

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ

ΕΛΕΓΧΟΣ

610

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ (M. Sc.)
ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

Διπλωματική Εργασία

Index arbitrage και μη γραμμικότητα στις τιμές του
δείκτη FTSE – 20 και των συμβολαίων μελλοντικής
εκπλήρωσης (futures) επί του ιδίου δείκτη

Βέρα Γ. Μαρμαλίδου

Επιβλέπων :
Επίκουρος καθηγητής Δημήτρης Μαλλιαρόπουλος



00140188

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΙΣ.	40188
ΟΜΠ.	23 941 5 202 83
ΤΑΞΙΝ.	332. 645 ΜΑ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

Πειραιάς, Μάιος 2000

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η διαπραγμάτευση των παραγώγων χρηματοοικονομικών προϊόντων στην Ελλάδα ξεκίνησε τον Αύγουστο του έτους 1999.

Το πρώτο προϊόν ήταν το Συμβόλαιο Μελλοντικής Εκπλήρωσης (future) επί του δείκτη FTSE-20, ο οποίος περιλαμβάνει τις μετοχές 20 εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης, εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.

Παρά τη σταδιακή άνοδο της αξίας των συναλλαγών στο Χρηματιστήριο Παραγώγων Αθηνών, η Αγορά των παραγώγων δεν μπορεί να διακριθεί για το «βάθος» της. Σε καθημερινή σχεδόν βάση τα futures διαπραγματεύονται είτε με τιμή υψηλότερη από τη θεωρητική (at premium) ή τελευταία κυρίως, με τιμή χαμηλότερη από τη θεωρητική (at discount).

Η Αγορά αυτή παρέχει ευκαιρίες για arbitrage, ιδιαίτερα «long arbitrage, αφού το «short selling» των μετοχών που απαρτίζουν τον υποκείμενο δείκτη δεν επιτρέπεται από την ελληνική νομοθεσία και ο θεσμός των συμβολαίων δανεισμού τίτλων δεν φαίνεται να έχει τεθεί πρακτικά σε εφαρμογή.

Σκοπός της παρούσας έρευνας είναι η μελέτη της δυναμικής σχέσης των ΣΜΕ και του δείκτη FTSE-20. Ειδικότερα εξετάζουμε την ανά

Σλέπτο σχέσηη μεταξύ των δύο παραπάνω μεταβλητών. Βασικός άξονας της έρευνας είναι το cost of carry model, λαμβανομένων υπόψη και των εξόδων συναλλαγών. Οι μη συνεχείς αγορές και πωλήσεις των arbitrageurs με παρόμοια κόστη συναλλαγών μπορούν να επιδράσουν στη δυναμική σχέση μεταξύ των τιμών futures και του δείκτη και να οδηγήσουν τη βάση προς το επίπεδο ισορροπίας της. Στα πλαίσια αυτά προτείνουμε ένα οικονομετρικό υπόδειγμα, συγκεκριμένα ένα μη γραμμικό Error Correction Model, προκειμένου να περιγράψουμε τη «συμπεριφορά» της βάσης και να δείξουμε ότι μη γραμμικές δυνάμεις συνδέονται με το arbitrage.

Το συγκεκριμένο υπόδειγμα, όπως θα δούμε, διαφέρει από άλλα vector autoregressions στα εξής σημεία:

- βασίζεται στην συνολοκλήρωση των τιμών futures και του δείκτη,
- οι παράμετροι του υποδείματος, και επομένως το «mean reversion» της βάσης, εξαρτώνται από το επίπεδο της μη ορθής τιμολόγησης του συμβολαίου,
- επιτρέπει στη βάση να αντιδράσει με διαφορετική ταχύτητα στη μη ορθή τιμολόγηση, ανάλογα με τις επικρατούσες συνθήκες για arbitrage.

Με τη βοήθεια του μη γραμμικού E.C.M. θα δούμε ότι, όταν η βάση ξεπεράσει μια κριτική τιμή, το arbitrage συνδέεται με μια πιο γρήγορη

σύγκλισή της προς το cost of carry model, απ' αυτήν που θα συνιστούσε ένα γραμμικό μοντέλο.

Σημειώνουμε ότι η παρούσα μελέτη είναι η πρώτη στην Ελλάδα για το συγκεκριμένο θέμα και η οικονομετρική ανάλυση βασίστηκε σε προγενέστερη των Dweyer, Lock and Yu (1996) που αφορούσε τη σχέση του S&P 500 και των αντίστοιχων futures.

Στην ενότητα 1 αναφέρουμε τις προγενέστερες μελέτες που σχετίζονται με το θέμα μας. Στην ενότητα 2 περιγράφουμε τα δεδομένα και αναλύουμε τη συνολοκλήρωση των τιμών futures και των τιμών του υποκείμενου δείκτη. Στην ενότητα 3 αναφέρουμε το μοντέλο cost of carry και περιγράφουμε τις συνθήκες για index arbitrage. Στην ενότητα 4 παρουσιάζουμε το οικονομετρικό μοντέλο και παρέχουμε τις εκτιμήσεις και τα εμπειρικά αποτελέσματα. Τέλος, ακολουθεί το συμπέρασμα.

ΕΝΟΤΗΤΑ 1

Προηγούμενες μελέτες

Μετά την έναρξη της διαπραγμάτευσης των futures στο Chicago Board of Trade το 1865, πολλοί είναι αυτοί που ασχολήθηκαν με τη σχέση μεταξύ των futures και της υποκείμενης Αγοράς. Ιδιαίτερα μετά την χρηματιστηριακή κρίση του 1987 το ενδιαφέρον των ερευνητών επικεντρώθηκε κυρίως στο μέγεθος της επίδρασης που έχει η έναρξη της διαπραγμάτευσης των futures επί των τιμών των μετοχών που απαρτίζουν τον υποκείμενο δείκτη.

Πολλές ακαδημαϊκές μελέτες ασχολήθηκαν με τις ημερήσιες μεταβολές των future και spot τιμών, κυρίως τις ημέρες πριν και μετά την κρίση της 19.10.87. Αντίθετα οι εμπειρικές αναλύσεις της ημερήσιας «συμπόρευσης» (co-movement) των τιμών τους είναι αρκετά περιορισμένες και αφορούν κατά βάση τα χρηματιστήρια των Η.Π.Α.

Εν προκειμένω ένας αριθμός μελετητών ασχολήθηκε με τη σχέση των τιμών αυτών στα πλαίσια του arbitrage. Στην πράξη, όταν η διαφορά των τιμών των futures από τις αντίστοιχες του υποκείμενου δείκτη δεν είναι η «κανονική», οι ευκαιρίες για arbitrage δεν είναι διαθέσιμες σε συνεχή βάση. Οι Figlewski (1984), Modest and Sundaresan (1983), Brennan and Schwartz (1990) προσπάθησαν να καθορίσουν και να

μετρήσουν τα όρια εντός των οποίων είναι δυνατόν το arbitrage.

Άλλοι ερευνητές εξέτασαν τη δυναμική σχέση μεταξύ των τιμών futures και των τιμών του cash δείκτη χρησιμοποιώντας πολυμεταβλητά αυτοπαλινδρομα σχήματα (vector autoregressions). Θα αναφερθούμε σε δύο μελέτες που εκτίμησαν τέτοια υποδείγματα.

Η πρώτη των Kawaller, Koch and Koch (1987) χρησιμοποίησε ένα μοντέλο VAR ταυτόχρονων εξισώσεων, υπό την έννοια ότι τιμές των futures και του υποκείμενου δείκτη μπορούν να επιδράσουν η μία στην άλλη μέσω των εκτιμηθέντων συντελεστών των εξισώσεων. Το δείγμα αφορά τις ανά λεπτό τιμές του S&P 500 δείκτη και των αντίστοιχων futures την περίοδο 1984–85.

