

Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ ΣΤΑ ΣΥΜΒΟΛΑΙΑ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗΣ ΕΚΠΛΗΡΩΣΗΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ: ΜΙΑ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Μεταπτυχιακό Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής

Διπλωματική Εργασία του μεταπτυχιακού φοιτητή Δημητρακόπουλου Δημήτρη

Επιβλέπων:

Καθηγητής Εμμ. Τσιριτάκης

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΚΩΔ.	36764
ΤΑΞ.	21176
ΑΝΤΙΣΤΟΙΧΟΤΗΤΑ	332.63228 ΔΗ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

ΙΟΥΛΙΟΣ 2001

ΠΕΙΡΑΙΑΣ



00136764

Η ΥΠΟΘΕΣΗ ΤΗΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ ΣΤΑ
ΣΥΜΒΟΛΑΙΑ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗΣ
ΕΚΠΛΗΡΩΣΗΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ
ΔΕΙΚΤΩΝ: ΜΙΑ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ
ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Μεταπτυχιακό Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής

Διπλωματική Εργασία του μεταπτυχιακού φοιτητή Δημητρακόπουλου Δημήτρη

Επιβλέπων:

Καθηγητής Εμμ. Τσιριτάκης

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΙΣ	36764
ΕΙΣΑΓ.	2176 η 18231
ΤΑΞΗ	332.63228 ΔΗ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

ΙΟΥΛΙΟΣ 2001

ΠΕΙΡΑΙΑΣ



00136764

1	ΕΙΣΑΓΩΓΗ	8
2	ΣΥΜΒΟΛΑΙΑ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗΣ ΕΚΠΛΗΡΩΣΗΣ: ΟΡΙΣΜΟΣ ΚΑΙ ΘΕΣΜΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ	10
3	ΜΟΝΤΕΛΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΤΩΝ Σ.Μ.Ε	13
4	ΙΣΟΡΡΟΠΙΑ ΣΤΗΝ ΑΓΟΡΑ ΤΩΝ Σ.Μ.Ε	17
5	ΘΕΩΡΙΕΣ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΤΩΝ Σ.Μ.Ε	19
6	ΑΝΑΛΥΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ	29
7	ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ	42
7.1	ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΤΗΣ ΕΛΕΓΞΙΜΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ	42
7.2	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ	43
7.3	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ	49
7.4	ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΑΡΑΜΕΤΡΩΝ	54
7.5	ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ	55
8	ΔΕΔΟΜΕΝΑ	59
9	ΠΟΣΟΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ	62
9.1	FINANCIAL TIMES STOCK EXCHANGE 100	62
9.1.1	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ	62
9.1.2	ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ	74
9.1.3	ΕΛΕΓΧΟΣ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ	83
9.2	STANDARD & POORS 500	88
9.2.1	ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ	88
9.2.2	ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ	96
9.2.3	ΕΛΕΓΧΟΣ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ	104
10	ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	108
	ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ – ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ	111
11	ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	114
11.1	ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ	114
11.2	ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΤΩΝ SPOT ΚΑΙ FUTURES	116
11.2.1	FINANCIAL TIMES-STOCK EXCHANGE 100	116
11.2.2	STANDARD AND POORS 500	117

ΣΥΝΤΟΜΟΓΡΑΦΙΕΣ

AR:	Autoregressive
ADF:	Augmented Dickey-Fuller
AIC:	Akaike Information Criterion
ARCH:	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CI(d,b):	Cointegrated order d,b
CME:	Chicago Mercantile Exchange
ECM:	Error Correction Model
HQC:	Hannan-Quinn Criterion
LIFFE:	London International Financial Futures Exchange
LM:	Lagrange Multiplier
NFC:	Net Financing Cost
OLS:	Ordinary Least Squares
PP:	Phillips-Perron
RVAR:	Restricted Vector Autoregressive
SC:	Schwarz criterion
SFE:	Sydney Futures Exchange
SIMEX:	Singapore International Monetary Exchange
UVAR:	Unrestricted Vector Autoregressive
VAR:	Vector Autoregressive
E.Σ.:	Επίπεδο σημαντικότητας
ΣΜΕ:	Συμβόλαιο Μελλοντικής εκπλήρωσης
Μ.γ.δ:	Μηχανισμός γέννησης των δεδομένων
ΜΔΣ:	Μοντέλο Διόρθωσης Σφάλματος

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΩΝ

<i>Διάγραμμα 5-1</i> Σχέση τιμής <i>Future</i> και <i>Αναμενόμενης Spot</i>	21
<i>Διάγραμμα 5-2</i> Θέσεις αντισταθμιστών και κερδοσκόπων στην αγορά των <i>Futures</i>	22
<i>Διάγραμμα 5-3</i> <i>Normal Backwardation, Contango, Net Hedging</i>	26
<i>Διάγραμμα 6-1</i> Διαδικασία <i>Dolado, Jenkinson, Sosvilla-Rivero</i>	37
<i>Διάγραμμα 9.1.1-1</i> <i>FTspot</i>	64
<i>Διάγραμμα 9.1.1-2</i> <i>Autocorrelations των FTspot</i>	64
<i>Διάγραμμα 9.1.1-3</i> <i>D(FTspot)</i>	64
<i>Διάγραμμα 9.1.1-4</i> <i>Autocorrelations των FTspot</i>	64
<i>Διάγραμμα 9.1.1-5</i> <i>D(DFTspot)</i>	64
<i>Διάγραμμα 9.1.1-6</i> <i>Autocorrelations των D(DFTspot)</i>	89
<i>Διάγραμμα 9.2.1-1</i> <i>SPspot</i>	89
<i>Διάγραμμα 9.2.1-2</i> <i>Autocorrelations των SPspot</i>	89
<i>Διάγραμμα 9.2.1-3</i> <i>D(SPspot)</i>	89
<i>Διάγραμμα 9.2.1-4</i> <i>Autocorrelations των SPspot</i>	89
<i>Διάγραμμα 9.2.1-5</i> <i>D(DSPspot)</i>	89
<i>Διάγραμμα 9.2.1-6</i> <i>Autocorrelations των D(DFTspot)</i>	89
<i>Διάγραμμα 11.2.1-1</i> Των τιμών <i>Spot</i> και <i>Futures</i> του δείκτη <i>FT-SE 100</i>	116
<i>Διάγραμμα 11.2.2-1</i> Των τιμών <i>Spot</i> και <i>Futures</i> του δείκτη <i>S&P 500</i>	117

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 8.1 Χαρακτηριστικά των FTSE 100 Stock Index Futures	59
Πίνακας 8.2 Χαρακτηριστικά των S&P 500 Stock Index Futures	60
Πίνακας 9.1.1.1 Information Criteria για την FTspot.....	65
Πίνακας 9.1.1.2 LM test για την FTspot.....	65
Πίνακας 9.1.1.3 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTspot	66
Πίνακας 9.1.1.4 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της Ftspot	66
Πίνακας 9.1.1.5 Διαγνωστικό test του Chow για την FTspot	66
Πίνακας 9.1.1.6 Information Criteria για την FTSE _{t-1}	67
Πίνακας 9.1.1.7 LM test για την FTSE _{t-1}	67
Πίνακας 9.1.1.8 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE _{t-1}	68
Πίνακας 9.1.1.9 Phillips-Perron test για την FTSE _{t-1}	68
Πίνακας 9.1.1.10 Διαγνωστικό test του Chow για την FT-SE _{t-2}	68
Πίνακας 9.1.1.11 Information Criteria για την FTSE _{t-2}	69
Πίνακας 9.1.1.12 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE _{t-2}	69
Πίνακας 9.1.1.13 Information Criteria για την FTSE _{t-3}	69
Πίνακας 9.1.1.14 LM test για την FTSE _{t-3}	69
Πίνακας 9.1.1.15 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE _{t-3}	70
Πίνακας 9.1.1.16 Information Criteria για την FTSE _{t-4}	70
Πίνακας 9.1.1.17 LM test για την FTSE _{t-4}	71
Πίνακας 9.1.1.18 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE _{t-4}	71
Πίνακας 9.1.1.19 Information Criteria για την FTSE _{t-5}	71
Πίνακας 9.1.1.20 LM test για την FTSE _{t-5}	71
Πίνακας 9.1.1.21 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE _{t-5}	72
Πίνακας 9.1.1.22 Information Criteria για την FTSE _{t-6}	72
Πίνακας 9.1.1.23 LM test για την FTSE _{t-6}	72
Πίνακας 9.1.1.24 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE _{t-6}	73
Πίνακας 9.1.1.25 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της D(FTSE _{t-6})	73
Πίνακας 9.1.2.1 Information Criteria για FTspot, FTSE _{t-1}	75
Πίνακας 9.1.2.2 LM test για FTspot, FTSE _{t-1}	75
Πίνακας 9.1.2.3 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE _{t-1}	75
Πίνακας 9.1.2.4 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE _{t-1}	76
Πίνακας 9.1.2.5 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE _{t-1}	76
Πίνακας 9.1.2.6 Information Criteria για FTspot, FTSE _{t-2}	77
Πίνακας 9.1.2.7 LM test για FTspot, FTSE _{t-2}	77
Πίνακας 9.1.2.8 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE _{t-2}	77
Πίνακας 9.1.2.9 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE _{t-2}	77
Πίνακας 9.1.2.10 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE _{t-2}	78
Πίνακας 9.1.2.11 Information Criteria για FTspot, FTSE _{t-3}	78
Πίνακας 9.1.2.12 LM test για FTspot, FTSE _{t-3}	78
Πίνακας 9.1.2.13 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE _{t-3}	79
Πίνακας 9.1.2.14 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE _{t-3}	79
Πίνακας 9.1.2.15 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE _{t-3}	79
Πίνακας 9.1.2.16 Information Criteria για FTspot, FTSE _{t-4}	79
Πίνακας 9.1.2.17 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE _{t-4}	80
Πίνακας 9.1.2.18 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE _{t-4}	80
Πίνακας 9.1.2.19 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE _{t-4}	80
Πίνακας 9.1.2.20 Information Criteria για FTspot, FTSE _{t-5}	80

Πίνακας 9.1.2.21 LM test για $FT_{spot}, FTSE_{t-5}$	80
Πίνακας 9.1.2.22 L-max και L-Trace Statistics για $FT_{spot}, FTSE_{t-5}$	81
Πίνακας 9.1.2.23 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης $FT_{spot}, FTSE_{t-5}$	81
Πίνακας 9.1.2.24 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας $FT_{spot}, FTSE_{t-5}$	81
Πίνακας 9.1.2.25 Information Criteria για $FT_{spot}, FTSE_{t-6}$	81
Πίνακας 9.1.2.26 LM test για $FT_{spot}, FTSE_{t-6}$	82
Πίνακας 9.1.2.27 L-max και L-Trace Statistics για $FT_{spot}, FTSE_{t-6}$	82
Πίνακας 9.1.2.28 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης $FT_{spot}, FTSE_{t-6}$	82
Πίνακας 9.1.2.29 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας $FT_{spot}, FTSE_{t-6}$	82
Πίνακας 9.1.3.1 Προσδιορισμός χρονικών υστερήσεων του ΜΔΣ για $FT_{spot}, FTSE_{t-1}$	84
Πίνακας 9.1.3.2 LM test για ΜΔΣ των $FT_{spot}, FTSE_{t-1}$	84
Πίνακας 9.1.3.3 Heteroskedasticity Tests για ΜΔΣ των $FT_{spot}, FTSE_{t-1}$	84
Πίνακας 9.1.3.4 Normality Test για ΜΔΣ των $FT_{spot}, FTSE_{t-1}$	85
Πίνακας 9.1.3.5 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $FT_{spot}, FTSE_{t-1}$	85
Πίνακας 9.1.3.6 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $FT_{spot}, FTSE_{t-2}$	86
Πίνακας 9.1.3.7 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $FT_{spot}, FTSE_{t-4}$	86
Πίνακας 9.1.3.8 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $FT_{spot}, FTSE_{t-5}$	87
Πίνακας 9.2.1.1 Information Criteria για την SP_{spot}	88
Πίνακας 9.2.1.2 LM test για την SP_{spot}	90
Πίνακας 9.2.1.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας της SP_{spot}	90
Πίνακας 9.2.1.4 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε sub samples της SP_{spot}	90
Πίνακας 9.2.1.5 Information Criteria για την FPS_{t-1}	91
Πίνακας 9.2.1.6 LM test για την FPS_{t-1}	91
Πίνακας 9.2.1.7 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-1}	91
Πίνακας 9.2.1.8 Information Criteria για την FSP_{t-2}	92
Πίνακας 9.2.1.9 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-2}	92
Πίνακας 9.2.1.10 Information Criteria για την FSP_{t-3}	92
Πίνακας 9.2.1.11 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-3}	93
Πίνακας 9.2.1.12 Information Criteria για την FSP_{t-4}	93
Πίνακας 9.2.1.13 LM test για την FSP_{t-4}	93
Πίνακας 9.2.1.14 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-4}	94
Πίνακας 9.2.1.15 Information Criteria για την FSP_{t-5}	94
Πίνακας 9.2.1.16 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-5}	94
Πίνακας 9.2.1.17 Information Criteria για την FSP_{t-6}	95
Πίνακας 9.2.1.18 LM test για την FSP_{t-6}	95
Πίνακας 9.2.1.19 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-6}	95
Πίνακας 9.2.1.20 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-6}	95
Πίνακας 9.2.2.1 Information Criteria για SP_{spot}, FSP_{t-1}	96
Πίνακας 9.2.2.2 LM test SP_{spot}, FSP_{t-1}	97
Πίνακας 9.2.2.3 L-max και L-Trace Statistics για SP_{spot}, FSP_{t-1}	97
Πίνακας 9.2.2.4 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SP_{spot}, FSP_{t-1}	97
Πίνακας 9.2.2.5 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας SP_{spot}, FSP_{t-1}	98
Πίνακας 9.2.2.6 Information Criteria για SP_{spot}, FSP_{t-2}	98
Πίνακας 9.2.2.7 LM test SP_{spot}, FSP_{t-2}	98
Πίνακας 9.2.2.8 L-max και L-Trace Statistics για SP_{spot}, FSP_{t-2}	98
Πίνακας 9.2.2.9 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SP_{spot}, FSP_{t-2}	99
Πίνακας 9.2.2.10 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας SP_{spot}, FSP_{t-2}	99
Πίνακας 9.2.2.11 Information Criteria για SP_{spot}, FSP_{t-3}	99
Πίνακας 9.2.2.12 L-max και L-Trace Statistics για SP_{spot}, FSP_{t-3}	99
Πίνακας 9.2.2.13 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SP_{spot}, FSP_{t-3}	100

Πίνακας 9.2.2.14 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας $Spspot, FSP_{t-3}$	100
Πίνακας 9.2.2.15 Information Criteria για $SPspot, FSP_{t-4}$	100
Πίνακας 9.2.2.16 L-max και L-Trace Statistics για $Spspot, FSP_{t-4}$	100
Πίνακας 9.2.2.17 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης $SPspot, FSP_{t-4}$	101
Πίνακας 9.2.2.18 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας $Spspot, FSP_{t-4}$	101
Πίνακας 9.2.2.19 Information Criteria για $SPspot, FSP_{t-5}$	101
Πίνακας 9.2.2.20 LM test $SPspot, FSP_{t-5}$	101
Πίνακας 9.2.2.21 L-max και L-Trace Statistics για $Spspot, FSP_{t-5}$	102
Πίνακας 9.2.2.22 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης $SPspot, FSP_{t-5}$	102
Πίνακας 9.2.2.23 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας $Spspot, FSP_{t-5}$	102
Πίνακας 9.2.2.24 Information Criteria για $SPspot, FSP_{t-6}$	102
Πίνακας 9.2.2.25 L-max και L-Trace Statistics για $Spspot, FSP_{t-6}$	103
Πίνακας 9.2.2.26 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης $SPspot, FSP_{t-6}$	103
Πίνακας 9.2.2.27 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας $Spspot, FSP_{t-6}$	103
Πίνακας 9.2.3.1 Προσδιορισμός χρονικών υστερήσεων του ΜΔΣ για $SPspot, FSP_{t-1}$	104
Πίνακας 9.2.3.2 LM test για ΜΔΣ των $SPspot, FSP_{t-1}$	105
Πίνακας 9.2.3.3 Heteroskedasticity Tests για ΜΔΣ των $SPspot, FSP_{t-1}$	105
Πίνακας 9.2.3.4 Normality Test για ΜΔΣ των $SPspot, FSP_{t-1}$	105
Πίνακας 9.2.3.5 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $SPspot, FSP_{t-1}$	106
Πίνακας 9.2.3.6 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $SPspot, FSP_{t-2}$	106
Πίνακας 9.2.3.7 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $SPspot, FSP_{t-4}$	107
Πίνακας 9.2.3.8 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των $SPspot, FSP_{t-5}$	107
Πίνακας 10.1 Σύνοπτικά Συγκεντρωτικά Αποτελέσματα.....	108
Πίνακας 11.1 Έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen για Spot και Futures.....	114
Πίνακας 11.2 Μοντέλα Διόρθωσης Σφάλματος των Spot και Futures.....	115

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην ανά χείρας μελέτη εξετάζονται οι υποθέσεις της αμεροληψίας και της αποτελεσματικότητας των αγορών για τα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης με υποκείμενους τίτλους τους χρηματιστηριακούς δείκτες του Λονδίνου FT-SE 100 και της Αμερικής S&P 500. Ακολουθείται η μεθοδολογία της συνολοκλήρωσης και διαπιστώνονται κοινά χαρακτηριστικά στη συμπεριφορά των εν λόγω δεικτών. Η υπόθεση της μακροχρόνιας αμεροληψίας ισχύει για όλους τους μήνες πριν τη λήξη, πλην των τριών και έξι. Αντίθετα, η από-κοινού υπόθεση της αποτελεσματικότητας και της βραχυχρόνιας αμεροληψίας διαπιστώνεται μόνο για τα συμβόλαια που απέχουν ένα και δύο μήνες πριν από τη λήξη. Τα συμπεράσματα αυτά έχουν ιδιαίτερη σημασία και χρησιμότητα για τους επενδυτές που χρησιμοποιούν τα ανωτέρω συμβόλαια.

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Στην παρούσα μελέτη θα διερευνηθεί το αντικείμενο της αμεροληπτικής ιδιότητας των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης (futures). Συγκεκριμένα, θα εξεταστεί κατά πόσο μια ξεχωριστή κατηγορία futures- αυτή που έχει ως υποκείμενο τίτλο χρηματιστηριακούς δείκτες- είναι σε θέση να δίνει αμερόληπτες μακροχρόνιες και βραχυχρόνιες εκτιμήσεις για τις μελλοντικές τιμές της άμεσης αγοράς. Οι έλεγχοι αμεροληψίας που εφαρμόζονται έχουν εκληφθεί αρκετές φορές από τους εκάστοτε αναλυτές και ως έλεγχοι της αποτελεσματικότητας της αγοράς, συνεπώς η παρούσα μελέτη θα μπορούσε να θεωρηθεί και ως έλεγχος αποτελεσματικότητας για την ανωτέρω κατηγορία των futures.

Η ιδιότητα της ανακαλύψεως της τιμής (price discovery) αποτελεί ένα θεμελιώδη σκοπό των αγορών των futures και υπονοεί ότι οι συμμετέχοντες στην αγορά μπορούν να χρησιμοποιήσουν τα συμβόλαια αυτά για να προβλέψουν τις μελλοντικές spot τιμές. Ο σκοπός αυτός των futures επιτελείται αν ισχύει η ιδιότητα της αμεροληψίας. Η πραγματικότητα έχει αποδείξει ότι οι πληροφορίες αναφορικά με το μέλλον δεν είναι διόλου φθηνές ενώ υπέρογκα ποσά και ανθρωπόωρες δαπανώνται καθημερινά με σκοπό την πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών. Αν υποθέσουμε ότι τα futures σε χρηματιστηριακούς δείκτες είναι σε θέση να επιτελούν αυτήν την ιδιότητα τότε αποτελούν μια πολύ φθηνή πηγή πληροφόρησης για τη διενέργεια προβλέψεων. Περαιτέρω, η πληροφόρηση αυτή είναι ιδιαίτερα σημαντική για ένα μεγάλο αριθμό οικονομούντων ατόμων, είτε αυτοί είναι επενδυτές ή κερδοσκόποι ή επιδιώκουν την αντιστάθμιση του κινδύνου. Ωστόσο, η καθημερινή εμπειρία μας υποδεικνύει ότι αρκετές φορές η ύπαρξη συστηματικού κινδύνου και οι ενέργειες των αντισταθμιστών (hedgers) δημιουργούν μη προβλέψιμες αποκλίσεις μεταξύ των τιμών futures και των πραγματοποιηθέντων spot. Πάραυτα, η σημασία της προβλεπτικής ικανότητας των futures και η επίδρασή που μπορεί η ύπαρξή της να έχει στην οικονομική ζωή, συνεπάγεται ότι αξίζει να διερευνηθεί.

Μεγάλο μέρος της βιβλιογραφίας έχει αφιερωθεί στις διάφορες κατηγορίες των futures αλλά δεν συμβαίνει το ίδιο και για την κατηγορία των futures με υποκείμενο τίτλο χρηματιστηριακούς δείκτες. Αναφορικά με την τελευταία, το μεγαλύτερο ποσοστό της αρθρογραφίας έχει αφιερωθεί σε ελέγχους της

βραχυχρόνιας αμεροληψίας¹ ενώ η περίπτωση της μακροχρόνιας μάλλον έχει παραμεληθεί. Αν αναλογιστούμε και το γεγονός ότι τα τελευταία χρόνια τα futures σε χρηματιστηριακούς δείκτες αναπτύσσονται ταχύτατα και χρησιμοποιούνται όλο και περισσότερο από επενδυτικούς οργανισμούς και ταμεία, τότε η μελέτη της αμεροληψίας καθίσταται περισσότερο επιτακτική.

Αξίζει να σημειωθεί ότι στην υπάρχουσα βιβλιογραφία υπάρχουν αρκετά αμφιλεγόμενα σημεία σχετικά με τα δεδομένα που έχουν χρησιμοποιηθεί για τις εκάστοτε αναλύσεις, αλλά και αρκετά ερωτηματικά για τις μεθόδους που έχουν επιλεγεί. Επίσης, το γεγονός της αδυναμίας των ακολουθούμενων μεθοδολογιών αναφορικά με την υψηλή ευαισθησία των εξαγόμενων αποτελεσμάτων στις χρησιμοποιούμενες υποθέσεις αποτελεί ένα παραπάνω λόγο επανεξέτασης. Η παρούσα μελέτη επιχειρεί να εξετάσει για πρώτη φορά το αντικείμενο των αμερόληπτων εκτιμήσεων σε δύο ταυτόχρονα από τις μεγαλύτερες αγορές των index futures της Αμερικής και της Ευρώπης χρησιμοποιώντας τις πλέον σύγχρονες στατιστικές μεθόδους. Με αυτόν τον τρόπο είμαστε σε θέση να γενικεύσουμε τα αποτελέσματα μας για την ευρύτερη κατηγορία των stock index futures και να εξάγουμε χρήσιμα συμπεράσματα για αυτή.

Σκοπός λοιπόν της μελέτης αυτής είναι να εξαχθούν αυστηρά και ξεκάθαρα αποτελέσματα για την υπόθεση της αμεροληψίας των futures σε χρηματιστηριακούς δείκτες αξιοποιώντας την υπάρχουσα γνώση και εμπειρία στο θέμα αυτό. Η διάρθρωση της διατριβής έχει ως ακολούθως: Αρχικά αναφερόμαστε στα γενικά και θεσμικά χαρακτηριστικά των αγορών των futures. Στη συνέχεια προχωρούμε στην ανάλυση των υποδειγμάτων τιμολόγησής τους και προσδιορίζουμε την ισορροπία στην αγορά των futures μέσα από ένα υπόδειγμα δύο περιόδων. Ακολουθεί η ποιοτική ανάλυση της διερευνηθείσας υπόθεσης διατυπώνοντας διεξοδικά τις επικρατέστερες θεωρίες και την κριτική που έχουν δεχθεί μέχρι σήμερα. Συνεχίζουμε με την περιγραφή της μεθοδολογίας που ακολουθείται και μια συνοπτική επισκόπηση της βιβλιογραφίας. Η μελέτη τελειώνει με την εμπειρική ανάλυση και την εξαγωγή συμπερασμάτων.

¹ Αναφερόμαστε στις μελέτες των σχέσεων αιτιότητας futures και spot τιμών με την έννοια της διερεύνησης των lead-lag σχέσεων, βλ. Pizzi, Economopoulos O'neil (1992), Wahab and Lashgari (1993)

2 ΣΥΜΒΟΛΑΙΑ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΗΣ ΕΚΠΛΗΡΩΣΗΣ: ΟΡΙΣΜΟΣ ΚΑΙ ΘΕΣΜΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ

Τα Συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης αποτελούν διμερείς συμφωνίες για αγορά ή πώληση ενός περιουσιακού στοιχείου μέσα σε μια μελλοντική χρονική περίοδο και σε μια συγκεκριμένη τιμή.

Πρόκειται για τυποποιημένα συμβόλαια που διαπραγματεύονται σε οργανωμένα χρηματιστήρια και σε αρκετές περιπτώσεις δεν είναι επιτρεπτή η παράδοση του υποκείμενου τίτλου αλλά γίνεται διακανονισμός τους με μετρητά (cash settlement). Τα futures λοιπόν είναι διαπραγματεύσιμα αξιόγραφα χωρίς τον πιστωτικό κίνδυνο που συνεπάγονται οι διμερείς συμβάσεις (κίνδυνος αθέτησης της συμφωνίας), αφού λειτουργούν μέσω της καθημερινής χρεοπίστωσης των ανοικτών θέσεων (marked to market). Υπάρχει κάποια εταιρία εκκαθάρισης των συναλλαγών που ενεργεί σαν αντισυμβαλλόμενος στις συναλλαγές επιβάλλοντας το άνοιγμα λογαριασμών (margin accounts) στους συμμετέχοντες στην αγορά των futures. Όταν ανοίξει κάποια θέση, ένα αρχικό ποσό (initial margin) κατατίθεται στους ανωτέρω λογαριασμούς (με τη μορφή μετρητών ή βραχυχρόνιων τίτλων μηδενικού κινδύνου). Αν το ποσό του λογαριασμού μειωθεί κάτω από κάποιο επίπεδο (maintenance margin, ίσο συνήθως με το 75% του initial margin) τότε γίνεται όχληση (margin call) του καταθέτη για κατάθεση επιπλέον χρημάτων που θα επαναφέρουν το υπόλοιπο του λογαριασμού στο initial margin.

Τα futures καθορίζονται επακριβώς από το χρηματιστήριο στο οποίο διαπραγματεύονται, το οποίο προσδιορίζει την ακριβή φύση του παραδοτέου περιουσιακού στοιχείου, το μήνα παράδοσης, τις μονάδες μέτρησής του, τα επίπεδα των απαιτούμενων λογαριασμών χρεοπίστωσης, τις ώρες κλπ.

Οι χρήστες των συμβολαίων futures θα μπορούσαν να ταξινομηθούν ανάλογα με την τακτική διαπραγμάτευσής τους σε τρεις κατηγορίες:

Τους αντισταθμιστές κινδύνου (hedgers) των οποίων το κύριο χαρακτηριστικό είναι η κατοχή θέσης στην spot αγορά. Κάτι τέτοιο συνεπάγεται είτε την κατοχή του τίτλου, είτε την ύπαρξη σχεδίου ή δέσμευσης για μελλοντική αγορά ή πώλησή του. Ο hedger χρησιμοποιεί την αγορά των futures για να μειώσει τον κίνδυνο που προκαλείται από τις μεταβολές των χρηματικών περιουσιακών στοιχείων που κατέχει. Κάτι τέτοιο καθίσταται εφικτό αναλαμβάνοντας μέσω των futures αντίστροφο ρίσκο από αυτό στο οποίο είναι εκτεθειμένος. Έτσι, στην περίπτωση που κατέχει ένα

χαρτοφυλάκιο μετοχών, μπορεί να αντισταθμίσει την αξία του χαρτοφυλακίου του πωλώντας συμβόλαια futures με υποκείμενο τίτλο το χρηματιστηριακό δείκτη.

Τους κερδοσκόπους (speculators), οι οποίοι είναι επενδυτές διατιθέμενοι να αναλάβουν το ρίσκο επένδυσης στην αγορά των futures προσδοκώντας να πραγματοποιήσουν κέρδος. Διακρίνονται δύο είδη κερδοσκόπων: εκείνων που βασίζονται στις επενδυτικές τους επιλογές στην θεμελιώδη ανάλυση και εκείνων που χρησιμοποιούν την τεχνική ανάλυση για την επιλογή της θέσης τους στην αγορά των futures. Είναι σημαντικό στο σημείο αυτό να υπογραμμίσουμε την χρησιμότητα της ύπαρξης κερδοσκόπων στην αγορά αφού αυτοί παρέχουν ρευστότητα, βάθος και πλάτος στην αγορά και η παρέμβασή τους είναι απαραίτητη για να είναι δυνατή η αντιστάθμιση αφού οι κερδοσκόποι αναλαμβάνουν το ρίσκο απ' το οποίο οι αντισταθμιστές θέλουν να απαλλαγούν.

Τους spreaders που χρησιμοποιούν τις αποκλίσεις των futures για να κερδοσκοπήσουν με χαμηλό κίνδυνο. Τα spreads στην περίπτωση των futures έχουν να κάνουν με τις διαφορές που παρατηρούνται μεταξύ μιας θέσης αγοράς σε ένα συμβόλαιο και μια θέσης πώλησης σε ένα άλλο. Τα spreads αυτά μπορεί να αφορούν σε αγοραπωλησία ενός εμπορεύματος με διαφορετική λήξη (intra-commodity) ή και σε αγοραπωλησίες διαφορετικών εμπορευμάτων (inter-commodity).

Τέλος, διακρίνουμε τους arbitrageurs οι οποίοι επιχειρούν να επωφεληθούν από τις διαφορές μεταξύ ιδίων θέσεων spot και futures. Η σύγκλιση των τιμών των futures και των spot στη λήξη οφείλεται σε αυτήν την κατηγορία των επενδυτών. Θα μπορούσαμε να πούμε λοιπόν ότι οι arbitragers διασφαλίζουν την ισχύ των θεωρητικών σχέσεων και της ισορροπίας στην αγορά των futures.

Έχοντας υπ' όψιν την μακρά ιστορία των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης, η ύπαρξή τους θα έπρεπε να θεμελιωθεί στην επίτευξη από μέρους τους κάποιας κοινωνικής ωφέλειας που πηγάζει και έχει ως σημείο αναφοράς τους επενδυτές που ανήκουν στις προαναφερθέντες κατηγορίες. Για το λόγο αυτό αξίζει να αναφερθούμε στη χρησιμότητα των futures και τους σκοπούς που αυτά επιτελούν:

Μια βασική ιδιότητα των futures η οποία θεωρείται ιδιαίτερα σημαντική και έχει δεχθεί έντονη πολεμική στη βιβλιογραφία μέχρι σήμερα είναι η ιδιότητα της αποκαλυπτικότητας της τιμής (price discovery). Η τελευταία θεωρείται ότι έχει να κάνει με την ικανότητα των συμβολαίων futures να προβλέψουν τις μελλοντικές τιμές της άμεσης αγοράς. Συγκεκριμένα, οι επενδυτές παίρνοντας θέση αγοράς ή πώλησης στην αγορά των futures συμφωνούν στην παράδοση ή λήψη του υποκείμενου τίτλου

σε μια προκαθορισμένη τιμή. Είναι λοιπόν αναμενόμενο οι τιμές των futures, συγκεντρώνοντας τις προβλέψεις του συνόλου των επενδυτών, να αντικατοπτρίζουν τις προσδοκίες τους για τις μελλοντικές spot τιμές. Οι προβλέψεις αυτές σε αρκετές περιπτώσεις θεωρούνται ισάξιες και συγκρίσιμες σε ακρίβεια και με άλλα είδη προβλέψεων. Τα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης συμβάλλουν λοιπόν στην επίτευξη καλύτερων εκτιμήσεων για τις μελλοντικές τιμές άρα και στην πιο ορθολογική κατανομή των πόρων της οικονομίας.

Μια δεύτερη θεμελιώδης ιδιότητα των futures που αποτελεί και τον βασικότερο λόγο ύπαρξής τους είναι η αντιστάθμιση του κινδύνου. Όπως είδαμε και παραπάνω η αγορά των futures υποκαθιστά την spot και δίνει την ευκαιρία σε όσους έχουν ένα προϋπάρχον ρίσκο να το αντισταθμίσουν. Με αυτόν τον τρόπο αυξάνεται η κοινωνική ωφέλεια αφού δίνεται η ευκαιρία να αντισταθμιστεί ο κίνδυνος που συνεπάγονται ορισμένες επενδυτικές επιλογές με αποτέλεσμα οι τελευταίες να αναλαμβάνονται.

Τέλος, σημειώνουμε ότι οι δύο αυτές ιδιότητες των futures συνδέονται άμεσα. μέσο της έννοιας της κόστους αντιστάθμισης. Όπως θα αναλυθεί και αργότερα, η ύπαρξη υψηλών πριμ κινδύνου αυξάνει το κόστος αντιστάθμισης και το αντίστροφο.

3 ΜΟΝΤΕΛΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΤΩΝ Σ.Μ.Ε

Για την διαμόρφωση ενός μοντέλου αποτίμησης των συμβολαίων futures θα χρησιμοποιήσουμε αρχικά την έννοια της τιμής forward μιας επένδυσης. Για την καταλληλότητα του μοντέλου μας είναι απαραίτητη η ισχύς των κατωτέρω υποθέσεων για ένα τμήμα των οικονομούντων ατόμων. Συγκεκριμένα τα τελευταία πρέπει:

- α) Να μην επιβαρύνονται με κόστη συναλλαγών,
- β) Να επιβαρύνονται με τον ίδιο φορολογικό συντελεστή επί των καθαρών κερδών,
- γ) Να μπορούν να δανείσουν και να δανειστούν με το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου,
- δ) Να μην υπάρχουν ευκαιρίες συστηματικής εξισορροπητικής αγοραπωλησίας
- στ) Το short selling είναι επιθυμητό, όχι όμως και απαραίτητο εφόσον υπάρχουν επενδυτές με μακροχρόνιο επενδυτικό ορίζοντα.

