827	Schwarz criterion	-7.002607	
Log likelihood	2257.677	F-statistic	46.57093	
Durbin-Watson stat	2.000897	Prob(F-statistic)	0.000000	

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for LNSt (with intercept – no trend)

ADF Test Statistic	-0.730080	1% Critical Value*	-3.4432	
		5% Critical Value	-2.8665	
		10% Critical Value	-2.5694	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNSt)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:13				
Sample(adjusted): 14 645				
Included observations: 632 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNSt(-1)	-0.002261	0.003097	-0.730080	0.4656
D(LNSt(-1))	0.058196	0.040044	1.453307	0.1466
D(LNSt(-2))	0.052152	0.040013	1.303374	0.1929
D(LNSt(-3))	0.024852	0.039952	0.622052	0.5341
D(LNSt(-4))	0.062927	0.039770	1.582269	0.1141
D(LNSt(-5))	-0.098924	0.039862	-2.481647	0.0133
D(LNSt(-6))	0.054284	0.040028	1.356152	0.1755
D(LNSt(-7))	-0.023325	0.040043	-0.582514	0.5604
D(LNSt(-8))	0.006830	0.039268	0.173935	0.8620
D(LNSt(-9))	-0.017167	0.039235	-0.437552	0.6619
D(LNSt(-10))	0.054569	0.039224	1.391208	0.1647
D(LNSt(-11))	0.058575	0.039273	1.491456	0.1364
D(LNSt(-12))	-0.064574	0.039322	-1.642198	0.1011
C	0.014939	0.020885	0.715304	0.4747
R-squared	0.033293	Mean dependent var	-0.000362	
Adjusted R-squared	0.012957	S.D. dependent var	0.005624	
S.E. of regression	0.005587	Akaike info criterion	-7.514834	
Sum squared resid	0.019291	Schwarz criterion	-7.416282	
Log likelihood	2388.687	F-statistic	1.637191	
Durbin-Watson stat	1.999821	Prob(F-statistic)	0.070771	

ΠΙΝΑΚΑΣ 6

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for LNSt (with intercept and trend)

ADF Test Statistic	-2.360605	1% Critical Value*	-3.9771	
		5% Critical Value	-3.4190	
		10% Critical Value	-3.1317	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LNST)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:14				
Sample(adjusted): 14 645				
Included observations: 632 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNST(-1)	-0.015456	0.006547	-2.360605	0.0186
D(LNST(-1))	0.062222	0.039947	1.557615	0.1198
D(LNST(-2))	0.057338	0.039941	1.435564	0.1516
D(LNST(-3))	0.031120	0.039911	0.779735	0.4358
D(LNST(-4))	0.068901	0.039721	1.734639	0.0833
D(LNST(-5))	-0.092321	0.039832	-2.317780	0.0208
D(LNST(-6))	0.059771	0.039964	1.495628	0.1353
D(LNST(-7))	-0.016892	0.040006	-0.422241	0.6730
D(LNST(-8))	0.012871	0.039224	0.328136	0.7429
D(LNST(-9))	-0.010805	0.039200	-0.275627	0.7829
D(LNST(-10))	0.061100	0.039195	1.558868	0.1195
D(LNST(-11))	0.065931	0.039272	1.678816	0.0937
D(LNST(-12))	-0.056381	0.039352	-1.432737	0.1524
C	0.105827	0.044891	2.357432	0.0187
@TREND(1)	-5.91E-06	2.59E-06	-2.285110	0.0226
R-squared	0.041405	Mean dependent var	-0.000362	
Adjusted R-squared	0.019654	S.D. dependent var	0.005624	
S.E. of regression	0.005568	Akaike info criterion	-7.520097	
Sum squared resid	0.019129	Schwarz criterion	-7.414506	
Log likelihood	2391.351	F-statistic	1.903615	
Durbin-Watson stat	1.998205	Prob(F-statistic)	0.023402	

ΠΙΝΑΚΑΣ 7

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for DLNSt (with intercept – no trend)

ADF Test Statistic	-6.743159	1% Critical Value*	-3.4432	
		5% Critical Value	-2.8665	
		10% Critical Value	-2.5694	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLNST)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:15				
Sample(adjusted): 14 644				
Included observations: 631 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNST(-1)	-0.867906	0.128709	-6.743159	0.0000
D(DLNST(-1))	-0.075319	0.124193	-0.606463	0.5444
D(DLNST(-2))	-0.024599	0.119887	-0.205184	0.8375
D(DLNST(-3))	-0.001465	0.114780	-0.012765	0.9898
D(DLNST(-4))	0.060544	0.108782	0.556557	0.5780
D(DLNST(-5))	-0.040454	0.102466	-0.394810	0.6931
D(DLNST(-6))	0.011059	0.095620	0.115654	0.9080
D(DLNST(-7))	-0.013721	0.088962	-0.154233	0.8775
D(DLNST(-8))	-0.011857	0.080854	-0.146642	0.8835
D(DLNST(-9))	-0.029780	0.073880	-0.403088	0.6870
D(DLNST(-10))	0.023300	0.065251	0.357088	0.7211
D(DLNST(-11))	0.080357	0.054396	1.477261	0.1401
D(DLNST(-12))	0.014227	0.039351	0.361549	0.7178
C	-0.000312	0.000229	-1.361552	0.1738
R-squared	0.491346	Mean dependent var	2.43E-06	
Adjusted R-squared	0.480629	S.D. dependent var	0.007761	
S.E. of regression	0.005593	Akaike info criterion	-7.512689	
Sum squared resid	0.019300	Schwarz criterion	-7.414017	
Log likelihood	2384.253	F-statistic	45.84659	
Durbin-Watson stat	1.999167	Prob(F-statistic)	0.000000	

ΠΙΝΑΚΑΣ 8

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for Dfs (with intercept and trend)