Οι συγκρίσεις στην εκτίμηση των παραμέτρων έγιναν κατά τη διάρκεια της ζωής ενός συμβολαίου προ της λήξης του και ιδιαίτερα την ημέρα της λήξης. Δυστυχώς δε διενεργήθηκε ξεχωριστή εκτίμηση των παραμέτρων στη διάρκεια περιόδων όπου η βάση διαπραγματεύεται εντός των arbitrage ορίων σε σχέση με την εκτός αυτών διαπραγματέυσή της, έτσι ώστε να συγκριθούν τα αποτελέσματα.

Η εκτίμηση των συντελεστών έδειξε ότι οι τιμές των futures «οδηγούν» τις τιμές του υποκείμενου δείκτη για 20 με 45 λεπτά, ενώ το αντίστροφο συμβαίνει σπάνια για πάνω από 1 λεπτό. Οι εν λόγω σχέσεις είναι ουσιαστικά σταθερές κατά τη διάρκεια διαφορετικών

ημερών και συμβολαίων στην υπό εξέταση περίοδο.

Σε παρόμοιο πλαίσιο η δεύτερη έρευνα των Stoll and Whaley (1990) εξέτασε τις ανά 5λεπτο αποδόσεις του δείκτη MMI και S&P 500 και των αντίστοιχων futures για τις περιόδους 1982-87, 1984-87, 1984-86 και κατέληξε ότι τα futures «οδηγούν» τις αποδόσεις της spot Αγοράς γύρω στα 5 λεπτά. Οι τιμές των futures ανταποκρίνονται στη νέα πληροφόρηση γρηγορότερα από ότι οι τιμές του υποκείμενου δείκτη, με τους arbitrageurs να επεμβαίνουν ταχύτατα προκειμένου να επαναφέρουν σε ισχύ την cost of carry σχέση.

Σχετικά πιο πρόσφατα η μελέτη των Dwyer, Locke and Yu (1996) στηρίχθηκε σε προγενέστερη των Yadan, Pope and Pudyal (1994) και ασχολήθηκε με τη μη γραμμική δυναμική σχέση του δείκτη S&P 500 και των αντίστοιχων futures. Χρησιμοποίησαν ανά λεπτό δεδομένα για υποπεριόδους του διαστήματος 1982-90 και πρότειναν ένα μηχανισμό Error Correction, ο οποίος χαρακτηρίζει τη σχέση των παραπάνω. Η έρευνά τους έδειξε ότι μη γραμμικές δυνάμεις σχετίζονται με το arbitrage, το οποίο αποτελεί την αιτία της πιο γρήγορης σύγκλισης της βάσης προς το cost of carry model απ' αυτήν που θα συνιστούσε ένα γραμμικό μοντέλο. Το μη γραμμικό E.C.M. είναι μια γενίκευση της αυτοπαλινδρόμησης για τη βάση και επιτρέπει στα futures και στο δείκτη να προσαρμόζονται με διαφορετική ταχύτητα στη μη ορθή τιμολόγηση. Λόγω της συνολοκλήρωσης των δύο μεταβλητών, ένα μοντέλο VAR σαν αυτά που εκτίμησαν οι Kawaller, Koch and Koch (1987) και Stoll and Whaley (1990) είναι

ΕΝ λανθασμένα εξειδικευμένο.

Η δική μας έρευνα βασίστηκε στην μελέτη των Dweyer, Locke and Yu (1996). Όπως θα δούμε στις επόμενες ενότητες, χρησιμοποιήσαμε ένα EC.M. παρόμοιο με των προαναφερθέντων μελετητών και ακολουθήσαμε παρεμφερή μεθοδολογία.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Στην περίπτωση που στην αρχική κατάθεσή δεν γίνει

ΕΝΟΤΗΤΑ 2

α. Τα δεδομένα

Τα δεδομένα αφορούν τις ανά 5λεπτο τιμές του δείκτη FTSE-20 του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και τις επίσης ανά 5λεπτο τιμές του πιο ενεργητικού αντίστοιχου Συμβολαίου Μελλοντικής εκπλήρωσης, FTASE. Σαν πιο ενεργητικό θεωρούμε το συμβόλαιο του τρέχοντος μήνα. Στη λήξη του αντικαθίσταται με το επόμενο.

Το δείγμα καλύπτει όλες τις εργάσιμες ημέρες για το διάστημα α) 14.1 – 18.4.2000. Σχηματίστηκαν δύο χρονολογικές σειρές, μία (FF) για τα ΣΜΕ και μία (SS) για τον FTSE-20 με 2279 και 3031 παρατηρήσεις αντίστοιχα, που αντλήθηκαν από το Reuters. Επειδή εξ αιτίας τεχνικών προβλημάτων το τελευταίο δεν μας παρείχε τιμές για τα futures τις ημέρες 20 και 21/3/2000 αναζητήθηκαν τα σχετικά δεδομένα στο Χρηματιστήριο Παραγώγων Αθηνών, όπου επίσης για τους ίδιους λόγους λάβαμε δεδομένα μόνο για την 20/3/2000. Για την 21/3, προκειμένου να μην υπάρχει κενό στο εξεταζόμενο διάστημα, το δείγμα συμπληρώθηκε με τιμές του δελτίου ημερήσιων συναλλαγών της Εθνικής Τράπεζας, της Εθνικής ΑΧΕ και της Ελληνικής ΑΧΕ και, όπως είναι φυσικό, δεν περιλαμβάνει όλες τις καταρτισθείσες πράξεις.

Στην περίπτωση που στην εκπνοή κάθε 5λεπτου δεν είχε

πραγματοποιηθεί συναλλαγή στο πιο ενεργητικό συμβόλαιο, η τιμή συμπληρώθηκε με τη συναλλαγή του προηγούμενου λεπτού. Εάν και πάλι εντός ολόκληρου του 5λεπτού δεν είχε διενεργηθεί συναλλαγή, τότε για το συγκεκριμένο 5λεπτο δεν έχουμε στη διάθεσή μας τιμή.

Δεδομένου ότι το ΧΠΑ λειτουργεί περισσότερες ώρες σε ημερήσια βάση από το ΧΑΑ και ότι για αρκετά 5λεπτα δεν έχουμε διαθέσιμη τιμή στα ΣΜΕ λόγω του περιορισμένου όγκου συναλλαγών, οι τιμές των τελευταίων και του υποκείμενου δείκτη αντικρίστηκαν μεταξύ τους, έτσι ώστε όπου υπήρχε τιμή του δείκτη για την οποία δεν είχαμε αντιστοιχία στο ΣΜΕ και αντίστροφα, η υπόψη παρατήρηση διαγράφηκε. Κατά τον τρόπο αυτόν η εκτίμηση του μοντέλου έγινε με 2065 ζεύγη παρατηρήσεων (FF, SS) σε συνεχή χρόνο.

Αρχικά υπολογίστηκαν οι λογάριθμοι $F = \log(FF)$ και $S = \log(SS)$. Ο μέσος των λογαρίθμων αυτών αφαιρέθηκε από του λογαρίθμους των futures και του τιμών του δείκτη, δηλαδή $f = FD = F - \text{μέσος}(F)$ και $s = SD = S - \text{μέσος}(S)$. Η διαφορά $f - s = \text{base}$ αποτελεί την απόκλιση της βάσης από το μέσο της.

Δημιουργούμε χρονικές υστερήσεις ή διαφορές χρησιμοποιώντας τα δεδομένα σε συνεχή χρόνο και θεωρώντας την κάθε υστέρηση ίση με ένα 5λεπτο.