Αν υποθέσουμε συνεχή ανατοκισμό, η ισχύς των παραπάνω υποθέσεων συνεπάγεται ότι για ένα επενδυτικό περιουσιακό στοιχείο που δεν παρέχει κάποιο εισόδημα, η Forward τιμή του θα είναι:

$$F_0 = S_0 e^{r(T-t)} \quad (3.1)$$

όπου S_0 η τιμή του περιουσιακού στοιχείου στην άμεση αγορά, r το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και t, T ο χρόνος έναρξης και λήξης της επένδυσης αντίστοιχα. Η σχέση αυτή είναι μια σχέση arbitrage αφού σε περίπτωση που υπάρχουν αποκλίσεις από αυτή δημιουργούνται ευκαιρίες εξισορροπητικής αγοραπωλησίας.

Ενδιαφέρον στο σημείο αυτό παρουσιάζει ο προσδιορισμός της forward τιμής ενός περιουσιακού στοιχείου που παρέχει κάποια συνεχή μερισματική απόδοση (q), όπως άλλωστε συμβαίνει και στην περίπτωση των futures με υποκείμενο τίτλο χρηματιστηριακούς δείκτες. Θεωρώντας τέλεια διαιρετότητα των τίτλων, έστω ότι ακολουθούμε την εξής επενδυτική στρατηγική:

- αγορά ποσότητας e^{-qt} ενός περιουσιακού στοιχείου και επανεπένδυση των εισοδημάτων σε αυτό
- Πώληση συμβολαίου forward σε μια μονάδα του στοιχείου

Στην περίπτωση αυτή η διακράτηση της ποσότητας e^{-qt} του στοιχείου μέχρι το χρόνο T θα αποφέρει ακριβώς μία μονάδα του στοιχείου αυτού. Έχουμε συνεπώς μια αρχική εκροή ίση με $S_0 e^{-qt}$ και μια εισροή (F_0) της οποίας η παρούσα αξία είναι

$F_0 e^{-rT}$. Θα πρέπει οι ροές αυτές να ίσες (σχέση arbitrage), δηλαδή:

$$S_0 e^{-qT} = F_0 e^{-rT} \text{ ή}$$

$$F_0 = S_0 e^{(r-q)T} \quad (3.2)$$

Διακρίνουμε τρεις διαφορετικές περιπτώσεις που μπορεί να επικρατούν στις αγορές των futures:

$$F_{0,t} > S_0 \quad (\Rightarrow r > q) \quad \text{Κατάσταση Contango} \quad (3.3)$$

$$F_{0,t} < S_0 \quad (\Rightarrow r < q) \quad \text{Κατάσταση (Keynes') Backwardation} \quad (3.4)$$

$$F_0 < E(S_T) \quad \text{Κατάσταση Normal Backwardation} \quad (3.5)$$

Μέχρι τώρα η τιμολόγηση των συμβολαίων futures έγινε με την χρήση της no arbitrage θεωρίας, ή αλλιώς την ισχύ μηδενικής καθαρής παρούσας αξίας στις ανωτέρω επενδυτικές στρατηγικές. Μια εναλλακτική και ισοδύναμη παρουσίαση του μοντέλου αποτίμησης των futures θα μπορούσε να γίνει μέσω του μοντέλου cost-of-carry ή αλλιώς της θεωρίας των carrying charges των τιμών των futures. Το cost-of-carry δεν είναι τίποτε άλλο από το κόστος «μεταφοράς» ενός εμπορεύματος σε κάποια μελλοντική χρονική στιγμή. Τα κόστη διακράτησης περιλαμβάνουν τις εξής τέσσερις κατηγορίες: κόστος αποθήκευσης, κόστος ασφάλισης, κόστος μεταφοράς και κόστος χρηματοδότησης. Αξίζει να σημειωθεί ότι ενώ τα κόστη αποθήκευσης φαίνεται να ισχύουν μόνο για τα φυσικά αγαθά είναι δυνατόν να εμφανίζονται και στην περίπτωση των χρηματοοικονομικών. Έτσι η κατοχή για παράδειγμα ενός χαρτοφυλακίου μετοχών που προσφέρουν κάποιο μέρισμα ενέχει και το στοιχείο του κόστους αποθήκευσης που στη συγκεκριμένη περίπτωση θεωρείται το κόστος επανεπένδυσης των μερισμάτων στην τράπεζα ή σε εναλλακτικές τοποθετήσεις.

Το βασικό μοντέλο cost-of-carry σε μια τέλεια αγορά με απεριόριστη δυνατότητα short-selling δίνεται από την εξίσωση:

$$F_{0,t} = S_0 (1 + C) \quad (3.6)$$

όπου C είναι το ποσοστό του κόστους διακράτησης του εμπορεύματος για το χρονικό διάστημα $t=0$ έως t .

Σε περίπτωση που δεν ισχύει η παραπάνω εξίσωση διακρίνονται δύο στρατηγικές εξισορροπητικής αγοραπωλησίας: Η στρατηγική cash-and-carry (όταν $F_{0,t} > S_0 (1 + C)$) όπου ο επενδυτής αγοράζει τον υποκείμενο τίτλο και πωλεί τα αντίστοιχα συμβόλαια futures διακρατώντας τους τίτλους μέχρι τη λήξη και η

στρατηγική reverse cash-and-carry (όταν $F_{0,t} < S_0(1+C)$) όπου ο επενδυτής παίρνει θέση short στις μετοχές, επενδύει τα έσοδα του και αγοράζει τα futures. Το C στην παραπάνω εξίσωση μπορεί να απεικονιστεί και ως:

$$C = \frac{F_{0,t}}{S_0} - 1 \quad (3.7)$$

που ονομάζεται Implied repo rate δηλαδή, είναι το επιτόκιο που συνεπάγεται η διαφορά των futures με τις spot τιμές. Αν είναι δυνατός ο δανεισμός σε επιτόκιο χαμηλότερο του implied repo rate τότε υπάρχουν περιθώρια για εξισορροπητική αγοραπωλησία

Προχωρούμε εξειδικεύοντας τη θεωρία του cost-of-carry για την περίπτωση των futures με υποκείμενο τίτλο χρηματιστηριακούς δείκτες. Είναι γνωστό ότι τα τελευταία δεν περιλαμβάνουν μερίσματα των μετοχών του υποκείμενου δείκτη συνεπώς η εξίσωση 3.6 πρέπει να προσαρμοστεί έτσι ώστε να συνυπολογίζονται και τα μερίσματα που λαμβάνονται για τη χρονική περίοδο ισχύος των συμβολαίων. Ουσιαστικά, η δυνατότητα της λήψης μερισμάτων μειώνει το κόστος διακράτησης των μετοχών. Η διακράτηση των μετοχών από τον επενδυτή επιβάλλει τη χρηματοδότηση της τιμής αγοράς μέχρι τη λήξη όμως, παράλληλα, ο επενδυτής θα εισπράξει μερίσματα τα οποία θα μειώσουν την τιμή των μετοχών. Στην περίπτωση των futures σε χρηματιστηριακούς δείκτες, η τακτική cash and carry θα αποδώσει την μελλοντική τιμή των μετοχών του χρονικού ορίζοντα τις διακράτησης συν την αξία των επενδεδυμένων μερισμάτων μείον το κόστος χρηματοδότησης. Όμως το cash and carry απαιτεί η τιμή των futures να είναι ίση ή μικρότερη από τις εισροές στη λήξη των futures (συνθήκη arbitrage) συνεπώς, η τιμή των futures σε δείκτη πρέπει να ισούται με το κόστος των υποκείμενων μετοχών συν το κόστος διακράτησης αυτών ($S_0(1+C)$) μείον τη μελλοντική αξία των μερισμάτων που δικαιούνται ($D_i(1+r_i)$):

$$F_{0,t} = S_0(1+C) - \sum_{i=1}^N D_i(1+r_i) \quad (3.8)$$

όπου D_i το i μέρισμα

και r_i το επιτόκιο επένδυσης του i μερισματος από την ημέρα εισπράξης έως τη λήξη του συμβολαίου.

Όπως έχει σημειωθεί και παραπάνω οι ευκαιρίες για arbitrage στην περίπτωση των index futures εξαρτώνται από το καθαρό κόστος χρηματοδότησης (NFC), τη διαφορά δηλαδή μεταξύ της μερισματικής απόδοσης και του επιτοκίου επένδυσης. Αν

$F_{0,t} - S > NFC$ τότε το συμβόλαιο futures θεωρείται υπερτιμημένο ενώ όταν

$F_{0,t} - S < NFC$ υποτιμημένο.

Επιπλέον, η απόδοσή τους είναι μικρότερη από την απόδοσή τους με μερισμάτια. Οι επενδυτές θεωρούν ότι ακολουθούν τις αρχές της θεωρίας του μέγιστου όφους, λαμβάνουν τις αποφάσεις τους σύμφωνα με την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο, απαιτούνται τον κίνδυνο και επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση των κερδών τους.

Έτσι, όσα οι επενδυτές επενδύουν στην άμεση αγορά και στην αγορά των futures με σκοπό να μεγιστοποιήσουν την χρησιμότητά τους (U), τότε ο γ τον κέρδη των επενδυμένων συμβολαίων futures και α τον κίνδυνο των επενδύσεων που προέρχεται από τις κινήσεις στην άμεση αγορά. Επειδή η τιμή αποτίμησης των futures τη χρονική περίοδο $t=1$ και $f_{1,t}$ των futures για την $t=0$. Τότε, το πρόβλημα μεγιστοποίησης της χρησιμότητας επενδυτική αγορά είναι ως εξής:

$$\max(U)$$

$$\text{όπου } U = E[\gamma + \alpha(f_{1,t} - f_{0,t})] - \lambda[\alpha^2 Var(f_{1,t}) + \gamma^2 Var(S)] \quad (4.1)$$

και λ ο συντελεστής ισορροπίας που ελαττώνει α προς τον κίνδυνο. Λόγω του παραπάνω πρόβλημα μεγιστοποίησης παίρνουμε:

$$D_t(f_t) = \alpha = \frac{E(f_t) - f_{0,t}}{2k Var(f_t)} \quad (4.2)$$

Η ανώτερη εξίσωση ελαττώνει τη ζήτηση στην αγορά των futures (στην τιμή $f_{0,t}$) ή στην άμεση αγορά (στην τιμή $f_{1,t}$) και συμβολίζει τον κίνδυνο των επενδύσεων futures (α). Το κέρδη μέλλει της $(f_{1,t} - f_{0,t})$ και ελαττώνει τη ζήτηση των futures για ισορροπία από τον κίνδυνο $Var(f_{1,t})$.

Από την εξίσωση (4.2) τη ζήτηση για συμβολίσματα. Μπορεί επίσης να ερμηνευθεί ότι τα α ή γ λαμβάνουν θέσεις παρόμοιες στα futures με κέρδη ή απώλειες από την άμεση αγορά και το αντίστροφο. Επίσης, μια τέτοια αντιστάθμιση (perfect hedge) απαιτεί τέτοια συνθήκη και ισορροπία των δικαιωμάτων που μετέχει των αγοράς futures και spot. Εάν υποθέσουμε ότι το μέγεθος των επενδύσεων (buy/sell) που κάνουν οι επενδυτές είναι α τότε η απόδοση των επενδύσεων

* Dr. Ioannis A. Christakis, Master of Finance and Derivatives

4 ΙΣΟΡΡΟΠΙΑ ΣΤΗΝ ΑΓΟΡΑ ΤΩΝ Σ.Μ.Ε

Η ισορροπία στην αγορά των futures προσδιορίζεται μέσω ενός υποδείγματος μιας περιόδου². Οι επενδυτές θεωρείται ότι ακολουθούν τις αρχές της θεωρίας του Markowitz δηλαδή, λαμβάνουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις σύμφωνα με την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο, αποστρέφονται τον κίνδυνο και επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση του πλούτου τους.

Έστω ότι οι επενδυτές επενδύουν στην άμεση αγορά και στην αγορά των futures με σκοπό να μεγιστοποιήσουν την χρησιμότητά τους (U). Θέτουμε y τον αριθμό των επιθυμητών συμβολαίων futures και e τον πλούτο των επενδυτών που προέρχεται από τις τοποθετήσεις στη spot αγορά. Επίσης, f_1 είναι η τιμή εκκαθάρισης των futures τη χρονική περίοδο $t=1$ και f_0 η τιμή των futures για την $t=0$. Τότε, το πρόβλημα μεγιστοποίησης της χρησιμότητας του επενδυτή εκφράζεται ως εξής:

$$\max_y (U)$$

$$\text{όπου } U = E[e + y(f_1 - f_0)] - k_i \text{Var}[e + y(f_1 - f_0)] \quad (4.1)$$

και k_i ο συντελεστής αποστροφής του επενδυτή i προς τον κίνδυνο.

Λύνοντας το παραπάνω πρόβλημα μεγιστοποίησης παίρνουμε:

$$D_i(f_0) \equiv y_i^* = \frac{E(f_1) - f_0}{2k_i \text{Var}(f_1)} \frac{\text{Cov}(e, f_1)}{\text{Var}(f_1)} \quad (4.2)$$

Η ανωτέρω εξίσωση εκφράζει τη ζήτηση στην αγορά των futures (στην τιμή f_0) η οποία αντιστοιχεί και στον άριστο αριθμό των συμβολαίων futures (y_i^*). Το

πρώτο μέλος της $\left(\frac{E(f_1) - f_0}{2k_i \text{Var}(f_1)}\right)$ εκφράζει τη ζήτηση των futures για κερδοσκοπία ενώ

το δεύτερο $\left(-\frac{\text{Cov}(e, f_1)}{\text{Var}(f_1)}\right)$ τη ζήτηση για αντιστάθμιση. Μπορεί κανείς να

παρατηρήσει ότι οι αντισταθμιστές λαμβάνουν θέσεις πωλητών στα futures αν κατέχουν θέσεις αγοράς στην άμεση αγορά και το αντίστροφο. Επίσης μια τέλεια αντιστάθμιση (perfect hedge) απαιτεί τέλεια συσχέτιση και ισοδυναμία των διακυμάνσεων μεταξύ των αγορών futures και spot. Εδώ υπεισέρχεται και το θέμα του κινδύνου βάσης (basis risk) που καθιστά ανέφικτη κατά κανόνα την επίτευξη

² βλ. Benos, A., (2000) Class Notes on Futures and Derivatives

τέλειας αντιστάθμισης για μεγάλα χρονικά διαστήματα. Τέλος, είναι φανερό από τα παραπάνω ότι για να έχουμε ισορροπία στην αγορά πρέπει να υπάρχουν αποκλίνουσες προσδοκίες, δηλαδή η προσφορά των futures να ισούται με την ζήτηση. Η ισορροπία λοιπόν δίνεται από την εξίσωση:

$$D_i(f_0) = S_i(f_0) \quad \text{ή} \quad \sum_{i=1}^n y_i^* = 0 \quad (4.3)$$

Ενδιαφέρον παρουσιάζει στο σημείο αυτό ο προσδιορισμός της τιμής ισορροπίας των συμβολαίων futures, ο οποίος αποδεικνύεται ότι ισούται με:

$$f_0 = E(f_1) - \frac{2Cov(e, f_1)}{r} \quad (4.4)$$

όπου e ο πλούτος ολόκληρης της οικονομίας και r ο αρμονικός μέσος του συντελεστή αποστροφής. Με άλλα λόγια, η τιμή ισορροπίας των futures στο χρόνο 0 ισούται με τη μέση προσδοκώμενη τιμή μείον μια διόρθωση. Η διόρθωση αυτή, όπως αναλύεται και στο επόμενο κεφάλαιο, εξαρτάται από το πριμ κινδύνου (risk premium) το οποίο οι αντισταθμιστές είναι διατεθειμένοι να πληρώσουν προκειμένου να αντισταθμίσουν τον κίνδυνο.

5 ΘΕΩΡΙΕΣ ΤΙΜΟΛΟΓΗΣΗΣ ΤΩΝ Σ.Μ.Ε

Η διερεύνηση της ιδιότητας της αποκαλυπτικότητας της τιμής των συμβολαίων futures και κατ'έπекτασιν η διαμόρφωση μιας θεωρητικής βάσης τιμολόγησής τους είναι αντικείμενα εξέχουσας σημασίας, γεγονός που διαφαίνεται και από το μέγεθος της βιβλιογραφίας που έχει αφιερωθεί στα θέματα αυτά. Μια βασική θεωρία που θεμελιώνει την τιμολόγηση αλλά και επεξηγεί την προβλεπτική δομή τους είναι η θεωρία των προσδοκιών (expectations hypothesis). Σύμφωνα με την τελευταία, οι παρατηρούμενες σημερινές τιμές των futures (έστω το χρονικό σημείο t), που λήγουν σε μια μελλοντική χρονική στιγμή T , αντιπροσωπεύουν μια αμερόληπτη σημερινή πρόβλεψη για την μελλοντική spot τιμή. Η ιδιότητα αυτή μπορεί να αναπαρασταθεί ως εξής:

$$F_{i,T} = E_t(S_T), \quad (5.1)$$

όπου $F_{i,T}$ τιμή σήμερα ενός συμβολαίου future που λήγει στο χρόνο T και $E_t(S_T)$ η πρόβλεψη για την τιμή στην άμεση αγορά του υποκείμενου τίτλου στη λήξη του. Θεωρητικά, η κερδοσκοπία (speculation) «πιέζει» τις τιμές των futures προς την τιμή αυτή διότι αν η $F_{i,T}$ είναι μικρότερη της $E_t(S_T)$ οι κερδοσκόποι αναμένουν κέρδη καταλαμβάνοντας θέσεις αγορών στην αγορά των futures σήμερα, ενώ στην αντίθετη περίπτωση θέσεις πωλητών. Δεδομένου ότι υπάρχουν διαφορετικές προσδοκίες για τις μελλοντικές spot τιμές μεταξύ των κερδοσκόπων, οι τιμές των futures περιέχουν προβλεπτική ικανότητα αφού κατά μέσον όρο οι αντίθετες προβλέψεις τείνουν να εξισορροπούνται. Σύμφωνα λοιπόν με τη θεωρία των προσδοκιών, οι σημερινές τιμές των futures πρέπει να είναι σχετικά καλοί εκτιμητές των μελλοντικών spot τιμών. Η θεωρία αυτή έχει επαληθευτεί σε αρκετές αγορές όπως στις περιπτώσεις των Fama και French (1987) και Ma (1989), ωστόσο έχει ένα σημαντικό μειονέκτημα: Υποθέτει ότι η συναλλακτική δραστηριότητα των αντισταθμιστών δεν είναι σημαντική. Για το λόγο αυτό όπως θα δούμε παρακάτω διαμορφώθηκαν δύο εναλλακτικές θεωρίες προσέγγισης του ζητήματος.

Η πλειοψηφία των μελετητών έχουν εξετάσει τις αγορές των futures μέσα από το πρίσμα της αποστροφής του ρίσκου. Η τελευταία αναφέρεται στην συμπεριφορά απέναντι στο ρίσκο που ενσωματώνεται στις προτιμήσεις των επιχειρήσεων και των μεμονωμένων επενδυτών. Η αποστροφή προς το ρίσκο είναι σύμφωνη με τη μη γραμμική συνάρτηση χρησιμότητας έτσι ώστε επιχειρήσεις και επενδυτές να

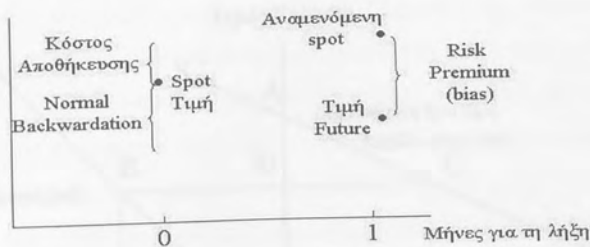
προτιμούν ένα σίγουρο αποτέλεσμα από ένα μεταβλητό με τον ίδιο μέσον όρο. Δύο θεωρίες υπάρχουν σχετικά με την επίδραση της αποστροφής του ρίσκου στις αποκλίσεις των τιμών των συμβολαίων futures από τις αναμενόμενες spot τιμές: Η θεωρία του normal backwardation (ή hedging pressure theory), η οποία υποστηρίζει ότι οι αποκλίσεις αυτές εμφανίζονται συστηματικά και η θεωρία του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (C.A.P.M) η οποία συσχετίζει τις αγοραίες τιμές με ένα μέτρο συστηματικού κινδύνου.

Ας υποθέσουμε ότι υπάρχουν δύο ομάδες επενδυτών στην αγορά των futures που είναι-όπως υποδεικνύει και το υπόδειγμα ισορροπίας της αγοράς- οι κερδοσκόποι και οι αντισταθμιστές. Οι κερδοσκόποι υποθέτουμε ότι διαμορφώνουν ορθολογικές προσδοκίες αναφορικά με τις μελλοντικές τιμές αξιοποιώντας αποτελεσματικά όλη την υπάρχουσα πληροφόρηση. Επίσης, οι προσδοκίες τους είναι ομοιογενείς, δηλαδή όλοι αναμένουν την ίδια μελλοντική τιμή spot. Αν οι εκτιμήσεις των κερδοσκόπων για τις μελλοντικές τιμές ταυτίζονταν με τις υπάρχουσες τιμές των συμβολαίων futures τότε δε θα υπήρχε κανένας λόγος να εισέλθουν στην αγορά των futures αφού αφενός δεν προσδοκούν κάποιο κέρδος ή ζημιά και αφετέρου η συμμετοχή τους θα συνεπάγεται την ανάληψη επιπρόσθετου ρίσκου. Αντίθετα, η ομάδα των αντισταθμιστών πρέπει να πάρει θέση είτε αγοράς (long) είτε πώλησης (short) για την αντιμετώπιση του ρίσκου που πηγάζει από τις δραστηριότητές τους. Οι κερδοσκόποι στην περίπτωση αυτή παίρνουν αντίστροφη θέση από εκείνη των αντισταθμιστών. Τι είναι όμως τελικά εκείνο που ωθεί τους κερδοσκόπους να αναλάβουν μια θέση στην αγορά των futures; Μια πιθανή εξήγηση δίνεται αρκετά πειστικά από τον Keynes (1930:143)

“οι spot τιμές πρέπει να υπερβαίνουν τις τιμές των futures κατά το ποσό το οποίο οι αντισταθμιστές είναι διατεθειμένοι να θυσιάσουν, προκειμένου να διασφαλιστούν από τον κίνδυνο... δηλαδή σε φυσιολογικές συνθήκες οι spot τιμές υπερβαίνουν τις τιμές των futures, παραδείγματος χάριν υπάρχει backwardation.”

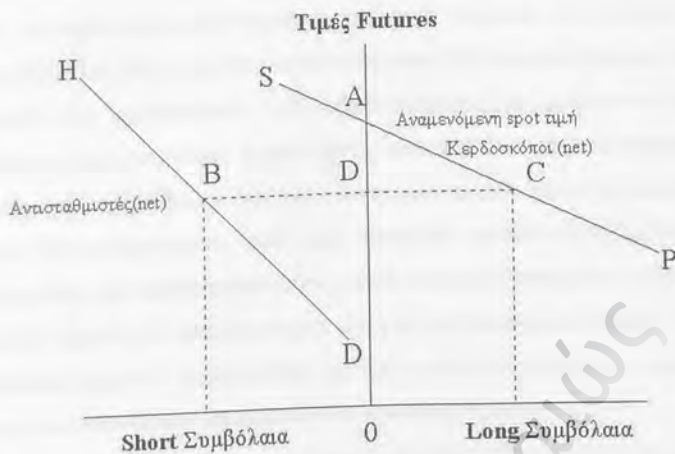
Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι οι κερδοσκόποι αναλαμβάνουν θέσεις Long στην αγορά των futures επειδή προσδοκούν ότι η διαφορά μεταξύ της τιμής των futures και της μελλοντικής spot τιμής είναι θετική, δηλαδή επειδή ανταμείβονται με ένα premium για την ανάληψη ρίσκου αφού οι τιμές των futures είναι προς τα κάτω μεροληπτικές εκτιμήσεις των spot που θα ισχύσουν στο μέλλον. Η σχέση αυτή είναι ορατή στο παρακάτω σχήμα:

Διάγραμμα 5-1 Σχέση τιμής Future και Αναμενόμενης Spot



Διαπιστώνουμε ότι πυρήνα της θεωρίας του normal backwardation αποτελεί το γεγονός ότι οι αντισταθμιστές είναι καθαρά πωλητές (net short) σαν ομάδα. Από αυτό προκύπτει ότι οι αντισταθμιστές αναζητούν ασφάλεια και οι κερδοσκόποι πρέπει να ανταμειφθούν με ένα πριμ κινδύνου για να την παρέχουν. Οι θέσεις των κερδοσκόπων και των αντισταθμιστών απεικονίζονται διαγραμματικά στο παρακάτω σχήμα:

Διάγραμμα 5-2 Θέσεις αντισταθμιστών και κερδοσκόπων στην αγορά των Futures



Παρατηρούμε ότι οι αντισταθμιστές όπως αναπτύξαμε και παραπάνω είναι net short στα futures για όλο το εύρος των τιμών των futures. Επίσης, οι θέσεις των δύο ομάδων στα συμβόλαια futures διαφοροποιείται με την τιμή των τελευταίων. Η γραμμή HD δείχνει τις επιθυμητές θέσεις των αντισταθμιστών για τις διάφορες τιμές ενώ η SP τις επιθυμητές θέσεις των speculators (οι HD και SP στην πραγματικότητα δεν είναι γραμμές αλλά απεικονίζονται έτσι για λόγους διευκόλυνσης). Οι αντισταθμιστές για χαμηλές τιμές γίνονται πωλητές λιγότερων συμβολαίων αντισταθμίζοντας μικρότερο ποσοστό του ρίσκου που αντιμετωπίζουν απ' ότι στη περίπτωση που οι τιμές θα ήταν υψηλές. Αντίθετα, οι κερδοσκόποι σαν ομάδα λαμβάνουν θέσεις αγοραστών αλλά και πωλητών εξαρτώμενοι κάθε φορά από τις τιμές των futures τις οποίες και έχουμε υποθέσει ότι εκτιμούν ορθολογικά. Έτσι, στην περίπτωση που η τιμή των futures ισούται με την αναμενόμενη spot τότε η συνολική καθαρή τους θέση στα futures θα είναι μηδενική. Αν η αναμενόμενη spot τιμή είναι υψηλότερη από την τιμή των futures τότε παίρνουν θέση long ενώ στην αντίθετη περίπτωση short.

Όλα τα σημεία του διαγράμματος 5.2 δεν είναι εφικτά. Αν οι τιμές των futures βρίσκονται άνωθεν του σημείου A τότε και οι αντισταθμιστές αλλά και οι

κερδοσκόποι επιθυμούν να λάβουν θέση short κάτι το οποίο δεν είναι εφικτό αφού ο αριθμός των συμβολαίων long πρέπει να ισούται με αυτόν των short. Ένα άλλο στοιχείο το οποίο είναι άξιο προσοχής είναι οι διαφορές στις κλίσεις των δυο γραμμών (SP,HD). Η γραμμή των αντισταθμιστών (HD) εμφανίζεται πιο ανελαστική από αυτήν των κερδοσκόπων (SP) υποδεικνύοντας με αυτόν τον τρόπο την ανθεκτικότητα προς το ρίσκο, η οποία όπως φαίνεται είναι αρκετά υψηλότερη στην περίπτωση των κερδοσκόπων. Με άλλα λόγια, μια μείωση της τιμής των Futures σε σχέση με την αναμενόμενη spot τιμή προκαλεί κερδοσκοπική ζήτηση αγοράς μεγαλύτερη από την προσφορά πώλησης για σκοπούς κάλυψης των αντισταθμιστών. Κάτι τέτοιο έρχεται σε πλήρη εναρμόνιση με την οικονομική θεωρία του normal backwardation αφού οι κερδοσκόποι πρέπει να είναι πρόθυμοι να αναλάβουν το ρίσκο από το οποίο θέλουν να απαλλαγούν οι αντισταθμιστές.

Η παραπάνω προσέγγιση που βασίζεται στην αντιμετώπιση της ομάδας των αντισταθμιστών ως net short, επινοήθηκε από τους Keynes και Hicks το 1930. Είναι προφανές λοιπόν ότι οι πιέσεις για πωλήσεις των αντισταθμιστών είναι αυτό που προκαλεί την μεροληψία στις τιμές των futures. Αν υποθέσουμε ότι οι κερδοσκόποι διατηρούν συστηματικά θέσεις long στην αγορά των futures-που σαν ομάδα υποστηρίζεται ότι συμβαίνει- τότε θα πραγματοποιούν κατά μέσον όρο κέρδη εξαιτίας αφενός της εμφάνισης της μεροληψίας και αφετέρου της γενικής τάσης των τιμών futures να συγκλίνουν προς τις spot τιμές καθώς τα συμβόλαια προσεγγίζουν τη λήξη (συνθήκη arbitrage μηδενικού basis). Αυτή η κατάσταση της αγοράς ονομάζεται normal backwardation.

Η θεωρία του normal backwardation στηριζόμενη σε μία καινοτόμο και έξυπνη θεωρητική βάση υπήρξε από τις επικρατέστερες για αρκετά χρόνια ενώ έχει δεκτεί έντονη κριτική και πολλές εμπειρικές έρευνες έγιναν για την διαπίστωση της ύπαρξης της. Συγκεκριμένα, η κύρια παραδοχή της μεροληψίας των τιμών θεωρείται από αρκετούς ως αποτυχημένη, ενώ αρκετές ενστάσεις έχουν προβληθεί για την επεξηγηματική δύναμη της θεωρίας αναφορικά με τις διακυμάνσεις και τις διαφοροποιήσεις που επικρατούν στα spreads των αγορών των futures.

Ένα σημαντικό πρόβλημα είναι η εμπειρική διαπίστωση της πρόβλεψης της θεωρίας ότι οι τιμές των futures είναι μεροληπτικές προς τα κάτω αφού τόσο οι spot όσο και οι τιμές futures μετακινούνται και οι δύο ταυτόχρονα καθώς συγκλίνουν. Μέχρι σήμερα πάντως δεν έχει αποδειχτεί πειστικά ότι υπάρχει κάποια στατιστικά σημαντική μεροληψία στα συμβόλαια των futures και τα τελευταία δεν φαίνεται να

επιδεικνύουν κάποια συστηματική αυξητική τάση όσο τα συμβόλαια προσεγγίζουν στη λήξη τους. Το θέμα της ισχύος του normal backwardation και της μεροληψίας είναι ακόμη και σήμερα αμφιλεγόμενο ενώ σημαντικό μέρος της αρθρογραφίας έχει αφιερωθεί σε αυτό το θέμα εδώ και αρκετά χρόνια. Συγκεκριμένα, ο Telsler (1958) διερευνώντας τις αγορές σίτου και βαμβακιού δεν βρίσκει μεροληψία ενώ ο Cootner (1960) χρησιμοποιώντας τα στοιχεία του Tesler καταλήγει στην ύπαρξη κάποιας μεροληψίας. Ο Gray (1960 και 1961) θέλοντας να εξισορροπήσει τα αποτελέσματα καταλήγει στην παραδοχή ότι σε μεγάλες αγορές, εν αντιθέση με τις μικρότερες και λιγότερο ενεργές, δεν υπάρχει μεροληψία. Σε μια συγκεντρωτική μελέτη του Rockwell (1967) σε ένα μεγάλο αριθμό αγορών όπου διαπραγματεύονται futures σε εμπορεύματα, διαπιστώνεται ότι οι περιπτώσεις της μεροληψίας προς τα πάνω είναι περίπου ίσες με εκείνες της μεροληψίας προς τα κάτω. Η Dusak (1973) επιχειρεί μια διαφορετική προσέγγιση του προβλήματος αμφισβητώντας τη λογική βάση της θεωρίας του Keynes. Χρησιμοποιεί το CAPM για να υποστηρίξει ότι οι κερδοσκόποι θα έπρεπε να αποζημιώνονται μόνο για το κίνδυνο που δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί (συστηματικό κίνδυνο). Οι Bodie και Rosansky (1980), Carter, Rausser και Schmidt (1983) όλοι ανέφεραν αποδείξεις υπέρ της ισχύος της normal backwardation. Η πιο πλήρης μελέτη έγινε από τον Kolb (1992) για την αμερικανική αγορά. Εξέτασε 29 αγορές για την περίοδο 1957-1988 και διαπίστωσε μόνο τέσσερις αγορές να επιβεβαιώνουν τη θεωρία της normal backwardation. Τέλος σε μια έρευνα των Allen, Cruickshank και Kingsbury (1998) οι οποίοι εφάρμοσαν τα tests του Kolb σε 12 αγορές εμπορευμάτων (LIFFE, SFE, SIMEX) διαπιστώνεται ότι στην πλειοψηφία των εξεταζόμενων αγορών δεν υπάρχουν θετικά πριμ κινδύνου. Κατά συνέπεια δεν μπορούν γενικεύοντας να εξαχθούν ασφαλή και πειστικά συμπεράσματα για τη ισχύ της θεωρίας του normal backwardation στα futures με υποκείμενο τίτλο εμπορεύματα.

Η αμφιβολία για την ύπαρξη μεροληψίας γίνονται ακόμα μεγαλύτερες αν αναλογιστούμε ότι η δυσκολία προσδιορισμού της υπονοεί ότι είναι μικρή. Ωστόσο, η μη ύπαρξη ενός μεγάλου και εύκολα διακριτού σφάλματος στην αγορά των futures έρχεται σε πλήρη αντίθεση με τη θεωρία του Keynes. Επίσης, η θεωρία του Keynes δεν είναι σε θέση να εξηγήσει τις περιπτώσεις περιόδων όπου τα spreads αντικατοπτρίζουν μόνο τις διαφορές που οφείλονται στο κόστος διακράτησης. Αν υποθέσουμε ότι η θεωρία είναι σωστή τότε δε θα έπρεπε ποτέ να αντιμετωπίζουμε τέτοιες περιόδους παρά μόνο αν οι short αντισταθμιστές εξισορροπούνται από αυτούς που είναι long, κάτι το οποίο τις περισσότερες φορές δεν επιβεβαιώνεται από την

πραγματικότητα αφού οι καταστάσεις ισότητας των spreads με το κόστος διακράτησης συνδέονται σε ορισμένες περιόδους με υψηλό αριθμό θέσεων short. Ο Keynes στην περίπτωση αυτή υποστήριξε ότι υπάρχει μεροληψία προς τα κάτω τόσο των spot τιμών όσο και των futures πράγμα που δημιουργεί αρκετές ασυνέπειες σχετικά με τη λογική της υποεκτίμησης των spot από τις τιμές futures.