ADF Test Statistic	-6.752436	1% Critical Value*	-3.9772	
		5% Critical Value	-3.4190	
		10% Critical Value	-3.1318	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DLNST)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:23				
Sample(adjusted): 14 644				
Included observations: 631 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNST(-1)	-0.873530	0.129365	-6.752436	0.0000
D(DLNST(-1))	-0.070012	0.124802	-0.560984	0.5750
D(DLNST(-2))	-0.019717	0.120427	-0.163727	0.8700
D(DLNST(-3))	0.003018	0.115262	0.026185	0.9791
D(DLNST(-4))	0.064644	0.109213	0.591907	0.5541
D(DLNST(-5))	-0.036888	0.102821	-0.358759	0.7199
D(DLNST(-6))	0.014029	0.095896	0.146289	0.8837
D(DLNST(-7))	-0.011320	0.089170	-0.126948	0.8990
D(DLNST(-8))	-0.010002	0.081005	-0.123476	0.9018
D(DLNST(-9))	-0.028216	0.074004	-0.381279	0.7031
D(DLNST(-10))	0.024493	0.065343	0.374838	0.7079
D(DLNST(-11))	0.081169	0.054459	1.490461	0.1366
D(DLNST(-12))	0.014658	0.039388	0.372143	0.7099
C	-0.000128	0.000459	-0.278223	0.7809
@TREND(1)	-5.68E-07	1.23E-06	-0.462027	0.6442
R-squared	0.491522	Mean dependent var	2.43E-06	
Adjusted R-squared	0.479966	S.D. dependent var	0.007761	
S.E. of regression	0.005596	Akaike info criterion	-7.509866	
Sum squared resid	0.019294	Schwarz criterion	-7.404146	
Log likelihood	2384.363	F-statistic	42.53281	
Durbin-Watson stat	1.999198	Prob(F-statistic)	0.000000	

ΠΙΝΑΚΑΣ 9

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for Dfs (with intercept – no trend)

ADF Test Statistic	-4.528286	1% Critical Value*	-3.4432	
		5% Critical Value	-2.8665	
		10% Critical Value	-2.5694	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DFS)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:18				
Sample(adjusted): 14 645				
Included observations: 632 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DFS(-1)	-0.130543	0.028828	-4.528286	0.0000
D(DFS(-1))	-0.273282	0.045187	-6.047752	0.0000
D(DFS(-2))	-0.145063	0.045972	-3.155479	0.0017
D(DFS(-3))	0.038480	0.046248	0.832032	0.4057
D(DFS(-4))	0.022153	0.045571	0.486113	0.6271
D(DFS(-5))	0.058238	0.045427	1.281994	0.2003
D(DFS(-6))	-0.030853	0.044984	-0.685875	0.4930
D(DFS(-7))	-0.039317	0.044500	-0.883536	0.3773
D(DFS(-8))	0.016203	0.044423	0.364745	0.7154
D(DFS(-9))	-0.050072	0.044320	-1.129784	0.2590
D(DFS(-10))	0.061991	0.044221	1.401851	0.1615
D(DFS(-11))	0.034714	0.042715	0.812696	0.4167
D(DFS(-12))	0.045097	0.039449	1.143169	0.2534
C	-0.001202	0.000324	-3.703932	0.0002
R-squared	0.182106	Mean dependent var	8.81E-06	
Adjusted R-squared	0.164901	S.D. dependent var	0.005053	
S.E. of regression	0.004618	Akaike info criterion	-7.896003	
Sum squared resid	0.013177	Schwarz criterion	-7.797452	
Log likelihood	2509.137	F-statistic	10.58455	
Durbin-Watson stat	1.994413	Prob(F-statistic)	0.000000	

ΠΙΝΑΚΑΣ 10

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test for Dfs (with intercept and trend)

ADF Test Statistic	-4.585233	1% Critical Value*	-3.9771	
		5% Critical Value	-3.4190	
		10% Critical Value	-3.1317	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DFS)				
Method: Least Squares				
Date: 06/21/03 Time: 02:22				
Sample(adjusted): 14 645				
Included observations: 632 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DFS(-1)	-0.133429	0.029100	-4.585233	0.0000
D(DFS(-1))	-0.271202	0.045290	-5.988048	0.0000
D(DFS(-2))	-0.143659	0.046027	-3.121167	0.0019
D(DFS(-3))	0.039391	0.046281	0.851140	0.3950
D(DFS(-4))	0.023175	0.045608	0.508137	0.6115
D(DFS(-5))	0.059363	0.045469	1.305576	0.1922
D(DFS(-6))	-0.029703	0.045027	-0.659683	0.5097
D(DFS(-7))	-0.038282	0.044538	-0.859539	0.3904
D(DFS(-8))	0.017206	0.044459	0.386999	0.6989
D(DFS(-9))	-0.049179	0.044352	-1.108826	0.2679
D(DFS(-10))	0.062821	0.044251	1.419659	0.1562
D(DFS(-11))	0.035399	0.042741	0.828217	0.4079
D(DFS(-12))	0.045601	0.039470	1.155350	0.2484
C	-0.000980	0.000441	-2.225399	0.0264
@TREND(1)	-7.55E-07	1.02E-06	-0.742266	0.4582
R-squared	0.182836	Mean dependent var	8.81E-06	
Adjusted R-squared	0.164294	S.D. dependent var	0.005053	
S.E. of regression	0.004619	Akaike info criterion	-7.893731	
Sum squared resid	0.013165	Schwarz criterion	-7.788140	
Log likelihood	2509.419	F-statistic	9.860720	
Durbin-Watson stat	1.994504	Prob(F-statistic)	0.000000	

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 3

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: LNST LNFT Exogenous variables: C Date: 06/24/03 Time: 21:36 Sample: 1 645 Included observations: 637						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2919.706	NA	3.60E-07	-9.160773	-9.146780	-9.155341
1	4898.192	3938.336	7.32E-10	-15.36010	-15.31812	-15.34380
2	4926.625	56.41900	6.78E-10	-15.43681	-15.36685	-15.40965
3	4943.271	32.92725	6.51E-10*	-15.47652*	-15.37857*	-15.43849*
4	4943.877	1.194083	6.58E-10	-15.46586	-15.33992	-15.41697
5	4945.665	3.513576	6.63E-10	-15.45892	-15.30499	-15.39916
6	4952.378	13.15335*	6.57E-10	-15.46744	-15.28553	-15.39681
7	4955.218	5.545312	6.60E-10	-15.46379	-15.25390	-15.38230
8	4956.461	2.420618	6.65E-10	-15.45514	-15.21726	-15.36278
* 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 2

Date: 06/24/03 Time: 21:28				
Sample(adjusted): 4 645				
Included observations: 642 after adjusting endpoints				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LNST LNFT				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.049947	33.92184	15.41	20.04
At most 1	0.001599	1.027473	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.049947	32.89437	14.07	18.63
At most 1	0.001599	1.027473	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):				
	LNST	LNFT		
	-139.8370	137.5797		
	20.36334	-6.743195		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
	D(LNST)	0.000605	-0.000188	
	D(LNFT)	-0.000369	-0.000267	
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 4975.482				
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
	LNST	LNFT		
	1.000000	-0.983857		
		(0.01627)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
	D(LNST)	-0.084621		
		(0.02991)		
	D(LNFT)	0.051648		
		(0.03812)		