β. Συνολοκλήρωση των futures και των τιμών του υποκείμενου δείκτη

Ας υποθέσουμε ότι FF_t είναι η τιμή ενός ΣΜΕ τη χρονική στιγμή t , το οποίο λήγει σε τ ημέρες και ότι SS_t είναι η τιμή του υποκείμενου δείκτη. Έστω ρ το επιτόκιο, σταθερό έως τη λήξη, μία υπόθεση που απλοποιεί την άλγεβρα. Έστω δ η μερισματική απόδοση – υποθέτουμε ότι τα μερίσματα είναι απολύτως προβλέψιμα – που ορίζεται ως ο λόγος της παρούσας αξίας ανά μονάδα χρόνου των μερισμάτων όλων των μετοχών που απαρτίζουν το δείκτη. Η συνθήκη μη arbitrage ανάμεσα στην τιμή του future και του δείκτη, έτσι όπως καθορίζεται από το cost of carry μοντέλο, είναι:

$$FF_t = SS_t e^{r(\rho-\delta)}$$

Αν λάβουμε του λογαρίθμους και των δύο πλευρών της εξίσωσης έχουμε:

$$\text{Log } FF_t = \log[SS_t e^{r(\rho-\delta)}]$$

$$F_t = S_t + r(\rho-\delta)$$

$$F_t - r(\rho-\delta) = S_t \quad (1)$$

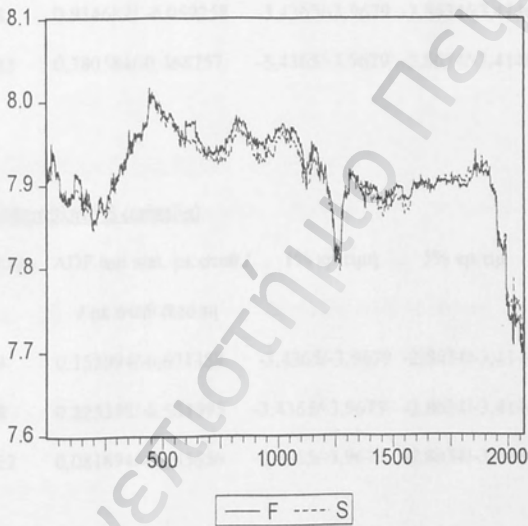
όπου F_t και S_t είναι οι λογάριθμοι των FF_t και SS_t αντίστοιχα.

Εάν οι λογάριθμοι των futures, προσαρμοσμένοι με το επιτόκιο και τα μερίσματα, και του μετοχικού δείκτη έχουν μοναδιαίες ρίζες, ενώ η βάση, $F_t - S_t$, είναι στάσιμη, τότε οι δύο σειρές συνολοκληρώνονται με συντελεστή τη μονάδα. Εάν δηλαδή ισχύει $[F_t - r(\rho - \delta)] \sim I(1)$ και $S_t \sim I(1)$, τότε θα υπάρχει ένας συντελεστής $\beta=1$, έτσι ώστε $F_t - r(\rho - \delta) - S_t \sim I(0)$. Τότε εναλλακτικά μπορούμε να πούμε ότι οι δύο σειρές είναι $CI(1,1)$. Στην περίπτωση αυτή η παλινδρόμηση $S_t = F_t - r(\rho - \delta) + u_t$ έχει νόημα διότι η υπό εξέταση μεταβλητές δεν «περιπλανώνται» (drift) πολύ ξεχωριστά η μία από τη άλλη στη πορεία του χρόνου, αλλά μεταξύ τους υφίσταται μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Αντίθετα, εάν οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται, εάν δηλαδή η διαφορά τους $[F_t - r(\rho - \delta)] - S_t$ είναι επίσης $I(1)$ τότε θα περιπλανώνται ξεχωριστά και για τον λόγο αυτόν δεν θα υπάρχει γιαυτές μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Εν προκειμένω παλινδρομώντας τη μία μεταβλητή στην άλλη θα λάβουμε μία σχέση «spurious» (Engle and Granger, 1987).

Ο έλεγχος για μοναδιαίες ρίζες πραγματοποιήθηκε στις δύο σειρές F και S (διάγραμμα 1) με Augmented Dickey-Fuller test. Χρησιμοποιήθηκαν 4, 8 και 12 χρονικές υστερήσεις (lags) στα επίπεδα (levels) των μεταβλητών, αρχικά με σταθερά. Τα ίδια test επαναλήφθηκαν με σταθερά και τάση. Σε όλες τις περιπτώσεις η τιμή του ADF test statistic ήταν πολύ μεγαλύτερη των κριτικών τιμών και στα τρία επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% (πίνακας 1) και συνεπώς αποδεχόμαστε την H_0 =υπάρχει μοναδιαία ρίζα στις σειρές F

και S.

Διάγραμμα 1



Πίνακας 1

-Μεταβλητή F (επίπεδα)

Lags	ADF test stat. με σταθ./ / με σταθ.&τάση	1% κρ.τιμή	5% κρ.τιμ	10% κρ.τιμή
4	0.909327 / -0.133751	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
8	0.914682 / -0.059258	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
12	0.380584 / -0.468757	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291

-Μεταβλητή S (επίπεδα)

Lags	ADF test stat. με σταθ./ / με σταθ.&τάση	1% κρ.τιμή	5% κρ.τιμ	10% κρ.τιμή
4	0.152094 / -0.671488	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
8	0.225358 / -0.584995	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
12	0.081894 / -0.685656	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291

Αντίθετα, όταν τα ίδια test επαναλήφθηκαν στις α' διαφορές η τιμή του ADF test statistic ήταν πολύ μικρότερη των κριτικών τιμών και στα τρία επίπεδα σημαντικότητας (πίνακας 2) και επομένως για τις α' διαφορές των υπό εξέταση μεταβλητών αποδεχόμαστε την $H_1 = \text{δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα.}$

Πίνακας 2

-Μεταβλητή F (α' διαφορές)

Lags	ADF test stat. με σταθ./ / με σταθ.&τάση	1% κρ.τιμή	5% κρ.τιμ	10% κρ.τιμή
4	-22.02493/-22.16007	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
8	-15.20848/-15.37061	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
12	-11.31418/-11.45917	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291

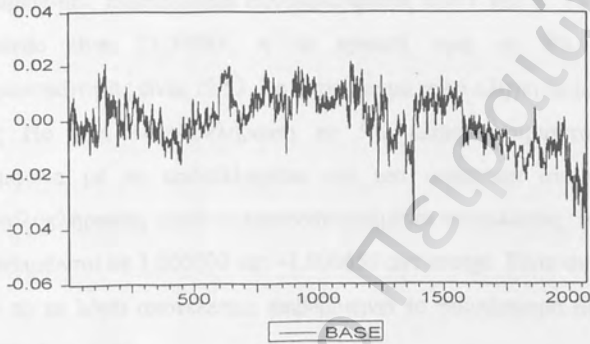
-Μεταβλητή S (α' διαφορές)

Lags	ADF test stat. με σταθ./ / με σταθ.&τάση	1% κρ.τιμή	5% κρ.τιμ	10% κρ.τιμή
4	-20.69194/-20.78255	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
8	-15.39579/-15.51669	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291
12	-11.89161/-12.01540	-3.4365/-3.9679	-2.8634/-3.4146	-2.5678/-3.1291

Από τα παραπάνω test συμπεραίνουμε ότι $F \sim I(1)$ και $S \sim I(1)$.

Ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα πραγματοποιήθηκε και για τη σειρά base (διάγραμμα 2).

Διάγραμμα 2



Χρησιμοποιήθηκαν 4, 8 και 12 χρονικές υστερήσεις στα επίπεδα της μεταβλητής base, χωρίς σταθερά και τάση. Και στις τρεις περιπτώσεις η τιμή του ADF test (πίνακας 3) ήταν μικρότερη των κριτικών τιμών και στα 3 επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10%, γεγονός που συνηγορεί στη μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για τη base, αφού απορρίπτουμε την υπόθεση H_0 .