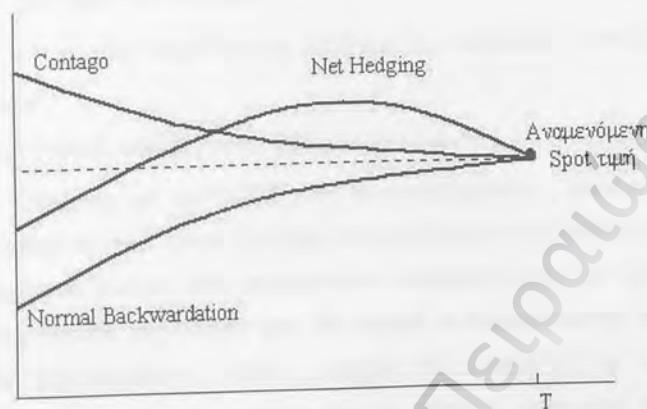
Ένα άλλο πρόβλημα της θεωρίας του Keynes είναι η αδυναμία της να εξηγήσει τα υψηλά spreads που παρατηρούνται κατά την διαχρονική εξέλιξη της διαπραγμάτευσης των futures. Ο Keynes προσπάθησε να θεμελιώσει τις έντονες αυτές διακυμάνσεις στην παρουσία υψηλών πριμ κινδύνου όμως, υποστηρίζεται ότι το πριμ κινδύνου δεν είναι σε θέση να δημιουργήσει τόσο υψηλές διακυμάνσεις. Αυτό συμβαίνει διότι οι ανισορροπίες των θέσεων short των αντισταθμιστών με τις long των κερδοσκόπων δεν αλλάζουν τόσο ριζοσπαστικά έτσι ώστε να έχουμε τόσο μεγάλες αλλαγές στα spreads. Περαιτέρω, οι κερδοσκόποι δεν αναθεωρούν σε πολύ μικρούς χρονικούς ορίζοντες και σε τέτοια συχνότητα τις εκτιμήσεις τους για την επικινδυνότητα των long θέσεων τους έτσι ώστε να δικαιολογούνται οι παρατηρούμενες διακυμάνσεις των spreads.

Τέλος, η θεωρία του Keynes αντιμετωπίζει σοβαρά προβλήματα στο να εξηγήσει γιατί τα spreads στο ίδιο εμπόρευμα κινούνται διαφορετικά. Αρκετές φορές παρατηρείται ότι τα spreads του κοντινότερου συμβολαίου προς τη λήξη κινούνται κοντά στο κόστος διακράτησης, γεγονός που θα μπορούσε να μεταφραστεί ως μείωση του πριμ κινδύνου, ενώ τα spreads μεταξύ δυο μακρινών συμβολαίων κινούνται αντίθετα. Κάτι τέτοιο υπονοεί ότι η ζήτηση για αντιστάθμιση μέσα σε λίγες ώρες ή και μέρες μεταβάλλεται σημαντικά, γεγονός που δεν μπορεί να θεμελιωθεί λογικά.

Μια αντίθετη προσέγγιση της θεωρίας του normal backwardation έχουμε όταν οι αντισταθμιστές θεωρείται ότι είναι net long στα futures σαν ομάδα. Στην περίπτωση αυτή οι τιμές των futures κινούνται πάνω από τις αντίστοιχες αναμενόμενες spot τιμές και όσο πλησιάζουμε προς τη λήξη οι πρώτες τείνουν να μειώνονται. Μια τέτοια αγορά ονομάζεται contango και απεικονίζεται στο σχήμα 5.3 Τελευταία αναφέρουμε ένα συνδυασμό των δυο προαναφερθέντων προσεγγίσεων που είναι γνωστός και ως net hedging hypothesis. Σύμφωνα με αυτή την υπόθεση η καθαρή θέση των αντισταθμιστών μπορεί να αλλάξει κατά τη διάρκεια της ζωής του συμβολαίου future. Όταν ξεκινά η διαπραγμάτευση του συμβολαίου οι αντισταθμιστές θεωρούνται ότι είναι net short εν αντιθέσει πάντα με τους πωλητές. Στην περίπτωση αυτή, οι τιμές των Futures βρίσκονται άνωθεν των αντίστοιχων spot

τιμών. Με το πέρασμα του χρόνου οι θέσεις αντισταθμιστών και κερδοσκοπών θεωρείται ότι αντιστρέφονται με αποτέλεσμα η αγορά να μετατρέπεται από normal backwardation σε contango.

Διάγραμμα 5-3 Normal Backwardation, Contango, Net Hedging



Μια εναλλακτική πιο σύγχρονη θεωρία για την εξήγηση της απόκλισης των τιμών futures από τις αναμενόμενες spot τιμές είναι η θεωρία του συστηματικού ρίσκου. Σύμφωνα με αυτή, οι κάτοχοι των συμβολαίων futures αντιμετωπίζουν ρίσκο και πρέπει να αποζημιωθούν όπως συμβαίνει και στην περίπτωση των κατόχων των μετοχών. Η αναμενόμενη απόδοση που απαιτείται από εκείνους που διακρατούν τα futures εκφράζεται από τη διαφορά μεταξύ των τιμών futures και των αναμενόμενων τιμών των τελευταίων. Η διαφορά αυτή θα μπορούσε να αναπαρασταθεί μέσα από τα πρότυπα των μοντέλων απόδοσης ρίσκου (CAPM).

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων έχει χρησιμοποιηθεί για όλα τα είδη χρηματοοικονομικών προϊόντων και προσδιορίζει την κατωτέρω σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου:

$$E(R_i) = r_f + \beta_i (E(R_m) - r_f) \quad (5.2)$$

$$\beta_i = \frac{\rho_{im} \sigma_i}{\sigma_m} \quad (5.3)$$

όπου

r_f : επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$E(R_i)$: Αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i ,

$E(R_m)$: Αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,

β_i : Το 'βήτα' του στοιχείου i

ρ_{im} : Συντελεστής συσχέτισης της απόδοσης του στοιχείου i με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς m

σ_i, σ_m : Τυπική απόκλιση των αποδόσεων των i και m

Σύμφωνα με το CAPM μόνο ο «αναπόφευκτος» κίνδυνος θα έπρεπε να αντισταθμιστεί στην αγορά. Το βήτα στην περίπτωση του CAPM αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο ενός περιουσιακού στοιχείου μέσα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς, δηλαδή τον κίνδυνο που δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί ακόμη και με τη χρήση χαρτοφυλακίου πολλών μετοχών. Οι επενδυτές θα απαιτήσουν μια αναμενόμενη απόδοση παραπάνω από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου για να αντισταθμίσουν τον κίνδυνο που προκύπτει από το β (όταν $\beta > 0$). Η αναμενόμενη απόδοση κάθε χρηματοοικονομικού στοιχείου αποκομίζεται από τη διαφορά μεταξύ της τρέχουσας spot τιμής και της μελλοντικής spot τιμής. Το CAPM δείχνει ότι η διαφορά αυτή είναι:

$$E(P_T) - P_0 = E(R_i)P_0 = r_f P_0 + \beta_i (E(R_m) - r_f) P_0 \quad (5.4)$$

Εξειδικεύοντας στην περίπτωση των futures παρατηρούμε ότι η ανάληψη θέσεων σε αυτά δεν απαιτεί κάποια επένδυση. Αν και η διαπραγμάτευση των futures απαιτεί πληρωμές περιθωρίων (margins) οι τελευταίες δεν θεωρούνται επενδύσεις. Συνεπώς, αφού δεν επενδύονται κεφάλαια δεν υπάρχει κεφάλαιο για να αποκομίσει το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου. Άρα οι τοποθετήσεις στα futures θα έπρεπε να έχουν μηδενική απόδοση αν θεωρήσουμε ότι το βήτα ισούται με μηδέν. Η διαφορά λοιπόν μεταξύ της τιμής των futures και της αναμενόμενης spot θα πρέπει να ισούται με:

$$E(P_T) - F_{i,T} = \beta_i (E(R_m) - r_f) P_0 \quad (5.5)$$

Διαπιστώνουμε λοιπόν ότι οι τιμές των futures αντιπροσωπεύουν ένα σφάλμα ισορροπίας. Αν $\beta_i > 0$ οι αγοραστές των futures αντιμετωπίζουν θετικό συστηματικό κίνδυνο και απαιτούν ένα αναμενόμενο κέρδος. Στην περίπτωση αυτή ισχύει:

$E(P_T) > F_{i,T}$. Αν $\beta_i < 0$ τότε οι αγοραστές των futures αντιμετωπίζουν αρνητικό συστηματικό κίνδυνο και η θέση τους συνεπάγεται ζημιά που εκφράζεται ως: $E(P_T) < F_{i,T}$. Η ανάλυση αυτή έρχεται απόλυτη συμφωνία με το CAPM αφού ένα περιουσιακό στοιχείο με αρνητικό βήτα θα «κερδίζει» κατά μέσον όρο λιγότερο από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου. Τέλος, σύμφωνα με τις αρχές της τιμολόγησης των futures διαφαίνεται από τα παραπάνω ότι οι επενδυτές είναι πρόθυμοι να αντιμετωπίσουν αναμενόμενες ζημιές στην περίπτωση των αγορών futures με αρνητικό βήτα σε αντάλλαγμα με τη ασφάλεια που τους παρέχει αυτή η θέση.

6 ΑΝΑΛΥΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Οι *Antonioni και Holmes (1996)* εξετάζουν την από κοινού υπόθεση της αποδοτικότητας της αγοράς και της αμεροληψίας στην περίπτωση των Index Futures με υποκείμενο τίτλο το χρηματιστηριακό δείκτη του Λονδίνου, FT-SE 100. Εν αντιθέση με αρκετές προηγούμενες μελέτες διερευνούν την ύπαρξη μακροχρόνιας αλλά και βραχυχρόνιας αμεροληψίας με τη χρήση της μεθοδολογίας της συνολοκλήρωσης και των Μοντέλων Διόρθωσης Σφάλματος. Παράλληλα, προχωρούν σε ελέγχους της διακύμανσης με όρια για την καλύτερη θεμελίωση των ελέγχων της αποτελεσματικότητας της αγοράς.

Αναφορικά με τη συνολοκλήρωση, χρησιμοποιούν τη διαδικασία του Johansen και τον από κοινού έλεγχο των παραμέτρων a και b μέσω της κατανομής X^2 για τον έλεγχο της μακροχρόνιας αμεροληψίας με τη χρήση της ακόλουθης παλινδρόμησης:

$$S_t = a + bF_{t-n} + e_t, \quad (6.1)$$

Για την εκτίμηση της βραχυχρόνιας αμεροληψίας και την ισχυροποίηση της υπόθεσης της αποδοτικότητας κατασκευάζουν Error Correction Models (ECMs) για τις περιπτώσεις των συμβολαίων futures που υπάρχει συνολοκλήρωση και ταυτόχρονα ισχύει η μακροχρόνια αμεροληψία. Το ECM έχει την ακόλουθη γενική μορφή:

$$\Delta S_t = a + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta F_{t-n,t-i} + \sum_{j=1}^l \theta_j \Delta S_{t-j} + \rho[S_t - \delta F_{t-n,t}] + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

Εκτιμώντας τις παραμέτρους του ανωτέρω μοντέλου προβαίνουν στη διαπίστωση ή όχι της ισχύος της βραχυχρόνιας αμεροληψίας και κατ' επέκτασιν αποδοτικότητας.

Τα στοιχεία που χρησιμοποιούν είναι τριμηνιαίες παρατηρήσεις ξεκινώντας από 1984 μέχρι και το 1993 και οι τιμές των spot αντιστοιχίζονται με τις τιμές των Futures έως και έξι μήνες πριν από τη λήξη.

Τα αποτελέσματα των tests αναφορικά με τη μακροχρόνια αμεροληψία αποδέχονται την ύπαρξη συνολοκλήρωσης για όλα τα συμβόλαια των Futures με τις αντίστοιχες spot τιμές. Η από-κοινού υπόθεση των περιορισμών της 6.1, $a = 0, b = 1$ ισχύει για όλα τα συμβόλαια εκτός εκείνων που απέχουν τρεις και έξι μήνες πριν τη λήξη. Θεμελιώνουν τα αποτελέσματα αυτά στο γεγονός ότι ο τριμηνιαίος κύκλος των εν λόγω συμβολαίων οδηγεί τους hedgers στο να κάνουν κάθε τρεις και έξι μήνες rolling over στο αμέσως επόμενο συμβόλαιο.

Αντίθετα, η βραχυχρόνια αμεροληψία ισχύει για τους δυο μόνο πρώτους μήνες πριν από τη λήξη όπως υποδεικνύει ο έλεγχος παραμέτρων των ECMs.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου της μακροχρόνιας αμεροληψίας έρχονται να ενισχύσουν τα Variance Bound Tests. Οι Antoniou και Holmes θα μπορούσαμε να πούμε ότι σε αυτό το άρθρο ενσωματώνουν τα κυριότερα tests τα οποία έχουν κατά καιρούς χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της αμεροληψίας στα διάφορα είδη των ΣΜΕ.

Οι Brenner και Kroner (1995) χρησιμοποιούν ένα Cost-of-carry, no-arbitrage μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων για να δείξουν ότι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ τιμών Futures και Spot θα έπρεπε να εξαρτάται από τα χαρακτηριστικά των σειρών του Cost-of-carry. Αναφέρονται διεξοδικά στην περίπτωση των Futures σε εμπορεύματα και ξένα νομίσματα ενώ συχνά κάνουν χρήσιμες και εύστοχες αναφορές σε futures πάνω σε χρηματιστηριακούς δείκτες. Τέλος, εκφράζουν τις επικρίσεις τους για τέσσερα μοντέλα εκτίμησης της αμεροληψίας που κατά καιρούς έχουν χρησιμοποιηθεί στην βιβλιογραφία. Υποστηρίζουν ότι η τιμή future ενός περιουσιακού στοιχείου δίνεται από την παρακάτω σχέση³:

$$\ln S_t - \ln f_{t,t-k} = c - \ln D_{t,t-k} + v_t \quad (6.3)$$

Συνεπώς τα αποτελέσματα των ελέγχων συνολοκλήρωσης μεταξύ spot και futures εξαρτώνται αποκλειστικά από τα χαρακτηριστικά της χρονοσειράς των διαφορών τους. Αν η διαφορά τους έχει κάποια στοχαστική τάση, τότε spot και futures τείνουν να απομακρύνονται και δεν θα υπάρξει συνολοκλήρωση. Αν όμως η διαφορά τους είναι στάσιμη τότε αναμένεται να συνολοκληρώνονται. Με αυτόν τον τρόπο έρχονται σε αντίθεση με εκείνους που υποστηρίζουν ότι spot και futures έπρεπε να συνολοκληρώνονται από μόνα τους αφού σύμφωνα με τα προλεγόμενα (μη στάσιμη διαφορά) η σχέση συνολοκλήρωσης θα έπρεπε να περιλαμβάνει και τη διαφορά.

Στη συνέχεια προχωρούν σε αναφορές για την προβληματική σχετικά με την συνολοκλήρωση τόσο για τη διερεύνηση των σχέσεων lead-lag όσο και για τη μακροχρόνια αμεροληψία. Καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι συνολοκλήρωση μπορεί να υπάρχει μόνο όταν εξετάζονται χρονοσειρές συμβολαίων futures με σταθερή λήξη, ενώ επισημαίνει την αντίθεσή του για τη ύπαρξη συνολοκλήρωσης όταν οι εκάστοτε

³ Το $D_{t,t-k}$ είναι το αναμενόμενο καθαρό κόστος διακράτησης.

μελετητές κάνουν μετακύλιση των θέσεων σε futures στην πλησιέστερη λήξη ή χρησιμοποιούν συμβόλαια διαφορετικής λήξης.

Διερευνώντας εμμέσως τη θεωρητική πλευρά της συνολοκλήρωσης επισημαίνουν ότι στις αγορές των χρηματιστηρίων η τελευταία θα υπάρχει όταν η διαφορά (spread) μεταξύ μερισματικής απόδοσης και επιτοκίων είναι στάσιμη ή αυτές οι δύο σειρές συνολοκληρώνονται. Αν δεν συμβαίνει κανένα από τα ανωτέρω τότε στη σχέση συνολοκλήρωσης θα έπρεπε να συμπεριληφθεί και η διαφορά μεταξύ επιτοκίων και μερισμάτων.

Συνεχίζοντας, έχοντας δημιουργήσει ένα μοντέλο αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων, εξετάζουν αναλυτικά τέσσερα tests για την αμεροληψία στις αγορές των futures που έχουν χρησιμοποιηθεί κατά καιρούς. Τεστάρουν τα μοντέλα αυτά με πραγματικά δεδομένα και εκφράζουν επικρίσεις για τα χαρακτηριστικά που τα διέπουν. Τα τέσσερα αυτά μοντέλα είναι τα ακόλουθα:

Συνολοκλήρωση spot-futures με πίνακα συν/σης [-1,1]

$$\ln S_{i+k} = a + \beta \ln F_{i+k,k} + \varepsilon_i \quad (6.4)$$

$$\Delta \ln S_{i+1} = a + \beta \Delta \ln F_{i+1,t} + \xi_i \quad (6.5)$$

$$\Delta \ln S_{i+1} = a + \beta (\Delta \ln F_{i+1,t} - \Delta \ln S_i) + \xi_i \quad (6.6)$$

Το πρώτο test υποστηρίζει ότι βασίζεται αποκλειστικά στις στοχαστικές ιδιότητες της διαφοράς και στην περίπτωση που η τελευταία έχει στοχαστική τάση τότε θα έπρεπε να συμπεριληφθεί στον πίνακα συνολοκλήρωσης και να εξεταστεί η στατιστική σημαντικότητα του πίνακα συνολοκλήρωσης (1,-1,-1) ανεξάρτητα από τις υποθέσεις της ουδετερότητας του ρίσκου και των ορθολογικών προσδοκίων.

Το δεύτερο μοντέλο συνήθως καταλήγει στη διαπίστωση συνολοκλήρωσης ενώ το αντίθετο συμβαίνει με το 3^ο και το 4^ο. Μάλιστα, το 4^ο μοντέλο συνήθως εκτιμά ότι το β είναι πιο κοντά στο μηδέν παρά στο ένα. Τέλος, αμφισβητεί την υπόθεση ότι η σταθερά a πρέπει να ισούται με το 0 στη δεύτερη παλινδρόμηση.

Οι *Barnhart και Szakmary (1991)* επιχειρούν μια ανάλυση και παρουσίαση των συγκρουόμενων αποτελεσμάτων που συνεπάγεται η χρήση δύο διαφορετικών tests για την αμεροληπτική ικανότητα των futures με υποκείμενο τίτλο ξένα νομίσματα. Η προσέγγιση αυτή έχει αρκετά κοινά σημεία με των *Brenner and Kroner* που είδαμε παραπάνω αλλά είναι περισσότερο εστιασμένη σε δύο συγκεκριμένα μοντέλα:

$$(1) RS_t = \mu + \theta F_{t-1} + e_t \quad (6.7)$$

$$(2) RS_t - S_{t-1} = a + \beta(F_{t-1} - S_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6.8)$$

Μια πρώτη σημαντική διαπίστωση τους είναι ότι τα αποτελέσματα των ελέγχων αμεροληψίας είναι συνάρτηση αφενός, των οικονομετρικών μοντέλων που χρησιμοποιούνται σε αυτούς και αφετέρου, της περιόδου από την οποία έχει ληφθεί το δείγμα. Θεωρούν ότι ο έλεγχος, αν ο συντελεστής της τάσης στα παραπάνω μοντέλα ισούται με ένα, είναι μια λιγότερο περιοριστική υπόθεση από την υπόθεση της ουδετερότητας του ρίσκου που εισάγεται με τον έλεγχο αν η σταθερά είναι ίση με μηδέν, ενώ υποστηρίζουν ότι η τελευταία είναι υπόθεση επιπρόσθετη αναφορικά με την αμεροληψία.

Στη συνέχεια προχωρούν στην εφαρμογή των δυο παραπάνω tests στην αγορά νομισμάτων και προβαίνουν σε χρήσιμα συμπεράσματα. Συγκεκριμένα διαπιστώνουν ότι ο προσδιορισμός του ελέγχου χρησιμοποιώντας τα levels των μεγεθών σπάνια θα απορρίψει την υπόθεση της αμεροληψίας. Αυτό συμβαίνει διότι μακροχρόνια τα futures είναι συνήθως αμερόληπτοι εκτιμητές των πραγματοποιηθέντων spot τιμών, βραχυχρόνια όμως μπορεί να υπάρχουν σημαντικές αποκλίσεις από την μακροχρόνια αυτή σχέση. Στην αντίθετη περίπτωση που ο έλεγχος της αμεροληψίας εκφράζεται με διαφορές, περιγράφει και τη βραχυχρόνια δυναμική του συστήματος με αποτέλεσμα να έχουμε συχνές απορρίψεις της υπόθεσης της αμεροληψίας, όπως εξάλλου συμβαίνει και στα ευρήματα των συγγραφέων.

Τελικά, καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι το κατάλληλο μοντέλο για τον έλεγχο της υπόθεσης της αμεροληψίας είναι εκείνο των διαφορών με την Error Correction μορφή του, ενώ το πρώτο εκφράζει μόνο τη μακροχρόνια αμεροληψία.

Οι *Higgs, Rambaldi και Davidson (1999)* πραγματοποιούν έναν πλήρη έλεγχο της αποδοτικότητας της αγοράς και της αμεροληπτικής ιδιότητας των futures σε εμπορεύματα. Αρχικά, τονίζουν το ρόλο των συμβολαίων αυτών στη διασπορά της πληροφόρησης αλλά και στη λειτουργία που επιτελούν για την αποκαλυπτικότητα των spot τιμών εκφράζοντας τις προσδοκίες των επενδυτών. Διασαφηνίζουν της έννοια της αποδοτικότητας της αγοράς, η οποία εξασφαλίζεται με την ισχύ της υπόθεσης της αμεροληψίας. Συγκεκριμένα, υποστηρίζουν ότι η τελευταία συνεπάγεται ότι τα κέρδη από κερδοσκοπική συμπεριφορά θα είναι κατά μέσον όρο μηδέν και επίσης, αφού τα συμβόλαια futures προβλέπουν τις μελλοντικές Spot τιμές η αγορά θα είναι αποτελεσματική.

Το μοντέλο που χρησιμοποιείται αρχικά αναφέρεται στα levels των μεγεθών όπως είδαμε και παραπάνω και είναι το ακόλουθο:

$$P_{s,t+1} = \beta_0 + \beta_1 P_{f,t} + e_{t+1} \quad (6.9)$$

Η ισχύς της από κοινού υπόθεσης ότι $\beta_0 = 0, \beta_1 = 1$ καθώς και ότι το e_{t+1} είναι στάσιμο με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση εξασφαλίζει την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς αναφορικά με την προβλεπτική ικανότητα των spot τιμών και το νόμο της μία τιμής (Law of one price).

Παράλληλα εξετάζουν και την Error Correction μορφή του ανωτέρω μοντέλου, η οποία έχει ως εξής:

$$\Delta P_{st} = -a_s (P_{s,t-1} - \beta_0 - \beta_1 P_{f,t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (6.10)$$

$$\Delta P_{ft} = -a_f (P_{s,t-1} - \beta_0 - \beta_1 P_{f,t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (6.11)$$

Ο σχηματισμός των ECMs επιτρέπει τη εκτίμηση όχι μόνο των μακροχρονίων ελαστικοτήτων αλλά και των βραχυχρονίων, ενώ η διατύπωση τους και με τις δύο φορές γίνεται για πραγματοποιηθεί και έλεγχος αιτιότητας.

Συνεχίζουν την ανάλυσή τους πραγματοποιώντας τα κατάλληλα Dickey-Fuller tests για τον έλεγχο ύπαρξης μη στασιμότητας στις χρονοσειρές των spot και futures. Η ύπαρξη συνολοκλήρωσης διερευνάται με τη μεθοδολογία του Johansen και τη χρήση των trace και maximum eigen value statistics. Προχωρούν σε έλεγχο παραμέτρων των μακροχρονίων ελαστικοτήτων και ύστερα εκτιμούν της βραχυχρονίες ελαστικότητες των ECMs. Η ανάλυσή τους τελειώνει με έλεγχο αιτιότητας κατά Granger.

Οι *Krehbiel και Adkins (1994)* εξετάζουν την προβλεπτική ικανότητα και την αμεροληψία των συμβολαίων futures με υποκείμενο τίτλο επιτόκια. Για την εκτίμηση της αμεροληπτικής ικανότητας χρησιμοποιούν την κατωτέρω σχέση ισορροπίας:

$$z_{i,T} = -F_{i,T} + a_5 + b_5 (S_T) \quad (6.12)$$

Κατόπιν ελέγχων στασιμότητας των μεμονωμένων σειρών, χρησιμοποιούν την πολυμεταβλητή προσέγγιση του Johansen για τον έλεγχο της ύπαρξης συνολοκλήρωσης και την εκτίμηση των παραμέτρων του πίνακα συνολοκλήρωσης. Με τη βοήθεια των likelihood ratio statistics προβαίνουν σε μεμονωμένους και από κοινού ελέγχους των περιορισμών $a_5 = 0, b_5 = 1$ και διατυπώνουν εκτιμήσεις για την κατεύθυνση της ύπαρξης μεροληψίας. Σημειώνουμε ότι η παραπάνω μελέτη ήταν επικεντρωμένη στον προσδιορισμό του κόστους αντιστάθμισης και των αναμενόμενων premiums .

Οι *Lai και Lai (1991)* πραγματοποιούν ένα test συνολοκλήρωσης για τη διαπίστωση της αποτελεσματικότητας της αγοράς όπως οι ίδιοι υποστηρίζουν. Το μοντέλο που χρησιμοποιούν είναι αυτό των levels που είδαμε παραπάνω στην περίπτωση των *Barnhart και Szakmary* και εκφράζεται ως εξής:

$$S_t = a + bF_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.13)$$

Το κύριο χαρακτηριστικό της μελέτης αυτής αποτελεί η εισαγωγή της έννοιας της αποδοτικότητας της αγοράς η οποία θεμελιώνεται στο γεγονός ότι η αγοραία τιμή ενσωματώνει πλήρως όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση έτσι ώστε να μην υπάρχει κάποια στρατηγική μέσο της οποίας οι συναλλασσόμενοι θα είναι σε θέση να πραγματοποιούν συστηματικά υπεραξίες κερδοσκοπώντας στην αγορά των futures. Κάτι τέτοιο θα ισχύει όταν οι παράμετροι a και b δε διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν και το ένα αντίστοιχα. Η έννοια λοιπόν της αποτελεσματικής αγοράς στην περίπτωση των *Lai και Lai* ταυτίζεται με την έννοια της αμεροληψίας και έρχεται σε συμφωνία, όπως και οι ίδιοι άλλωστε υποστηρίζουν, με την έννοια της κερδοσκοπικής αποτελεσματικότητας των *Hansen και Hodrick* καθώς και της απλής αποτελεσματικότητας του *Bilson* που βασίζονται στη ορθολογικότητα των προσδοκιών και στη μη ύπαρξη πριμ κινδύνου. Οι *Lai και Lai* αφού εκφράζουν τις ενστάσεις τους για τη χρήση της μεθοδολογία των *Engle και Granger* καταλήγουν στη χρήση της πολυμεταβλητής προσέγγισης του *Johansen* για τον έλεγχο της ύπαρξης συνολοκλήρωσης των σειρών των *Spot και Futures*. Ο έλεγχος της αποτελεσματικότητας-αμεροληψίας γίνεται για τις αγορές των *Futures* με υποκείμενους τίτλους νομίσματα και η μεθοδολογία δεν διαφοροποιείται ιδιαίτερα μετά από αυτό το σημείο με εκείνη των *Krehbiel και Adkins*. Αξίζει να σημειωθεί ότι μετά τους *Lai και Lai* ξεκινούν μια σειρά από παρεμφερή tests, τα οποία αναφέρονται είτε ως tests αποτελεσματικότητας της αγοράς είτε ως tests αμεροληψίας για τις διάφορες κατηγορίες των συμβολαίων futures. Αναφέρουμε ενδεικτικά τα άρθρα των *Crowder και Hamed (1993)* για τα futures πετρελαίου, των *Krehbiel και Adkins (1993)* για τα futures στις αγορές μετάλλου και του *Haigh (1998)* για τα *BIFFEX Freight Futures*. Η μόνη διαφορά έγκειται στο γεγονός ότι στην περίπτωση των *Freight Futures* εξετάζεται και η βραχυχρόνια δυναμική.

Συνεχίζουμε την αναδρομή μας στη βιβλιογραφία αναφερόμενοι στα άρθρα τα οποία αποτέλεσαν τον πυρήνα των μεθοδολογικών μας εργαλείων και η συμβολή τους στην πραγματοποίηση και θεμελίωση της μελέτης μας είναι πραγματικά

ανεκτίμητη. Οι *Elam και Dixon (1988)* επανεξετάζουν γιατί τα μέχρι τότε εμπειρικά tests για την αποτελεσματικότητα της αγοράς έτειναν να απορρίπτουν την υπόθεση αυτή. Υποστηρίζουν ότι η αποτυχία των εμπειρικών tests οφείλεται πρωταρχικά στο γεγονός ότι οι χρονοσειρές των spot και των futures περιέχουν συνήθως μία μοναδιαία ρίζα. Πραγματοποιούν εξομοιώσεις Monte-Carlo για να διερευνήσουν την μέχρι τότε αποτυχημένη επίδοση των F-tests και διαπιστώνουν ότι τα τελευταία τείνουν να απορρίπτουν (λανθασμένα) το πραγματικό μοντέλο.

Την έρευνα των *Elam και Dixon* έρχονται να συμπληρώσουν οι *Shen και Wang (1990)* με ένα σχόλιό τους, σύμφωνα με το οποίο η ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις σειρές των spot συνεπάγεται ότι η ασυμπτωτική κατανομή του πρώτου αυτοπαλίνδρομου συντελεστή (στην περίπτωση μας του b της εξίσωσης 6.13) διακόπτεται όταν η ρίζα ισούται με ένα. Παράλληλα υποστηρίζουν την καταλληλότητα των κριτικών τιμών που ταξινομήθηκαν από τους *Dickey και Fuller (1981)* για τον από-κοινού έλεγχο των παραμέτρων a και b .

Οι *Dickey και Fuller (1979)* πραγματοποιώντας 10.000 επαναλήψεις εξομοίωσης Monte-Carlo βρίσκουν την κατανομή και τους εκτιμητές των χρονοσειρών που περιέχουν μοναδιαία ρίζα και παραθέτουν τις κριτικές τιμές των pseudo t statistics για τα διάφορα εναλλακτικά μοντέλα που διαμορφώνονται με την προσθήκη των απαραίτητων ντετερμινιστικών regressors. Ο *Mackinnon (1991)* βελτιώνει τους πίνακες των *Dickey και Fuller* πραγματοποιώντας 25.000 επαναλήψεις στις εξομοιώσεις του, χρησιμοποιώντας πολλά διαφορετικά μεγέθη δειγμάτων. Βελτιώσεις στη μέθοδο ελέγχου χρονοσειρών για τη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας προτείνονται από τους *Dickey, Fuller και Pantula (1987)* οι οποίοι επισημαίνουν ότι σε περίπτωση που υπάρχουν περισσότερες της μίας μοναδιαίες ρίζες σε μια χρονοσειρά, ο έλεγχος για τη ύπαρξη μίας μοναδιαίας ρίζας είναι μεροληπτικός στην απόρριψη της αρχικής υπόθεσης αφού τα αποτελέσματα των ασυμπτωτικών κατανομών των pseudo t statistics είναι ευαίσθητα στον αριθμό των μοναδιαίων ριζών. Για το λόγο αυτό προτείνουν τη χρήση ενός σταδιακού ελέγχου, ξεκινώντας από τον έλεγχο του υψηλότερου βαθμού διαφοροποίησης της σειράς για τον οποίο και υποπτευόμαστε ότι θα επιτευχθεί στασιμότητα, μειώνοντας κάθε φορά τη διαφοροποίηση μέχρι να συμπεράνουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

Οι *Phillips και Perron (1988)* προτείνουν έναν δικό τους έλεγχο για μοναδιαία ρίζα γενικεύοντας την διαδικασία των *Dickey και Fuller* και χρησιμοποιώντας λιγότερες περιοριστικές υποθέσεις αναφορικά με την κατανομή του σφάλματος.

Μπορούμε να καταλάβουμε το test των Phillips Perron παραθέτοντας τις κατωτέρω παλινδρομήσεις:

$$y_t = a_0^* + a_1^* y_{t-1} + \mu_t \quad (6.14)$$

και

$$y_t = \tilde{a}_0 + \tilde{a}_1 y_{t-1} + \tilde{a}_2 (t - T/2) + \mu_t \quad (6.15)$$

όπου T ο αριθμός των παρατηρήσεων και για το μ_t ισχύει $E\mu_t = 0$ χωρίς να είναι απαραίτητο να είναι ασυσχέτιστο ή ομογενές. Οι Phillips και Perron χαρακτηρίζουν τις κατανομές και εξάγουν τις κριτικές τιμές που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για έλεγχο υποθέσεων αναφορικά με τους συντελεστές a_1^* και \tilde{a}_1 υπό την αρχική υπόθεση ότι τα δεδομένα αναπαράγονται από :

$$y_t = y_{t-1} + \mu_t \quad (6.16)$$

Οι κριτικές τιμές που χρησιμοποιήσαν προέρχονται από μετατροπές των κριτικών τιμών των Dickey και Fuller.