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Vector Error Correction Estimates		
Date: 06/24/03 Time: 21:33		
Sample(adjusted): 4 645		
Included observations: 642 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq: CointEq1		
LNST(-1)	1.000000	
LNFT(-1)	-0.983857 (0.01627) [-60.4851]	
C	-0.117999	
Error Correction:	D(LNST)	D(LNFT)
CointEq1	-0.084621 (0.02991) [-2.82881]	0.051648 (0.03812) [1.35472]
D(LNST(-1))	-0.252034 (0.05720) [-4.40617]	0.024447 (0.07290) [0.33535]
D(LNST(-2))	-0.082657 (0.05299) [-1.55980]	0.141631 (0.06754) [2.09711]
D(LNFT(-1))	0.295991 (0.04802) [6.16366]	0.006500 (0.06120) [0.10621]
D(LNFT(-2))	0.151615 (0.04699) [3.22683]	-0.007782 (0.05988) [-0.12996]
C	-0.000352 (0.00022) [-1.63576]	-0.000330 (0.00027) [-1.20304]
R-squared	0.110023	0.015267
Adj. R-squared	0.103026	0.007525
Sum sq. resids	0.018685	0.030350
S.E. equation	0.005420	0.006908
F-statistic	15.72507	1.972031
Log likelihood	2441.760	2286.059
Akaike AIC	-7.588037	-7.102987
Schwarz SC	-7.546312	-7.061262
Mean dependent	-0.000400	-0.000398
S.D. dependent	0.005723	0.006934
Determinant Residual Covariance	6.48E-10	
Log Likelihood	4975.482	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	4969.454	
Akaike Information Criteria	-15.43755	
Schwarz Criteria	-15.34019	

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Date: 06/28/03 Time: 17:54				
Sample(adjusted): 4 645				
Included observations: 642 after adjusting endpoints				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: LNFT LNST				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.049947	33.92184	15.41	20.04
At most 1	0.001599	1.027473	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.049947	32.89437	14.07	18.63
At most 1	0.001599	1.027473	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):				
	LNFT	LNST		
	-137.5797	139.8370		
	-6.743195	20.36334		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
	D(LNFT)	0.000369	-0.000267	
	D(LNST)	-0.000605	-0.000188	
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 4975.482				
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)				
	LNFT	LNST		
	1.000000	-1.016408		
		(0.01696)		
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)				
	D(LNFT)	-0.050814		
		(0.03751)		
	D(LNST)	0.083255		
		(0.02943)		

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Vector Error Correction Estimates		
Date: 06/28/03 Time: 17:59		
Sample(adjusted): 4 645		
Included observations: 642 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq: CointEq1		
LNFT(-1)	1.000000	
LNST(-1)	-1.016408 (0.01696) [-59.9256]	
C	0.119936	
Error Correction:	D(LNFT)	D(LNST)
CointEq1	-0.050814 (0.03751) [-1.35472]	0.083255 (0.02943) [2.82881]
D(LNFT(-1))	0.006500 (0.06120) [0.10621]	0.295991 (0.04802) [6.16366]
D(LNFT(-2))	-0.007782 (0.05988) [-0.12996]	0.151615 (0.04699) [3.22683]
D(LNST(-1))	0.024447 (0.07290) [0.33535]	-0.252034 (0.05720) [-4.40617]
D(LNST(-2))	0.141631 (0.06754) [2.09711]	-0.082657 (0.05299) [-1.55980]
C	-0.000330 (0.00027) [-1.20304]	-0.000352 (0.00022) [-1.63576]
R-squared	0.015267	0.110023
Adj. R-squared	0.007525	0.103026
Sum sq. resids	0.030350	0.018685
S.E. equation	0.006908	0.005420
F-statistic	1.972031	15.72507
Log likelihood	2286.059	2441.760
Akaike AIC	-7.102987	-7.588037
Schwarz SC	-7.061262	-7.546312
Mean dependent	-0.000398	-0.000400
S.D. dependent	0.006934	0.005723
Determinant Residual Covariance	6.48E-10	
Log Likelihood	4975.482	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	4969.454	
Akaike Information Criteria	-15.43755	
Schwarz Criteria	-15.34019	

ΠΙΝΑΚΑΣ 6

VEC Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity			
Wald Tests			
Date: 06/28/03 Time: 18:08			
Sample: 1 645			
Included observations: 642			
Dependent variable: D(LNST)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNFT)	39.32328	2	0.0000
All	39.32328	2	0.0000
Dependent variable: D(LNFT)			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D(LNST)	4.447434	2	0.1082
All	4.447434	2	0.1082

ΠΙΝΑΚΑΣ 7

Vector Error Correction Estimates		
Date: 07/02/03 Time: 02:50		
Sample(adjusted): 4 645		
Included observations: 642 after adjusting endpoints		
Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions: A(1,1)=0		
Convergence achieved after 3 iterations.		
Not all cointegrating vectors are identified		
LR test for binding restrictions (rank = 1):		
Chi-square(1)	7.781195	
Probability	0.005279	
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNST(-1)	-137.7889	
LNFT(-1)	136.8665	
C	7.496186	
Error Correction:	D(LNST)	D(LNFT)
CointEq1	0.000000 (0.00000) [NA]	-0.000935 (0.00018) [-5.06640]
D(LNST(-1))	-0.254611 (0.05712) [-4.45733]	0.023467 (0.07275) [0.32255]
D(LNST(-2))	-0.084070 (0.05298) [-1.58676]	0.141501 (0.06748) [2.09690]
D(LNFT(-1))	0.298691 (0.04793) [6.23178]	0.008210 (0.06105) [0.13449]
D(LNFT(-2))	0.153292 (0.04696) [3.26436]	-0.006801 (0.05981) [-0.11371]
C	-0.000352 (0.00022) [-1.63421]	-0.000329 (0.00027) [-1.20085]
R-squared	0.109251	0.015653
Adj. R-squared	0.102248	0.007914
Sum sq. resids	0.018702	0.030338
S.E. equation	0.005423	0.006907
F-statistic	15.60119	2.022724
Log likelihood	2441.481	2286.185
Akaike AIC	-7.587170	-7.103379
Schwarz SC	-7.545445	-7.061654
Mean dependent	-0.000400	-0.000398
S.D. dependent	0.005723	0.006934
Determinant Residual Covariance	6.48E-10	
Log Likelihood	4971.591	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	4969.298	
Akaike Information Criteria	-15.43707	
Schwarz Criteria	-15.33971	