Πίνακας 3

-Μεταβλητή base (επίπεδα)

Lags	ADF test stat.	1% κρ.τιμή	5% κρ.τιμ	10% κρ.τιμή
4	-5,345711	-2,5668	-1,9395	-1,6157
8	-3,898544	-2,5668	-1,9395	-1,6157
12	-3,286383	-2,5668	-1,9395	-1,6157

Πρόσθετα για τις μεταβλητές F και S διενεργήθηκε Johansen Cointegration test με 12 χρονικές υστερήσεις, όπου, όπως αναμενόταν, παρατηρείται συνολοκλήρωση των F και S. Το LR test statistic είναι 13,59584, η δε κριτική τιμή σε 5% επίπεδο σημαντικότητας είναι 12,53. Το αποτέλεσμα αυτό οδηγεί σε απόρριψη της H_0 : όχι συνολοκλήρωση σε 5% επίπεδο σημαντικότητας. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του test υφίσταται μία εξίσωση συνολοκλήρωσης όπου οι κανονικοποιημένοι συντελεστές των F και S εκτιμώνται σε 1,000000 και -1,000659 αντίστοιχα. Είναι αυτονόητο ότι το εν λόγω αποτέλεσμα επιβεβαιώνει το συμπέρασμά μας ότι η σειρά base-I(0).

Συμπερασματικά τα αποτελέσματα της έρευνάς μας δεικνύουν τη συνολοκλήρωση των τιμών των ΣΜΕ και του υποκείμενου δείκτη FTSE-20.

ΕΝΟΤΗΤΑ 3

Το μοντέλο cost of carry – Συνθήκες για index arbitrage

Η θεωρητική («δίκαιη» ή « ορθή») τιμή ενός ΣΜΕ εξάγεται από το γνωστό cost of carry model. Το cost of carry ενσωματώνει το κόστος χρηματοδότησης της «αγοράς» του δείκτη μείον τα μερίσματα που συνθέτουν το δείκτη.

Έτσι η θεωρητική σχέση ανάμεσα στην τιμή ενός ΣΜΕ και του υποκείμενου δείκτη είναι $FF_t^{\text{θεωρητικό}} = SS_t e^{(r-\delta)t}$ όπου FF_t είναι η τιμή τη χρονική στιγμή t ενός ΣΜΕ που λήγει σε t ημέρες, SS_t είναι η τιμή τη χρονική στιγμή t του δείκτη, $r-\delta$ είναι το καθαρό cost of carry τις μετοχές που απαρτίζουν το δείκτη, δηλαδή r είναι το συνεχές επιτόκιο –σταθερό έως τη λήξη- και δ είναι η συνεχής παρούσα αξία της μερισματικής απόδοσης.

Εάν η πραγματική ή αγοραία τιμή ενός ΣΜΕ είναι υψηλότερη από την αντίστοιχη θεωρητική, τότε το συμβόλαιο είναι υπερτιμημένο και διαπραγματεύεται σε premium. Στην περίπτωση αυτή ο arbitrageur προβαίνει στην πώληση του ΣΜΕ και ταυτόχρονα στη αγορά ανάλογης ποσότητας των μετοχών που συνθέτουν τον δείκτη (long arbitrage). Αν λάβουμε υπόψη μας και το κόστος συναλλαγών C_0 ανά ΣΜΕ, το οποίο περιλαμβάνει έξοδα ανοίγματος και κλεισίματος των θέσεων στη future και στη spot Αγορά, τότε για να διεξαχθεί long

arbitrage θα πρέπει:

$$FF_t - SS_t e^{(\rho-\delta)t} > C_o$$

$$FF_t > SS_t e^{(\rho-\delta)t} [1+c_o(S_t)], \quad (1)$$

$$\text{όπου } c_o(S_t) = C_o SS_t^{-1} e^{-(\rho-\delta)t}$$

Παίρνοντας τους λογαρίθμους και των δύο πλευρών της εξίσωσης (1) και λαμβάνοντας υπόψη τις μεταβλητές μετά την αφαίρεση του μέσου τους προκύπτει:

$$f_t > s_t + (\rho-\delta)t + \log[1+c_o(S_t)]$$

Επειδή $e^{-(\rho-\delta)t} \cong 1$ και $C_o SS_t^{-1}$ είναι πολύ μικρό, ιδιαίτερα για τους market makers τότε $\log[1+c_o(S_t)] \cong c_o(S_t)$. Δεδομένου ότι $c_o(S_t)$ είναι σχεδόν σταθερό η συνθήκη εκκίνησης arbitrage με θέση long στη spot Αγορά και θέση short στα futures είναι:

$$f_t - s_t - (\rho-\delta)t > c_o$$

$$b_t - (\rho-\delta)t > c_o$$

Στη λήξη η τιμή του ΣΜΕ ταυτίζεται με την τιμή του δείκτη: $FF = SS$ (contango market). Τότε ο arbitrageur πουλά τις μετοχές.

Την ημέρα εκπνοής του συμβολαίου το όφελος από τα futures θα είναι:

$$FF_1 - SS \quad (2)$$

Η αγορά των μετοχών διενεργήθηκε στην τιμή SS_t . Ο arbitrageur δανείστηκε το ποσό SS_t για την εν λόγω αγορά και στη λήξη του συμβολαίου πλήρωσε τόκο με επιτόκιο ρ και εισέπραξε μερισματική απόδοση δ . Γι αυτό το αποτελεσματικό κόστος των μετοχών είναι $SS_t e^{(\rho-\delta)t}$, όσο δηλαδή η θεωρητική τιμή του ΣΜΕ.

$$FF_{\text{θεωρητικό}} = SS_t e^{(\rho-\delta)t}$$

Οι μετοχές πουλήθηκαν στην τιμή SS . Συνεπώς στη λήξη το όφελος από τις μετοχές είναι:

$$- SS_t e^{(\rho-\delta)t} + SS = -FF_{\text{θεωρητικό}} + SS \quad (3)$$

Το όφελος από το arbitrage βρίσκεται από το αλγεβρικό άθροισμα των σχέσεων (2) και (3):

$$\text{όφελος} = FF_1 - SS + (-FF_{\text{θεωρητικό}} + SS)$$

$$= FF_1 - SS - FF_{\text{θεωρητικό}} + SS$$

$$= FF_1 - FF_{\text{θεωρητικό}}$$

Αν λάβουμε υπόψη και το συνολικό κόστος συναλλαγών C_0 τότε:

$$\text{Συνολικό όφελος} = FF_1 - FF_{\text{θεωρητικό}} - C_0$$

Σύμφωνα με την πιο πάνω σχέση το κέρδος για τον arbitrageur είναι η διαφορά μεταξύ της πραγματικής ή αγοραίας τιμής και της θεωρητικής, όσο δηλαδή το ύψος της μη ορθής τιμολόγησης, λαμβανομένου υπόψη και του κόστους συναλλαγών. Συνεπώς το κέρδος από το arbitrage είναι εκ των προτέρων γνωστό και σχεδόν εξασφαλισμένο.

Σημειώνουμε ότι στην ανάλυσή μας δε λήφθηκαν υπόψη τα ποσά που κατατίθενται στους λογαριασμούς περιθωρίων ασφάλισης (margin accounts), ο τόκος που αποφέρουν αυτού του είδους οι λογαριασμοί, το spread μεταξύ των τιμών bid και offer.