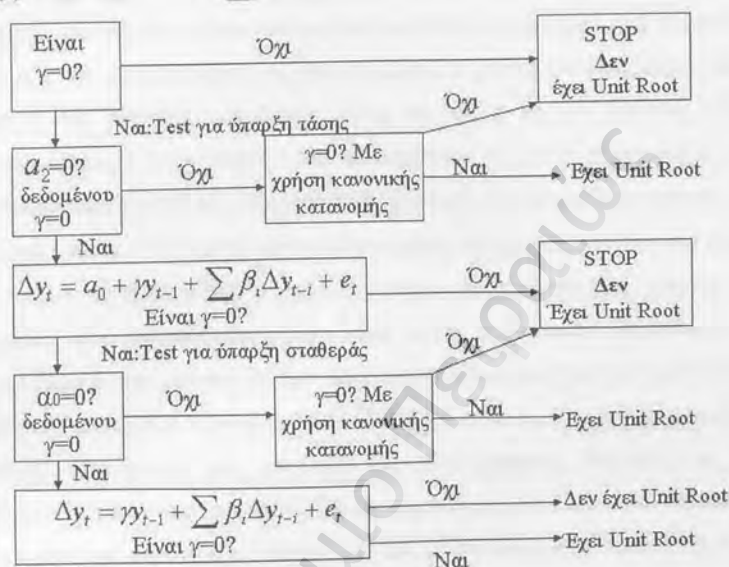
Οι Campbell και Perron (1991) προβαίνουν στις ακόλουθες διαπιστώσεις αναφορικά με τους ελέγχους για μοναδιαία ρίζα: Όταν οι εκτιμημένες παλινδρομήσεις περιλαμβάνουν τουλάχιστον όλα τα ντετερμινιστικά στοιχεία του πραγματικού μηχανισμού «γέννησης» των δεδομένων (μ.γ.δ) τότε η κατανομή της παραμέτρου ενδιαφέροντος είναι nonnormal κάτω απ' την αρχική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Αν η εκτιμώμενη παλινδρόμηση περιλαμβάνει ντετερμινιστικούς regressors οι οποίοι δεν υπάρχουν στον μ.γ.δ τότε η δύναμη του ελέγχου για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας εναντίον της υπόθεσης της ύπαρξης στασιμότητας μειώνεται όσο προστίθενται επιπλέον ντετερμινιστικοί regressors. Αντίθετα, αν δεν περιληφθεί μια σημαντική ντετερμινιστική τάση η οποία υπάρχει στο μ.γ.δ η δύναμη των pseudo t-statistics τείνει στο μηδέν καθώς αυξάνει το δείγμα. Αν η εκτιμώμενη παλινδρόμηση δεν περιέχει μια μεταβλητή διαφορετική της τάσης (πχ. σταθερά ή αλλαγή στο μέσο) τότε τα pseudo t-statistics είναι συνεπή αλλά σε πεπερασμένα δείγματα υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στη μείωση της δύναμης του ελέγχου και στις μεταβλητές που δεν έχουν περιληφθεί.

Οι Dolado, Jenkinson και Sosvilla-Rivero (1990) προτείνουν μια ενδιαφέρουσα διαδικασία για τον έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας όταν ο

μηχανισμός «γέννησης» των δεδομένων δεν είναι γνωστός. Η διαδικασία αυτή θα μπορούσε να συνοψιστεί στο κατωτέρω διάγραμμα:

Διάγραμμα 6-1 Διαδικασία Dolado, Jenkinson, Sosvilla-Rivero

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t$$



Ο P. Perron (1989) παρουσιάζει ένα σημαντικό άρθρο σχετικά με τη κρίση, τα «shocks» στις τιμές του πετρελαίου και την υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας. Συγκεκριμένα εξετάζει την υπόθεση μια χρονοσειρά να έχει μοναδιαία ρίζα με μέση τιμή πιθανότατα υψηλότερη του μηδενός, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι η χρονοσειρά είναι στάσιμη «γύρω» από κάποια τάση. Το ενδιαφέρον σημείο είναι ότι τόσο στην περίπτωση της αρχικής όσο και της εναλλακτικής υπόθεσης υπάρχει το ενδεχόμενο μιας αλλαγής είτε στα levels είτε στην κλίση της ανέλιξης. Ο Perron δείχνει ότι τα standard tests για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας εναντίον της ύπαρξης στασιμότητας δεν είναι σε θέση να απορρίψουν την αρχική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, ακόμα και όταν ο πραγματικός μηχανισμός γέννησης των δεδομένων είναι αυτός μιας στάσιμης ανέλιξης που διακυμαίνεται γύρω από μια συνάρτηση τάσης που περιέχει ένα κενό στο χρόνο (time break). Κάτι τέτοιο ισχύει και ασυμπτωτικά. Στη συνέχεια παραθέτει τις κριτικές τιμές που μας επιτρέπουν να διακρίνουμε ανάμεσα

στις δυο υποθέσεις όταν παρουσιάζεται κενό. Βρίσκει τις οριακές τους κατανομές και ταξινομεί σε πίνακες επιλεγμένα ποσοστιαία σημεία. Τα δεδομένα που χρησιμοποιεί είναι αυτά των Nelson-Plosser καθώς και μεταπολεμικά τριμηνιαία δεδομένα του πραγματικού GDP. Παρουσιάζει τρία διαφορετικά μοντέλα: το πρώτο επιτρέπει την ύπαρξη μιας εξωτερικής μεταβολής στα levels της σειράς (κρίση), το δεύτερο στον ρυθμό ανάπτυξης και τέλος το τρίτο επιτρέπει εξωτερική μεταβολή και στα δύο. Τα εμπειρικά αποτελέσματα των tests που εκπονεί είναι πολύ σημαντικά και ανατρεπτικά αφού από τις έντεκα σειρές τις οποίες εξετάζει μπορεί να απορρίψει την αρχική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας για τις οκτώ για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 2.5 τοις εκατό ή και περισσότερο. Αξίζει να σημειωθεί ότι τεστάρει και την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας για τιμές μετοχών για τη χρονική περίοδο 1870 έως 1970 και βρίσκει ότι είναι σε θέση να απορρίψει την αρχική υπόθεση για επίπεδο 2.5 τοις εκατό. Τελειώνοντας, ο Perron εξαιρεί τη σημασία της χρήσης μεγάλου δείγματος στα αποτελέσματα των tests αλλά παράλληλα διαπιστώνει και τα μειονεκτήματα που μπορεί να έχει κάτι τέτοιο αναφορικά με την αναγνώριση των κρίσεων. Υποστηρίζει ότι στο test που παρέχει, η απόρριψη της αρχικής υπόθεσης δε σημαίνει ταυτόχρονα και αποδοχή της εναλλακτικής, δηλαδή της ύπαρξης στασιμότητα γύρω από μια τάση. Τέλος, σημειώνει ότι τα tests που προτείνει είναι δεσμευμένα για την ύπαρξη αλλαγής (break) σε συγκεκριμένες ημερομηνίες, δηλαδή είναι γνωστή η περίοδος εμφάνισης της κρίσης. Προτείνει λοιπόν τη δημιουργία ενός αδέσμευτου μοντέλου.

Αναφορικά με την έννοια και τη διαδικασία της συνολοκλήρωσης, σημαντική υπήρξε η συμβολή των Engle και Granger (1987). Οι τελευταίοι εισηγούνται μια συγκεκριμένη διαδικασία ελέγχου συνολοκλήρωσης η οποία έγκειται στα εξής: Αρχικά προτείνεται ο έλεγχος της ολοκληρωσιμότητας των χρονοσειρών με τη χρήση της μεθοδολογίας των Dickey και Fuller. Η ύπαρξη του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας αφήνει περιθώριο για το ενδεχόμενο ύπαρξης συνολοκλήρωσης. Έτσι αν υποθέσουμε ότι δυο μεταβλητές (έστω y_t, x_t) είναι ολοκληρώσιμες βαθμού ένα τότε εκτιμούμε μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας των δυο μεταβλητών που θα μπορούσε να έχει τη κατωτέρω μορφή:

$$y_t = a_0 + a_1 x_t + e_t \quad (6.17)$$

Για τον προσδιορισμό της ύπαρξης ή όχι συνολοκλήρωσης προβαίνουμε στην εκτίμηση των καταλοίπων $\{ \hat{e}_t \}$ τα οποία θα έπρεπε σε περίπτωση συνολοκλήρωσης

των y_t, x_t να είναι στάσιμα. Οι Engle και Granger παρέχουν τα test statistics για τον απαραίτητο έλεγχο στασιμότητας της παλινδρόμησης των εκτιμημένων καταλοίπων. Στη συνέχεια προτείνεται ο σχηματισμός Error Correction Models χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα απ' την παλινδρόμηση της μακροχρόνιας ισορροπίας. Τα Error Correction Models είναι πλέον εύκολο να εκτιμηθούν αφού παρουσιάζουν στασιμότητα και μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι συμβατικές μέθοδοι της στατιστικής.

Οι Johansen (1988) και Johansen Juselius (1990) εισάγουν μια πολυμεταβλητή προσέγγιση της έννοιας της συνολοκλήρωσης. Επίσης, γίνεται μια εφαρμογή της θεωρίας τους στη ζήτηση χρήματος και στους παράγοντες που την επηρεάζουν. Η μεθοδολογία του Johansen χρησιμοποιεί την έννοια των canonical correlations από τη θεωρία της πολυμεταβλητής στατιστική ανάλυσης. Η τεχνική των canonical συσχετίσεων εφαρμόζεται με σκοπό την εύρεση γραμμικών συνδιασμών των levels των δεδομένων που παρουσιάζουν όσο το δυνατόν υψηλότερη συσχέτιση με τα διαφοροποιημένα δεδομένα. Συνεπάγεται ότι οι γραμμικοί αυτοί συνδιασμοί είναι στάσιμοι ή συνολοκλήρωσιμοι. Η μεθοδολογία του Johansen υποδεικνύει και τον τρόπο πραγματοποίησης του έλεγχου υποθέσεων των στοιχείων του πίνακα συνολοκλήρωσης.

Οι Pierser και Snell (1994) δείχνουν με εξομοιώσεις Monte Carlo το ρόλο που διαδραματίζει στην διαπίστωση της ύπαρξης συνολοκλήρωσης η συχνότητα των χρησιμοποιούμενων δεδομένων για διάφορα μεγέθη δειγμάτων. Εξετάζουν παράλληλα το αντικείμενο αυτό στη συνάρτηση κατανάλωσης για την περίπτωση της Βρετανίας. Τα ευρήματα επιβεβαιώνουν τις εξομοιώσεις Monte Carlo αφού η συνολοκλήρωση κατανάλωσης και πλούτου απορρίπτεται με τριμηνιαία δεδομένα ενώ γίνεται πειστικά αποδεκτή με τη χρήση δεδομένων μικρότερης συχνότητας.

Ο Chang (1985) εξετάζει τη θεωρία του Normal Backwardation και τις υπεραξίες που πραγματοποιούν οι κερδοσκόποι στις αγορές των futures με υποκείμενο τίτλο εμπορεύματα (wheat, corn, soybeans). Χρησιμοποιεί μια μη παραμετρική στατιστική διαδικασία για την διεξαγωγή της έρευνάς του. Συγκεκριμένα, «δανείζεται» το test των Henriksson και Merton, το οποίο υποστηριζόταν ότι ήταν κατάλληλο για την αξιολόγηση της προβλεπτική ικανότητας μεταξύ δυο περιουσιακών στοιχείων. Χωρίζοντας τις προμήθειες σε τρεις μεγάλες κατηγορίες, αντιστάθμιση, κερδοσκοπία και μη αναφερόμενη, υπολογίζει τις

δεσμευμένες πιθανότητες των σωστών προβλέψεων με δέσμευση τα ενδεχόμενα $R(t) > 0$ ή $R(t) < 0$ όπου $R(t)$ η διαφορά της τιμής των futures μεταξύ της περιόδου $t=0$ και $t=1$. Για να μην έχουν καμία αξία οι προβλέψεις των κερδοσκόπων θα πρέπει το άθροισμα των δεσμευμένων πιθανοτήτων να ισούται με τη μονάδα. Ο Chang απορρίπτει την αρχική υπόθεση της μηδενικής αξίας των προβλέψεων των κερδοσκόπων, γεγονός που συνεπάγεται ότι οι τελευταίοι είναι συνεπείς «νικητές» στην αγορά των Futures, δηλαδή ανταμείβονται είτε για την ανάληψη ρίσκου είτε για την ανώτερη ικανότητά τους να προβλέπουν της μελλοντικές τιμές. Επίσης, διαπιστώνει ότι οι κερδοσκόποι επιτυγχάνουν καλύτερες προβλέψεις στην περίπτωση ανοδικών κινήσεων της αγοράς των futures παρά στην περίπτωση καθοδικών. Τα αποτελέσματά του επαληθεύονται με τη χρήση στοιχείων από διαφορετικές περιόδους. Συνεχίζει προσπαθώντας να θεμελιώσει τη θετική αυτή ανταμοιβή των κερδοσκόπων μέσα από τη θεωρία του Keynes, δηλαδή αν η ανταμοιβή αυτή έγκειται σε αποζημίωση των κερδοσκόπων από του αντισταθμιστές για την ανάληψη ρίσκου. Τα αποτελέσματα για τις τρεις αγορές που εξετάζονται είναι διαφορετικά. Έτσι ενώ στην περίπτωση του corn και soybeans η θεωρία του normal backwardation εξηγεί πολύ καλά τα κέρδη των κερδοσκόπων, στην περίπτωση της αγοράς του wheat οι καλύτερες προβλέψεις δικαιολογούν τη θετική ανταμοιβή. Ο Chang λοιπόν καταλήγει στο συμπέρασμα της ισχύος της θεωρίας του Keynes, για διάφορες αγορές, σε διαφορετικό βαθμό και για διάφορες χρονικές περιόδους.

Κλείνουμε την αναφορά μας στην βιβλιογραφία με την μελέτη των Allen, Cruickshank, Morkel-Kingsbury και Souness (1999), οι οποίοι εξετάζουν τη θεωρία του Normal Backwardation στις αγορές των futures του Sydney (SFE), του Λονδίνου (LIFFE) και της Σγκαπούρης (SIMEX). Χρησιμοποιούν ημερήσιες τιμές από δώδεκα κατηγορίες συμβολαίων futures, εκ των οποίων τα 5 είναι εισηγμένα στο LIFFE, 6 στο SFE και 1 στο SIMEX. Συνολικά εξετάζουν 454 συμβόλαια με 198.278 παρατηρήσεις. Εφαρμόζουν τη μεθοδολογία του Kolb (1992), θεωρώντας ότι η αγοράς διαμορφώνουν αμερόληπτες εκτιμήσεις για τις spot τιμές που θα ισχύουν στη λήξη και ότι οι παρατηρούμενες άμεσες τιμές αντιπροσωπεύουν τις αναμενόμενες άμεσες τιμές. Η ισχύς της backwardation συνεπάγεται ότι οι τιμές των futures ανέρχονται διαχρονικά προς την αναμενόμενη spot τιμή στη λήξη. Με άλλα λόγια οι αποδόσεις των futures πρέπει να είναι θετικές. Αυτό είναι ουσιαστικά και το κεντρικό σημείο των tests που εφαρμόζουν, εξετάζοντας τις ημερήσιες μέσες αποδόσεις των

futures. Καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η θεωρία του Normal backwardation δεν ισχύει για την πλειοψηφία των συμβολαίων, δηλαδή οι περισσότερες από τις υπό εξέταση αγορές δεν φαίνεται να εμφανίζουν θετικά πριμ κινδύνου.

Η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς δύο περιόδων εξετάζεται. Η τιμή των συμβολαίων F_{t+1} να ισοστα με την αναμενόμενη τιμή της αγοράς $(E_t F_{t+1})$ στο πρώτο στάδιο του συμβολαίου και οι προκύπτουσες διαφορές με τις τιμές της να διμερομετρώνονται ορθολογικά. Η πρώτη υπόθεση μεταφράζεται στην ισχύ του παραδοξισμού των αγορών, ε.ε. της κεντρικής εξίσωσης (7.1) όταν $a = 0$ και $\delta = 1$.

$$F_{t+1} = F_t + \alpha(F_{t+1} - E_t F_{t+1}) \quad (7.12)$$

Επίσης, η αποτελεσματική δεν είναι δυνατόν να συνδυαστεί με το λόγο από αποδοκασίωση με τις παραδοξιστικές διαφορές από την εξίσωση (7.13) για το ίδιο και λόγο η υπόθεση των ορθολογικών αγορών να διαφέρει από την παραδοξιστική υπόθεση. Όταν $\beta = 1$ γίνουμε:

$$F_{t+1} = a + \beta F_{t+1} \quad (7.13)$$

Από τις υποθέσεις αυτές προκύπτει ότι η μοναδική τιμή των υπολοίπων εξισώσεων στη κεντρική εξίσωση είναι $F_{t+1} = F_t$ που δείχνει ότι είναι το άσφαλτο.

$$F_t = a + \beta F_{t+1} + \epsilon_t \quad (7.13)$$

- όπου
- F_t : Τιμή των t συμβολαίων που λήγει στο t .
 - F_{t+1} : Τιμή των $t+1$ συμβολαίων που λήγει στο $t+1$.
 - a : Στάθμη των $t+1$ συμβολαίων.
 - β : Συντελεστής εξισώσεως.
 - ϵ_t : Τερματισμός με μέση 0 και παρατηρούμενη διακύμανση.

Για να διαπιστωθεί ότι η αγορά των futures είναι αποτελεσματική αναφορικά με την πρόβλεψη των τιμών πρέπει να δοθούν να διαμετρώνουν τις ποικιλίες προσηλωτικές.

7 ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑΣ

7.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΤΗΣ ΕΛΕΓΞΙΜΗΣ ΥΠΟΘΕΣΗΣ

Η υπόθεση της αμεροληψίας επιβάλλει δύο επιμέρους προϋποθέσεις: Η τιμή των συμβολαίων futures (F_{t-n}) να ισούται με την αναμενόμενη spot τιμή της αγοράς ($E(S_t)$) την ημέρα λήξης του συμβολαίου και οι προσδοκίες αναφορικά με τις spot τιμές να διαμορφώνονται ορθολογικά. Η πρώτη υπόθεση υποδεικνύει την ισχύ του περιορισμού των παραμέτρων a, b της κατωτέρω εξίσωσης έτσι ώστε : $a = 0$ και $b = 1$

$$F_{t-n} = a + b(E_{t-n}(S_t)) \quad (7.1.1)$$

Ωστόσο, οι προσδοκίες δεν είναι δυνατόν να μετρηθούν και για το λόγο αυτό αντικαθίστανται με τις πραγματοποιηθείσες spot τιμές στην εξίσωση 7.1.1. Με αυτόν τον τρόπο η υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών εισάγεται στην εμπειρική ανάλυση. Έτσι η 7.1.1 γίνεται:

$$F_{t-n} = a + b(S_t) \quad (7.1.2)$$

Από τις υποθέσεις αυτές προκύπτει και το μοντέλο μέσο του οποίου θα εξετάσουμε την αμεροληπτική ικανότητα της αγοράς των futures και είναι το ακόλουθο:

$$S_t = a + \beta F_{t-n} + \varepsilon_t \quad (7.1.3)$$

όπου

S_t : Spot τιμές του δείκτη στο χρόνο t

F_{t-n} : Τιμές των συμβολαίων futures του δείκτη και n η μηνιαία χρονική υστέρηση ($n=1, \dots, 6$)

a : Σταθερά

b : Συντελεστής κλίσης

ε_t : error term με μέσο 0 και πεπερασμένη διακύμανση.

Για να διαπιστωθεί ότι η αγορά των futures είναι αποτελεσματική αναφορικά με την πρόβλεψη των spot τιμών πρέπει τα δεδομένα να θεμελιώνουν τις κατωτέρω προϋποθέσεις:

1. Το ε_t να είναι «καλά συμπεριφερόμενο» (well behaved), δηλαδή το ε_t να είναι μια στάσιμη με μηδενικό μέσο ανέλιξη, το οποίο μεταφράζεται στο ότι τα S_t, F_{t-n} συνολοκληρώνονται
2. Ισχύς της από-κοινού υπόθεσης : $a = 0$ και $b = 1$

Οι προϋποθέσεις 1 και 2 συνεπάγονται ότι για ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα οι τιμές των futures θα είναι αμερόληπτοι εκτιμητές των spot, δηλαδή τα στοιχεία καταδεικνύουν ότι κατά μέσον όρο, μακροχρόνια θα έχουμε:

$$S_t = F_{t-n} \quad (7.1.4)$$

Σημειώνουμε ότι η υπόθεση της ορθολογικότητας που απαιτεί το $b = 1$ είναι λιγότερο περιοριστική από εκείνη του μηδενικού πριμ κινδύνου ($a = 0$). Το μοντέλο που προσδιορίστηκε μας δίνει παράλληλα και ένα test για την μακροχρόνια αποτελεσματικότητα της αγοράς των Futures αφού εμπεριέχει ένα από κοινού test αποτίμησης των περιουσιακών στοιχείων και αποδοτικότητας. Συγκεκριμένα, η ορθολογικότητα και η ουδετερότητα του ρίσκου συνεπάγεται ότι τα κέρδη από κερδοσκοπική συμπεριφορά θα είναι κατά μέσον όρο μηδέν.

Επισημαίνουμε ότι η έννοια της αποδοτικότητας στην περίπτωση μας υπαγορεύει ότι οι τιμές spot μπορούν να προβλεφθούν από τις τιμές των futures και δεν ισοδυναμεί με τον ορισμό της αποδοτικότητας του Fama, ο οποίος ενδιαφέρεται για την ταχύτητα με την οποία οι πληροφορίες ενσωματώνονται στις τιμές και η πραγματοποίηση υπερβάλλουσας απόδοσης είναι εφικτή ύστερα από υπολογισμό των risk premium και του κόστους των συναλλαγών.

7.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Πριν την πραγματοποίηση οποιασδήποτε εμπειρικής ανάλυσης των δεδομένων είναι απαραίτητος ο έλεγχος της ύπαρξης στασιμότητας των σειρών των τιμών spot και futures και σε περίπτωση μη στασιμότητας ο προσδιορισμός του είδους της. Αν έχουμε να κάνουμε με μη στάσιμες σειρές οι συμβατικές μέθοδοι της στατιστικής που χρησιμοποιούντο κατά κόρον πριν το 1987 (O.L.S) κρίνονται ανεπαρκείς και ακατάλληλες. Η πρόδος ωστόσο που συντελέστηκε στην επιστήμη

των χρονοσειρών την τελευταία δεκαετία μας δίνει τη δυνατότητα τα «τιθασεύσουμε» ένα συγκεκριμένο είδος μη στασιμότητας, αυτό της ύπαρξης μοναδιαίων ριζών. Όπως είδαμε οι Elam και Dixon (1988) παρατηρούν ότι οι χρηματοοικονομικές σειρές (financial series) γενικά δεν είναι στάσιμες αλλά περιέχουν μια μοναδιαία ρίζα. Κάτι τέτοιο συνεπάγεται ότι τα standard F-tests για τον έλεγχο των υποθέσεων $a = 0$ και $b = 1$ στην παλινδρόμηση 7.1.3 δεν είναι πλέον κατάλληλα. Ας δούμε όμως αναλυτικά την έννοια της μη στασιμότητας.

Μια χρονοσειρά η οποία είναι ολοκληρώσιμη βαθμού ένα $I(1)$ λέγεται ότι έχει μια μοναδιαία ρίζα και μία σειρά ολοκληρώσιμη βαθμού d λέγεται ότι έχει d μοναδιαίες ρίζες. Ας υποθέσουμε το αυτοπαλινδρόμο μοντέλο βαθμού p , $AR(p)$:

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7.2.1)$$

Με τη χρήση του τελεστή L (lag operator) το ανωτέρω μοντέλο γράφεται:

$$\phi(L)Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (7.2.2)$$

$$\text{όπου } \phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i \quad (7.2.3)$$

Έστω $|r_1|, |r_2|, \dots, |r_p|$ οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολωνύμου $1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i = 0$ της $AR(p)$. Αν όλες οι $|r_1|, |r_2|, \dots, |r_p|$ είναι μεγαλύτερες της μονάδος τότε η ανέλιξη μας είναι αντιστρέψιμη, δηλαδή οι ρίζες βρίσκονται έξω από τον μοναδιαίο κύκλο. Αντίθετα, αν υπάρχει μία μοναδιαία ρίζα τότε μία μόνο ρίζα του χαρακτηριστικού πολ/μου είναι ίση με τη μονάδα και οι υπόλοιπες μεγαλύτερες της μονάδος και το $\phi(L)$ μπορεί να παραγοντοποιηθεί σε δύο παράγοντες $(1-L)$ και $\phi^*(L) = 1 - \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i^* L^i$ δηλαδή $\phi(L) = \phi^*(L)(1-L)$. Συνεπώς η πρώτη εξίσωση μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$\phi^*(L)(1-L)Y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (7.2.4)$$

που είναι ένα $AR(p-1)$ μοντέλο της πρώτης διαφοράς $\Delta Y_t \equiv (1-L)Y_t$.

Μετά από την πρώτη διαφοροποίηση μιας ανέλιξης με μια μοναδιαία ρίζα επιτυγχάνεται στασιμότητα.

Ένα σημαντικό χαρακτηριστικό στην περίπτωση των ανελιξεων που περιέχουν μοναδιαίες ρίζες είναι η σταθερότητα. Η σταθερότητα αφορά την αντίδραση της μεταβλητής Y_{t+h} σε μια διαταραχή ή ένα shock στο ε_t . Αν η αντίδραση «πεθαίνει» και τείνει στο μηδέν καθώς το $h \rightarrow \infty$ το μοντέλο είναι ευσταθές. Μια απαραίτητη λοιπόν και επαρκής συνθήκη για την ευστάθεια είναι οι ρίζες του πολυωνύμου $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ να έχουν διαιρετή μεγαλύτερο της μονάδας. Συνεπώς, ένα μοντέλο που περιέχει μοναδιαία ρίζα δεν είναι ευσταθές στα shocks.

Επανερχόμενοι στην περίπτωση των δεδομένων της μελέτης οφείλουμε να επισημάνουμε ότι πιστεύεται, όπως στην περίπτωση όλων των τιμών των χρηματοοικονομικών στοιχείων, ότι είναι ανελιξεις τυχαίου περιπάτου. Έστω η αυτοπαλίνδρομη ανέλιξη πρώτου βαθμού :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.2.5)$$

όπου η ε_t είναι innovation αναφορικά με το Y_{t-1} με διακύμανση ίση με σ^2 . Αν $\phi_1 = 1$ τότε η ανέλιξη μας θα είναι pure random walk. Μια βασική ιδιότητα την οποία συνεπάγεται η ανέλιξη random walk είναι ότι δεν υπάρχει κάποια προβλεπτική «δομή» για την τιμή της Y_t . Η καλύτερη λοιπόν πληροφόρηση που μπορούμε να λάβουμε για την Y_t είναι η Y_{t-1} (Συνθήκη Markovness).

$$\text{Επίσης ισχύει ότι: } Y_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (7.2.6)$$

δηλαδή το Y_t μπορεί να το δούμε ως την αρχική τιμή Y_0 συν το άθροισμα όλων των τυχαίων «διαταραχών» ή shocks από το ξεκίνημα της ανέλιξης. Συνεπώς, ένα κύριο χαρακτηριστικό μιας σειράς random walk είναι ότι διακρίνεται από άπειρη μνήμη.

Γενικά συγκρίνοντας μια στάσιμη ανέλιξη με μία η οποία περιέχει μοναδιαία ρίζα μπορούμε να διαπιστώσουμε τα εξής χαρακτηριστικά:

1. Οι στάσιμες ανελιξεις επιδεικνύουν επιστροφή προς το μέσο (mean reversion) δηλαδή διακυμαίνονται γύρω από ένα σταθερό μακροχρόνιο μέσο, ενώ δε συμβαίνει το ίδιο με τις μη στάσιμες ανελιξεις.
2. Η διακύμανση των στάσιμων ανελιξεων δεν είναι συνάρτηση του χρόνου (t-invariant) ενώ στην περίπτωση ύπαρξης μη στασιμότητας η διακύμανση είναι συνάρτηση του χρόνου (t-variant) και τείνει προς άπειρο όσο ο χρόνος πλησιάζει το άπειρο.

Ο έλεγχος της στασιμότητας των χρονοσειρών θα πραγματοποιηθεί με τη χρήση του παραδοσιακού Dickey Fuller test. Στο παραπάνω AR(1) σχήμα (7.2.5) η εκτιμήτρια ελαχίστων τετραγώνων $\hat{\phi}_1$ είναι μεροληπτική και υποεκτιμά συστηματικά την παράμετρο ϕ_1 όσο $\phi_1 \rightarrow 1$. Για $|\phi_1| < 1$ η εκτιμήτρια των ελαχίστων τετραγώνων είναι συνεπής με $p \lim \hat{\phi}_1 = \phi_1$ και έχει οριακή κατανομή $\sqrt{T}(\hat{\phi}_1 - \phi_1) \rightarrow N(0, 1 - \phi_1^2)$. Όσο όμως πλησιάζουμε το $\phi_1 = 1$ τότε ο Fuller με τη χρήση Monte Carlo εξομοιώσεων (1976) απέδειξε ότι η κατανομή της

$$T(\hat{\phi}_1 - \phi_1) \rightarrow \frac{(1/2)\{[w(1)]^2 - 1\}}{\int_0^1 [W(r)]^2 dr} \text{ όπου } r \text{ μια συνεχής στοχαστική ανέλιξη και } W(r)$$

Wiener process.

Οι Dickey και Fuller ταξινόμησαν τις κριτικές τιμές (τ, τ_{μ}, τ_t αντίστοιχα) για τις κατωτέρω τρεις αυτοπαλινδρομες σειρές που αποτελούν και τα δυνητικά μοντέλα που θα χρησιμοποιήσουμε για τον έλεγχο της μη στασιμότητας στις σειρές μας:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (7.2.7)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (7.2.8)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_2 t \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (7.2.9)$$

Η διαφορά της πρώτης παλινδρόμησης από τις άλλες δυο είναι η προσθήκη των νετερμιστικών στοιχείων a_0 και $a_2 t$ δηλαδή η προσθήκη σταθεράς και τάσης, διαφορές που συνεπάγονται τη χρήση διαφορετικών κριτικών τιμών. Ο έλεγχος θα έχει τη μορφή:

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma < 0$$

Οι κριτικές τιμές που θα χρησιμοποιηθούν είναι οι βελτιωμένες του Mackinnon (1991). Τα προβλήματα που ανακύπτουν κατά τον έλεγχο για τη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας είναι πολλά.

Αρχικά επισημαίνουμε ότι τα Dickey-Fuller tests υποθέτουν ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα. Συνεπώς, αν υποθέσουμε ότι ήμασταν σε θέση να

γνωρίζουμε τον ακριβή προσδιορισμό του μηχανισμού παραγωγής των δεδομένων μέσα από τα ανωτέρω μοντέλα δεν θα υπήρχε κανένα πρόβλημα. Ωστόσο κάτι τέτοιο δεν είναι γνωστό και γι' αυτό είναι σημαντική η σωστή επιλογή των χρονικών υστερήσεων έτσι ώστε να μην έχουμε αφενός αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα και αφετέρου υπερπαραμετροποίηση. Τυχόν ύπαρξη αυτοσυσχέτισης οδηγεί σε εσφαλμένη εκτίμηση του συντελεστή γ και η υπερπαραμετροποίηση μειώνει τη δύναμη του test να απορρίψει την αρχική υπόθεση αφού ο υπερβάλλον αριθμός χρονικών υστερήσεων συνεπάγεται μείωση των βαθμών ελευθερία και αύξηση των υπό εκτίμηση παραμέτρων. Για τον σωστό προσδιορισμό των χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε τα ακόλουθα Information Criteria:

- Akaike criterion $(-2l/n + 2k/n)$
- Schwartz criterion $(-2l/n + k \log n/n)$
- Hannan quinn criterion $((-2l/n + 2k \log(\log n)/n)$

Όπου k ο αριθμός των υπό εκτίμηση παραμέτρων, n ο αριθμός των παρατηρήσεων και l η τιμή της συνάρτησης μέγιστης πιθανοφάνειας χρησιμοποιώντας k παραμέτρους. Παρατηρούμε ότι το Akaike criterion (AIC) «τιμωρεί» περισσότερο από τα άλλα δύο κριτήρια τη χρήση πολλών παραμέτρων, γι' αυτό και το πρώτο συνήθως δίνει χαμηλότερες τιμές από τα άλλα δύο κριτήρια. Επίσης ασυμπτωτικά ($T \rightarrow \infty$) το AIC υπερεκτιμά τον πραγματικό βαθμό της παλινδρόμησης με θετική πιθανότητα ενώ τα SC και HQC όχι, και για το λόγο αυτό τα τελευταία λέγονται συνεπή. Ωστόσο, για πεπερασμένα δείγματα οι εκτιμήσεις του AIC θεωρούνται αποδεκτές και γι' αυτό το χρησιμοποιούμε.

Επίσης για την ενδυνάμωση της ανάλυσής μας χρησιμοποιούμε και το Lagrange multiplier serial correlation test το οποίο βασίζεται σε F test σχετικά με την παλινδρόμηση των καταλοίπων με τον εαυτό τους και με τον βασικό όρο της παλινδρόμησης για p χρονικές υστερήσεις. Σημειώνουμε ότι συμβουλευόμαστε τα cointegration καθώς και τα Ljung-Box Q-statistics των καταλοίπων για μεγαλύτερη διασφάλιση.

Τέλος, αν πάραυτα εξακολουθούν να υπάρχουν υπόνοιες για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης, ενδέχεται να χρησιμοποιήσουμε το test για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας των Phillips και Perron (1988), το οποίο χαρακτηρίζεται από το πλεονέκτημα ότι έχει λιγότερο δεσμευτικές υποθέσεις για την κατανομή των καταλοίπων.