ΠΙΝΑΚΑΣ 8

Vector Error Correction Estimates Date: 07/02/03 Time: 02:55 Sample(adjusted): 4 645 Included observations: 642 after adjusting endpoints Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegration Restrictions: A(2,1)=0 Convergence achieved after 2 iterations. Not all cointegrating vectors are identified LR test for binding restrictions (rank = 1): Chi-square(1) 1.793479 Probability 0.180503		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNST(-1)	-140.6820	
LNFT(-1)	137.8515	
C	20.36634	
Error Correction:	D(LNST)	D(LNFT)
CointEq1	0.000818 (0.00015) [5.62621]	0.000000 (0.00000) [NA]
D(LNST(-1))	-0.251152 (0.05723) [-4.38885]	0.025049 (0.07295) [0.34338]
D(LNST(-2))	-0.082131 (0.05300) [-1.54973]	0.141769 (0.06756) [2.09846]
D(LNFT(-1))	0.295138 (0.04804) [6.14359]	0.005547 (0.06124) [0.09058]
D(LNFT(-2))	0.151076 (0.04699) [3.21506]	-0.008336 (0.05990) [-0.13915]
C	-0.000352 (0.00022) [-1.63602]	-0.000330 (0.00027) [-1.20411]
R-squared	0.110298	0.015091
Adj. R-squared	0.103303	0.007348
Sum sq. resids	0.018680	0.030355
S.E. equation	0.005419	0.006909
F-statistic	15.76920	1.949049
Log likelihood	2441.859	2286.002
Akaike AIC	-7.588346	-7.102809
Schwarz SC	-7.546620	-7.061084
Mean dependent	-0.000400	-0.000398
S.D. dependent	0.005723	0.006934
Determinant Residual Covariance	6.48E-10	
Log Likelihood	4974.585	
Log Likelihood (d.f. adjusted)	4969.425	
Akaike Information Criteria	-15.43746	
Schwarz Criteria	-15.34010	

QATFc1, Last Trade, Bar	futures	spot
	Close(Last Trade)	Close(Last Trade)
27/9/2002 10:00	953.00	958.28
27/9/2002 11:00	947.50	956.27
27/9/2002 12:00	943.75	953.70
27/9/2002 13:00	941.25	950.64
27/9/2002 14:00	939.00	951.01
30/9/2002 10:00	911.25	927.84
30/9/2002 11:00	910.00	926.04
30/9/2002 12:00	906.50	921.63
30/9/2002 13:00	908.75	920.04
30/9/2002 14:00	905.00	932.08
1/10/2002 10:00	907.00	925.95
1/10/2002 11:00	918.00	917.50
1/10/2002 12:00	914.00	927.39
1/10/2002 13:00	910.00	925.93
1/10/2002 14:00	911.50	922.79
2/10/2002 10:00	920.00	930.79
2/10/2002 11:00	923.00	924.33
2/10/2002 12:00	909.75	926.87
2/10/2002 13:00	888.50	919.23
2/10/2002 14:00	884.00	909.62
3/10/2002 10:00	872.50	901.45
3/10/2002 11:00	877.00	895.22
3/10/2002 12:00	865.25	896.00
3/10/2002 13:00	859.75	887.59
3/10/2002 14:00	863.25	881.89
4/10/2002 10:00	868.00	875.15
4/10/2002 11:00	869.50	886.37
4/10/2002 12:00	876.00	887.39
4/10/2002 13:00	877.25	891.47
4/10/2002 14:00	882.50	894.07
7/10/2002 10:00	861.00	878.16
7/10/2002 11:00	870.25	872.51
7/10/2002 12:00	863.50	877.47
7/10/2002 13:00	857.75	874.18
7/10/2002 14:00	855.00	870.27
8/10/2002 10:00	867.25	876.21
8/10/2002 11:00	866.00	879.26
8/10/2002 12:00	853.00	879.05
8/10/2002 13:00	853.50	868.13
8/10/2002 14:00	852.75	862.64
9/10/2002 10:00	832.25	855.60
9/10/2002 11:00	840.75	848.03
9/10/2002 12:00	838.25	856.76
9/10/2002 13:00	836.75	856.80
9/10/2002 14:00	830.00	856.49
10/10/2002 10:00	839.75	855.30
10/10/2002 11:00	844.75	854.48
10/10/2002 12:00	848.25	854.59
10/10/2002 13:00	856.75	856.46
10/10/2002 14:00	857.50	858.86
11/10/2002 10:00	882.25	878.59
11/10/2002 11:00	883.00	886.05
11/10/2002 12:00	893.00	885.17

11/10/2002 13:00	899.00	891.33
11/10/2002 14:00	904.25	904.42
14/10/2002 10:00	910.00	900.05
14/10/2002 11:00	905.50	911.51
14/10/2002 12:00	903.25	909.93
14/10/2002 13:00	898.75	905.07
14/10/2002 14:00	895.25	898.65
15/10/2002 10:00	920.00	920.21
15/10/2002 11:00	915.00	915.04
15/10/2002 12:00	916.00	916.32
15/10/2002 13:00	909.75	903.30
15/10/2002 14:00	909.25	907.48
16/10/2002 10:00	907.00	912.84
16/10/2002 11:00	890.75	907.78
16/10/2002 12:00	890.50	897.03
16/10/2002 13:00	880.00	893.68
16/10/2002 14:00	877.50	893.97
17/10/2002 10:00	908.00	898.08
17/10/2002 11:00	909.50	910.02
17/10/2002 12:00	908.00	911.89
17/10/2002 13:00	909.00	905.71
17/10/2002 14:00	911.00	913.35
18/10/2002 10:00	911.50	908.86
18/10/2002 11:00	911.75	913.60
18/10/2002 12:00	907.00	911.45
18/10/2002 13:00	910.00	910.12
18/10/2002 14:00	908.25	908.92
21/10/2002 10:00	891.00	904.35
21/10/2002 11:00	889.00	903.37
21/10/2002 12:00	893.25	902.99
21/10/2002 13:00	889.50	904.51
21/10/2002 14:00	891.75	908.27
22/10/2002 10:00	896.00	910.66
22/10/2002 11:00	896.50	904.19
22/10/2002 12:00	886.25	903.14
22/10/2002 13:00	882.00	896.36
22/10/2002 14:00	877.75	894.24
23/10/2002 10:00	870.75	882.12
23/10/2002 11:00	871.50	884.19
23/10/2002 12:00	862.25	882.69
23/10/2002 13:00	863.00	879.84
23/10/2002 14:00	869.50	880.14
24/10/2002 10:00	867.00	885.66
24/10/2002 11:00	862.25	879.80
24/10/2002 12:00	862.50	877.99
24/10/2002 13:00	870.00	877.37
24/10/2002 14:00	869.75	882.53
25/10/2002 10:00	858.75	880.38
25/10/2002 11:00	866.50	875.53
25/10/2002 12:00	869.25	879.92
25/10/2002 13:00	863.50	877.06
25/10/2002 14:00	867.00	869.68
29/10/2002 10:00	868.00	869.1
29/10/2002 11:00	870.00	874.8
29/10/2002 12:00	866.50	872.24