Αντίθετα, εάν η αγοραία τιμή ενός ΣΜΕ είναι χαμηλότερη από την αντίστοιχη θεωρητική, τότε το συμβόλαιο είναι υποτιμημένο και διαπραγματεύεται σε discount. Στην περίπτωση αυτή ο arbitrageur προβαίνει στην αγορά του ΣΜΕ και ταυτόχρονα στην πώληση ανάλογης ποσότητας των μετοχών που απαρτίζουν το δείκτη (short arbitrage). Η αντίστοιχη συνθήκη είναι:

$$b_1 - (p - \delta) r < - c_0$$

Εν προκειμένω ο arbitrageur έχει δημιουργήσει ένα συνθετικό δάνειο με δεδομένο κόστος, λιγότερο από το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο.

Είναι πιθανό η ρευστοποίηση της συνολικής θέσης να πραγματοποιηθεί νωρίτερα από τη λήξη του συμβολαίου (early closing option). Μετά τη διεξαγωγή του long arbitrage ενδεχομένως στο ΣΜΕ τη χρονική στιγμή $t+L$ να διαπραγματεύεται σε discount. Στην περίπτωση αυτή, εάν ο arbitrageur κλείσει νωρίτερα όλες τις θέσεις πραγματοποιεί πρόσθετα κέρδη, αφού εκμεταλλεύεται την αντίστροφη μη ορθή τιμολόγηση $FF_{\text{θεωρητικό } t+L} - FF_{t+L}$ (Brennan and Schwartz 1990, Sofianos 1993). Πρόσθετα κατ'αυτόν τον τρόπο ελευθερώνονται χρηματικά διαθέσιμα τα οποία μπορούν να επενδυθούν ή να χρησιμοποιηθούν για άνοιγμα νέων θέσεων arbitrage.

Όπως προαναφέρθηκε, το arbitrage είναι μία στρατηγική χωρίς κίνδυνο. Όμως στην πραγματικότητα ενέχει κινδύνους:

- ο κίνδυνος της εκτέλεσης είναι υψηλός, δεδομένου ότι σε αγορές με βάθος ή μη ορθή τιμολόγηση διαρκεί πολύ λίγο χρόνο. Συχνά παρατηρούνται γρήγορες μεταβολές στις τιμές των μετοχών με αποτέλεσμα να μειώνονται να αναμενόμενα κέρδη.
- ο υπόψη κίνδυνος αρκετές φορές αυξάνεται διότι οι arbitrageurs εισάγουν στο σύστημα εντολές με συγκεκριμένη τιμή (tick sensitive orders) και όχι ανοικτές, γεγονός που καθυστερεί ή και δεν επιτρέπει την ολοκλήρωση του arbitrage.

- οι arbitrageurs είναι πιθανό να μην εκτελέσουν και τα δύο σκέλη
- (ΣΜΕ και μετοχές) του arbitrage ταυτόχρονα. Η πρακτική αυτή είναι γνωστή σαν legging και είναι επικίνδυνη, γιατί μέχρι τη στιγμή που θα ολοκληρωθούν και τα δύο σκέλη του arbitrage, η θέση arbitrage δεν είναι «αντισταθμισμένη».
- Συχνά χρησιμοποιούνται «καλαθια μετοχών» με λιγότερες μετοχές από αυτές που συνθέτουν τον δείκτη, με αποτέλεσμα οι «cash» και «future» θέσεις να μην είναι επαρκώς αντισταθμισμένες.

Παρόλα αυτά όμως, πολλοί χρηματοοικονομικοί οίκοι επιδίδονται στο είδος αυτό του arbitrage. Η στρατηγική αυτή είναι ιδιαίτερα αναπτυγμένη στις Αγορές των Η.Π.Α. Σε καθημερινή βάση δεκατομμύρια δολάρια διακινούνται με βάση το θεωρητικό υπόδειγμα αποτίμησης που αναπτύξαμε μέσω της ταυτόχρονης αγοράς ή πώλησης πακέτων μετοχών και futures (program trading: Hill, Joanne and Jones, 1988).

Η στρατηγική του arbitrage δίνει βάθος στην Αγορά και περιορίζει τις μη ορθές τιμολογήσεις.

ΕΝΟΤΗΤΑ 4

α. Το οικονομετρικό υπόδειγμα

Η έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας μας οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι οι λογάριθμοι των futures και των αντίστοιχων τιμών του υποκείμενου δείκτη συνολοκληρώνονται με συντελεστή τη μονάδα και συνεπώς μεταξύ τους υφίσταται μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

Όμως αυτό δεν είναι αρκετό προκειμένου να κατανοήσουμε τη συμπεριφορά τους σε χρονικές στιγμές εκτός ισορροπίας. Χρειαζόμαστε επιπλέον ένα υπόδειγμα μη στατικό, δυναμικό, όπου θα μπορούμε να παρατηρήσουμε τη βραχυχρόνια δυναμική δομή των χρονολογικών μας σειρών, χωρίς να αγνοούμε την πληροφόρηση που σχετίζεται με μακροχρόνια ισορροπία (Kennedy, 1998).

Στην ενότητα 3 είδαμε ότι για να διεξαχθεί arbitrage πρέπει να ικανοποιούνται οι πιο κάτω συνθήκες:

$$b_t - (p-\delta)r > c_o \quad (\text{long arbitrage})$$

ή

$$b_t - (p-\delta)r < -c_o \quad (\text{short arbitrage})$$

Οι δύο συνθήκες είναι συμμετρικές αφού τα έξοδα συναλλαγών είναι πολύ μικρά. Μέσω των c_0 και $-c_0$ σχηματίζεται μία ζώνη, εκτός των ορίων της οποίας (bounds) η βάση είναι δυνατό να είναι «mean reverting», αλλά όχι εντός αυτών.

Κατ'αυτόν τον τρόπο δημιουργούνται τρία σενάρια για arbitrage: δύο, όπου το arbitrage είναι επικερδές και ένα όπου δεν είναι. Εάν η διενέργεια του arbitrage επιδρά στο μέγεθος της ανταπόκρισης των futures και των τιμών του υποκείμενου δείκτη στις προγενέστερες χρονικά τιμές τους, τότε οι τιμές των παραμέτρων στο E.C.M. εξαρτώνται από το σενάριο, το οποίο χαρακτηρίζουμε σαν i .

Τα σενάρια καθορίζονται ως εξής:

$$i = 1, \text{ εάν } \text{base} > c_0 ,$$

$$i = 3, \text{ εάν } -c_0 < \text{base} < c_0 ,$$

$$i = 2, \text{ εάν } \text{base} < -c_0$$

Λαμβάνοντας υπόψη τα κόστη συναλλαγών και τη συνολοκλήρωση [Dwyer, Locke, Yu (1996)], έχουμε:

$$Df_t = a_0^f + C_1^f b_{t-1} + (Df_{t-1}, Ds_{t-1}) + e_t^f$$

$$Ds_t = a_0^s + C_1^s b_{t-1} + (Df_{t-1}, Ds_{t-1}) + e_t^s$$

Οι μεταβλητές f , s , b είναι οι αποκλίσεις από του μέσους τους (βλ.

ενότητα 2, δεδομένα).