Ένα άλλο πρόβλημα των DF tests το οποίο όπως θα δούμε επισημαίνεται και στη βιβλιογραφία από τους Dickey και Pantula (1987) είναι ότι το πρώτο μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο μίας μόνο μοναδιαίας ρίζας και η τυχόν ύπαρξη δύο ή περισσότερων ριζών αλλοιώνει τα αποτελέσματα των tests. Έτσι, ξεκινάμε τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα διαφοροποιώντας τη σειρά μας τόσες φορές όσες είναι οι μοναδιαίες ρίζες τις οποίες υποπευόμαστε. Το σχετικά μικρό δείγμα που χρησιμοποιούμε αναμένεται να μοντελοποιείται μέσω αυτοπαλίνδρομων μοντέλων μικρού βαθμού (συνήθως $AR(1)$), οπότε το ενδεχόμενο ύπαρξης περισσότερων της μίας μοναδιαίων ριζών δεν θα μας απασχολήσει συχνά. Εξάλλου, οι χρηματοοικονομικές σειρές κατά γενική ομολογία είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού.

Συνεχίζουμε με το πρόβλημα του προσδιορισμού των ντετερμινιστικών regressors που υφίσταται όταν δεν είναι γνωστός ο μηχανισμός παραγωγής των δεδομένων μας. Το πρόβλημα αυτό μεταφράζεται στην επιλογή του κατάλληλου μοντέλου από αυτά που παρουσιάστηκαν παραπάνω έτσι ώστε να εκφράζει όσο το δυνατόν καλύτερα το μηχανισμό γέννησης των δεδομένων. Όπως έχει γίνει ήδη γνωστό, η παρουσία επιπλέον προς εκτίμηση παραμέτρων μειώνει τους βαθμούς ελευθερίας και τη δύναμη του DF test, γεγονός που θα μπορούσε να μας οδηγήσει στην εσφαλμένη αποδοχή της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Επίσης, εν αντιθέση με την περίπτωση ύπαρξης στασιμότητας, τα test statistics διαφοροποιούνται κάθε φορά ανάλογα με το είδος του μοντέλου που χρησιμοποιούμε. Επισημαίνουμε ότι η τυχόν εσφαλμένη χρήση ακατάλληλων παραμέτρων μπορεί να μειώσει τη δύναμη του DF test μας στο μηδέν. Το πρόβλημα «κλειδί» λοιπόν που φαίνεται να ανακύπτει στην περίπτωσή μας είναι το γεγονός ότι τα tests για μοναδιαία ρίζα εξαρτώνται από την παρουσία των ντετερμινιστικών regressors και τα tests για την παρουσία των τελευταίων εξαρτώνται από την ύπαρξη της μοναδιαίας ρίζας. Εξειδικεύοντας στην περίπτωση των δεδομένων μας, εκ των πραγμάτων η χρήση του πρώτου μοντέλου (pure random walk) είναι μάλλον απίθανη. Αντίθετα τα υπόλοιπα μοντέλα ενδέχεται να είναι αυτά που εκφράζουν το μηχανισμό γέννησης των δεδομένων μας. Το πρόβλημα λοιπόν έγκειται στην επιλογή τάσης ή όχι στην παλινδρόμησή μας. Ακολουθούμε για το λόγο αυτό τις προτάσεις των Dolado, Jenkinson και Sosvilla-Rivero (1990) εφαρμόζοντας όπου κρίνεται σκόπιμο την προτεινόμενη διαδικασία

σταδίων. Τελειώνοντας, τα joint F statistics δίνουν χρήσιμη πληροφόρηση όταν υπάρχουν αμφιβολίες για τη χρήση ή όχι τάσης στο αρχικό μας μοντέλο.

Ένα τελευταίο πρόβλημα το οποίο ανακύπτει στον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας είναι αυτό της ύπαρξης δομικών κενών (structural breaks) στην ανάλυσή μας. Στην περίπτωση αυτή το DF test γίνεται μεροληπτικό υπέρ της αποδοχής της αρχικής υπόθεσης. Ο Perron (1989) έχει προτείνει ένα συγκεκριμένο test για τον έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας βασισμένο στα χαρακτηριστικά εξάρτησης των καταλοίπων, διακρίνοντας τρεις περιπτώσεις επιδράσεων στην πορεία της ανάλυσης. Ωστόσο, το μειονέκτημα που μας κάνει σκεπτικούς στην εφαρμογή του είναι ότι ο έλεγχος είναι εξαρτημένος (conditional) στο ότι υπήρξε πραγματικό δομικό κενό. Μετά λοιπόν από προσεκτική μελέτη της γραφικής απεικόνισης των ανελίξεων αν διαπιστώσουμε την ύπαρξη κάποιου break⁴ ενδέχεται είτε να χρησιμοποιήσουμε απλά κάποιο εναλλακτικό μοντέλο για το DF test, είτε να χωρίσουμε το υπό εξέταση δείγμα σε δύο επιμέρους δείγματα. Επίσης, το γεγονός ότι χρησιμοποιούμε τριμηνιαίες παρατηρήσεις μπορεί να εμφανίσει οξύτερο το πρόβλημα της ύπαρξης κενών. Η χρήση ψευδομεταβλητών για την εξομάλυνση της σειράς είναι μια άλλη διαθέσιμη τεχνική που θα μας επιτρέψει να εξαλείψουμε τυχόν προβλήματα κανονικότητας και μη ορθολογικής συμπεριφοράς.

7.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Έχοντας προσεγγίσει το θέμα της ολοκλήρωσης των μεμονωμένων σειρών των τιμών των futures και των spot το επόμενο βήμα στην ανάλυσή μας είναι η διερεύνηση των σχέσεων, των αλληλεπιδράσεων, της βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας δυναμικής που η οικονομική θεωρία και οι υποθέσεις μας επιτάσσουν. Οι σειρές που εξετάζουμε, σύμφωνα με την προηγούμενη ανάλυση, αναμένονται να είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού. Επίσης, το αρχικό μοντέλο για τον έλεγχο της αμεροληψίας (εξίσωση 7.1.3) απαιτεί ο όρος ε_t του σφάλματος να ακολουθεί ανάλιξη λευκού θορύβου. Δηλαδή, η διαφορά των δύο χρονοσειρών πρέπει να μας δίνει,

⁴ Δύο δυναμικά σημεία δομικών κενών παρατηρήθηκαν στα δεδομένα μας: Το πρώτο αφορά την χρηματιστηριακή κρίση του 1987 και είναι πιο ευδιάκριτο στην περίπτωση του δείκτη S&P 500. Από αρκετούς ωστόσο έχει αμφισβητηθεί η διάρκεια του κενού αυτού. Το δεύτερο εμφανίζεται το 1995

σύμφωνα με τις αρχές της ισορροπίας, μια τυχαία μεταβλητή με μηδενικό μέσο, σταθερή διακύμανση και ισαπέχουσες συνδιακυμάνσεις. Ανακύπτει λοιπόν το θέμα της συνολοκλήρωσης των σειρών spot και futures αφού και η θεωρία υπονοεί ότι οι σειρές αυτές μοιράζονται κοινές στοχαστικές τάσεις και συνδέονται μεταξύ τους μέσα από μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας⁵.

Η θεωρία περί συνολοκλήρωσης υποδεικνύει ότι ο γραμμικός συνδιασμός δυο μεταβλητών με διαφορετικό βαθμό ολοκληρωσιμότητας θα είναι ολοκληρωμένος σε βαθμό υψηλότερο και από τους δύο. Αν όμως δυο ή περισσότερες μη-στάσιμες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωσιμότητας d , αυτές λέγεται ότι συνολοκλήρονται αν υπάρχει γραμμικός συνδιασμός ή διάνυσμα γραμμικών συνδιασμών που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης b μικρότερου του βαθμού ολοκλήρωσης d ($b < d$). Για παράδειγμα οι $F_t \approx I(1), S_t \approx I(1)$ λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες όταν ο γραμμικός τους συνδιασμός $F_t - \beta S_t$ είναι στάσιμος ($I(0)$). Στην περίπτωση ύπαρξης συνολοκλήρωσης, οι σειρές των Futures και των spot μακροχρόνια κινούνται μαζί (υπάρχει co-movement) και οι αποκλίσεις τους κατά μέσον όρο είναι ίσες με το μηδέν. Με άλλα λόγια οι μεταβλητές S_t, F_{t-n} χαρακτηρίζονται από αποκλίσεις με πεπερασμένη διακύμανση. Η έννοια λοιπόν της συνολοκλήρωσης επιτρέπει βραχυχρόνιες αποκλίσεις από την ισορροπία και εγγυάται την μακροχρόνια ευστάθεια της αγοράς μέσα από μια διαδικασία διόρθωσης σφάλματος, έρχεται δε σε απόλυτη εναρμόνιση με την έννοια της απλής αποτελεσματικότητας της αγοράς αφού και η τελευταία υπαγορεύει ότι κάποιες ευκαιρίες εξισορροπητικής αγοραπωλησίας είναι δυνατόν να υπάρχουν όμως, δεν μπορεί να είναι συνεχείς. Ωστόσο, όπως θα δούμε και παρακάτω η ύπαρξη συνολοκλήρωσης είναι αναγκαία όχι όμως και επαρκής συνθήκη για τη θεμελίωση της έννοιας της αποτελεσματικότητας της αγοράς.

Η μοντελοποίηση της ισορροπίας και των δυναμικών προσαρμογών θα γίνει εκ των πραγμάτων με τη χρήση ενός πολυμεταβλητού υποδείγματος (VAR: Vector AutoRegressive). Όπως στην περίπτωση των μονομεταβλητών ανελιξεων έτσι και στην περίπτωση του VAR ιδιαίτερο ρόλο διαδραματίζει η ύπαρξη στασιμότητας αλλά και ευστάθειας. Η ευστάθεια αναφέρεται στις επιδράσεις που θα έχει ένα shock στις

όπου και φαίνεται να έχουμε μεταβολή του ρυθμού αύξησης, χωρίς όμως να μπορεί να συνδεθεί με κάποιο συγκεκριμένο οικονομικό γεγονός.

⁵ Συνθήκη arbitrage και cost-of-carry model, βλ. Κεφάλαιο 3

εξιιώσεις του. Αν οι επιδράσεις κάποιου shock είναι επίμονες και δεν παρουσιάζουν τάσεις εξασθένησης διαχρονικά, τότε το σύστημά μας θεωρείται ασταθές. Ένα ευσταθές VAR έχει πρώτες και δεύτερες ροπές ανεξάρτητες του χρόνου.

Προσδιορίζουμε το κατωτέρω VAR τάξης p :

$$Y_t = \Psi D_t + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (7.3.1)$$

όπου

$Y_t = [y_{1t}, \dots, y_{bt}]$, π.χ. Y_t είναι ένας $b \times 1$ πίνακας των μεταβλητών,

D_t πίνακας των βραχυχρόνιων ντετερμινιστικών στοιχείων,

A_i είναι $b \times b$ πίνακας των παραμέτρων

και u_t ανέλιξη λευκού θορύβου.

Ορίζω το χαρακτηριστικό πολυώνυμο: $|In \lambda^p - A_1 \lambda^{p-1} - A_2 \lambda^{p-2} - \dots - A_p| = 0$

Το VAR θα είναι στάσιμο, άρα και ευσταθές αν ισχύει: $|\lambda^p| < 1$ όπου λ_i οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυώνυμου με $i = 1, \dots, p$

Αντίθετα, αν έστω και μία από τις $|\lambda^p| = 1$ τότε το VAR είναι ασταθές. Έτσι, η συμπεριφορά του VAR είναι ανάλογη με εκείνη των μονομεταβλητών σειρών σε περίπτωση ύπαρξης μοναδιαίων ριζών. Η ευστάθεια λοιπόν του VAR έγκειται στο ότι είναι καλά συμπεριφερόμενο δηλαδή, η επίδραση ενός shock είναι μετρήσιμη και πεπερασμένη. Σε περίπτωση που διαπιστωθεί η ύπαρξη μιας μοναδιαίας ρίζας είναι εφικτή η επίτευξη ενός στάσιμου πολυμεταβλητού μοντέλου κατόπιν εφαρμογής πρώτων διαφορών. Το μειονέκτημα στην περίπτωση αυτή έγκειται στο ότι οι διαφορές μπορεί να μην έχουν ιδιαίτερη οικονομική σημασία εν συγκρίσει με τα levels των μεταβλητών.

Ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης των σειρών των τιμών των futures με τις αντίστοιχες spot θα γίνει στην περίπτωση μας με τη μεθοδολογία του Johansen (1988) και Johansen Juselius (1990). Δεν ακολουθούμε τη μεθοδολογία των Engle και Granger (1987) παρόλο που είναι πιο εύκολη και απλή στην εφαρμογή της, επειδή έχει κάποια σημαντικά μειονεκτήματα. Συγκεκριμένα, η μεθοδολογία Engle και Granger στην περίπτωση χρήσης πεπερασμένων δειγμάτων δίνει διαφορετικά αποτελέσματα αναφορικά με την ύπαρξη συνολοκλήρωσης, εξαρτώμενα από την φορά των παλινδρομήσεων που χρησιμοποιούνται. Αυτό το χαρακτηριστικό είναι

ιδιαίτερα ανεπιθύμητο αφού τα αποτελέσματα θα έπρεπε να ήταν ανεξάρτητα της μεταβλητής ως προς την οποία γίνεται κανονικοποίηση. Επίσης, η μεθοδολογία των δύο σταδίων των Engle και Granger⁶ ενέχει το μειονέκτημα ότι τα κατάλοιπα που παράγονται από το πρώτο βήμα χρησιμοποιούνται για την παραγωγή των καταλοίπων του δεύτερου βήματος συνεπώς, εκτιμάται μια παλινδρόμηση μέσω της εκτίμησης μια πρώτης παλινδρόμησης με αποτέλεσμα να αυξάνεται η πιθανότητα κακού προσδιορισμού των μοντέλων μας. Αντίθετα η μεθοδολογία του Johansen δεν «πάσχει» από τα παραπάνω μειονεκτήματα και μας δίνει περισσότερες πληροφορίες για την εκτίμηση των συντελεστών του πίνακα συνολοκλήρωσης. Ο Johansen προτείνει αρχικά τον προσδιορισμό ενός συνεπούς, αδέσμευτου, κλειστού, πολυμεταβλητού υποδείγματος τάξης p για τις μεταβλητές του ενδιαφέροντός μας, της μορφής που παρατηρήσαμε παραπάνω. Το VAR αυτό θα μπορούσε να αναπαραμετροποιηθεί σε ένα μοντέλο διόρθωσης σφάλματος (Vector Error Correction Form VECF) της μορφής:

$$\Delta Y_t = \Psi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \varepsilon_t \quad (7.3.2)$$

$$\text{όπου } \Pi = - \left(I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i \right) \quad (7.3.3)$$

Σημαντικό ρόλο στην περίπτωση του μοντέλου διόρθωσης σφάλματος διαδραματίζει ο βαθμός του πίνακα Π αφού αυτός προσδιορίζει τον αριθμό των ανεξάρτητων πινάκων συνολοκλήρωσης. Ο βαθμός του Π ισούται με το αριθμό των χαρακτηριστικών ριζών οι οποίες διαφέρουν από το μηδέν. Έτσι, στην περίπτωση n μεταβλητών ο μέγιστος βαθμός του πίνακα Π είναι ίσος με n . Διακρίνουμε αναλυτικά τις εξής τρεις περιπτώσεις:

- Αν Βαθμός(Π)=0 τότε ο Π είναι μηδενικός και το VAR μπορεί να επαναδιατυπωθεί εξ'ολοκλήρου μέσω πρώτων διαφορών.
- Αν $1 \leq \text{Βαθμός}(\Pi) \leq n-1$ τότε ο αριθμός των ανεξαρτήτων πινάκων συνολοκλήρωσης ισούται με το βαθμό του Π
- Αν Βαθμός(Π)= n (maximum) τότε το VAR παρουσιάζει στασιμότητα στα levels.

Η διαδικασία για τον προσδιορισμό των πινάκων συνολοκλήρωσης αποτελεί εφαρμογή της γενικής διαδικασίας ελέγχου υποθέσεων. Έτσι, διατυπώνουμε μια

⁶ βλ.Κεφάλαιο 6 Engle Granger (1987)

αρχική και εναλλακτική υπόθεση καθώς και ένα test statistic του οποίου η κατανομή έχει ταξινομηθεί. Μια υψηλή τιμή του test statistic υποδεικνύει την απόρριψη της αρχικής υπόθεσης. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι υποθέσεις μας αναφορικά με τους ντετερμινιστικούς regressors επηρεάζουν τις κριτικές τιμές που θα χρησιμοποιήσουμε καθώς και τα αποτελέσματά μας.

Ο Johansen διαμορφώνει την ακόλουθη διαδικασία για τον προσδιορισμό του αριθμού των σχέσεων συνολοκλήρωσης: Έστω $R(r)$ δηλώνει την υπόθεση ότι ο βαθμός του Π είναι μικρότερος ή ίσος με r . Τότε συνδέουμε κάθε $R(r)$ με ένα test statistic Q και μία κριτική τιμή C_{n-r} , όπου οι κριτικές τιμές προκύπτουν με εξομοιώσεις Monte Carlo. Αν η τιμή του δείγματός μας Q είναι μεγαλύτερη της κριτικής τιμής C_{n-r} τότε απορρίπτουμε την αρχική υπόθεση $R(r)$. Για τον ακριβή προσδιορισμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης ξεκινάμε από την αρχική υπόθεση $R(0)$ και προχωρούμε ανάλογα με τα αποτελέσματά μας σε διαδοχικά tests. Τα test statistics που προτείνει ο Johansen και είναι αυτά που θα χρησιμοποιήσουμε κι εμείς είναι δύο:

Το πρώτο είναι γνωστό και ως trace statistic ή λ_{trace} και ισούται με:

$$trace(r/n) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7.3.4)$$

όπου $\hat{\lambda}_i$ οι εκτιμημένες χαρακτηριστικές ρίζες (ιδιοτιμές) που προκύπτουν από την εκτίμηση του πίνακα Π και T ο αριθμός των χρησιμοποιούμενων παρατηρήσεων. Το r στην περίπτωση των trace statistics παίρνει τιμές από 0 έως $n-1$ εξαρτώμενο κάθε φορά από το στάδιο της διαδικασίας του ελέγχου. Το trace statistic είναι το κατάλληλο test για την αρχική υπόθεση $r_0 \geq r$ έναντι της εναλλακτικής $r_0 \leq r+1$.

Το δεύτερο test statistic που χρησιμοποιείται είναι γνωστό ως maximum eigenvalue statistic ή λ_{max} . Το test αυτό μοιάζει αρκετά με το trace test όμως, χρησιμοποιεί διαφορετική εναλλακτική υπόθεση. Συγκεκριμένα, αντί για την $r_0 \leq r+1$ χρησιμοποιεί την υπόθεση $r_0 = r+1$. Με αυτόν τον τρόπο επιχειρείται η αύξηση της δύναμης του test περιορίζοντας την εναλλακτική υπόθεση με έναν μόλις πίνακα συνολοκλήρωσης παραπάνω από την αρχική υπόθεση. Το λ_{max} statistic ισούται με:

$$\lambda_{max}(r_0) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \text{ για } i = r_0 + 1 \quad (7.3.5)$$

Στο σημείο αυτό αξίζει να σημειωθεί ότι όταν το $\hat{\lambda}_i$ πλησιάζει στο μηδέν και επειδή $\ln(1) = 0$ ο όρος $1 - \hat{\lambda}_i$ θα συνεισφέρει λίγο στο test statistic ενώ το αντίστροφο θα συμβαίνει όταν το $\hat{\lambda}_i$ ισούται με τη μονάδα, όπως άλλωστε είναι και επιθυμητό.

Στην περίπτωση της ανάλυσης μας, ο προσδιορισμός του αριθμού των χρονικών υστερήσεων στο αδέσμευτο VAR θα γίνει με τη χρήση των δυο κριτηρίων, Akaike και Schwartz information criteria που αναλύθηκαν στο τμήμα του ελέγχου στασιμότητας. Επίσης, θα χρησιμοποιηθούν και τα Lagrange Multiplier serial correlation tests και για τις δύο φορές του VAR. Αναφορικά με τους ντετερμινιστικούς regressors, θεμελιώνονται στις πραγματοποιήσεις των χρονοσειρών μας και στις σχέσεις που υποδεικνύονται μέσα από αυτές. Παράλληλα, χρησιμοποιούνται και τα tests μεγίστης πιθανοφάνειας για την στατιστική σημαντικότητα των regressors που περιλαμβάνονται συγκρίνοντας τα αντίστοιχα δεσμευμένα και αδέσμευτα μοντέλα, όπου αυτό κρίνεται απαραίτητο. Η εμφάνιση δομικών κενών στο VAR και τυχόν προβλήματα κανονικότητας και αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων αντιμετωπίζονται με τη χρήση ψευδομεταβλητών, ενώ συγκρίνονται τα αποτελέσματα προκειμένου να διαπιστωθούν αν επιδρούν στα τελικά αποτελέσματα μας.

Οι κριτικές τιμές για τα trace αλλά και για τα max eigenvalue statistics είναι αυτές που χρησιμοποιούνται από τους Pesaran-Pesaran (1997).

7.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΑΡΑΜΕΤΡΩΝ

Το τελευταίο στάδιο για την εξασφάλιση της υπόθεσης της μακροχρόνιας αμεροληψίας των συμβολαίων futures έναντι των spot τιμών είναι ο έλεγχος των παραμέτρων της συνάρτησης συνολοκλήρωσης (εφόσον υφίσταται φυσικά συνολοκλήρωση), σύμφωνα με τις υποθέσεις που έχουμε προσδιορίσει. Η μακροχρόνια αμεροληψία είναι σύμφωνη με τον έννοια που της είχε αποδοθεί από τους *Lai και Lai (1990)* δηλαδή, οι τιμές των futures είναι σε θέση να προβλέπουν τις spot τιμές στη λήξη τους. Με άλλα λόγια τα συμβόλαια futures είναι αμερόληπτοι.

εκτιμητές των spot όταν τα futures δεν υπερεκτιμούν ή υποεκτιμούν συστηματικά τις spot τιμές.

Έστω ο στάσιμος γραμμικός συνδιασμός των ολοκληρώσιμων πρώτου βαθμού χρονοσειρών S_t, F_{t-n} :

$$CY = 0, \quad (7.4.1)$$

$$\text{όπου } Y_t = [S_t, F_{t-n}, 1] \quad (7.4.2)$$

και

$$C = [1, -b, -a] \quad (7.4.3)$$

Λύνοντας την εξίσωση 7.4.1 παίρνουμε την σχέση $F_{t-n} = a + bS_t$, απ'όπου θέλουμε τον έλεγχο των περιορισμών:

$$H_0 : \alpha=0 \text{ και } b=1 \text{ ή}$$

ο πίνακας συνολοκλήρωση C να ισούται με $C = [1, -1, 0]$. Για τον έλεγχο των περιορισμών αυτών (over identifying restrictions) χρησιμοποιείται ο λόγος των πιθανοφανειών και πραγματοποιείται μέσω της κατανομής χ^2 με n βαθμούς ελευθερίας, όπου n ισούται με τον αριθμό των περιορισμών (δύο στην περίπτωση μας), αφού ο Johansen απέδειξε ότι ασυμπτωτικά οι παράμετροι του πίνακα συνολοκλήρωσης ακολουθούν κατανομή χ^2 .

7.5 ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ

Η τρίτη αναγκαία προϋπόθεση για τη θεμελίωση της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας της αγοράς των futures είναι η εξέταση της βραχυχρόνιας δυναμικής του συστήματος futures και spot μέσα από ένα μοντέλο διόρθωσης σφάλματος, όπως αυτό προτάθηκε από τους Engle και Granger (1987). Επισημαίνουμε ότι στους περισσότερους ελέγχους αμεροληψίας και αποδοτικότητας της αγοράς μέχρι σήμερα, η βραχυχρόνια πλευρά της ισορροπίας δεν περιλαμβανόταν στις εκάστοτε αναλύσεις θεωρώντας ότι η συνολοκλήρωση μόνο αποτελούσε και ικανή συνθήκη για την θεμελίωση της. Ωστόσο, η πληροφόρηση που μας δίνει το μοντέλο της διόρθωσης σφάλματος είναι πολύ σημαντική και κρίνεται απαραίτητη για την πλήρη θεμελίωση των παραπάνω εννοιών.

Ένα βασικό χαρακτηριστικό των συνολοκληρώσιμων μεταβλητών αποτελεί το γεγονός ότι η διαχρονική τους εξέλιξη επηρεάζεται από το βαθμό στον οποίο παρατηρούνται διακυμάνσεις από την μακροχρόνια ισορροπία. Εξάλλου, αφού η συνολοκλήρωση υπαγορεύει τη διατήρηση μιας μακροχρόνια ισορροπίας τότε, τουλάχιστον μια από τις μεταβλητές θα πρέπει να μεταβάλλεται με τέτοιο τρόπο έτσι ώστε να διατηρείται η τελευταία. Συνεπώς, οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις θα επηρεάζονται κι αυτές από τις αποκλίσεις από την ισορροπία. Μπορούμε να διαπιστώσουμε λοιπόν ότι χωρίς τον πλήρη δυναμικό προσδιορισμό του μοντέλου δεν θα είμαστε σε θέση να ελέγξουμε και να εκτιμήσουμε τις αντιδράσεις και τη σύνδεση των μεταβλητών με τις βραχυχρόνιες ανισορροπίες.

Έστω οι μεταβλητές Y και X οι οποίες είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού ($I(1)$) και συνολοκληρώνονται ($CI(1,1)$). Τότε μπορούμε να σχηματίσουμε το ακόλουθο μοντέλο διόρθωσης σφάλματος:

$$\Delta Y_t = a_{10} + a_y(X_{t-1} - bY_{t-1}) + \sum a_{11}(i)\Delta Y_{t-i} + \sum a_{12}(i)\Delta X_{t-i} + \varepsilon_y \quad (7.5.1)$$

$$\Delta X_t = a_{20} + a_x(X_{t-1} - bY_{t-1}) + \sum a_{21}(i)\Delta Y_{t-i} + \sum a_{22}(i)\Delta X_{t-i} + \varepsilon_x \quad (7.5.2)$$

όπου $\varepsilon_y, \varepsilon_x$ διαταρακτικοί όροι που ακολουθούν ανέλιξη λευκού θορύβου αλλά μπορεί να αυτοσυσχετίζονται, $\Delta X_t, \Delta Y_t$ στάσιμα εξ' ορισμού και b παράμετροι του πίνακα συνολοκλήρωσης.

Παρατηρούμε ότι η ανωτέρω απεικόνιση έχει κοινά στοιχεία με το VAR της εξίσωσης 7.3.1. Ουσιαστικά, το παραπάνω μοντέλο αποτελεί ένα διμεταβλητό VAR εκφρασμένο σε πρώτες διαφορές και προσαυξημένο κατά τους όρους διόρθωσης σφάλματος, $a_y(X_{t-1} - bY_{t-1})$ και $a_x(X_{t-1} - bY_{t-1})$ οι οποίοι είναι στάσιμοι εφόσον υπάρχει συνολοκλήρωση. Οι μεταβλητές a_y και a_x μεταφράζονται ως οι παράμετροι της ταχύτητας προσαρμογής. Όσο μεγαλύτερο είναι το a_y , τόσο μεγαλύτερη είναι η αντίδραση της μεταβλητής Y στις αποκλίσεις της προηγούμενης περιόδου από τη μακροχρόνια ισορροπία. Αντίθετα, μικρές τιμές του a_y σημαίνει ότι η μεταβλητή Y αντιδρά αργά στις ανισορροπίες της προηγούμενης περιόδου. Είναι ευνόητο ότι τουλάχιστον μία από τις παραμέτρους της ταχύτητας προσαρμογής πρέπει να διαφέρει από το μηδέν. Σε αντίθετη περίπτωση δεν υπάρχει συνολοκλήρωση.

Μπορούμε λοιπόν να διαπιστώσουμε ότι το μοντέλο της διόρθωσης σφάλματος αποτελεί μια εναλλακτική παρουσίαση της συνολοκλήρωσης, δηλαδή για δύο ή περισσότερες $I(1)$ μεταβλητές η διόρθωση σφάλματος ή η συνολοκλήρωση είναι δυο ισοδύναμες μορφές απεικόνισης (Granger representation theorem).

Οι Engle και Granger (1987) προτείνουν έναν έξυπνο τρόπο για να αποφύγουν τους περιορισμούς που προκύπτουν από τις από-κοινού εκτιμήσεις των παραπάνω μοντέλων. Γι' αυτό το λόγο χρησιμοποιούν τις εκτιμήσεις των καταλοίπων \hat{e}_{t-1} από τη μακροχρόνια ισορροπία την περίοδο $t-1$. Με αυτόν τον τρόπο μπορούν να χρησιμοποιηθούν τα εκτιμημένα κατάλοιπα στη θέση των όρων της διόρθωσης σφάλματος διαμορφώνοντας το ακόλουθο μοντέλο:

$$\Delta Y_t = a_{10} + a_y \hat{e}_{t-1} + \sum a_{11}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum a_{12}(i) \Delta X_{t-i} + \varepsilon_y \quad (7.5.3)$$

$$\Delta X_t = a_{20} + a_x \hat{e}_{t-1} + \sum a_{21}(i) \Delta Y_{t-i} + \sum a_{22}(i) \Delta X_{t-i} + \varepsilon_x \quad (7.5.4)$$

Αν εξαιρέσουμε από τις παραπάνω εξισώσεις τους όρους διόρθωσης σφάλματος, τότε αποτελούν ένα VAR εκφρασμένο σε πρώτες διαφορές. Αυτό το πλησίον VAR μοντέλο έχει το πλεονέκτημα ότι μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για τη εκτίμησή του. Επίσης, αφού όλοι οι όροι του είναι στάσιμοι η παραδοσιακή VAR ανάλυση είναι κατάλληλη.

Εξειδικεύοντας στην περίπτωση των δεδομένων μας, το μοντέλο διόρθωσης σφάλματος θα μπορούσε να προσδιοριστεί ως εξής:

$$\Delta S_t = a + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta F_{t-n,i-1} + \sum_{j=1}^l \theta_j \Delta S_{t-j} + \rho [S_t - \delta F_{t-n}]_{-1} + e_t \quad (7.5.5)$$

όπου $[S_t - \delta F_{t-n}]_{-1}$ ο όρος διόρθωσης σφάλματος.

Η βραχυχρόνια αμεροληψία και αποτελεσματικότητα στην περίπτωση αυτή θα μπορούσε να διερευνηθεί ελέγχοντας τους ακόλουθους περιορισμούς: $-\rho = \gamma_0 = \delta = 1$ ⁷ενώ η σταθερά a και οι υπόλοιπες χρονικές υστερήσεις είναι ίσες με μηδέν αφού όλη η παρελθούσα πληροφορία πρέπει να έχει ενσωματωθεί στις

⁷ Απαιτούμε $\rho = -1$ διότι σύμφωνα και με την 7.13 οι Spot τιμές διορθώνουν με καθυστέρηση προς τις τιμές futures.

τωρινές τιμές⁸. Επίσης το e_t δεν θα πρέπει να παρουσιάζει αυτοσυσχέτιση⁹. Αν ισχύουν οι περιορισμοί αυτοί τότε το μοντέλο μας καταλήγει να ισούται με το αρχικό μοντέλο που χρησιμοποιήσαμε για τον έλεγχο της αμεροληψίας, δηλαδή την εξίσωση 7.1.3. Για τον προσδιορισμό των χρονικών υστερήσεων και τον έλεγχο παραμέτρων θα χρησιμοποιήσουμε τα x^2 και F tests ,ενώ το ρ μπορεί να προσδιοριστεί μέσω των t statistics αφού ασυμπτωτικά συγκλίνει στη t κατανομή. Αν οι παραπάνω τιθέμενοι περιορισμοί δεν ισχύουν τότε η αγορά θεωρείται ότι δεν πληροί την ιδιότητα της αμεροληψίας¹⁰.

Με αυτόν τον τελευταίο έλεγχο κλείνει μια πλήρης διαδικασία για τον έλεγχο της μακροχρόνιας και βραχυχρόνιας αμεροληψίας των συμβολαίων futures καθώς και της αποτελεσματικότητας της αγοράς.

⁸ Συνθήκη Markovness των αποτελεσματικών αγορών σύμφωνα με την οποία η μετακινήσεις στις τιμές των Spot και futures είναι συνάρτηση των τωρινών τιμών, ενώ όλη η πληροφορία των Spot τιμών εμπεριέχεται στις τιμές των futures.

⁹ Σε περίπτωση χρήσης μη επικαλυπτόμενων τιμών.

¹⁰ Η απόρριψη των από κοινού περιορισμών των Μοντέλων διόρθωσης σφάλματος δεν σημαίνει ταυτόχρονα και απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικότητας των αγορών αφού η τελευταία δεν απαιτεί την ύπαρξη μηδενικών πριμ κινδύνου.

8 ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Η υπόθεση της αμεροληψίας και κατ' επέκταση της αποδοτικότητας των αγορών εξετάζονται για τα Συμβόλαια Μελλοντικής εκπλήρωσης με υποκείμενους τίτλους τους χρηματιστηριακούς δείκτες Financial Times Stock Exchange 100 (FT-SE 100) και Standard & Poor's 500 Composite (S&P 500) που διαπραγματεύονται στο London International Financial Futures Exchange (LIFFE) και το Chicago Mercantile Exchange (CME) αντίστοιχα.