29/10/2002 13:00	872.75	873.1
29/10/2002 14:00	877.00	874.54
30/10/2002 10:00	869.50	870.16
30/10/2002 11:00	868.00	869.19
30/10/2002 12:00	869.00	871.72
30/10/2002 13:00	875.75	877.78
30/10/2002 14:00	877.75	882.58
31/10/2002 10:00	886.00	889.98
31/10/2002 11:00	883.25	889.88
31/10/2002 12:00	883.00	889.39
31/10/2002 13:00	881.00	889
31/10/2002 14:00	885.00	887.19
1/11/2002 10:00	880.75	885.16
1/11/2002 11:00	880.00	885.45
1/11/2002 12:00	879.00	883.97
1/11/2002 13:00	888.25	881.17
1/11/2002 14:00	894.25	883.73
4/11/2002 10:00	903.00	907.18
4/11/2002 11:00	909.00	908.03
4/11/2002 12:00	911.50	912.49
4/11/2002 13:00	910.00	912.93
4/11/2002 14:00	923.00	919.65
5/11/2002 10:00	919.00	919.63
5/11/2002 11:00	919.50	920.51
5/11/2002 12:00	918.00	920.53
5/11/2002 13:00	920.00	921.77
5/11/2002 14:00	915.25	917.66
6/11/2002 10:00	929.00	935.59
6/11/2002 11:00	928.00	933.43
6/11/2002 12:00	928.25	933.44
6/11/2002 13:00	926.25	931.60
6/11/2002 14:00	918.25	929.66
7/11/2002 10:00	922.50	921.26
7/11/2002 11:00	918.50	922.07
7/11/2002 12:00	919.00	923.34
7/11/2002 13:00	914.75	921.10
7/11/2002 14:00	904.00	915.11
8/11/2002 10:00	902.00	912.27
8/11/2002 11:00	899.00	908.60
8/11/2002 12:00	900.00	908.60
8/11/2002 13:00	903.00	911.73
8/11/2002 14:00	907.50	918.85
11/11/2002 10:00	902.00	909.22
11/11/2002 11:00	904.75	910.83
11/11/2002 12:00	908.00	911.85
11/11/2002 13:00	910.00	914.47
11/11/2002 14:00	905.00	910.98
12/11/2002 10:00	912.75	914.68
12/11/2002 11:00	906.25	907.75
12/11/2002 12:00	908.00	910.15
12/11/2002 13:00	907.75	909.14
12/11/2002 14:00	907.00	908.35
13/11/2002 10:00	893.75	893.86
13/11/2002 11:00	893.50	891.05
13/11/2002 12:00	891.00	890.85

13/11/2002 13:00	890.75	888.30
13/11/2002 14:00	884.00	888.47
14/11/2002 10:00	894.00	895.32
14/11/2002 11:00	892.75	892.84
14/11/2002 12:00	891.75	891.27
14/11/2002 13:00	892.00	891.62
14/11/2002 14:00	893.25	889.89
15/11/2002 10:00	899.75	898.39
15/11/2002 11:00	898.00	894.79
15/11/2002 12:00	897.00	896.94
15/11/2002 13:00	898.25	899.30
15/11/2002 14:00	899.75	899.64
18/11/2002 10:00	901.75	904.90
18/11/2002 11:00	902.00	902.80
18/11/2002 12:00	896.75	898.07
18/11/2002 13:00	885.00	892.97
18/11/2002 14:00	881.00	887.93
19/11/2002 10:00	874.00	881.41
19/11/2002 11:00	873.00	881.57
19/11/2002 12:00	873.75	885.28
19/11/2002 13:00	871.50	883.18
19/11/2002 14:00	875.25	887.63
20/11/2002 10:00	870.00	885.66
20/11/2002 11:00	874.50	888.59
20/11/2002 12:00	876.75	890.23
20/11/2002 13:00	878.50	888.73
20/11/2002 14:00	881.00	888.43
21/11/2002 10:00	895.25	902.74
21/11/2002 11:00	904.00	909.56
21/11/2002 12:00	903.25	909.40
21/11/2002 13:00	898.75	906.84
21/11/2002 14:00	909.75	910.28
22/11/2002 10:00	916.25	922.11
22/11/2002 11:00	910.75	918.74
22/11/2002 12:00	912.75	917.29
22/11/2002 13:00	913.00	915.43
22/11/2002 14:00	907.75	907.45
25/11/2002 10:00	906.00	912.42
25/11/2002 11:00	906.75	909.61
25/11/2002 12:00	911.25	916.41
25/11/2002 13:00	913.00	917.31
25/11/2002 14:00	919.50	917.28
26/11/2002 10:00	920.50	921.87
26/11/2002 11:00	919.25	918.71
26/11/2002 12:00	918.25	917.50
26/11/2002 13:00	920.00	921.00
26/11/2002 14:00	914.25	916.86
27/11/2002 10:00	910.00	910.01
27/11/2002 11:00	908.50	909.81
27/11/2002 12:00	908.75	909.24
27/11/2002 13:00	910.25	910.00
27/11/2002 14:00	915.25	915.02
28/11/2002 10:00	926.25	924.37
28/11/2002 11:00	923.50	921.81
28/11/2002 12:00	925.75	924.42