Οι παραπάνω εξισώσεις μπορούν να γραφούν σαν μία εξίσωση για τη βάση:

$$Db_t = a_0 + C_1 b_{t-1} + C_4 Db_{t-1} + e_t \quad (4)$$

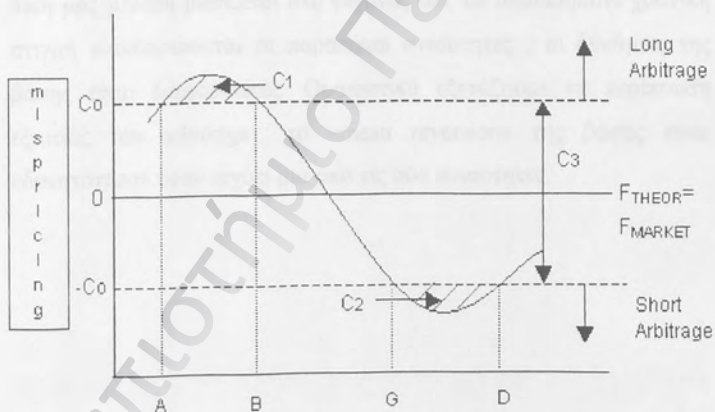
$$C_1 = C_3, \text{ εάν } base > c_0$$
$$C_1 = C_3, \text{ εάν } -c_0 < base < c_0 \quad (5)$$
$$C_2, \text{ εάν } base < -c_0$$

Παρατηρούμε ότι το E.C.M. της εξίσωσης (4) απαρτίζεται από μία σχέση ισορροπίας $Db_t = a_0 + C_4 Db_{t-1} + e_t$ και έναν όρο $C_1 b_{t-1}$, ο οποίος έχει να κάνει με την απόκλιση της βάσης από το επίπεδο ισορροπίας της (Green, 2000). Η εξίσωση (4) πρακτικά μας δηλώνει ότι η αλλαγή στην b_t από την προηγούμενη περίοδο προέρχεται από την αλλαγή στην b_{t-1} «κατά μήκος» της μακροχρόνιας ισορροπίας, όπως επίσης και από μία αναλογία C_1 της απόκλισης της b_{t-1} από την τιμή ισορροπίας της. Ο error correction παράγοντας b_{t-1} αντανακλά το μέγεθος της μη ισορροπίας ή τη μη ορθή τιμολόγηση (mispricing).

Με απλούστερα λόγια, σύμφωνα με την εξίσωση (4) μία αναλογία της μη ισορροπίας (disequilibrium) της βάσης, που δημιουργείται σε μία περίοδο, διορθώνεται την επόμενη (Engle and Granger, 1987).

Στο σχήμα (1) απεικονίζεται γραφικά το μη γραμμικό E.C.M. σε συνδυασμό με τα τρία σενάρια.

Σχήμα 1



Ο arbitrageur προβαίνει σε long arbitrage οποιαδήποτε στιγμή μεταξύ Α και Β, όπου η αγοραία τιμή του future είναι μεγαλύτερη από τη θεωρητική, συμπεριλαμβανομένου και του κόστους συναλλαγών,

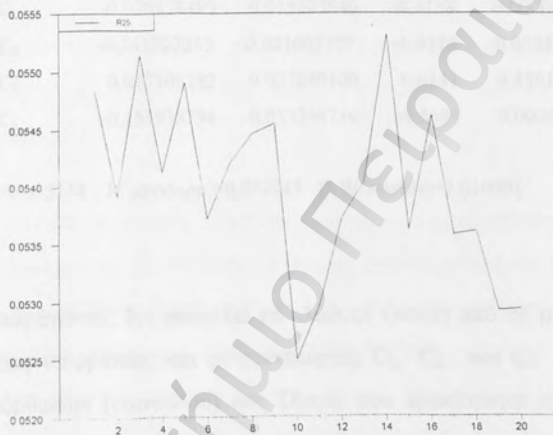
όταν δηλαδή $FF > FF_{\text{θεωρητικό}} + C_0$ (σενάριο 1), εναλλακτικά όταν $\text{base} > c_0$. Αντίθετα ο arbitrageur διενεργεί short arbitrage οποιαδήποτε στιγμή μεταξύ μεταξύ G και D, όπου η αγοραία τιμή του future είναι μικρότερη από τη θεωρητική, συμπεριλαμβανομένου και του κόστους συναλλαγών, όταν δηλαδή $FF < FF_{\text{θεωρητικό}} + C_0$ (σενάριο 2), εναλλακτικά όταν $\text{base} < -c_0$.

Η αξία της βάσης αποτελεί και το λόγο εκκίνησης του arbitrage. Η δική μας μελέτη βασίζεται στο γεγονός ότι, σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή ικανοποιούνται οι παραπάνω ανισότητες, οι δυνάμεις της βάσης είναι διαφορετικές. Ουσιαστικά εξετάζουμε τη περίπτωση εξαιτίας του arbitrage το «mean reversion» της βάσης είναι «δυνατότερο» όταν ισχύει μία από τις δύο ανισότητες.

β. Εκτίμηση του οικονομετρικού υποδείγματος – εμπειρικά αποτελέσματα

Αρχικά εκτιμήσαμε την εξίσωση (4) 20 φορές, δίνοντας στο c_0 τιμές από 0,003 έως 0,022. Το μεγαλύτερο R^2 παρατηρείται όταν $c_0 = 0,006$ και $c_0 = 0,017$ (διάγραμμα 3).

Διάγραμμα 3



Σύμφωνα πάντως με στοιχεία που αντλήσαμε από από την Εθνική ΑΧΕ θεωρούμε περισσότερο πιθανό το ποσοστό 0,6% για τους market makers.

Στη συνέχεια η εκτίμηση των συντελεστών της εξίσωσης (4) διενεργήθηκε με τη μέθοδο μη γραμμικών ελαχίστων τετραγώνων (nonlinear least squares). Η μεταβλητή c_0 που αφορά τα κόστη συναλλαγών δεν εκτιμήθηκε, αλλά θεωρήθηκε εκ των προτέρων ίση με 0,006. Τα αποτελέσματα της εκτίμησης δίνονται στον παρακάτω πίνακα.

Μεταβλητή	Συντελεστής	Std-error	T-statistic	Signif.
a_0	0,000078538	0,000102381	0,7671	0,44301450
c_0	0,006000000	0,000000000	0,0000	0,00000000
C_1	-0,070178499	0,015203840	-4,6158	0,00000392
C_2	-0,041722212	0,021605779	-1,9310	0,05347473
C_3	0,017109182	0,027859100	0,6141	0,53912768
C_4	-0,151933794	0,033256716	-4,5685	0,00000491

$R^2 = 0,055144$ R^2 προσαρμ. = 0,052847 D.W. statistic = 2,010091

Ο παράγοντας b_{t-1} αποτελεί το «λάθος» (error) από τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και οι συντελεστές C_1 , C_2 , και C_3 μετρούν τη «διόρθωση» (correction) στη Dbase, που προκλήθηκε από αυτό το «error» (Hamilton, 1994).

Έτσι από την εκτίμηση των συντελεστών οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι όταν η απόκλιση της βάσης από το μέσο της κινηθεί

- πάνω από το c_0 (σενάριο 1), στο επόμενο 5λεπτο η μη ορθή τιμολόγηση διορθώνεται και η βάση μειώνεται κατά 7,017%, οδηγούμενη προς το επίπεδο ισορροπίας της. Ο συντελεστής C_1 είναι στατιστικά σημαντικός.
- κάτω από το $-c_0$ (σενάριο 2) στο επόμενο 5λεπτο η διόρθωση διενεργείται κατά 4,172%. Ο συντελεστής C_2 είναι στατιστικά σημαντικός στο επίπεδο 10%.

ανάμεσα των c_0 και $-c_0$ (σενάριο 3) ουσιαστικά δεν υφίσταται θέμα διόρθωσης, αφού ο εκτιμηθείς συντελεστής C_3 είναι μικρός και στατιστικά μη σημαντικός.

Και στα τρία σενάρια η βάση (α' διαφορές) μεταβάλλεται κατά 15,19% σε σχέση με τη βάση (α' διαφορές) του προηγούμενου 5λεπτου.