Ο δείκτης FT-SE 100 περιλαμβάνει τις 100 μεγαλύτερες Βρετανικές επιχειρήσεις. Η τιμή του δείκτη αντιπροσωπεύει τις μέσες τιμές των μετοχών των 100 μεγαλύτερων επιχειρήσεων εισηγμένων στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Ο FT-SE 100 υπολογίζεται ως σταθμισμένος αριθμητικός δείκτης (με σταθμά την κεφαλαιοποίηση των μετοχών στη αγορά), με τιμή βάσης ίση με 1000 μονάδες ξεκινώντας την 3^η Μαΐου 1984. Το ίδιο έτος το LIFFE εισαγάγει τα συμβόλαια FT-SE 100 stock index futures. Κάθε μονάδα των index futures έχει αξία 10 pounds συνεπώς η θεωρητική αξία τους υπολογίζεται πολλαπλασιάζοντας τα index futures επί 10. Ο κύκλος λήξης τους είναι τριμηνιαίος με μήνες λήξης τους: Μάρτιο, Ιούνιο, Σεπτέμβριο και Δεκέμβριο ανά έτος. Περισσότερες πληροφορίες και στατιστικά παρέχονται στον κάτωθι πίνακα:

Πίνακας 8. Error! Unknown switch argument. Χαρακτηριστικά των FTSE 100 Stock Index Futures

FTSE 100 STOCK INDEX FUTURES	
Χρηματιστήριο:	London International Financial Futures Exchange (LIFFE)
Μέγεθος Συμβολαίου:	Αποτιμάται σε £10 για κάθε μονάδα του δείκτη
Μήνες Λήξης:	Μάρτιος, Ιούνιος, Σεπτέμβριος, Δεκέμβριος
Τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης:	Τρίτη Παρασκευή του μήνα λήξης
Ημέρα παράδοσης:	Πρώτη εργάσιμη ημέρα μετά τη λήξη
Συμβολισμός:	Μονάδες δείκτη (π.χ.6500.0)
Ελάχιστο όριο διακύμανσης:	0.5
Tick size & value:	£5.00 ανά συμβόλαιο
Ώρες Διαπραγμάτευσης:	08:00 - 17:30 (Ώρα Λονδίνου)
Ετήσιος συνολικός όγκος συναλλαγών:	10.142Ε (εκατ)

Αντίστοιχα ο δείκτης S&P 500 Composite περιλαμβάνει 500 μετοχές που έχουν επιλεγεί ανάλογα με την κεφαλαιοποίησή τους, τη ρευστότητα και τον κλάδο στον οποίο ανήκουν και διαπραγματεύονται στα New York Stock Exchange, American Stock Exchange και Nasdaq National Market System. Ο S&P 500 αρχίζει να διαπραγματεύεται το έτος 1957, ενώ τα υποκείμενα στο δείκτη Futures εισάγονται

για πρώτη φορά στις 21 Απριλίου 1982 στο CME. Κάθε μονάδα των S&P 500 futures έχει αξία 250\$ του δείκτη και ο κύκλος λήξης τους είναι ίδιος με αυτόν των FT-SE 100 Index Futures. Λεπτομέρειες για τα επιμέρους χαρακτηριστικά των συμβολαίων παρατίθενται στον παρακάτω πίνακα:

Πίνακας 8. Error! Unknown switch argument. Χαρακτηριστικά των S&P 500 Stock Index Futures

S&P 500 STOCK INDEX FUTURES	
Χρηματιστήριο	Chicago Mercandile Exchange (CME)
Μέγεθος Συμβολαίου:	Αποτιμάται σε \$250 για κάθε μονάδα του δείκτη
Μήνες Λήξης:	Μάρτιος, Ιούνιος, Σεπτέμβριος, Δεκέμβριος
Τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης:	Η Πέμπτη πριν από την τρίτη Παρασκευή του μήνα λήξης
Ημέρα παράδοσης:	Πρώτη εργάσιμη ημέρα μετά τη λήξη
Συμβολισμός:	Μονάδες δείκτη (π.χ. 1300.0)
Ελάχιστο όριο διακύμανσης:	0.05=\$25.00
Tick size & value:	0.1 index points=\$25.00 ανά συμβόλαιο
Ώρες Διαπραγμάτευσης:	08:30 - 15:15 (RTH)
Ετήσιος συνολικός όγκος συναλλαγών:	474.405\$ (εκατ.)

Τα δεδομένα αποτελούνται από 65 παρατηρήσεις για τον δείκτη FT-SE 100 και 61 για τον S&P 500 ξεκινώντας από τη δεύτερη έκδοση των προαναφερθέντων συμβολαίων από την αρχή της διαπραγμάτευσής τους. Περαιτέρω, τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται αποτελούνται από τριμηνιαίες spot τιμές των δυο δεικτών και των αντιστοιχών σε αυτούς ΣΜΕ. Οι Spot τιμές αντιστοιχούν στην ημέρα λήξης κάθε συμβολαίου Future ενώ οι τιμές των Futures αντιστοιχούν στις τιμές που λαμβάνονται την ημέρα λήξης κάθε μήνα για n μήνες πριν τη λήξη (όπου $n=1...6$). Εξέταση της σχέσης future και spot τιμών σε χρονικό διάστημα πέρα από 6 μήνες δεν κρίνεται σκόπιμη εξαιτίας του χαμηλού όγκου συναλλαγών (thin trading) που παρουσιάζουν τα συμβόλαια futures για τα διαστήματα αυτά.

Αξίζει να αναφέρουμε στο σημείο αυτό τους λόγους επιλογής των δύο αυτών ΣΜΕ. Ο S&P 500 Composite είναι ένας δείκτης που λειτουργεί ως σημείο αναφοράς για τις χρηματιστηριακές επιδόσεις και χρησιμοποιείται ευρύτατα στην χρηματοοικονομική κοινότητα. Επίσης, παρουσιάζει αρκετά υψηλή συσχέτιση με αρκετούς άλλους δείκτες, όπως το Nasdaq 100, τον S&P MidCap 500 και τον Russell 2000. Τέλος, παρουσιάζει έναν πολύ υψηλό όγκο συναλλαγών. Διαλέξαμε να εξετάσουμε τον δείκτη αυτό σε συνδιασμό με τον FT-SE 100 επειδή οι δυο τους παρουσιάζουν σημαντικές διαφορές συνεπώς, τυχόν κοινά αποτελέσματα θα μπορούσαν να γενικευτούν για την ευρύτερη κατηγορία των Stock Index Futures. Συγκεκριμένα, ο FT-SE 100 έχει πολύ χαμηλότερο όγκο συναλλαγών από τον S&P

500, οι δύο δείκτες διαπραγματεύονται σε διαφορετικές αγορές και παρουσιάζουν χαμηλό συντελεστή συσχέτισης, γεγονός που μαρτυρά ότι υπόκεινται σε διαφορετικές επιρροές. Η μακρά ιστορία των συμβολαίων αυτών καθιστά ακόμα πιο ελκυστική την επιλογή τους, αφού προσφέρουν ικανοποιητικό αριθμό παρατηρήσεων, ο οποίος είναι εξέχουσας σημασίας για την αξιοπιστία των tests που χρησιμοποιούμε.

Τέλος, σημειώνουμε ότι τα δεδομένα ανακτήθηκαν από τη βάση δεδομένων της *DATASTREAM INTERNATIONAL*.

9.1.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΘΙΣΤΗΤΑΣ

Στα πρώτα αυτά θα ελέγξουμε τη σταθιστικότητα των δεδομένων που έχουμε στη διάθεση μας για τον δείκτη FTSE. Η σταθιστικότητα θα ελεγχθεί αρχικά με τη μέθοδο αλυσίδας της γραμμικής αυτοεξάρτησης. Η μέθοδος αυτή βασίζεται στο γεγονός ότι η αυτοεξάρτηση των δεδομένων μπορεί να ελεγχθεί με τη μέθοδο αυτή. Η μέθοδος αυτή βασίζεται στο γεγονός ότι η αυτοεξάρτηση των δεδομένων μπορεί να ελεγχθεί με τη μέθοδο αυτή.

* FTSE

Στα πρώτα ελέγξουμε τη σταθιστικότητα των δεδομένων που έχουμε στη διάθεση μας για τον δείκτη FTSE. Η σταθιστικότητα θα ελεγχθεί αρχικά με τη μέθοδο αλυσίδας της γραμμικής αυτοεξάρτησης. Η μέθοδος αυτή βασίζεται στο γεγονός ότι η αυτοεξάρτηση των δεδομένων μπορεί να ελεγχθεί με τη μέθοδο αυτή. Η μέθοδος αυτή βασίζεται στο γεγονός ότι η αυτοεξάρτηση των δεδομένων μπορεί να ελεγχθεί με τη μέθοδο αυτή.

9 ΠΟΣΟΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

9.1 FINANCIAL TIMES STOCK EXCHANGE 100

Η ποσοτική ανάλυση ξεκινά με μια αναλυτική παρουσίαση της διαδικασίας που θα ακολουθηθεί για τις τιμές spot και στη συνέχεια παρουσιάζεται για λόγους συντομίας μια πιο συνοπτική μορφή των αποτελεσμάτων για τις υπόλοιπες χρονοσειρές των futures.

9.1.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ

Στο τμήμα αυτό θα ελεγχθεί η ύπαρξη στασιμότητας ή όχι στις χρονοσειρές των τιμών Spot και Futures για τον δείκτη FT-SE 100. Συγκεκριμένα, θα εξεταστεί αρχικά ο βαθμός ολοκλήρωσης της χρονοσειράς των τιμών Spot δηλαδή το ενδεχόμενο ύπαρξης τουλάχιστον μίας μοναδιαίας ρίζας. Οι λογάριθμοι των τιμών θα χρησιμοποιηθούν για τους έλεγχους και η σειρά των λογαρίθμων των spot για λόγους συντομίας απεικονίζεται ως FTspot.

- FTspot

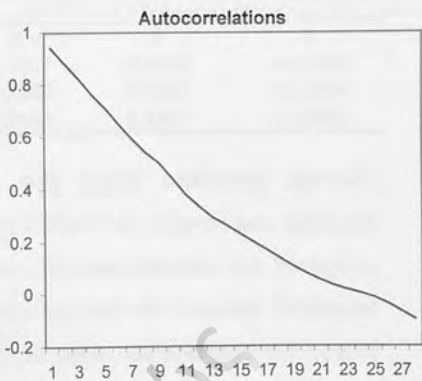
Σημαντικές πληροφορίες για τη στασιμότητα της χρονοσειράς δίνουν οι γραφικές απεικονίσεις της πραγματοποίησής της καθώς και οι απεικονίσεις των αυτοσυσχετίσεων (autocorrelations). Η σειρά FTspot παρουσιάζεται στο διάγραμμα 9.1.1.1 από το οποίο μπορούμε να συμπεράνουμε ότι υπάρχει μια καθαρά θετική τάση, οπότε η σειρά μας είναι «υποψήφια» ολοκλήρωσης βαθμού d με $d \geq 1$. Οι πρώτες διαφορές της σειράς απεικονίζονται στο διάγραμμα 9.1.1.2 και οι αυτοσυσχετίσεις στο 9.1.1.3. Οι αυτοσυσχετίσεις των levels «σβήνουν» αλλά με σχετικά αργό ρυθμό, γεγονός όμως που στην περίπτωση μας δεν προβληματίζει ιδιαίτερα, εξαιτίας του μικρού δείγματος που χρησιμοποιείται. Αν η σειρά FTspot είναι ολοκλήρωσης πρώτου βαθμού $I(1)$, τότε οι πρώτες διαφορές πρέπει να είναι $I(0)$. Οι πρώτες διαφορές στο διάγραμμα 9.1.1.4 έχουν μηδενικό μέσο και μια θετική όχι όμως συνεχής συνάρτηση αυτοσυσχετίσης. Συγκρίνοντας τις αυτοσυσχετίσεις των levels με αυτές των πρώτων διαφορών παρατηρούμε ότι στη δεύτερη περίπτωση σβήνουν πολύ πιο γρήγορα. Στα διαγράμματα 9.1.1.5 και 9.1.1.6 απεικονίζονται οι δεύτερες διαφορές, οι οποίες φανερώνουν και αυτές την ύπαρξη στασιμότητας. Η

εικόνα που δίνεται από τα παραπάνω οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η ανέλιξη FTspot περιέχει το πολύ μια μοναδιαία ρίζα.

Συνεχίζουμε πραγματοποιώντας το Dickey-Fuller (DF) ή Augmented DF Test (ADF) στο κατάλληλο μοντέλο που θα κατασκευάσουμε για την FTspot. Δεδομένης της ξεκάθαρης τάσης η οποία διαφαίνεται στην πραγματοποίηση των δεδομένων, η παλινδρόμηση που θα χρησιμοποιηθεί αρχικά πρέπει να περιλαμβάνει τάση. Το επόμενο βήμα είναι ο προσδιορισμός των καταλλήλων χρονικών υστερήσεων στην παλινδρόμηση που θα χρησιμοποιηθεί έτσι ώστε να είναι απαλλαγμένη από αυτοσυσχέτιση (serial correlation). Τα αποτελέσματα των κριτηρίων Akaike (AIC), Schartz(SC) και Hannan Quinn (HQIC) βρίσκονται στον πίνακα 9.1.1.1



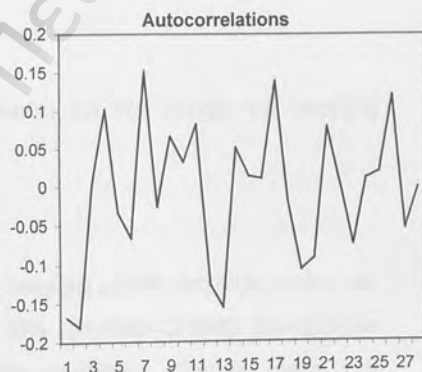
Διάγραμμα 9.1.1-1 FTspot



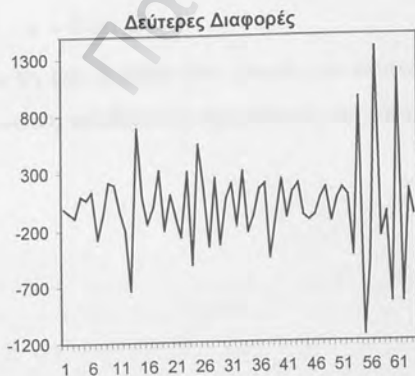
Διάγραμμα 9.1.1-2 Αυτοσυσχετίσεις FTspot



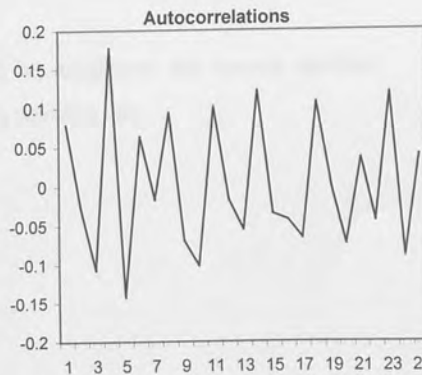
Διάγραμμα 9.1.1-3 D(FTspot)



Διάγραμμα 9.1.1-4 Αυτοσυσχετίσεις D(FTspot)



Διάγραμμα 9.1.1-5 D(DFTspot)



Διάγραμμα 9.1.1-6 Autocorrelations D(DFTspot)

Πίνακας 9.1.1.1 Information Criteria για την FTspot

Information Criteria για ADF(p)						
p	0	1	2	3	4	5
SC	-5.3334	-5.2519	-5.1899	-5.1081	-5.0405	-4.9500
HQIC	-5.3959	-5.3361	-5.2362	-5.2369	-5.1923	-5.1254
AIC	-5.4363	-5.3903	-5.3644	-5.3193	-5.2891	-5.2368

Παρατηρούμε ότι υπάρχει συμφωνία στη χρήση μηδενικής χρονικής υστερήσης δηλαδή, στη χρήση του απλού Dickey Fuller Test, γεγονός που οφείλεται στο μικρό αριθμό των διαθέσιμων παρατηρήσεων. Τα αποτελέσματα των κριτηρίων για τη χρήση μηδενικού lag order επαληθεύονται και από τα Langrage Multiplier serial correlation residual tests (πίνακας 9.1.1.2) τα οποία απορρίπτουν την αρχική υπόθεση για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης για μηδενικές χρονικές υστερήσεις με υψηλή πιθανότητα.

Πίνακας 9.1.1.2 LM test για την FTspot

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: trend DF		
F-statistic	0.5531 Πιθανότητα	0.5782
Obs*R-squared	1.1803 Πιθανότητα	0.5542

Το μοντέλο λοιπόν που θα χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας είναι:

$$\Delta FTspot = \mu + \beta t + \gamma FTspot_{t-1} + \varepsilon_t$$

(9.1.1.1)

Το DF test δεν απορρίπτει την υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας ακόμα και για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας (Ε.Σ) 10% (-1.1082 > -3.1696). Συνεχίζουμε με το από κοινού test για την ταυτόχρονη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και τάσης ($\gamma=0$ και $\beta=0$) στην ανωτέρω παλινδρόμηση το οποίο λαμβάνει τη μορφή ελέγχου της ακόλουθης υπόθεσης:

$$H_0 : \gamma = 0 \text{ και } \beta = 0$$

Το Φ_3 test statistic δεν μπορεί για κανένα Ε.Σ να απορρίψει την αρχική υπόθεση συνεπώς υποδεικνύει τη αφαίρεση της τάσης στο μοντέλο μας.

Πίνακας 9.1.1.3 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTspot

Dickey-Fuller Test			
T_{τ}^{11}	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-4.1135	-1.1082
	5%	-3.4836	
	10%	-3.1696	
Φ_3^{12}	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	9.4094	4.5684
	5%	6.6730	
	10%	5.6092	

Πραγματοποιούμε ξανά το DF test χωρίς τάση αυτή τη φορά, κρατώντας όμως τη σταθερά. Τα αποτελέσματα δεν μας αφήνουν κανένα περιθώριο απόρριψης της αρχικής υπόθεσης για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Πίνακας 9.1.1.4).

Πίνακας 9.1.1.4 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της Ftspot

Dickey-Fuller Test			
T_{μ}^{13}	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5398	-1.0572
	5%	-2.9092	
	10%	-2.5919	

Σημειώνουμε ότι διαφαίνεται μια μικρή αλλαγή στην τάση στην πραγματοποίηση της σειράς μας κατά την 42^η παρατήρηση. Μετά το σημείο αυτό ο ρυθμός αύξησης φαίνεται να γίνεται αύξων. Για το λόγο αυτό χρησιμοποιούμε το διαγνωστικό test του Chow, το οποίο τελικά δεν απορρίπτει την αρχική υπόθεση της μη ύπαρξης δομικής αλλαγής.

Πίνακας 9.1.1.5 Διαγνωστικό test του Chow για την FTspot

Chow Breakpoint Test: 41			
F-statistic	1.2317	Πιθανότητα	0.3069
Log likelihood ratio	3.9665	Πιθανότητα	0.2651

Έχοντας εξασφαλίσει ότι η σειρά των spot τιμών είναι ολοκληρώσιμη πρώτου βαθμού προχωρούμε σε ανάλογους ελέγχους και για τις υπόλοιπες σειρές.

¹¹ Pseudo t-statistics για ADF μοντέλα με σταθερά και τάση

¹² $\Phi_3 = [((RRSS - USRR)(T - 3) / 2)]$, οι κριτικές τιμές προέρχονται από 25.000 επαναλήψεις των εξομοιώσεων.

¹³ Pseudo t-statistics για ADF μοντέλα με σταθερά.

- $FTSE_{t-1}$

Η συμπεριφορά των πραγματοποιήσεων του δείγματός των futures για ένα μήνα πριν από την λήξη είναι παρόμοια με τις εκείνη των spot τιμών, γεγονός που επιβεβαιώνεται και από τα επιμέρους tests όπως θα δούμε και παρακάτω. Για λόγους συντομίας παραθέτουμε μόνο τα απαραίτητα αποτελέσματα των tests αφού η διαδικασία που ακολουθείται και γνωστοποιήθηκε παραπάνω είναι ίδια. Τα LM serial Correlation tests παρατίθενται όπου κρίνεται απαραίτητο.

Πίνακας 9.1.1.6 Information Criteria για την $FTSE_{t-1}$

Information Criteria για ADF(ρ) ¹⁴ (με τάση)						
ρ	0	1	2	3	4	5
SC	-5.3637	-5.4457	-5.3617	-5.2912	-5.2170	-5.1494
HQIC	-5.4261	-5.2987	-5.4680	-5.4200	-5.3688	-5.3247
AIC	-5.4665	-5.5841	-5.5362	-5.5025	-5.4657	-5.4361

Τα information criteria υποδεικνύουν τη χρήση του ADF(1) test εκτός βέβαια από το κριτήριο του Hannan Quinn το οποίο είναι υπέρ της χρήσης του ADF(2). Τελικά το μοντέλο ADF(1) είτε στην περίπτωση χρήσης τάσης, είτε όταν αυτή παραλείπεται είναι επαρκής όπως επιβεβαιώνουν και τα LM tests:

Πίνακας 9.1.1.7 LM test για την $FTSE_{t-1}$

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: no trend ADF(1)			Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: trend ADF(1)		
F-statistic	2.1690	Πιθανότητα 0.1229	F-statistic	0.1479	Πιθανότητα 0.7018
Obs*R-squared	4.3169	Πιθανότητα 0.1155	Obs*R-squared	0.1572	Πιθανότητα 0.6917

Η τάση δεν είναι στατιστικά σημαντική για να συμπεριληφθεί στο μοντέλο μας σύμφωνα με το F_3 statistic. Τα αποτελέσματα των ADF tests βρίσκονται στον πίνακα 9.1.1.8

¹⁴ Τα information criteria που παρατίθενται αφορούν το μοντέλο χωρίς τάση (εκτός αν αναφέρεται διαφορετικά), χωρίς αυτό να σημαίνει ότι δεν τα συμβουλευθήκαμε και για το αρχικό μοντέλο.

Πίνακας 9.1.1.8 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE_{t-1}

Augmented Dickey-Fuller Test			
T _T	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-4.1135	-2.9281
	5%	-3.4836	
	10%	-3.1696	
Φ ₃	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	9.4094	3.37636
	5%	6.6730	
	10%	5.6092	
T _μ	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5398	-1.1572
	5%	-2.9092	
	10%	-2.5919	

Είναι προφανής η αδυναμία του ADF test να απορρίψει την αρχική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας. Πραγματοποιούμε και το Phillips-Perron test εξαιτίας της αρχικής διαφωνίας των κριτηρίων έτσι ώστε να ενισχύσουμε ακόμα περισσότερο τα αποτελέσματά μας

Πίνακας 9.1.1.9 Phillips-Perron test για την FTSE_{t-1}

Phillips-Perron Test tr.lag=3		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-3.5380	-0.5838
5%	-2.9084	
10%	-2.5915	

Το PP test συμφωνεί απόλυτα με το DF test.

- FT-SE_{t-2}

Στη σειρά αυτή των futures η τάση δείχνει να αλλάζει πιο έντονα αλλά πάλι το Chow's breakpoint δεν υποδεικνύει κάποιο δομικό κενό.

Πίνακας 9.1.1.10 Διαγνωστικό test του Chow για την FT-SE_{t-2}

Chow Breakpoint Test: 41			
F-statistic	1.5183	Πιθανότητα	0.2199
Log likelihood ratio	4.8535	Πιθανότητα	0.1828

Το Φ₃ statistic παίρνει τιμές πολύ κοντά σε αυτές της προηγούμενης χρονοσειράς των futures συνεπώς, μετά την επιλογή του αριθμού προσαύξησης, ο οποίος ισούται με ένα, προχωρούμε στο ADF test με σταθερά αλλά χωρίς τάση.

Πίνακας 9.1.1.11 Information Criteria για την $FTSE_{t-2}$

Information Criteria για ADF(ρ)						
ρ	0	1	2	3	4	5
SC	-5.2582	-5.3870	-5.3307	-5.2725	-5.1829	-5.1280
HQIC	-5.2999	-5.4501	-5.4157	-5.3798	-5.3130	-5.2813
AIC	-5.3269	-5.4908	-5.4704	-5.4485	-5.3960	-5.3789

Τα αποτελέσματα των ADF tests συμφωνούν στην διαπίστωση της ύπαρξης μιας μοναδιαίας ρίζας:

Πίνακας 9.1.1.12 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της $FTSE_{t-2}$

Augmented Dickey-Fuller Test			
T_{μ}	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5398	-1.1572
	5%	-2.9092	
	10%	-2.5919	

Τα επιμέρους tests δεν αναφέρονται αφού βρίσκονται με ακρίβεια ενός δεκαδικού ψηφίου στα αποτελέσματα των αντιστοίχων της σειράς για ένα μήνα πριν τη λήξη.

- $FT-SE_{t-3}$

Ξεκινάμε με τη στατιστική σημαντικότητα της τάσης, η οποία τελικά εξάγεται από το μοντέλο μας στο ADF(2) test. Χρησιμοποιούμε το ADF(2) αφού όλα τα κριτήρια υποδεικνύουν τη χρήση δύο χρονικών υστερήσεων

Πίνακας 9.1.1.13 Information Criteria για την $FTSE_{t-3}$

Information Criteria για ADF(ρ)						
ρ	0	1	2	3	4	5
SC	-4.5615	-4.6016	-4.6175	-4.5443	-4.4542	-4.3725
HQIC	-4.6036	-4.6653	-4.7034	-4.6528	-4.5857	-4.5275
AIC	-4.6307	-4.7063	-4.7584	-4.7220	-4.6692	-4.6257

Συμβουλευόμαστε και τα LM serial Correlation statistics όπου για μια χρονική υστέρηση δείχνουν αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για επίπεδο σημαντικότητας 5%

Πίνακας 9.1.1.14 LM test για την $FTSE_{t-3}$

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: (trend) ADF(1)				Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: no trend ADF(2)			
F-statistic	3.2041	Πιθανότητα	0.0482	F-statistic	1.0489	Πιθανότητα	0.3104
Obs*R-squared	6.2614	Πιθανότητα	0.0436	Obs*R-squared	1.1256	Πιθανότητα	0.2887

Αντίθετα για δυο χρονικές υστερήσεις δεχόμαστε την αρχική υπόθεση της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης.

Και σε αυτήν την περίπτωση τα αποτελέσματα συνηγορούν στην μη απόρριψη της αρχικής υπόθεσης της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Στο σημείο αυτό τίθεται το θέμα ύπαρξης δεύτερης μοναδιαίας ρίζας αλλά η υπόθεση αυτή τελικά δεν μπορεί να γίνει δεκτή όπως μας δείχνει άλλωστε και το DF test που εφαρμόστηκε στις πρώτες διαφορές της υπό εξέταση σειράς

Πίνακας 9.1.1.15 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE_{t-3}

Dickey-Fuller Test			
T _T	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-4.1162	-3.2442
	5%	-3.4849	
	10%	-3.1703	
Φ ₃	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	9.4425	4.2892
	5%	6.6809	
	10%	5.6137	
T _μ	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5437	-0.5819
	5%	-2.9109	
	10%	-2.5928	
Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της D(FTSE _{t-3})			
T _T	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5437	-8.4424
	5%	-2.9109	
	10%	-2.5928	

- FT-SE_{t-4}

Τα Information criteria προτείνουν από κοινού τη χρήση μιας χρονικής υστέρησης ενώ η πραγματοποίηση δε διαφοροποιείται ιδιαίτερα από τις προηγούμενες περιπτώσεις. Για το λόγο αυτό παραθέτουμε στον παρακάτω πίνακα τα tests που διαπιστώνουν την ύπαρξη μιας μοναδιαίας ρίζας.

Πίνακας 9.1.1.16 Information Criteria για την FTSE_{t-4}

Information Criteria για ADF(p)						
p	0	1	2	3	4	5
SC	-4.7422	-4.9496	-4.8975	-4.8297	-4.7396	-4.6735
HQIC	-4.7843	-5.0133	-4.9833	-4.9382	-4.8711	-4.8285
AIC	-4.8114	-5.0543	-5.0383	-5.0074	-4.9547	-4.9267

Στη χρήση του απλού DF test χωρίς τάση συνηγορεί και το LM test:

Πίνακας 9.1.1.17 LM test για την $FTSE_{t-4}$

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: no trend ADF(1)			
F-statistic	2.1821	Πιθανότητα	0.1448
Obs*R-squared	2.2104	Πιθανότητα	0.1371

Τελικά διαπιστώνεται ότι η υπόθεση της ύπαρξης μιας μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί να απορριφθεί για κανένα Ε.Σ.

Πίνακας 9.1.1.18 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της $FTSE_{t-4}$

Augmented Dickey-Fuller Test			
T_T	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-4.1162	-2.8569
	5%	-3.4849	
	10%	-3.1703	
Φ_3	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	9.4425	3.3654
	5%	6.6809	
	10%	5.6137	
T_{μ}	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5417	-1.0104
	5%	-2.9101	
	10%	-2.5923	

- $FT-SE_{t-5}$

Για τα συμβόλαια των futures που απέχουν πέντε μήνες πριν τη λήξη υπάρχει σύγκρουση των κριτηρίων μεταξύ της χρήσης του μοντέλου ADF(1) ή ADF(2).

Πίνακας 9.1.1.19 Information Criteria για την $FTSE_{t-5}$

Information Criteria για ADF(p)						
p	0	1	2	3	4	5
SC	-4.6914	-4.8291	-4.7951	-4.7201	-4.6289	-4.5621
HQIC	-4.7335	-4.8928	-4.8810	-4.8286	-4.7604	-4.7171
AIC	-4.7606	-4.9338	-4.9360	-4.8978	-4.8440	-4.8153

Αποφασίζουμε να χρησιμοποιήσουμε το ADF(1) test αφού στο τελευταίο δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων για Ε.Σ. 5% ενώ θέλουμε να αποφύγουμε το ενδεχόμενο υπερπαραμετροποίησης του μοντέλου μας.

Πίνακας 9.1.1.20 LM test για την $FTSE_{t-5}$

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: no trend ADF(1)			
F-statistic	3.10948	Πιθανότητα	0.0828
Obs*R-squared	3.10417	Πιθανότητα	0.0781

Ο έλεγχος για μοναδιαία ρίζα και στην παρούσα περίπτωση αδυνατεί να απορρίψει την αρχική υπόθεση της μη στασιμότητας κατά unit root.

Πίνακας 9.1.1.21 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE_{t-5}

Augmented Dickey-Fuller Test			
T _τ	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-4.119	-3.0418
	5%	-3.4862	
	10%	-3.1711	
Φ3	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	9.44252	3.8253
	5%	6.68096	
	10%	5.61372	
T _μ	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5437	-0.9961
	5%	-2.9109	
	10%	-2.5928	

- FT-SE_{t-6}

Το μοντέλο που χρησιμοποιούμε για τη σειρά FT-SE_{t-6} είναι το ADF(2) όπως υποδεικνύουν όλα τα information criteria:

Πίνακας 9.1.1.22 Information Criteria για την FTSE_{t-6}

Information Criteria για ADF(p)							
p	0	1	2	3	4	5	
SC	-4.4990	-4.4470	-4.4980	-4.4084	-4.3173	-4.2372	
HQIC	-4.5415	-4.5114	-4.5847	-4.5180	-4.4502	-4.3939	
AIC	-4.5688	-4.5526	-4.6401	-4.5877	-4.5343	-4.4927	

Πράγματι η χρήση δυο χρονικών υστερήσεων εξασφαλίζει την μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Αντίθετα για τα μοντέλα DF και ADF(1) υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις αυτοσυσχέτισης.

Πίνακας 9.1.1.23 LM test για την FTSE_{t-6}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: no trend DF				Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: no trend ADF(2)			
F-statistic	4.8778	Πιθανότητα	0.0111	F-statistic	0.0005	Πιθανότητα	0.9820
Obs*R-squared	8.9017	Πιθανότητα	0.0117	Obs*R-squared	0.0006	Πιθανότητα	0.9811
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: no trend ADF(1)							
F-statistic	8.1377	Πιθανότητα	0.0061				
Obs*R-squared	7.6044	Πιθανότητα	0.0058				

Τέλος το ADF(2) καταλήγει στη διαπίστωση της ύπαρξης μιας μόνο μοναδιαίας ρίζας:

Πίνακας 9.1.1.24 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FTSE_{t-6}

Augmented Dickey-Fuller Test			
T _τ	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-4.1190	-3.3348
	5%	-3.4862	
	10%	-3.1711	
Φ3	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	9.4755	4.5026
	5%	6.6888	
	10%	5.6181	
T _μ	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5457	-0.6076
	5%	-2.9118	
	10%	-2.5932	

Πίνακας 9.1.1.25 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της D(FTSE_{t-6})

Augmented Dickey-Fuller Test			
T _τ	Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
	1%	-3.5457	-8.3921
	5%	-2.9118	
	10%	-2.5932	

9.1.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ

Το επόμενο στάδιο για τον έλεγχο της αμεροληψίας είναι η διερεύνηση της ύπαρξης συνολοκλήρωσης και ο έλεγχος των παραμέτρων της συνολοκληρούσας συνάρτησης εφόσον βέβαια αυτή υφίσταται. Η διαδικασία του Johansen προτείνει την κατασκευή ενός συνεπούς, αδέσμευτου, κλειστού, πολυμεταβλητού υποδείγματος τάξης p ($VAR(p)$) για τις μεταβλητές μας. Το υπόδειγμά μας έχει την ακόλουθη μορφή :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_n Y_{t-n} + \varepsilon_t$$

όπου

$$Y_t = 2 \times 1 \text{ πίνακας των μεταβλητών } (FTspot, FTSE_{t-1}), \text{ με } i=1, \dots, 6$$

$$A_0 : 2 \times 1 \text{ πίνακας των σταθερών}$$

$$A_n : 2 \times 1 \text{ πίνακας των συντελεστών } (n = 1, \dots, p)$$

Στον πίνακα των εξωγενών μεταβλητών του ανωτέρω αδέσμευτου μοντέλου (UVAR) δεν συμπεριλαμβάνεται τάση, γεγονός που θεμελιώνεται στην σχέση των μεταβλητών μας. Συγκεκριμένα, δεν θα μπορούσαμε να ισχυριστούμε ότι οι σειρές των Spot με αυτές των Futures έχουν μια σχέση συνολοκλήρωσης που περιλαμβάνει τάση όπως άλλωστε φαίνεται και από τις πραγματοποιήσεις του δείγματος. Η επιλογή μας αυτή επιβεβαιώνεται και από τους λόγους πιθανοφάνειας σύμφωνα με τους οποίους η τάση δεν είναι στατιστικά σημαντική για καμία από τις κατηγορίες των futures συνεπώς δεν θα έπρεπε να συμπεριληφθεί στα μοντέλα μας.