28/11/2002 13:00	922.50	922.15
28/11/2002 14:00	914.50	918.73
29/11/2002 10:00	911.25	912.91
29/11/2002 11:00	911.75	912.43
29/11/2002 12:00	910.50	912.07
29/11/2002 13:00	913.25	914.79
29/11/2002 14:00	915.50	914.56
2/12/2002 10:00	923.25	921.01
2/12/2002 11:00	922.75	921.94
2/12/2002 12:00	921.50	920.82
2/12/2002 13:00	925.00	921.36
2/12/2002 14:00	929.00	923.38
3/12/2002 10:00	919.75	919.22
3/12/2002 11:00	920.00	917.07
3/12/2002 12:00	918.50	915.40
3/12/2002 13:00	917.50	912.42
3/12/2002 14:00	914.25	911.93
4/12/2002 10:00	910.25	907.72
4/12/2002 11:00	908.25	909.71
4/12/2002 12:00	910.50	910.27
4/12/2002 13:00	910.00	910.44
4/12/2002 14:00	909.00	910.12
5/12/2002 10:00	911.50	910.34
5/12/2002 11:00	908.25	906.44
5/12/2002 12:00	908.50	906.27
5/12/2002 13:00	902.25	905.65
5/12/2002 14:00	895.00	902.16
6/12/2002 10:00	889.00	897.17
6/12/2002 11:00	886.00	893.17
6/12/2002 12:00	883.00	890.32
6/12/2002 13:00	886.00	889.08
6/12/2002 14:00	877.25	887.37
9/12/2002 10:00	882.00	891.51
9/12/2002 11:00	880.00	887.46
9/12/2002 12:00	874.50	884.12
9/12/2002 13:00	874.75	876.41
9/12/2002 14:00	870.00	883.39
10/12/2002 10:00	867.75	879.25
10/12/2002 11:00	871.75	882.45
10/12/2002 12:00	870.00	883.22
10/12/2002 13:00	866.75	880.32
10/12/2002 14:00	874.25	885.85
11/12/2002 10:00	879.25	892.71
11/12/2002 11:00	891.00	895.35
11/12/2002 12:00	889.50	894.61
11/12/2002 13:00	885.75	892.86
11/12/2002 14:00	884.25	895.20
12/12/2002 10:00	875.75	885.28
12/12/2002 11:00	873.75	884.02
12/12/2002 12:00	876.00	883.16
12/12/2002 13:00	880.00	885.09
12/12/2002 14:00	890.00	892.79
13/12/2002 10:00	884.25	885.85
13/12/2002 11:00	885.00	886.61
13/12/2002 12:00	887.00	888.43

13/12/2002 13:00	885.75	890.59
13/12/2002 14:00	886.00	889.76
16/12/2002 10:00	883.75	886.31
16/12/2002 11:00	888.50	889.72
16/12/2002 12:00	894.25	891.88
16/12/2002 13:00	888.50	891.13
16/12/2002 14:00	888.00	890.31
17/12/2002 10:00	892.75	893.78
17/12/2002 11:00	891.50	891.48
17/12/2002 12:00	892.00	892.43
17/12/2002 13:00	894.25	896.07
17/12/2002 14:00	895.75	898.21
18/12/2002 10:00	891.25	894.97
18/12/2002 11:00	891.00	894.08
18/12/2002 12:00	890.50	894.40
18/12/2002 13:00	892.75	896.86
18/12/2002 14:00	893.50	898.84
19/12/2002 10:00	897.00	900.67
19/12/2002 11:00	894.25	894.83
19/12/2002 12:00	891.25	890.40
19/12/2002 13:00	892.00	890.88
19/12/2002 14:00	888.25	886.07
20/12/2002 10:00	887.25	887.20
20/12/2002 11:00	888.50	886.02
20/12/2002 12:00	885.25	883.91
20/12/2002 13:00	885.75	882.60
20/12/2002 14:00	883.00	883.65
23/12/2002 10:00	858.00	875.50
23/12/2002 11:00	857.25	873.65
23/12/2002 12:00	855.50	872.46
23/12/2002 13:00	855.75	873.78
23/12/2002 14:00	850.50	872.04
24/12/2002 10:00	852.75	875.90
24/12/2002 11:00	853.00	876.13
24/12/2002 12:00	850.00	872.44
24/12/2002 13:00	852.75	872.77
24/12/2002 14:00	847.75	871.78
27/12/2002 10:00	849.50	871.47
27/12/2002 11:00	846.25	864.91
27/12/2002 12:00	848.00	862.37
27/12/2002 13:00	851.00	864.13
27/12/2002 14:00	850.50	870.33
30/12/2002 10:00	842.75	861.26
30/12/2002 11:00	843.00	864.65
30/12/2002 12:00	844.50	863.69
30/12/2002 13:00	843.25	861.00
30/12/2002 14:00	846.00	860.85
31/12/2002 10:00	845.50	860.46
31/12/2002 11:00	847.50	860.65
31/12/2002 12:00	849.75	863.23
31/12/2002 13:00	848.25	863.71
31/12/2002 14:00	848.00	863.07
2/1/2003 10:00	854.00	869.46
2/1/2003 11:00	856.00	871.27
2/1/2003 12:00	857.25	872.49

2/1/2003 13:00	858.75	875.57
2/1/2003 14:00	857.75	872.33
3/1/2003 10:00	863.50	878.42
3/1/2003 11:00	863.00	878.15
3/1/2003 12:00	862.00	875.57
3/1/2003 13:00	859.75	874.86
3/1/2003 14:00	856.00	876.43
7/1/2003 10:00	862.00	875.86
7/1/2003 11:00	860.75	873.97
7/1/2003 12:00	859.00	869.29
7/1/2003 13:00	859.75	868.88
7/1/2003 14:00	860.00	873.84
8/1/2003 10:00	853.50	861.97
8/1/2003 11:00	853.00	861.27
8/1/2003 12:00	850.25	861.54
8/1/2003 13:00	845.50	855.45
8/1/2003 14:00	840.00	853.11
9/1/2003 10:00	839.50	851.75
9/1/2003 11:00	831.50	840.35
9/1/2003 12:00	833.00	840.10
9/1/2003 13:00	838.00	845.11
9/1/2003 14:00	837.25	846.22
10/1/2003 10:00	843.00	850.69
10/1/2003 11:00	842.50	849.79
10/1/2003 12:00	843.25	849.48
10/1/2003 13:00	834.00	844.57
10/1/2003 14:00	822.00	835.41
13/1/2003 10:00	823.75	837.27
13/1/2003 11:00	821.75	830.65
13/1/2003 12:00	829.50	834.70
13/1/2003 13:00	825.25	830.27
13/1/2003 14:00	832.50	833.21
14/1/2003 10:00	833.75	838.68
14/1/2003 11:00	835.75	838.90
14/1/2003 12:00	833.25	838.34
14/1/2003 13:00	833.00	839.55
14/1/2003 14:00	826.50	837.60
15/1/2003 10:00	835.00	842.74
15/1/2003 11:00	836.75	843.83
15/1/2003 12:00	842.00	845.34
15/1/2003 13:00	840.00	845.07
15/1/2003 14:00	838.00	841.11
16/1/2003 10:00	833.50	838.57
16/1/2003 11:00	840.25	841.96
16/1/2003 12:00	838.75	842.62
16/1/2003 13:00	844.00	846.43
16/1/2003 14:00	843.25	847.89
17/1/2003 10:00	835.50	845.69
17/1/2003 11:00	836.00	843.21
17/1/2003 12:00	832.25	844.12
17/1/2003 13:00	833.00	839.35
17/1/2003 14:00	829.50	836.25
20/1/2003 10:00	796.50	829.96
20/1/2003 11:00	799.00	820.11
20/1/2003 12:00	798.75	818.73