Τα παραπάνω αποτελέσματα δείχνουν ότι, ενώ στο ενδιάμεσο σενάριο η σύγκλιση της βάσης προς το 0 είναι σχεδόν ανύπαρκτη, στα ακραία σενάρια η βάση συγκλίνει προς το 0 πολύ γρηγορότερα και μάλιστα με έμφαση στο πρώτο. Μια πιθανή εξήγηση είναι ότι το long arbitrage είναι πραγματοποιήσιμο στην ελληνική Αγορά. Αντίθετα το short arbitrage δεν είναι πάντα εφικτό, αφού μέχρι σήμερα δεν επιτρέπεται το short selling των μετοχών από τη ελληνική νομοθεσία και ο θεσμός των συμβολαίων δανεισμού τίτλων δε φαίνεται να έχει ακόμα τεθεί πρακτικά σε εφαρμογή έστω και εξωχρηματιστηριακά.

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να αναφερθεί ότι τα κόστη συναλλαγών στο cost of carry model είναι αυτά που μας παρέχουν την ιδέα της μη γραμμικότητας για τη βάση [Dwyer, Lock, Yu (1996)].

Αναφέρουμε ακόμα ότι μπορούμε να κατασκευάσουμε ένα γραμμικό E.C.M. χωρίς να λάβουμε υπόψη μας τα κόστη συναλλαγών και επομένως και τα τρία σενάρια. Το υπόδειγμα αυτό είναι της μορφής:

$$Db_t = a_0 + a_1 b_{t-1} + a_2 Db_{t-1} + e_t$$

Προβήκαμε σε εκτίμηση των συντελεστών με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματα δίνονται στον πιο κάτω πίνακα:

Μεταβλητή	Συντελεστής	Std-error	T-statistic	Signif.
a_0	0,000011847	0,000071936	-0,1646	0,86920777
a_1	-0,049380784	0,007598019	-6,4991	0,00000000
a_2	-0,154972981	0,021875225	-7,0844	0,00000000

$$R^2=0,052036 \quad R^2_{\text{προσαρμ.}}=0,051115 \quad DW=2,009954$$

Είναι εμφανές ότι στη περίπτωση ενός γραμμικού E.C.M. όπως το παραπάνω, η βάση συγκλίνει προς το 0 με ταχύτητα 4,938% σε σχέση με το επίπεδο της στο προηγούμενο 5λεπτο, αρκετά βραδύτερα από ότι στο σενάριο $i=1$ του μη γραμμικού E.C.M.

Σημειώτεον ότι στα πλαίσια της παρούσας εργασίας δεν εξετάστηκε ποια από τις δύο μεταβλητές f ή s μετακινείται γρηγορότερα μετά τη διενέργεια του arbitrage, έτσι ώστε η βάση να προσαρμοστεί γρηγορότερα προς το επίπεδο ισορροπίας.

Σε καθαρά πρακτικό επίπεδο πάντως, πιστεύουμε ότι δεδομένου ότι η διαπραγμάτευση των futures στην Ελλάδα ξεκίνησε τον Αύγουστο

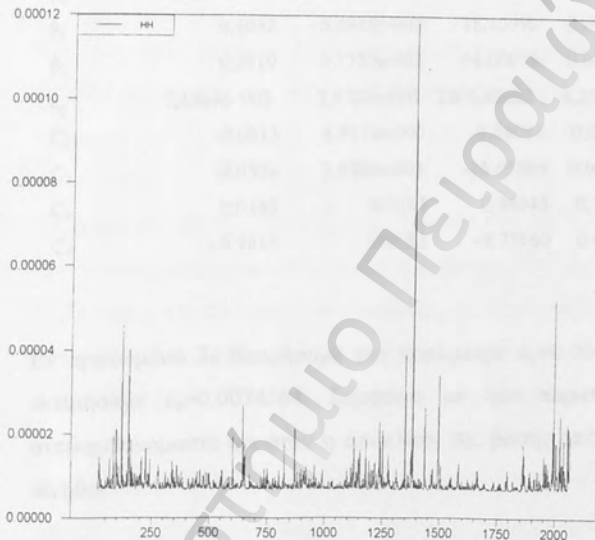
του έτους 1999 και επομένως πρόκειται για μια αγορά περιορισμένου βάθους, στην οποία η αξία των συναλλαγών είναι μέχρι τώρα πολύ μικρότερη από την αντίστοιχη των μετοχών που συνθέτουν τον δείκτη FTSE-20, είναι λογικό η τιμή των ΣΜΕ να είναι αυτή που αντιδρά εντονότερα στο arbitrage και μειώνει τη μη ορθή τιμολόγηση.

Επανερχόμενοι στη στατιστική ανάλυση, διενεργήσαμε έλεγχο στα κατάλοιπα του εκτιμηθέντος μη γραμμικού E.C.M. (εξισώσεις 3 και 4). Επειδή μικρά ή μεγάλα σφάλματα παρουσίαζαν την εικόνα «ομάδας» οδηγηθήκαμε στην άποψη ότι η διακύμανση ενός σφάλματος εξαρτάται από το μέγεθος του προγενέστερου (volatility clustering). Παίρνοντας τα τετράγωνα των καταλοίπων αυτών και παρατηρώντας το διάγραμμα της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης καταλήξαμε ότι το στατιστικό υπόδειγμα των εξισώσεων 3 και 4 πρέπει να συμπληρωθεί από μια εξίσωση GARCH (1,1), όπου η δεσμευμένη διακύμανση HH_t είναι συνάρτηση του τετραγώνου του προγενέστερου χρονικά σφάλματος όπως και της προγενέστερης δεσμευμένης διακύμανσης.

$$HH_t = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \beta_2 HH_{t-1} \quad (6)$$

Η εκτίμηση της παραπάνω εξίσωσης έγινε ανεξάρτητα του ισχύοντος σεναρίου i , θεωρήσαμε δηλαδή του συντελεστές του GARCH (1,1) ίδιους και στα τρία σενάρια (διάγραμμα 4)

Διάγραμμα 4



Το συνολικό στατιστικό υπόδειγμα (εξιιώσεις 4, 5 και 6) εκτιμήθηκε με τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood). Για την εκτίμηση των παραμέτρων χρησιμοποιήθηκε αρχικά η μέθοδος Simplex, έτσι ώστε να βρεθούν κατάλληλες αρχικές τιμές (initial values) και στη συνέχεια οι μέθοδοι BHHH και BFGS.

Παραθέτουμε τα αποτελέσματα της μεθόδου BFGS.

Μεταβλητή	Συντελεστής	Std-error	T-statistic	Signif.
β_0	4,4577e- 006	6,6668e-008	66,86425	0,00000000
β_1	0,1012	5,4945e-003	18,40990	0,00000000
β_2	0,3310	5,1725e-003	64,00078	0,00000000
c_0	7,4564e- 003	2,9784e-006	2503,49682	6,21146583e+279
C_1	-0,0813	8,5171e-003	-9,54084	0,00000000
C_2	-0,0504	2,9708e-003	-16,95565	0,00000000
C_3	0,0183	0,0185	0,99043	0,32196261
C_4	-0,1813	0,0186	-9,73160	0,00000000

Εν προκειμένω δε θεωρήσαμε την παράμετρο $c_0=0,006$, αλλά την εκτιμήσαμε $c_0=0,0074564$. Σύμφωνα με τον παραπάνω πίνακα αντιλαμβανόμαστε ότι όταν η απόκλιση της βάσης από το μέσο της κινηθεί

- πάνω από το c_0 (σενάριο 1), στο επόμενο 5λεπτο η μη ορθή τιμολόγηση διορθώνεται και η βάση μειώνεται κατά 8,13%, οδηγούμενη προς το επίπεδο ισορροπίας της. Ο συντελεστής C_1 είναι στατιστικά σημαντικός.
- κάτω από το $-c_0$ (σενάριο 2) στο επόμενο 5λεπτο η διόρθωση διενεργείται κατά 5,04%. Ο συντελεστής C_2 είναι στατιστικά σημαντικός.
- ανάμεσα των c_0 και $-c_0$ (σενάριο 3) ουσιαστικά δεν υφίσταται

θέμα διόρθωσης, αφού ο εκτιμηθείς συντελεστής C_3 είναι μικρός και στατιστικά μη σημαντικός.