Συνεχίζουμε προσδιορίζοντας το πολυμεταβλητό δεσμευμένο (Restricted) VAR (RVAR) το οποίο διαχωρίζει μεταξύ ισορροπίας και συντελεστών προσαρμογής στην ισορροπία. Με επαναπροσδιορισμό των παραμέτρων του UVAR παίρνουμε το ακόλουθο RVAR με την αντίστοιχη μορφή διόρθωσης σφάλματος (Vector Error correction Form) :

$$\Delta Y_t = A_0 + \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta Y_{t-(n-1)} + \varepsilon_t$$

Το RVAR περιλαμβάνει σταθερά έτσι ώστε να αφήσουμε το ενδεχόμενο ύπαρξης τάσης στο μηχανισμό γέννησης των δεδομένων. Οι χρονικές υστερήσεις που χρησιμοποιούμε στο RVAR είναι ίσες με $p-1$ όπου p ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων του UVAR. Προχωρούμε στην εξειδίκευση της ανάλυσης για κάθε κατηγορία των συμβολαίων futures:

• Spot – FTSE_{t-1}

Ο σωστός προσδιορισμός των χρονικών υστερήσεων στον μοντέλο μας είναι σημαντικός γιατί επηρεάζει τα αποτελέσματα του test για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης και αμεροληψίας. Τα αποτελέσματα των information criteria προτείνουν τη χρήση μίας χρονικής υστέρησης στο UVAR.

 Πίνακας 9.1.2.1 Information Criteria για FTspot, FTSE_{t-1}

Information Criteria στο UVAR(p)					
P	1	2	3	4	5
AIC	-5.7518	-5.706	-5.6646	-5.5254	-5.5526
SC	-5.4841	-5.3012	-5.1203	-4.8392	-4.7221

Τα αποτελέσματα των δύο κριτηρίων ενισχύονται περισσότερο με τη χρήση του LM serial correlation test το οποίο καταδεικνύει ότι τα κατάλοιπα είναι απαλλαγμένα από αυτοσυσχέτιση και για τις δύο φορές του UVAR(1). Παρακάτω παρατίθενται τα αποτελέσματα του LM test των παλινδρομήσεων για κάθε μια μεταβλητή ξεχωριστά:

 Πίνακας 9.1.2.2 LM test για FTspot, FTSE_{t-1}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: FTspot (lag 1)			Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: FTSE _{t-1} (lag 1)		
F-statistic	0.0376	Πιθανότητα 0.8470	F-statistic	1.0788	Πιθανότητα 0.3031
Obs*R-squared	0.0407	Πιθανότητα 0.8402	Obs*R-squared	1.1481	Πιθανότητα 0.2840

Προχωρούμε με τον υπολογισμό του βαθμού του πίνακα Π στο RVAR μέσω των Trace και Max Eigen Value statistics για την εκτίμηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης. Τα αποτελέσματα απεικονίζονται παρακάτω:

 Πίνακας 9.1.2.3 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE_{t-1}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.50291	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 49.6841$	>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.06329	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 4.2503$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
$r=0$	$r=1$	0.55951	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 45.4338$	>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.11026	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 4.2503$	<9.1600

Οι λ_i είναι οι ιδιοτιμές (eigen values) του πίνακα Π και παραπέμπουν στο πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης. Πράγματι τα λ -trace και λ -max statistics

απορρίπτουν την αρχική υπόθεση $r=0$ έναντι της εναλλακτικής $r=1$ συνεπώς, καταλήγουν στην διαπίστωση μιας σχέσης συνολοκλήρωσης μεταξύ των σειρών FTspot και $FTSE_{t-1}$.

Οι εκτιμημένοι συντελεστές της συνάρτησης συνολοκλήρωσης βρίσκονται αρκετά κοντά στις τιμές που επιβάλλει η υπόθεση της αμεροληψίας:

Πίνακας 9.1.2.4 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE_{t-1}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης ¹⁵		
FTspot	FTSE _{t-1}	C
1	-1.002851	0.0175
	(0.01072)	

Τελειώνουμε τη διερεύνηση της μακροχρόνιας αμεροληψίας και αποτελεσματικότητας, πραγματοποιώντας τον έλεγχο των παραμέτρων των συντελεστών συνολοκλήρωσης, σύμφωνα με τους περιορισμούς που τίθενται και είναι:

$$H_0: FTspot=1, FTSE_{t-1}=-1, C=0$$

Για την πραγματοποίηση του ανωτέρω test χρησιμοποιούμε τους λόγους πιθανοφάνειας που μας δίνουν τα παρακάτω αποτελέσματα:

Πίνακας 9.1.2.5 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE_{t-1}

Έλεγχος Παραμέτρων	
$H_0: FTspot=1, FTSE_{t-1}=-1, C=0$	Πιθανότητα
CHSQ(2) = 0 .6320	[0.729]

Συνεπώς, μπορούμε να εξάγουμε το συμπέρασμα ότι τα futures που απέχουν ένα μήνα πριν από τη λήξη, μακροχρόνια εκφράζουν αμερόληπτες εκτιμήσεις των αντιστοίχων spot τιμών και μάλιστα με υψηλή πιθανότητα όπως διαπιστώνεται από το χ^2 test.

- Spot – FTSE_{t-2}

Συνεχίζουμε με τη διερεύνηση της ύπαρξης συνολοκλήρωσης για τα συμβόλαια futures που απέχουν δύο μήνες πριν από τη λήξη. Το αδέσμευτο πολυμεταβλητό υπόδειγμα παρουσιάζει διαφορετική συμπεριφορά σε σύγκριση με την προηγούμενη

¹⁵ Η κανονικοποίηση γίνεται πάντα ως προς τη μεταβλητή FTspot και στις παρενθέσεις απεικονίζεται το τυπικό σφάλμα.

περίπτωση. Συγκεκριμένα υπάρχει διαφωνία μεταξύ των κριτηρίων AIC και SC για τη χρήση μίας ή δυο χρονικών υστερήσεων:

Πίνακας 9.1.2.6 Information Criteria για FTspot, FTSE_{t-2}

Information Criteria στο UVAR (p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-5.5753	-5.6102	-5.5684	-5.4727	-5.3764
SC	-5.3077	-5.2054	-5.0241	-4.7866	-4.5459

Τελικά χρησιμοποιούμε μία χρονική υστέρηση αφού το LM test δεν δείχνει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για κάθε μια απ' τις μεμονωμένες εξισώσεις του UVAR(1):

Πίνακας 9.1.2.7 LM test για FTspot, FTSE_{t-2}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Ftspot (lag1)			Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: FTSE _{t-1} (lag1)		
F-statistic	0.0229	Πιθανότητα	0.8802	F-statistic	0.7402
Obs*R-squared	0.0248	Πιθανότητα	0.8749	Obs*R-squared	0.7921
				Πιθανότητα	0.3735

Παρακάτω απεικονίζονται τα αποτελέσματα των trace και max eigen value statistics, καθώς και η εκτιμημένες μεταβλητές της συνάρτησης συνολοκλήρωσης.

Πίνακας 9.1.2.8 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE_{t-2}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
r=0	r≥1	0.70512	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 81.7323$	>20.1800
r≤1	r≥2	0.10945	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 4.1893$	<9.1600
Null	Alt	Max eigen Value Statistic		
r=0	r=1	0.70512	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 77.5430$	>15.8700
r≤1	r=2	0.10945	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 4.1893$	<9.1600

Πίνακας 9.1.2.9 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE_{t-2}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
Ftspot	FTSE _{t-2}	C
1	-1.010664	0.07176
	(-0.01101)	

Η ύπαρξη συνολοκλήρωση δεν μπορεί να απορριφθεί από τα λ-max και λ-trace statistics ενώ οι εκτιμημένοι συντελεστές της συνάρτησης συνολοκλήρωσης βρίσκονται και εδώ αρκετά κοντά στους περιορισμούς που επιβάλλει η υπόθεση της μακροχρόνιας αμεροληψίας:

Πίνακας 9.1.2.10 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE_{t-2}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H ₀ : FTspot=1, FTSE _{t-2} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 2.0981	[0.350]

Το χ^2 test για τον έλεγχο της αμεροληψίας δίνει μια αρκετά υψηλή πιθανότητα, μικρότερη όμως από εκείνη των συμβολαίων FTSE_{t-1}.

- Spot – FTSE_{t-3}

Η σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των τιμών spot και futures τρεις μήνες πριν λήξη εξετάζεται μέσω του UVAR(p), όπου στην περίπτωση μας στηρίζομαστε στο SC το οποίο σε αντίθεση με το AIC προτείνει $p = 1$.

 Πίνακας 9.1.2.11 Information Criteria για FTspot, FTSE_{t-3}

Information Criteria στο UVAR(p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-7.3001	-7.3009	-7.2546	-7.1781	-7.0553
SC	-7.0977	-6.9607	-6.7742	-6.5552	-6.2874

Πράγματι η επιλογή αυτή έρχεται σε συμφωνία και με το LM test το οποίο δεν δείχνει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Αποφασίζουμε για το λόγο αυτό τη μέση οδό μεταξύ αυτοσυσχέτισης και υπερπαραμετροποίησης (ιδιαίτερα στην περίπτωση μας που έχουμε μικρό αριθμό παρατηρήσεων) επιλέγοντας μία χρονική υστέρηση:

 Πίνακας 9.1.2.12 LM test για FTspot, FTSE_{t-3}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Ftspot (lag 1)			Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: FTSE _{t-3} (lag 1)		
F-statistic	0.0924	Πιθανότητα 0.7622	F-statistic	2.8026	Πιθανότητα 0.0993
Obs*R-squared	0.0984	Πιθανότητα 0.7537	Obs*R-squared	2.8561	Πιθανότητα 0.0910

Τα Johansen's tests στο RVAR αναγνωρίζουν την ύπαρξη συνολοκλήρωσης η οποία επιτυγχάνεται με μεγάλη ευχέρεια στην περίπτωση της σειράς FTSE_{t-3} όπως δείχνει και ο παρακάτω πίνακας:

Πίνακας 9.1.2.13 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE_{t-3}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace	Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.96609	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 224.0935$		> 20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.11066	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.5058$		< 9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic			
$r=0$	$r=1$	0.91175	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 216.5877$		> 15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.11122	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.5058$		< 9.1600

Οι εκτιμημένες μεταβλητές του πίνακα συνολοκλήρωσης είναι:

Πίνακας 9.1.2.14 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE_{t-3}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
FTspot	FTSE _{t-3}	C
1	-1.00115	-0.007798
	(-0.00511)	

Πίνακας 9.1.2.15 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE_{t-3}

Έλεγχος Παραμέτρων	
$H_0: FTspot=1, FTSE_{t-3}=-1, C=0$	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 13.8005	[0.001]

Το χ^2 test στην περίπτωση των συμβολαίων FTSE_{t-3} αποτυγχάνει να αποδεχθεί την υπόθεση της αμεροληψίας παρουσιάζοντας ένα ιδιαίτερα υψηλό χ^2 test statistic.

• Spot – FTSE_{t-4}

Για τα συμβόλαια futures που απέχουν τέσσερις μήνες πριν τη λήξη επιλέγουμε το UVAR με μία χρονική υστέρηση όπως μας υποδεικνύουν και τα Information Criteria.

Πίνακας 9.1.2.16 Information Criteria για FTspot, FTSE_{t-4}

Information Criteria στο UVAR(p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-5.7692	-5.7567	-5.6631	-5.5140	-5.5616
SC	-5.5668	-5.4165	-5.1828	-4.8912	-4.7937

Συνεχίζουμε με τον προσδιορισμό του βαθμού του πίνακα Π του RVAR. Και σε αυτήν την περίπτωση τα λ -max και λ -trace αναγνωρίζουν μία σχέση συνολοκλήρωσης με τις αντίστοιχες spot τιμές και μάλιστα με αρκετά υψηλές τιμές των δυο statistics.

Πίνακας 9.1.2.17 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE_{t-4}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace	Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.88268	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 105.9304$		>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.09021	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.3627$		<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic			
$r=0$	$r=1$	0.88268	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 98.5676$		>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.09021	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.3627$		<9.1600

Οι εκτιμημένες μεταβλητές του πίνακα συνολοκλήρωσης είναι:

 Πίνακας 9.1.2.18 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE_{t-4}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
FTspot	FTSE _{t-4}	C
1	-1.002902	0.001508
	(-0.01042)	

Τέλος, ο έλεγχος αμεροληψίας δείχνει ότι η τελευταία ισχύει για τη σειρά FTSE_{t-4} και με αρκετά υψηλή πιθανότητα.

 Πίνακας 9.1.2.19 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE_{t-4}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H ₀ : FTspot=1, FTSE _{t-4} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ (2)= 1.7481	[0,417]

- Spot – FTSE_{t-5}

 Πίνακας 9.1.2.20 Information Criteria για FTspot, FTSE_{t-5}

Information Criteria στο UVAR(p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-5.0609	-5.4844	-5.3749	-5.2175	-5.1606
SC	-4.7817	-5.0618	-4.8065	-4.5007	-4.2926

Για τα συμβόλαια FTSE_{t-5} χρησιμοποιούμε το UVAR(2) όπως δείχνουν και τα κριτήρια AIC και SC, αφού το UVAR (1) πάσχει σύμφωνα με τα LM tests από αυτοσυσχέτιση:

 Πίνακας 9.1.2.21 LM test για FTspot, FTSE_{t-5}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: FTSE				Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test: FTSE _{t-5}				
Lag 1	F-statistic	0.8826	Πιθανότητα	0.3516	F-statistic	15.2648	Πιθανότητα	0.00
	Obs*R-squared	0.9476	Πιθανότητα	0.3303	Obs*R-squared	13.0348	Πιθανότητα	0.00
Lag 2	F-statistic	0.5596	Πιθανότητα	0.4578	F-statistic	1.7984	Πιθανότητα	0.18
	Obs*R-squared	0.6282	Πιθανότητα	0.4280	Obs*R-squared	1.9723	Πιθανότητα	0.16

Τα tests της διαδικασίας του Johansen καταλήγουν και πάλι σε μια σχέση συνολοκλήρωσης:

 Πίνακας 9.1.2.22 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE_{t-5}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.72709	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 79.6653$	>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.05896	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 6.9488$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
$r=0$	$r=1$	0.72709	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 72.7165$	>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.05896	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 6.9488$	<9.1600

Οι μεταβλητές του πίνακα συνολοκλήρωσης βρίσκονται κοντά στις επιθυμητές τιμές:

 Πίνακας 9.1.2.23 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE_{t-5}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
FTspot	FTSE _{t-5}	C
1	-1.011889 (0.00729)	0.029441

Και για τα συμβόλαια FTSE_{t-5} ισχύει η υπόθεση της αμεροληψίας με αρκετά υψηλή πιθανότητα όπως υποδεικνύει το χ^2 test:

 Πίνακας 9.1.2.24 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE_{t-5}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H_0 : FTspot=1, FTSE _{t-5} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 2.7465	[.253]

- Spot – FTSE_{t-6}

Στην περίπτωση των συμβολαίων για έξι μήνες πριν από τη λήξη τα αποτελέσματα τόσο των διαγνωστικών κριτηρίων όσο και των υπολοίπων tests προτείνουν τη χρήση του UVAR (3).

 Πίνακας 9.1.2.25 Information Criteria για FTspot, FTSE_{t-6}

Information Criteria στο UVAR (p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-4.5990	-6.9106	-7.0871	-6.9454	-6.8715
SC	-4.3198	-6.4881	-6.5187	-6.2285	-6.0035

Η καταλληλότητα του τελευταίου επιβεβαιώνεται και από τα ανάλογα LM tests όπως φαίνεται παρακάτω:

 Πίνακας 9.1.2.26 LM test για FTspot, FTSE_{t-6}

Serial Correlation LM Test: FTspot			Serial Correlation LM Test: FTSE _{t-6}				
Lag 1 F-statistic	0.3539	Πιθανότητα	0.5543	F-statistic	18.1878	Πιθανότητα	0.0001
Lag 2 F-statistic	0.7002	Πιθανότητα	0.4066	F-statistic	10.1136	Πιθανότητα	0.0025
Lag 3 F-statistic	0.0958	Πιθανότητα	0.7582	F-statistic	0.2291	Πιθανότητα	0.6341

Στην περίπτωση αυτή, όπως παρατηρούμε στον κατωτέρω πίνακα, τα λ-trace και λ-max statistics αναγνωρίζουν την ύπαρξη συνολοκλήρωσης η οποία πληρείται σχετικά οριακά σε αντίθεση με τα υπόλοιπα συμβόλαια, όπως άλλωστε ήταν αναμενόμενο.

 Πίνακας 9.1.2.27 L-max και L-Trace Statistics για FTspot, FTSE_{t-6}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.92201	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 25.7395$	>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.06197	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 5.5997$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
$r=0$	$r=1$	0.92201	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 20.1398$	>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.06197	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 5.5997$	<9.1600

Οι μεταβλητές του πίνακα συνολοκλήρωσης είναι:

 Πίνακας 9.1.2.28 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης FTspot, FTSE_{t-6}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
FTspot	FTSE _{t-6}	C
1	-1.00846	0.033207
	(-0.01152)	

Σύμφωνα και με την οικονομική λογική τα συμβόλαια futures έξι μήνες πριν από τη λήξη δεν είναι αμερόληπτοι εκτιμητές των spot τιμών παρουσιάζοντας ένα αρκετά υψηλό x^2 statistic:

 Πίνακας 9.1.2.29 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας FTspot, FTSE_{t-6}

H_0 : FTspot=1, FTSE _{t-6} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 7.1334	[.028]

9.1.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ

Σε αυτό το τμήμα θα καταρτιστούν τα μοντέλα διόρθωσης σφάλματος για τα συμβόλαια των futures που πληρούν τις προϋποθέσεις της μακροχρόνιας αμεροληψίας. Όπως είδαμε, με τα μοντέλα αυτά έχουμε τη δυνατότητα να εξετάσουμε τη βραχυχρόνια δυναμική του συστήματος και να εκτιμήσουμε την ύπαρξη ή όχι της βραχυχρόνια αμεροληπτικής ικανότητας και αποτελεσματικότητας της αγοράς. Με την εξέταση αυτών των tests κλείνει η διαδικασία ελέγχου της ιδιότητας της αμεροληψίας-αποτελεσματικότητας.

Το μοντέλο διόρθωσης σφάλματος λαμβάνει αρχικώς την ακόλουθη μορφή:

$$\Delta FTspot = a + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta FTSE_{t-n,t-i} + \sum_{j=1}^l \delta_j \Delta FTspot_{t-j} + \rho [FTspot_{t-1} - \theta FTSE_{t-n,t-1}] + \varepsilon_{t-n} \quad (9.1.3.1)$$

Για να ισχύει η υπόθεση της αμεροληψίας, όπως έχει γίνει ήδη γνωστό πρέπει να ισχύουν οι περιορισμοί: $\gamma_0 = \theta = -\rho = 1$ και ταυτόχρονα όλες οι υπόλοιπες μεταβλητές με χρονικές υστερήσεις και η σταθερά a να είναι ίσες με το μηδέν (δηλαδή $\gamma_i = \delta_i = 0$ για $i \geq 1, j \geq 0$).

Το υπό έλεγχο μοντέλο μετά την αφαίρεση των μη στατιστικά σημαντικών συντελεστών πρέπει να διαμορφωθεί ως εξής:

$$\Delta FTspot = a + \gamma \Delta FTSE_{t-n} + \rho [FTspot_{t-1} - FTSE_{t-n,t-1}] + \varepsilon_{t-n} \quad (9.1.3.2)$$

όπου $[FTspot_{t-1} - FTSE_{t-n,t-1}]$ ο όρος διόρθωσης σφάλματος.

Τελικά, ο έλεγχος αμεροληψίας πραγματοποιείται με τη διενέργεια μεμονωμένων αλλά και από-κοινού ελέγχων για την ισχύ των περιορισμών που επιβάλλει η υπόθεση της αμεροληψίας.

Η διαδικασία και τα αποτελέσματα προσδιορισμού των μοντέλων παρατίθενται, για λόγους συντομίας, μόνο για τα συμβόλαια futures που απέχουν ένα μήνα πριν τη λήξη με τις αντίστοιχες spot τιμές:

- Spot – FTSE_{t-1}

Ξεκινάμε το σχηματισμό του μοντέλου διόρθωσης σφάλματος με τη χρήση τριών χρονικών υστερήσεων στο επαυξημένο μοντέλο 9.1.3.1, αφαιρώντας σταδιακά τις μεταβλητές οι οποίες δεν είναι στατιστικά σημαντικές.

Πίνακας 9.1.3.1 Προσδιορισμός χρονικών υστερήσεων του ΜΔΣ για FTspot, FTSE_{t-1}

Coeff	T value	P value	Coeff	T value	P value	Coeff	T value	P value
α	0.67	0.50	α	0.66	0.51	α	0.35	0.73
γ_0	10.71	0.00	γ_0	11.21	0.00	γ_0	11.71	0.00
γ_1	-0.89	0.38	γ_1	-1.12	0.27	γ_1	-0.89	0.38
γ_2	-0.58	0.57	γ_2	-0.70	0.48	δ_1	1.91	0.06
γ_3	-0.16	0.87	δ_1	1.71	0.10	ρ	-6.26	0.00
δ_1	1.28	0.21	δ_2	0.39	0.70			
δ_2	0.34	0.73	ρ	-4.87	0.00			
δ_3	0.05	0.96						
ρ	-3.90	0.00						

Από τον παραπάνω πίνακα συμπεραίνουμε ότι καμία χρονική υστέρηση των FTspot δεν είναι στατιστικά σημαντική για Ε.Σ 5%, ενώ για τις FTSE_{t-1} μόνο εκείνη με μηδενική χρονική υστέρηση θα πρέπει να συμπεριληφθεί. Καταλήγουμε τελικά στο μοντέλο (9.1.3.2) το οποίο είναι και κατάλληλο για την εφαρμογή των επιμέρους tests.

Προχωρούμε στην εξέταση της επάρκειας του μοντέλου μας ελέγχοντας την πιθανότητα ύπαρξης αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων μέσω του γνωστού LM test. Τα αποτελέσματα του test υποδεικνύουν ότι τα κατάλοιπα είναι απαλλαγμένα από αυτοσυσχέτιση:

Πίνακας 9.1.3.2 LM test για ΜΔΣ των FTspot, FTSE_{t-1}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.4624	Πιθανότητα	0.2315
Obs*R-squared	1.5248	Πιθανότητα	0.2169

Συνεχίζουμε με τον έλεγχο για την ύπαρξη ανώτερης μορφής εξάρτησης με τη χρήση του ARCH test (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity LM test), καθώς και το test του White. Η αρχική υπόθεση της ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας απορρίπτεται σε όλες τις περιπτώσεις με υψηλή πιθανότητα.

Πίνακας 9.1.3.3 Heteroskedasticity Tests για ΜΔΣ των FTspot, FTSE_{t-1}

ARCH Test:			
F-statistic	1.1058	Πιθανότητα	0.2973
Obs*R-squared	1.1223	Πιθανότητα	0.2894
White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	0.7974	Πιθανότητα	0.5319
Obs*R-squared	3.2854	Πιθανότητα	0.5112

Τέλος, το Jarque Berra normality test δίνει ικανοποιητική πιθανότητα για την κανονικότητα των καταλοίπων:

Πίνακας 9.1.3.4 Normality Test για ΜΔΣ των FTspot, FTSE_{t-1}

Jarque Berra	2.7477
Πιθανότητα	0.2531

Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι το μοντέλο μας είναι επαρκές και προχωρούμε στη διενέργεια των ελέγχων αμεροληψίας. Τα αποτελέσματά τους συνοψίζονται στον κατωτέρω πίνακα:

Πίνακας 9.1.3.5 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των FTspot, FTSE_{t-1}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ ¹⁶							
	α	γ	ρ	Ho: $\alpha=0$	Ho: $\gamma=1$	Ho: $\rho=-1$	Ho: $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	0.008	0.851	-0.965	2.50	4.34	0.07	5.38
T value	1.583	11.898	-7.004				
P value	0.119	0.000	0.000	0.11	0.05	0.80	0.15

Παρατηρούμε ότι όλοι οι όροι της παλινδρόμησης 9.1.3.2 είναι στατιστικά σημαντικοί, εκτός από τη σταθερά, όπως άλλωστε απαιτεί η υπόθεση της αμεροληψίας. Οι μεμονωμένοι έλεγχοι χ^2 για τις μεταβλητές μας πληρούνται εκτός από την περίπτωση Ho: $\gamma=1$, που ικανοποιείται οριακά. Τέλος ο από-κοινού έλεγχος της αμεροληψίας ($\chi^2_{(3)}$), που είναι και καθοριστικός για επαγωγή, επιβεβαιώνει την ύπαρξη της αμεροληψίας και της αποδοτικότητας της αγοράς για τα συμβόλαια των futures που απέχουν ένα μήνα πριν τη λήξη.

• Spot – FTSE_{t-2}

Το μοντέλο διόρθωσης σφάλματος παραμένει και για την περίπτωση των συμβολαίων futures FTSE_{t-2} ενώ παρακάτω απεικονίζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου της αμεροληψίας. Τα συμβόλαια των futures δυο μήνες πριν τη λήξη εμφανίζονται να είναι αμερόληπτοι εκτιμητές των spot τιμών σε βραχυχρόνια βάση αφού οι συντελεστές της ταχύτητας προσαρμογής οδηγούν στο συμπέρασμα ότι έχουμε ταχεία σύγκλιση στη μακροχρόνια ισορροπία. Περαιτέρω εμφανίζουν μια ιδιαίτερη υψηλή τιμή του από κοινού ελέγχου συνηγορώντας υπέρ της αμεροληψίας και αποτελεσματικότητας της αγοράς για δυο μήνες πριν τη λήξη.

Πίνακας 9.1.3.6 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των FTspot, FTSE_{t-2}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ							
	α	γ	ρ	Ho: $\alpha=0$	Ho: $\gamma=1$	Ho: $\rho=-1$	Ho: $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	0.014	0.982	-1.084	3.42	0.02	0.25	3.77
T value	1.849	7.885	-6.488				
P value	0.069	0.000	0.000	0.06	0.88	0.61	0.28

- Spot – FTSE_{t-4}

Η εικόνα διαφοροποιείται όπως ήταν αναμενόμενο για τα συμβόλαια που απέχουν τέσσερις μήνες από τη λήξη. Έτσι, ενώ είδαμε το κριτήριο της μακροχρόνιας αμεροληψίας να πληρείται με ικανοποιητική πιθανότητα στις δυο προηγούμενες περιπτώσεις, η εικόνα διαφοροποιείται τελείως στα προαναφερθέντα συμβόλαια όπου η από-κοινού υπόθεση της αμεροληψίας δεν μπορεί να γίνει αποδεκτή.

Πίνακας 9.1.3.7 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των FTspot, FTSE_{t-4}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ							
	α	γ	ρ	Ho: $\alpha=0$	Ho: $\gamma=1$	Ho: $\rho=-1$	Ho: $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	0.026	0.449	-0.506	5.64	4.16	3.38	8.48
T value	2.375	1.664	-1.885				
P value	0.021	0.101	0.064	0.02	0.04	0.07	0.04

Οφείλουμε να σημειώσουμε ότι θα αναμέναμε απόρριψη του από-κοινού περιορισμού με ένα πολύ υψηλό χ^2 statistic εξαιτίας της μεγάλης χρονικής απόστασης από τη λήξη των συμβολαίων. Τα αποτελέσματα παραδόξως διαψεύδουν την παραπάνω θέση αφού υποδεικνύουν ότι το α διαφέρει στατιστικά σημαντικά από το μηδέν (ύπαρξη risk premium), ενώ υπάρχουν και ενδείξεις κατά της αποτελεσματικότητας της αγοράς.

- Spot – FTSE_{t-5}

¹⁶ Οι μεμονωμένοι έλεγχοι των παραμέτρων διεξάγονται μέσο της $\chi^2_{(1)}$ και ο από κοινού μέσο της $\chi^2_{(3)}$

Τέλος, ο έλεγχος των futures για πέντε μήνες πριν από τη λήξη απορρίπτει την ύπαρξη βραχυχρόνιας αμεροληψίας της αγοράς των futures για όλα τα Ε.Σ. Η ταχύτητα προσαρμογής στην ισορροπία είναι πολύ αργή έτσι ώστε να μη δικαιολογείται η ύπαρξη αμεροληψίας. Σημειώνουμε ότι το μοντέλο ελέγχου της αμεροληψίας είχε σοβαρά προβλήματα κατά την κατάρτισή του αναφορικά με τις χρονικές υστερήσεις των μεταβλητών.

Πίνακας 9.1.3.8 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των FTspot, FTSE_{t-5}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ							
	α	γ	ρ	H ₀ : $\alpha=0$	H ₀ : $\gamma=1$	H ₀ : $\rho=-1$	H ₀ : $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	0.032	-0.006	-0.506	8.99	23.63	22.08	33.68
T value	2.998	-0.029	-1.040				
P value	0.004	0.977	0.302	0.00	0.00	0.00	0.00

9.2 STANDARD & POORS 500

9.2.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ

- Spot

Παρατηρώντας τις πραγματοποιήσεις των spot τιμών του δείκτη και της συνάρτησης αυτοσυσχέτισης (9.2.1.1, 9.2.1.2) εξάγουμε το συμπέρασμα ότι η σειρά των spot τιμών είναι πιθανότατα ολοκλήρωσης πρώτου βαθμού. Από τις πρώτες και τις δεύτερες διαφορές διακρίνουμε ότι οι αυτοσυσχετίσεις φθίνουν πολύ πιο γρήγορα από την περίπτωση των levels, συνεπώς η ανέλιξή μας πρέπει να έχει το πολύ μια μοναδιαία ρίζα. Επίσης, στην περίπτωση των levels του δείκτη μπορεί κανείς να συμπεράνει μια αλλαγή στην τάση η οποία πραγματοποιείται μετά την 48^η παρατήρηση που αντιστοιχεί στις αρχές του 1995. Επειδή δεν είναι γνωστό κάποιο οικονομικό ή άλλο γεγονός που θα μπορούσε να θεωρηθεί ότι προκάλεσε δομικό κενό εκείνη την περίοδο, η φανερή αυτή αλλαγή της τάσης μας αναγκάζει να χρησιμοποιήσουμε τάση στο μοντέλο του Dickey-Fuller με το οποίο θα ελέγξουμε την ύπαρξη ή όχι μοναδιαίας ρίζας. Έτσι το προσαυξημένο μοντέλο αυτή τη φορά θα έχει την ακόλουθη μορφή σε όλους τους ελέγχους:

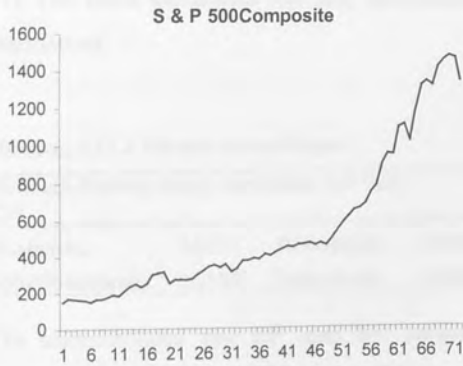
$$\Delta SP_{spot} = a + bt + \gamma SP_{spot_{t-1}} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta SP_{spot_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (9.2.1.1)$$

όπου SP_{spot} η χρονοσειρά του δείκτη S&P 500 εκφρασμένη σε λογαρίθμους.

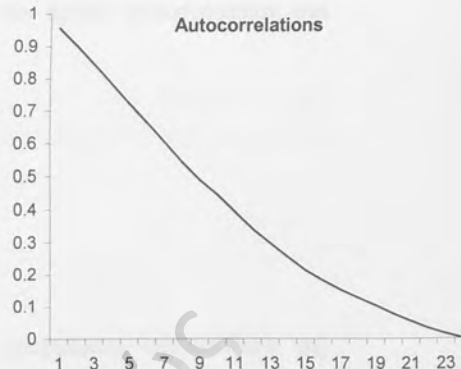
Στην περίπτωση των spot τιμών τα information criteria υποδεικνύουν τη χρήση του απλού DF test:

Πίνακας 9.2.1.1 Information Criteria για την SP_{spot}

Information Criteria για ADF(ρ)						
ρ	0	1	2	3	4	5
SC	-5.2918	-5.2541	-5.1799	-5.1023	-5.030	-5.0007
HQIC	-5.3494	-5.3315	-5.2776	-5.2205	-5.169	-5.1612
AIC	-5.3874	-5.3826	-5.3418	-5.2981	-5.2606	-5.2661



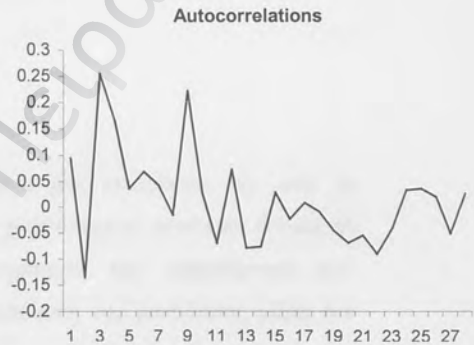
Διάγραμμα 9.2.1-1 Spspot



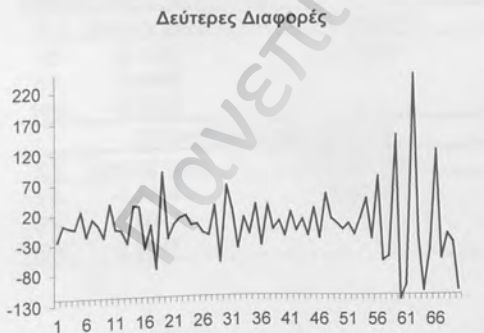
Διάγραμμα 9.2.1-2 Autocorrelations SPspot



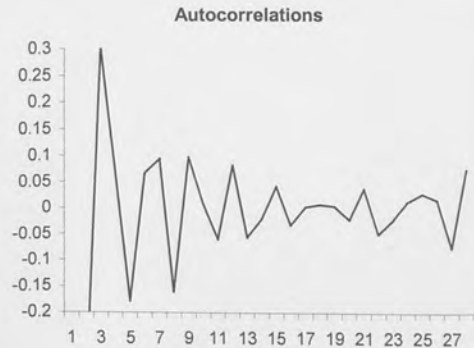
Διάγραμμα 9.2.1-3 D(Spspot)



Διάγραμμα 9.2.1-4 Autocorrelations D(Spspot)



Διαγραμμα 9.2.1-5 D(DSPspot)



Διαγραμμα 9.2.1-6 Autocorrelations D(DSPspot)

Το LM serial correlation test μας εξασφαλίζει ότι δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα.