20/1/2003 13:00	797.25	820.11
20/1/2003 14:00	797.00	819.91
21/1/2003 10:00	799.50	821.49
21/1/2003 11:00	800.50	822.27
21/1/2003 12:00	796.50	820.96
21/1/2003 13:00	794.50	821.22
21/1/2003 14:00	800.75	821.27
22/1/2003 10:00	794.75	813.43
22/1/2003 11:00	793.75	810.46
22/1/2003 12:00	795.25	811.14
22/1/2003 13:00	794.00	811.66
22/1/2003 14:00	802.00	815.19
23/1/2003 10:00	809.00	824.73
23/1/2003 11:00	810.25	823.99
23/1/2003 12:00	810.00	825.27
23/1/2003 13:00	818.75	829.90
23/1/2003 14:00	832.00	836.89
24/1/2003 10:00	828.50	843.77
24/1/2003 11:00	822.00	838.66
24/1/2003 12:00	827.00	842.71
24/1/2003 13:00	835.00	846.73
24/1/2003 14:00	841.25	850.96
27/1/2003 10:00	820.75	832.92
27/1/2003 11:00	818.75	834.14
27/1/2003 12:00	820.25	834.01
27/1/2003 13:00	822.50	834.95
27/1/2003 14:00	823.75	837.47
28/1/2003 10:00	830.00	841.85
28/1/2003 11:00	823.00	836.93
28/1/2003 12:00	812.25	831.28
28/1/2003 13:00	814.00	830.61
28/1/2003 14:00	812.75	824.97
29/1/2003 10:00	804.25	816.70
29/1/2003 11:00	805.25	816.05
29/1/2003 12:00	806.00	821.53
29/1/2003 13:00	814.00	823.64
29/1/2003 14:00	815.00	823.40
30/1/2003 10:00	827.00	828.74
30/1/2003 11:00	824.00	828.67
30/1/2003 12:00	825.25	829.62
30/1/2003 13:00	824.00	830.68
30/1/2003 14:00	816.25	826.45
31/1/2003 10:00	813.25	827.74
31/1/2003 11:00	816.00	828.78
31/1/2003 12:00	817.50	830.86
31/1/2003 13:00	818.00	831.42
31/1/2003 14:00	819.00	835.19
3/2/2003 10:00	819.25	829.83
3/2/2003 11:00	817.50	828.90
3/2/2003 12:00	819.25	829.51
3/2/2003 13:00	820.25	831.56
3/2/2003 14:00	818.25	831.72
4/2/2003 10:00	817.00	832.23
4/2/2003 11:00	814.25	827.06
4/2/2003 12:00	814.50	824.69

4/2/2003 13:00	814.75	825.10
4/2/2003 14:00	815.75	826.77
5/2/2003 10:00	811.00	818.98
5/2/2003 11:00	813.50	821.27
5/2/2003 12:00	816.00	823.73
5/2/2003 13:00	814.50	824.07
5/2/2003 14:00	816.00	823.51
6/2/2003 10:00	815.75	823.89
6/2/2003 11:00	816.75	824.42
6/2/2003 12:00	813.75	822.43
6/2/2003 13:00	813.25	823.32
6/2/2003 14:00	811.25	821.31
7/2/2003 10:00	812.25	823.55
7/2/2003 11:00	813.00	825.08
7/2/2003 12:00	813.75	825.07
7/2/2003 13:00	815.75	826.84
7/2/2003 14:00	820.00	832.09
10/2/2003 10:00	822.00	830.79
10/2/2003 11:00	818.25	826.66
10/2/2003 12:00	818.00	827.94
10/2/2003 13:00	820.00	828.54
10/2/2003 14:00	821.50	828.86
11/2/2003 10:00	831.00	836.69
11/2/2003 11:00	828.75	835.85
11/2/2003 12:00	829.00	835.87
11/2/2003 13:00	832.25	836.43
11/2/2003 14:00	836.00	837.46
12/2/2003 10:00	826.75	832.66
12/2/2003 11:00	828.00	831.92
12/2/2003 12:00	828.50	833.62
12/2/2003 13:00	822.75	832.55
12/2/2003 14:00	823.75	832.42
13/2/2003 10:00	822.00	831.70
13/2/2003 11:00	824.75	834.35
13/2/2003 12:00	824.25	832.53
13/2/2003 13:00	823.75	831.75
13/2/2003 14:00	822.50	828.51
14/2/2003 10:00	827.50	832.48
14/2/2003 11:00	828.80	835.08
14/2/2003 12:00	827.70	834.47
14/2/2003 13:00	826.50	832.92
14/2/2003 14:00	825.00	832.25
17/2/2003 10:00	831.00	835.76
17/2/2003 11:00	830.75	833.53
17/2/2003 12:00	830.50	836.25
17/2/2003 13:00	831.00	835.82
17/2/2003 14:00	831.75	834.49
18/2/2003 10:00	828.75	832.41
18/2/2003 11:00	830.25	833.01
18/2/2003 12:00	831.50	834.40
18/2/2003 13:00	831.25	834.46
18/2/2003 14:00	837.00	840.26
19/2/2003 10:00	836.25	838.78
19/2/2003 11:00	840.50	840.97
19/2/2003 12:00	840.00	841.09