Και στα τρία σενάρια η βάση (α' διαφορές) μεταβάλλεται κατά 18,13% σε σχέση με τη βάση (α' διαφορές) του προηγούμενου 5λεπτου.

Οι εκτιμηθέντες συντελεστές της εξίσωσης (4), σε σχέση με αυτούς που εκτιμήσαμε χωρίς να λάβουμε υπόψη μας την εξίσωση GARCH (1,1), είναι μεγαλύτεροι και επομένως η ταχύτητα σύγκλισης της βάσης προς το επίπεδο ισορροπίας της είναι «δυνατότερη» και στα δύο σενάρια i και ii, όπου το arbitrage είναι επικερδές.

Σχετικά με την εξίσωση GARCH(1,1) αναφέρουμε ότι στη σειρά Dbase υφίσταται μια εσωτερική εξάρτηση (interdependence), δηλαδή μια μεγάλη μεταβολή ακολουθείται από μια μεγάλη και μια μικρή μεταβολή από επίσης μια μικρή (Antoniou and Holmes, 1995). Η εξίσωση GARCH(1,1) επιτρέπει για μια τέτοια χρονική μεταβλητότητα στη διακύμανση της σειράς (time varying variance). Από την εκτίμηση των συντελεστών β_1 και β_2 συμπεραίνουμε ότι:

- το άθροισμα β_1 και β_2 είναι μικρότερο της μονάδας και συνεπώς ορίζεται η αδέσμευτη διακύμανση της σειράς
- ένα shock μίας ποσοστιαίας μονάδας επιδρά αναλογικά στη

δεσμευμένη διακύμανση του επόμενου 5λεπτου κατά 0,1012 μονάδες βάσης και δεδομένου ότι $\beta_2 = 0,3310$, δηλαδή πολύ μικρότερο της μονάδας, το shock αυτό «σβήνει» γρήγορα.

Τέλος διενεργήσαμε στατιστικό έλεγχο στα κανονικοποιημένα καταλοίπα του μη γραμμικού υποδείγματος των εξισώσεων 4, 5 και 6. Τα αποτελέσματα έχουν ως εξής:

-Godfrey – Breush lm tests για αυτοσυσχέτιση:

$$X^2(1) = 2,277956 \text{ με επίπεδο σημαντικότητας } 0,13122469$$

$$X^2(2) = 2,277956 \text{ « « « } 0,32014600$$

-Bera – Jargue Normality tests

$$X^2(2) = 2967,280224 \text{ με επίπεδο σημαντικότητας } 0,00000000$$

-Arch (1 lag) test

$$X^2(1) = 173,067853 \text{ με επίπεδο σημαντικότητας } 0,00000000$$

Από τον παραπάνω έλεγχο συμπεραίνουμε ότι τα τετράγωνα των κανονικοποιημένων καταλοίπων δεν παρουσιάζουν αυτοσυσχέτιση. Όμως προκύπτουν μη κανονικά και επιπλέον παρουσιάζουν ARCH επιδράσεις. Λόγω του αποτελέσματος αυτού είναι απαραίτητη περαιτέρω μελλοντική έρευνα ως προς την εξειδίκευση του υποδείγματος.

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ

Στην παρούσα έρευνα χρησιμοποιήσαμε ανά 5λεπτο τιμές του δείκτη FTSE-20, ο οποίος περιλαμβάνει 20 εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και τις επίσης ανά 5λεπτο τιμές των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης (futures) επί του ιδίου δείκτη, που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Παραγώγων Αθηνών.

Προκειμένου να μελετήσουμε τη μεταξύ τους δυναμική σχέση χρησιμοποιήσαμε έναν error correction μηχανισμό, ο οποίος ενσωματώνει την πληροφόρηση της οικονομικής θεωρίας για μακροχρόνιες δυνάμεις ισορροπίας και ταυτόχρονα επιτρέπει για μια πολύ ελαστικότερη δομή αφήνοντας τα δεδομένα να διαδραματίσουν ένα σημαντικό ρόλο στην εξειδίκευση της δυναμικής δομής του μοντέλου.

Το error correction model που παρουσιάσαμε περιγράφει της συμπεριφορά της βάσης και δείχνει ότι μη γραμμικές δυνάμεις συνδέονται με το arbitrage. Το υπόψη οικονομετρικό μοντέλο βασίζεται στη συνολοκλήρωση των τιμών των futures και του δείκτη και επιτρέπει στη βάση να αντιδράσει με διαφορετική ταχύτητα στη μη ορθή τιμολόγηση, ανάλογα με τις επικρατούσες συνθήκες για arbitrage.

Συγκεκριμένα η εκτίμηση των παραμέτρων του μη γραμμικού αυτού μοντέλου μας έδειξε ότι η «ανισοροπία» της βάσης, έτσι όπως αυτή μετριέται με βάση το cost of carry model με κόστη συναλλαγών, διορθώνεται το επόμενο 5λεπτο και συγκλίνει προς το μηδέν με ταχύτητα 7,017% στην περίπτωση που παρέχεται ευκαιρία για long arbitrage και με 4,172% όταν επικρατούν συνθήκες για short arbitrage. Αντίθετα η βάση δε φαίνεται να αντιδρά στη περίπτωση όπου το arbitrage δεν είναι επικερδές. Τέλος εκτιμήσαμε και ένα γραμμικό error correction model και διαπιστώσαμε ότι σε κάθε περίπτωση εκτιμά τη διόρθωση της βάσης με χαμηλότερο ρυθμό, δηλαδή κατά 4,938%, ανεξάρτητα των υφισταμένων συνθηκών arbitrage.

Συμπερασματικά, η σχέση του δείκτη FTSE-20 και των αντίστοιχων ΣΜΕ χαρακτηρίζεται από μη γραμμικότητα και ένα error correction model είναι κατάλληλος στατιστικός περιγραφέας της δυναμικής συμπεριφοράς τους.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Antoniou and Holmes. 1995
"Futures trading, information and spot price volatility: evidence for FTSE-100 stock index futures contract using CARCH". *Journal of banking and finance*. 19. 117-129
- Brennan M and Schwartz E. 1990
"Arbitrage in stock index futures" *Journal of business*. 63. S7-S31
- Chance D. 1998. "An introduction to derivatives". Orlando. Dryden Press
- Dweyer G, Locke P and Yu W. 1996
"Index arbitrage and nonlinear dynamics between the S&P 500 futures and cash"
Review of financial studies. 9. 301-332
- Engle and Granger. 1987
"Cointegration and error correction representation and testing" *Econometrica*, 55, 251-276
- Figlewski, 1984
"Hedging performance and basis risk" *Journal of finance*. 39. 657-660
- Green William. 2000. "Econometric analysis". New Jersey. Prentice Hall
- Hamilton. 1994. "Time series analysis". New Jersey, Princeton University Press.
- Hill, Joanne and Jones. 1988
"Equity trading, program trading, portfolio insurance, computer trading and all that"
Financial analysts journal 44. 29-38
- Hull John. 2000, "Options, futures and other derivatives". New Jersey. Prentice Hall
- Kawaller I, Koch D and Koch T. 1987
"The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index"
Journal of finance. 42. 1309-1329
- Kennedy Peter. 1998. "A guide to econometrics". Oxford. Blackwell Publishers
- Maddala G. 1988. "Introduction to econometrics". New York, Macmillan
- Sofianos George. 1993
"Index arbitrage profitability" *Journal of derivatives*. 1, 6-20

- Stoll R and Whaley R. 1990
"The dynamics of stock index and stock index futures returns" Journal of financial and quantitative analysis. 95. 441-468

Πανεπιστήμιο Πειραιώς