19/2/2003 13:00	842.00	841.53
19/2/2003 14:00	839.00	839.12
20/2/2003 10:00	838.25	840.49
20/2/2003 11:00	836.50	836.93
20/2/2003 12:00	838.00	838.52
20/2/2003 13:00	839.00	838.85
20/2/2003 14:00	837.25	838.40
21/2/2003 10:00	834.75	833.99
21/2/2003 11:00	834.50	832.64
21/2/2003 12:00	833.00	833.68
21/2/2003 13:00	830.50	831.94
21/2/2003 14:00	831.00	830.65
24/2/2003 10:00	813.00	824.04
24/2/2003 11:00	808.75	822.38
24/2/2003 12:00	808.50	822.21
24/2/2003 13:00	809.25	821.97
24/2/2003 14:00	805.00	819.91
25/2/2003 10:00	798.25	811.12
25/2/2003 11:00	794.50	804.85
25/2/2003 12:00	787.00	801.70
25/2/2003 13:00	787.25	800.95
25/2/2003 14:00	781.25	799.01
26/2/2003 10:00	777.00	790.54
26/2/2003 11:00	781.25	793.53
26/2/2003 12:00	782.50	794.38
26/2/2003 13:00	779.25	793.08
26/2/2003 14:00	784.50	797.10
27/2/2003 10:00	777.00	793.54
27/2/2003 11:00	778.50	791.37
27/2/2003 12:00	782.75	794.02
27/2/2003 13:00	779.50	791.58
27/2/2003 14:00	786.75	791.86
28/2/2003 10:00	780.50	785.87
28/2/2003 11:00	776.25	782.19
28/2/2003 12:00	781.25	783.59
28/2/2003 13:00	780.25	782.62
28/2/2003 14:00	786.50	791.75
3/3/2003 10:00	785.00	790.98
3/3/2003 11:00	779.25	784.69
3/3/2003 12:00	781.50	787.04
3/3/2003 13:00	783.50	788.80
3/3/2003 14:00	779.50	786.26
4/3/2003 10:00	770.00	776.23
4/3/2003 11:00	769.75	770.74
4/3/2003 12:00	768.00	770.36
4/3/2003 13:00	766.00	767.42
4/3/2003 14:00	764.00	764.84
5/3/2003 10:00	762.75	764.71
5/3/2003 11:00	767.25	769.22
5/3/2003 12:00	766.75	768.24
5/3/2003 13:00	766.25	767.49
5/3/2003 14:00	758.00	761.78
6/3/2003 10:00	762.00	763.75
6/3/2003 11:00	760.00	765.55
6/3/2003 12:00	759.50	765.34

6/3/2003 13:00	756.75	763.42
6/3/2003 14:00	757.00	763.59
7/3/2003 10:00	751.50	757.93
7/3/2003 11:00	747.00	754.35
7/3/2003 12:00	746.50	753.15
7/3/2003 13:00	746.00	751.60
7/3/2003 14:00	745.00	752.33
11/3/2003 10:00	731.50	731.93
11/3/2003 11:00	732.50	730.28
11/3/2003 12:00	732.75	732.71
11/3/2003 13:00	732.00	732.13
11/3/2003 14:00	723.50	731.21
11/3/2003 15:00	722.75	725.58
12/3/2003 11:00	710.00	717.82
12/3/2003 12:00	707.25	714.48
12/3/2003 13:00	712.00	714.03
12/3/2003 14:00	710.00	715.89
13/3/2003 10:00	719.75	722.97
13/3/2003 11:00	722.75	724.93
13/3/2003 12:00	725.50	727.56
13/3/2003 13:00	727.75	729.93
13/3/2003 14:00	728.75	731.95
14/3/2003 10:00	735.50	743.35
14/3/2003 11:00	729.25	738.29
14/3/2003 12:00	732.25	740.65
14/3/2003 13:00	732.00	741.76
14/3/2003 14:00	720.00	733.43
17/3/2003 10:00	709.00	714.62
17/3/2003 11:00	712.00	717.58
17/3/2003 12:00	711.75	718.29
17/3/2003 13:00	718.50	721.60
17/3/2003 14:00	713.00	720.08
18/3/2003 10:00	739.00	740.07
18/3/2003 11:00	739.75	743.47
18/3/2003 12:00	747.00	746.36
18/3/2003 13:00	743.50	747.23
18/3/2003 14:00	736.25	743.82
19/3/2003 10:00	736.50	741.44
19/3/2003 11:00	738.50	743.35
19/3/2003 12:00	743.25	748.84
19/3/2003 13:00	745.00	748.00
19/3/2003 14:00	741.50	744.87
20/3/2003 10:00	739.75	743.95
20/3/2003 11:00	739.50	742.30
20/3/2003 12:00	741.00	742.05
20/3/2003 13:00	741.25	742.26
20/3/2003 14:00	736.50	740.17
21/3/2003 10:00	750.25	752.65
21/3/2003 11:00	751.00	750.21
21/3/2003 12:00	755.00	756.20
21/3/2003 13:00	753.50	755.06
21/3/2003 14:00	758.25	757.42
24/3/2003 10:00	741.25	745.42
24/3/2003 11:00	739.50	743.62
24/3/2003 12:00	737.25	747.12

24/3/2003 13:00	733.75	744.98
24/3/2003 14:00	735.75	748.40
26/3/2003 10:00	742.00	750.43
26/3/2003 11:00	741.00	751.83
26/3/2003 12:00	740.25	748.55
26/3/2003 13:00	739.00	749.40
26/3/2003 14:00	738.50	751.37
27/3/2003 10:00	735.00	751.71
27/3/2003 11:00	733.75	750.98
27/3/2003 12:00	734.50	750.12
27/3/2003 13:00	730.00	746.86
27/3/2003 14:00	727.25	743.11
28/3/2003 10:00	724.00	739.89
28/3/2003 11:00	720.25	736.15
28/3/2003 12:00	721.25	732.87
28/3/2003 13:00	716.50	728.97
28/3/2003 14:00	716.75	730.31
31/3/2003 9:00	701.50	711.19
31/3/2003 10:00	700.50	709.69
31/3/2003 11:00	699.50	709.36
31/3/2003 12:00	697.25	707.98
31/3/2003 13:00	692.75	702.90
1/4/2003 9:00	691.25	705.88
1/4/2003 10:00	686.50	701.74
1/4/2003 11:00	689.50	704.47
1/4/2003 12:00	688.00	703.71
1/4/2003 13:00	685.25	703.43
2/4/2003 9:00	698.50	710.78
2/4/2003 10:00	700.00	712.24
2/4/2003 11:00	702.50	713.91
2/4/2003 12:00	705.00	715.15
2/4/2003 13:00	709.50	717.30
3/4/2003 9:00	709.00	718.86
3/4/2003 10:00	714.25	720.15
3/4/2003 11:00	712.00	717.51
3/4/2003 12:00	714.25	719.59
3/4/2003 13:00	718.00	722.83
4/4/2003 9:00	712.75	725.37
4/4/2003 10:00	716.00	729.69
4/4/2003 11:00	727.00	733.67
4/4/2003 12:00	729.00	737.62
4/4/2003 13:00	731.00	737.59