Πίνακας 9.2.1.2 LM test για την SPspot

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
DF			
F-statistic	0.0177	Πιθανότητα	0.8943
Obs*R-squared	0.0188	Πιθανότητα	0.8908

Τα αποτελέσματα των DF tests δεν μπορούν να απορρίψουν την υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας για κανένα Ε.Σ.

Πίνακας 9.2.1.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας της SPspot

Dickey-Fuller Test		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0909	-2.2078
5%	-3.4730	
10%	-3.1635	

Η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα μας ενισχύεται και από τα αποτελέσματα των DF tests στην περίπτωση που χωρίσουμε το συνολικό δείγμα σε δυο επιμέρους (subsamples) με σημείο διαχωρισμού την παρατήρηση που παρατηρείται η αλλαγή στην τάση¹⁷. Κι εδώ η υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί σε καμία περίπτωση να απορριφθεί.

Πίνακας 9.2.1.4 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε sub samples της SPspot

Dickey Fuller Test (t=1-48)		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.1630	-2.5858
5%	-3.5066	
10%	-3.1828	

Dickey-Fuller Test (t=48-65)		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.3738	-0.6674
5%	-3.6027	
10%	-3.2367	

¹⁷ Τα DF tests στα subsamples πραγματοποιήθηκαν για όλες τις σειρές των futures και δεν βρέθηκαν ενδείξεις για την απόρριψη της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Τα αποτελέσματα δεν παρατίθενται για λόγους συντομίας.

• FSP_{t-1}

Για την περίπτωση των συμβολαίων futures που απέχουν ένα μήνα πριν από τη λήξη τα information criteria συγκροούνται για τη χρήση του απλού DF και του ADF(1) όπως βλέπουμε και παρακάτω:

Πίνακας 9.2.1.5 Information Criteria για την FSP_{t-1}

Information Criteria για ADF(p)						
P	0	1	2	3	4	5
SC	-5.0314	-5.0217	-4.9450	-4.8649	-4.8051	-4.7566
HQIC	-5.0890	-5.0992	-5.0426	-4.9832	-4.9443	-4.9171
AIC	-5.1270	-5.1502	-5.1069	-5.0608	-5.0355	-5.0220

Τη λύση δίνει το LM test όπου βρίσκει αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα για το μοντέλο DF ενώ στην περίπτωση του ADF(1) τα κατάλοιπα φαίνονται να απαλλάσσονται από τις αυτοσυσχετίσεις.

Πίνακας 9.2.1.6 LM test για την FSP_{t-1}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: DF				Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: ADF(1)			
F-statistic	4.0295	Πιθανότητα	0.0488	F-statistic	0.0113	Πιθανότητα	0.9156
Obs*R-squared	4.0277	Πιθανότητα	0.0447	Obs*R-squared	0.0121	Πιθανότητα	0.9121

Τα αποτελέσματα των ADF(1) tests δεν μπορούν να απορρίψουν την υπόθεση της ύπαρξης μίας μοναδιαίας ρίζας ενώ δεν δέχονται την υπόθεση της ύπαρξης δύο μοναδιαίων ριζών:

Πίνακας 9.2.1.7 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-1}

Augmented Dickey-Fuller		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0928	-1.9696
5%	-3.4739	
10%	-3.1640	
Dickey-Fuller της $D(FSP_{t-1})$		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0948	-6.7190
5%	-3.4749	
10%	-3.1645	

- FSP_{t-2}

Το μοντέλο που τεστάρεται για τη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας είναι το απλό DF όπως άλλωστε υποδεικνύουν ξεκάθαρα και τα κριτήριά μας:

Πίνακας 9.2.1.8 Information Criteria για την FSP_{t-2}

Information Criteria για ADF(ρ)						
ρ	0	1	2	3	4	5
SC	-5.4436	-5.4056	-5.3330	-5.2601	-5.1837	-5.1184
HQIC	-5.5012	-5.4830	-5.430	-5.3784	-5.3229	-5.2789
AIC	-5.5392	-5.5341	-5.4949	-5.4560	-5.4140	-5.3838

Προχωρούμε στην εφαρμογή των απλών DF tests τα οποία τελικά αδυνατούν να απορρίψουν την υπόθεση της ύπαρξης μιας μοναδιαίας ρίζας για όλα τα Ε.Σ.

Πίνακας 9.2.1.9 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-2}

Dickey-Fuller Test		
Ε.Σ Κριτικές τιμές	Test Statistic	
1%	-4.0909	-1.9540
5%	-3.4730	
10%	-3.1635	

Dickey-Fuller test της $D(FSP_{t-2})$		
Ε.Σ Κριτικές τιμές	Test Statistic	
1%	-4.0928	-9.3749
5%	-3.4739	
10%	-3.1640	

- FSP_{t-3}

Για τα συμβόλαια των Futures που απέχουν τρεις μήνες πριν τη λήξη δεν παρουσιάζεται κάποια σημαντική διαφοροποίηση σε σχέση με τις άλλες περιπτώσεις.

Πίνακας 9.2.1.10 Information Criteria για την FSP_{t-3}

Information Criteria για ADF(ρ)						
ρ	0	1	2	3	4	5
SC	-5.0885	-5.0216	-4.9875	-4.9109	-4.8299	-4.7634
HQIC	-5.1461	-5.0990	-5.0851	-5.029	-4.9691	-4.9240
AIC	-5.1841	-5.1501	-5.1494	-5.1067	-5.0602	-5.0288

Η χρήση του απλού DF με σταθερά και τάση επαρκεί και διαμορφώνει ένα συνεπές μοντέλο ενώ και πάλι επαληθεύεται η ύπαρξη μιας μοναδιαίας ρίζας. Τα αποτελέσματα των tests παρατίθενται παρακάτω:

Πίνακας 9.2.1.11 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-3}

Dickey-Fuller Test		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0909	-2.2335
5%	-3.4730	
10%	-3.1635	
Dickey-Fuller test της $D(FSP_{t-3})$		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0928	-9.3744
5%	-3.4739	
10%	-3.1640	

- FSP_{t-4}

Εδώ τα Information Criteria διχάζονται πάλι μεταξύ μηδενικής και μιας χρονικής υστέρησης.

Πίνακας 9.2.1.12 Information Criteria για την FSP_{t-4}

Information Criteria για ADF(ρ)						
	0	1	2	3	4	5
ρ						
SC	-5.0715	-5.0595	-4.9999	-4.9245	-4.8445	-4.7773
HQIC	-5.1291	-5.1369	-5.0976	-5.0427	-4.9837	-4.9378
AIC	-5.1671	-5.1880	-5.1618	-5.1203	-5.0748	-5.0427

Ενώ υποστηρίζεται ότι το κριτήριο του Schwarz δίνει αμερόληπτες εκτιμήσεις αναφορικά με τη χρήση των lag orders τα LM tests δείχνουν να μην πληρείται οριακά η αρχική υπόθεση της μη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα.

Πίνακας 9.2.1.13 LM test για την FSP_{t-4}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
DF				ADF(1)			
F-statistic	3.9180	Πιθανότητα	0.0518	F-statistic	0.2582	Πιθανότητα	0.6130
Obs*R-squared	3.9226	Πιθανότητα	0.0476	Obs*R-squared	0.2770	Πιθανότητα	0.5986

Αντίθετα για μια χρονική υστέρηση το πρόβλημα λύνεται συνεπώς προχωρούμε στον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα μέσω του μοντέλου ADF(1):

Πίνακας 9.2.1.14 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-4}

Augmented Dickey-Fuller Test		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0928	-1.5134
5%	-3.4739	
10%	-3.1640	
Dickey-Fuller test της $D(FSP_{t-4})$		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0948	-7.0684
5%	-3.4749	
10%	-3.1645	

- FSP_{t-5}

Η εικόνα δεν διαφοροποιείται και για τα συμβόλαια αυτά και τα αποτελέσματα έχουν ως ακολούθως:

Πίνακας 9.2.1.15 Information Criteria για την FSP_{t-5}

Information Criteria για ADF(p)						
P	0	1	2	3	4	5
SC	-5.4207	-5.3648	-5.3313	-5.2592	-5.1786	-5.1093
HQIC	-5.4783	-5.4423	-5.4290	-5.3774	-5.3178	-5.2698
AIC	-5.5163	-5.4933	-5.4932	-5.4550	-5.4089	-5.3747

Πίνακας 9.2.1.16 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-5}

Dickey Fuller Test		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0909	-1.8538
5%	-3.4749	
10%	-3.1635	
Dickey-Fuller test της $D(FSP_{t-5})$		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0928	-9.3286
5%	-3.4739	
10%	-3.164	

- FSP_{t-6}

Κλείνουμε με τα futures για έξι μήνες πριν από τις λήξη όπου τα Information Criteria εμφανίζουν και πάλι αντιφατικά αποτελέσματα:

Πίνακας 9.2.1.17 Information Criteria για την FSP_{t-6}

Information Criteria για ADF(p)						
P	0	1	2	3	4	5
SC	-5.0299	-4.9981	-4.9357	-4.8995	-4.8212	-4.7396
HQIC	-5.0875	-5.0756	-5.0334	-5.0178	-4.9604	-4.9001
AIC	-5.1255	-5.1266	-5.0976	-5.0954	-5.0515	-5.0050

Η χρήση μηδενικής χρονικής υστέρησης κρίνεται κατάλληλη για την εξασφάλιση επάρκειας στο προτεινόμενο μοντέλο:

Πίνακας 9.2.1.18 LM test για την FSP_{t-6}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
DF			
F-statistic	0.1042	Πιθανότητα	0.7477
Obs*R-squared	0.1103	Πιθανότητα	0.7397

Με μεγάλη πιθανότητα δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση της μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Το DF test καταδεικνύει τη ύπαρξη μιας μόνο μοναδιαίας ρίζας ενώ τα αποτελέσματα ενισχύονται και από το Phillips-Perron test.

Πίνακας 9.2.1.19 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-6}

Dickey-Fuller Test		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0909	-2.2878
5%	-3.473	
10%	-3.1635	
Dickey-Fuller Test της D(FSP _{t-6})		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0928	-9.5034
5%	-3.4739	
10%	-3.1645	

Πίνακας 9.2.1.20 Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας της FSP_{t-6}

Phillips Perron Test (tr.lag 3)		
Ε.Σ	Κριτικές τιμές	Test Statistic
1%	-4.0909	-2.2122
5%	-3.473	
10%	-3.1635	

9.2.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ

Το μοντέλο που χρησιμοποιείται για την πραγματοποίηση του ελέγχου συνολοκλήρωσης στην περίπτωση του δείκτη S&P 500 είναι όμοιο με αυτό που χρησιμοποιήθηκε για τον FT-SE 100. Το αδέσμευτο VAR έχει την ακόλουθη μορφή :

$$Y_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_n Z_{t-n} + u_t \quad (9.2.2.1)$$

όπου

Y_t : 2x1 πίνακας των μεταβλητών (SP_{spot}, FSP_{t-1}), με $i=1, \dots, 6$

Κατ' αντιστοιχία το δεσμευμένο πολυμεταβλητό μοντέλο μέσω του οποίου ελέγχεται η ύπαρξη συνολοκλήρωσης είναι:

$$\Delta Y_t = A_0 + \Pi Z_{t-1} + A_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + A_{n-1} \Delta Z_{t-n+1} + u_t \quad (9.2.2.2)$$

Εξακολουθούμε να χρησιμοποιούμε μόνο σταθερά αφού κι εδώ δεν υπάρχει λόγος να υποθεθεί κάποια σχέση συνολοκλήρωσης που να εμπεριέχει τάση, ενώ η χρήση τάσης στο UVAR θα υπονοούσε την ύπαρξη διτετράγωνης ντετερμινιστικής τάσης στα δεδομένα, γεγονός που δε μπορούμε να διαπιστώσουμε από τις πραγματοποιήσεις των δειγμάτων μας. Επίσης, τα tests των λόγων πιθανοφανειών υποδεικνύουν μη στατιστική σημαντικότητα της τάσης στο αδέσμευτο μοντέλο. Προχωρούμε με την ανάλυση των αποτελεσμάτων των tests για κάθε ένα από τα συμβόλαια futures:

- SPpot-FSP_{t-1}

Πίνακας 9.2.2.1 Information Criteria για SPspot,FSP_{t-1}

Information Criteria στο UVAR(p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-6.7298	-6.8066	-6.7101	-6.6605	-6.6492
SC	-6.4554	-6.3913	-6.1516	-5.9563	-5.7966

Τα Information Criteria συγκρούονται και δε μας δίνουν σαφή εικόνα για το μοντέλο UVAR που πρέπει να χρησιμοποιήσουμε. Η διαφωνία μεταξύ της χρήσης μιας ή δύο χρονικών υστερήσεων επιλύεται από τα LM serial correlation tests και για τις δύο φορές του UVAR(1):

Πίνακας 9.2.2.2 LM test SPspot,FSP_{t-1}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: SPspot (1lag)	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: FPS _{t-1} (1lag)
F-statistic 0.9120 Πιθανότητα 0.3436	F-statistic 1.1049 Πιθανότητα 0.2976
Obs*R-squared 0.9764 Πιθανότητα 0.3231	Obs*R-squared 1.1789 Πιθανότητα 0.2776

Παρατηρούμε ότι για μία χρονική υστέρηση τα LM tests μας δίνουν UVAR απαλλαγμένο από αυτοσυσχέτιση και για το λόγο αυτό επιλέγουμε τελικά το μοντέλο UVAR(1). Προχωρούμε στην εκτίμηση του RVAR και διενεργούμε τα tests του Johansen για την διαπίστωση της ύπαρξης συνολοκλήρωσης:

Πίνακας 9.2.2.3 L-max και L-Trace Statistics για Spspot,FSP_{t-1}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.55951	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 58.0741$	>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.11026	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.2430$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
$r=0$	$r=1$	0.55951	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 50.8311$	>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.11026	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.2430$	<9.1600

Τόσο τα λ -trace όσο και τα λ -max statistics δεν μπορούν σε καμία περίπτωση να απορρίψουν την ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης, ενώ δεν μπορούν να αποδεχθούν ότι ο βαθμός του πίνακα Π του μοντέλου RVAR ισούται με 2.

Πίνακας 9.2.2.4 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SPspot,FSP_{t-1}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
SPspot	FSP _{t-1}	C
1	-1.014857	0.081120
	(0.00513)	

Οι εκτιμημένες τιμές των συντελεστών συνολοκλήρωσης βρίσκονται αρκετά κοντά στους περιορισμούς που θέτει η αμεροληπτική ιδιότητα. Πράγματι τα αποτελέσματα επιβεβαιώνονται και από το $\chi^2_{(2)}$ test για τις παραμέτρους της συνάρτησης συνολοκλήρωσης, με αρκετά υψηλή πιθανότητα όπως ήταν αναμενόμενο άλλωστε.

Πίνακας 9.2.2.5 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας Spspot,FSP_{t-1}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H ₀ : SPspot=1, FSP _{t-1} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 2.6765	[0.262]

- SPspot-FSP_{t-2}

Τα information criteria στην περίπτωση των συμβολαίων futures για δύο μήνες πριν τη λήξη δίνουν παρεμφερή εικόνα με εκείνη της προηγούμενης περιόδου:

Πίνακας 9.2.2.6 Information Criteria για SPspot,FSP_{t-2}

Information Criteria στο UVAR (p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-6.4367	-6.4425	-6.3573	-6.2770	-6.3002
SC	-6.1622	-6.0272	-5.7989	-5.5728	-5.4476

Και εδώ υπάρχει σύγκρουση των AIC και SC και τελικά καταλήγουμε στη χρήση μιας χρονικής υστέρησης:

Πίνακας 9.2.2.7 LM test SPspot,FSP_{t-2}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: SPspot (1lag)	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: FSP _{t-2} (1lag)
F-statistic 1.4494 Πιθανότητα 0.2336	F-statistic 0.5484 Πιθανότητα 0.4620
Obs*R-squared 1.5375 Πιθανότητα 0.2150	Obs*R-squared 0.5908 Πιθανότητα 0.4421

Συνεπώς, το UVAR(1) είναι επαρκές στην περίπτωση μας και για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης χρησιμοποιούμε το RVAR(0):

Πίνακας 9.2.2.8 L-max και L-Trace Statistics για Spspot,FSP_{t-2}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.70512	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 82.9008$	>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.10945	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.1869$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
$r=0$	$r=1$	0.70512	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 75.7139$	>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.10945	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.1869$	<9.1600

Τα δυο tests καταλήγουν αδιαμφισβήτητα στην αναγνώριση μίας σχέσης συνολοκλήρωσης με τους ακόλουθους εκτιμημένους συντελεστές:

Πίνακας 9.2.2.9 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SPspot,FSP_{t-2}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης [*]		
SPspot	FSP _{t-2}	C
1	-1.006708	0.023253
	(0.00746)	

Τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων παραδόξως βρίσκονται πιο κοντά στις τιμές που εξασφαλίζουν αμεροληψία απ' ότι στην περίπτωση των συμβολαίων ενός μήνα πριν τη λήξη. Τα αποτελέσματα αυτά επιβεβαιώνονται και από το χ^2 test των περιορισμών των παραμέτρων, το οποίο αναγνωρίζει την ύπαρξη αμεροληψίας με αρκετά υψηλή πιθανότητα:

Πίνακας 9.2.2.10 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας SPspot,FSP_{t-2}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H ₀ : SPspot=1, FSP _{t-2} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 1.6536	[0.437]

- SPspot-FSP_{t-3}

Το UVAR που χρησιμοποιείται στην περίπτωση των συμβολαίων FSP_{t-3} είναι το UVAR(1) όπως άλλωστε υποδεικνύουν και τα Information Criteria.

Πίνακας 9.2.2.11 Information Criteria για SPspot,FSP_{t-3}

Information Criteria στο UVAR (p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-7.1286	-7.1041	-6.9961	-6.8804	-6.7502
SC	-6.8541	-6.6888	-6.4376	-6.1761	-5.8976

Και τα LM tests συμφωνούν στην επιλογή αυτή, οπότε συνεχίζουμε με την εκτίμηση των σχέσεων συνολοκλήρωσης στο μοντέλο μας:

Πίνακας 9.2.2.12 L-max και L-Trace Statistics για SPspot,FSP_{t-3}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.91175	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 157.8227$	>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.11122	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.3101$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
$r=0$	$r=1$	0.91175	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 150.5126$	>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.11122	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 7.3101$	<9.1600

Τα tests μας δείχνουν ακριβώς μία σχέση συνολοκλήρωσης με ένα ιδιαίτερα υψηλό trace και max eigen value stastic.

Πίνακας 9.2.2.13 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SPspot,FSP_{t-3}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
SPspot	FSP _{t-3}	C
1	-1.010215	0.034964
	(0.00700)	

Προχωρώντας στην εκτίμηση των παραμέτρων και τη διενέργεια του έλεγχου των περιορισμών για την ύπαρξη μακροχρόνιας αμεροληψίας διαπιστώνουμε ότι η τελευταία δεν ισχύει στην περίπτωση των συμβολαίων που απέχουν τρεις μήνες πριν από τη λήξη, αφού το χ^2 test δίνει μια ιδιαίτερος χαμηλή πιθανότητα:

Πίνακας 9.2.2.14 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας Spspot,FSP_{t-3}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H ₀ : SPspot=1, FSP _{t-3} =-1,C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 13.7248	[0.001]

- SPspot-FSP_{t-4}

Και εδώ η εικόνα δε διαφοροποιείται σημαντικά απ' την προηγούμενη περίπτωση αναφορικά με το αδέσμευτο VAR. Τα information criteria καταδεικνύουν την επάρκεια του UVAR(1) για την μοντελοποίηση των σειρών μας:

Πίνακας 9.2.2.15 Information Criteria για SPspot,FSP_{t-4}

Information Criteria στο UVAR (p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-6.8414	-6.8370	-6.8026	-6.7124	-6.7120
SC	-6.5669	-6.4218	-6.2441	-6.0081	-5.8594

Συνεχίζουμε με τα tests για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των δυο σειρών, η οποία πράγματι διαπιστώνεται να πληρείται με μεγάλη μάλιστα ευχέρεια:

Πίνακας 9.2.2.16 L-max και L-Trace Statistics για Spspot,FSP_{t-4}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace	Statistic	5% Critical Value
r=0	r≥1	0.88268	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 138.7200$		>20.1800
r≤1	r≥2	0.09021	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 5.8617$		<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic			
r=0	r=1	0.88268	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 132.8583$		>15.8700
r≤1	r=2	0.09021	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 5.8617$		<9.1600

Οι εκτιμημένοι συντελεστές συνολοκλήρωσης παρουσιάζουν μια σχετικά υψηλή τιμή αναφορικά με τη σταθερά. Παρά ταύτα η ιδιότητα της αμεροληψία φαίνεται να

πληρείται για επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας ίσο με 5% εμφανίζοντας όμως ένα σχετικά υψηλό χ^2 statistic.

Πίνακας 9.2.2.17 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SPspot,FSP_{t-4}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
SPspot	FSP _{t-4}	C
1	-1.014053	0.052362
	(0.00651)	

Πίνακας 9.2.2.18 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας SPspot,FSP_{t-4}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H ₀ : SPspot=1, FSP _{t-4} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 5.0009	[0.082]

- SPspot-FSP_{t-5}

Για τα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης πέντε μήνες πριν τη λήξη τα information criteria προτείνουν τη χρήση δυο χρονικών υστερήσεων:

Πίνακας 9.2.2.19 Information Criteria για SPspot,FSP_{t-5}

Information Criteria στο UVAR (p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-6.0776	-6.4138	-6.3032	-6.2060	-6.1484
SC	-5.8031	-5.9986	-5.7447	-5.5018	-5.2958

Πράγματι παρατηρούμε ότι τα LM tests βρίσκουν την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα για το UVAR(1) ενώ για δύο χρονικές υστερήσεις η αυτοσυσχέτιση απορρίπτεται:

Πίνακας 9.2.2.20 LM test SPspot,FSP_{t-5}

	Breusch-Godfrey Test:SPspot	Serial Correlation	LM	Breusch-Godfrey Test: FSP _{t-5}	Serial Correlation	LM Test:
Lag 1	F-statistic	0.6659	Πιθανότητα 0.4179	F-statistic	15.0298	Πιθανότητα 0.0003
	Obs*R-squared	0.7160	Πιθανότητα 0.3974	Obs*R-squared	12.9370	Πιθανότητα 0.0003
Lag 2	F-statistic	0.1239	Πιθανότητα 0.7262	F-statistic	0.0402	Πιθανότητα 0.8419
	Obs*R-squared	0.1397	Πιθανότητα 0.7086	Obs*R-squared	0.0453	Πιθανότητα 0.8314

Χρησιμοποιώντας το RVAR(1) παίρνουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα για τους ελέγχους συνολοκλήρωσης:

Πίνακας 9.2.2.21 L-max και L-Trace Statistics για Spspot,FSP_{t,5}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
r=0	r≥1	0.72709	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 82.9221$	>20.1800
r≤1	r≥2	0.05896	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 3.7071$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
r=0	r=1	0.72709	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 79.2149$	>15.8700
r≤1	r=2	0.05896	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 3.7071$	<9.1600

Και γι' αυτή την κατηγορία συμβολαίων αναγνωρίζεται η ύπαρξη της συνοκλήρωσης γεγονός που μαρτυρά τη κοινή μεταβολή spot τιμών και futures ακόμα και πέντε μήνες πριν από τη λήξη.

Πίνακας 9.2.2.22 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SPspot,FSP_{t,5}

Συντελεστές Συνοκλήρωσης		
Spspot	FSP _{t,5}	C
1	-1.011889	0.029441
	(0.00729)	

Οι εκτιμήσεις και ο έλεγχος των παραμέτρων διαπιστώνει την ύπαρξη αμεροληψίας ακόμα και για Ε.Σ ίσο με 10%.

Πίνακας 9.2.2.23 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας Spspot,FSP_{t,5}

Έλεγχος Παραμέτρων	
H ₀ : SPspot=1, FSP _{t,5} =-1, C=0	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 4.1353	[0.126]

- SPspot-FSP_{t,6}

Τελειώνοντας, για τα συμβόλαια futures έξι μήνες πριν από τη λήξη το μοντέλο που χρησιμοποιούμε και στην περίπτωση αυτή είναι το UVAR(2), όπως άλλωστε υποδεικνύουν και τα κριτήρια AIC και SC:

Πίνακας 9.2.2.24 Information Criteria για SPspot,FSP_{t,6}

Information Criteria στο UVAR (p)					
p	1	2	3	4	5
AIC	-5.2862	-7.1060	-7.0431	-6.9068	-6.8805
SC	-5.0118	-6.6908	-6.4846	-6.2026	-6.0279

Συνεχίζοντας με τους ελέγχους συνολοκλήρωσης διαπιστώνουμε ότι η τελευταία υφίσταται ενώ και τα δύο tests δείχνουν να ικανοποιείται με μεγάλη ευχέρεια:

Πίνακας 9.2.2.25 L-max και L-Trace Statistics για Spspot,FSP_{t-6}

Null	Alt	$\hat{\lambda}_i$	Trace Statistic	5% Critical Value
$r=0$	$r \geq 1$	0.92201	$-T \sum_{i=1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) = 159.5220$	>20.1800
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.06197	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 3.9024$	<9.1600
Null	Alt	Max eigenValue Statistic		
$r=0$	$r=1$	0.92201	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_1) = 155.6195$	>15.8700
$r \leq 1$	$r=2$	0.06197	$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_2) = 3.9024$	<9.1600

Σημειώνουμε ότι η εκτίμηση της σταθεράς C στον πίνακα συνολοκλήρωσης για πρώτη φορά γίνεται αρνητική:

Πίνακας 9.2.2.26 Εκτίμηση συντελεστών συν/σης SPspot,FSP_{t-6}

Συντελεστές Συνολοκλήρωσης		
Spspot	FSP _{t-6}	C
1	-0.996892	-0.067071
	(0.00983)	

Τέλος το test για την ύπαρξη αμεροληψίας εμφανίζει μια πολύ υψηλή τιμή του χ^2 statistic απορρίπτοντας με αυτόν τον τρόπο την αρχική υπόθεση:

Πίνακας 9.2.2.27 Έλεγχος Μακροχρόνιας Αμεροληψίας Spspot,FSP_{t-6}

Έλεγχος Παραμέτρων	
$H_0: SPspot=1, FSP_{t-6}=-1, C=0$	Πιθανότητα
CHSQ(2)= 24.1667	[0.000]

9.2.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΒΡΑΧΥΧΡΟΝΙΑΣ ΑΜΕΡΟΛΗΨΙΑΣ

Έχοντας ελέγξει την υπόθεση της ύπαρξης συνολοκλήρωσης και κατ' επέκταση τη μακροχρόνιας αμεροληψίας των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης μέχρι και έξι μήνες πριν από τη λήξη προχωρούμε στην κατάρτιση των μοντέλων διόρθωσης σφάλματος για την διενέργεια του από κοινού ελέγχου της βραχυχρόνιας αμεροληψίας και αποτελεσματικότητας της αγοράς. Όπως και στην περίπτωση του δείκτη FT-SE 100 έτσι και εδώ το μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί είναι το ακόλουθο:

$$\Delta SPspot = a + \sum_{i=0}^k \gamma_i \Delta FSP_{t-n,t-i} + \sum_{j=1}^l \delta_j \Delta SPspot_{t-j} + \rho [SPspot_{t-1} - \theta FSP_{t-n,t-1}] + \varepsilon_{t-n}$$

(9.2.3.1)

Η διατηρούσα παλινδρόμηση πρέπει να είναι η:

$$\Delta SPspot = a + \gamma_i \Delta FSP_{t-n,t-i} + \rho [SPspot_{t-1} - \theta FSP_{t-n,t-1}] + \varepsilon_{t-n} \quad (9.2.3.2)$$

με τους ακόλουθους περιορισμούς: $a = 0, \gamma_i = 1, \rho = -1$, με άλλα λόγια, πρέπει αφενός η αγορά να είναι αποτελεσματική, δηλαδή όλη η παρελθούσα πληροφορία να περιλαμβάνεται στις σημερινές τιμές και αφετέρου οι τιμές των futures να έχουν προβλεπτική ικανότητα έναντι των αντίστοιχων spot τιμών.

- SPspot-FSP_{t-1}

Παραθέτουμε παρακάτω τον αναλυτικό πίνακα για τον προσδιορισμό του μοντέλου διόρθωσης σφάλματος ξεκινώντας με τρεις χρονικές υστερήσεις για τις δύο μεταβλητές:

Πίνακας 9.2.3.1 Προσδιορισμός χρονικών υστερήσεων του ΜΔΣ για SPspot, FSP_{t-1}

Coeff	T value	P value	Coeff	T value	P value	Coeff	T value	P value
α	1.24	0.22	α	2.18	0.03	α	1.77	0.08
γ_0	15.35	0.00	γ_0	16.43	0.00	γ_0	16.35	0.00
γ_1	0.98	0.33	γ_2	2.20	0.03	γ_2	0.98	0.33
γ_2	1.99	0.05	γ_3	2.79	0.01	γ_3	2.35	0.02
γ_3	2.42	0.02	δ_2	-1.95	0.06	δ_3	-2.01	0.05
δ_1	-0.78	0.44	δ_3	-2.51	0.02	ρ	-5.92	0.00
δ_2	-1.98	0.05	ρ	-5.82	0.00			
δ_3	-2.22	0.03						
ρ	-2.35	0.02						

Coeff	T value	P value	Coeff	T value	P value	Coeff	T value	P value
α	2.27	0.03	α	1.50	0.14	α	1.99	0.05
γ_0	16.53	0.00	γ_0	15.83	0.00	γ_0	16.15	0.00
γ_3	2.17	0.03	γ_3	1.18	0.24	ρ	-6.08	0.00
δ_3	-1.76	0.08	ρ	-5.69	0.00			
ρ	-5.90	0.00						

Παρατηρούμε ότι αφαιρώντας διαδοχικά τους μη στατιστικά σημαντικούς συντελεστές καταλήγουμε στη διατηρούσα παλινδρόμηση γεγονός που θεμελιώνει την πρώτη αναγκαία υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς. Παράλληλα, προχωρούμε στον έλεγχο επάρκειας του μοντέλου μας. Τα αποτελέσματά των tests παρατίθενται παρακάτω:

Πίνακας 9.2.3.2 LM test για ΜΑΣ των SPspot, FSP_{t-1}

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.1685	Πιθανότητα	0.6830
Obs*R-squared	0.1796	Πιθανότητα	0.6717

Πίνακας 9.2.3.3 Heteroskedasticity Tests για ΜΑΣ των SPspot, FSP_{t-1}

ARCH Test:			
F-statistic	0.1246	Πιθανότητα	0.7253
Obs*R-squared	0.1286	Πιθανότητα	0.7199
White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	0.1969	Πιθανότητα	0.9390
Obs*R-squared	0.8449	Πιθανότητα	0.9323

Πίνακας 9.2.3.4 Normality Test για ΜΑΣ των SPspot, FSP_{t-1}

Normality Test	
Jarque Berra	2.8096
Πιθανότητα	0.2453

Μπορούμε να διαπιστώσουμε ότι το μοντέλο μας είναι απαλλαγμένο από αυτοσυσχέτιση, ετεροσκεδαστικότητα και τα κατάλοιπα ακολουθούν κανονική ανέλιξη λευκού θορύβου.

Συνεχίζουμε πραγματοποιώντας τον έλεγχο υποθέσεων για να διαπιστώσουμε ότι τα συμβόλαια που απέχουν ένα μήνα πριν τη λήξη είναι αμερόληπτοι εκτιμητές των spot τιμών και ότι η αγορά των futures για χρονικά διαστήματα ενός μήνα πριν τη λήξη λειτουργεί αποδοτικά:

Πίνακας 9.2.3.5 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των SPspot, FSP_{t-1}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ							
	α	γ	ρ	Ho: $\alpha=0$	Ho: $\gamma=1$	Ho: $\rho=-1$	Ho: $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	0.008	0.934	-0.943	3.61	1.76	0.29	4.17
T value	1.989	16.148	-6.081				
P value	0.051	0.000	0.000	0.06	0.18	0.58	0.24

Πράγματι τόσο οι μεμονωμένοι έλεγχοι $\chi_{(1)}^2$ όσο και από κοινού $\chi_{(3)}^2$ έλεγχος των συντελεστών α, γ και ρ καταλήγουν στη διαπίστωση της ύπαρξης αμεροληψίας με αρκετά υψηλή πιθανότητα.

- SPspot-FSP_{t-2}

Τα αποτελέσματα των tests στην περίπτωση των futures που απέχουν δυο μήνες πριν τη λήξη δεν διαφοροποιούνται σημαντικά από τη προηγούμενη περίπτωση. Η παλινδρόμηση 9.2.3.2 εξακολουθεί να είναι επαρκής και η υπόθεση της αμεροληψίας ισχύει με αρκετά υψηλή πιθανότητα (13%) όπως άλλωστε φαίνεται και από τον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας 9.2.3.6 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των SPspot, FSP_{t-2}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ							
	α	γ	ρ	Ho: $\alpha=0$	Ho: $\gamma=1$	Ho: $\rho=-1$	Ho: $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	0.014	1.070	-1.110	3.90	0.24	0.31	5.64
T value	1.975	7.566	-5.655				
P value	0.053	0.000	0.000	0.05	0.62	0.58	0.13

Συμπεραίνουμε λοιπόν ότι η αγορά των συμβολαίων futures δύο μήνες πριν από τη λήξη πληροί όλες τις προϋποθέσεις για την αποτελεσματικότητα της αγοράς, παρουσιάζοντας ταχεία αποκατάσταση της ισορροπίας σε περιπτώσεις που υπάρχουν βραχυχρόνιες αποκλίσεις από αυτή.

- SPspot-FSP_{t-4}

Στην περίπτωση των συμβολαίων FSP_{t-4} η κατάσταση διαφοροποιείται σημαντικά, όπως άλλωστε υπονοεί και η οικονομική λογική. Σημειώνουμε ότι στην διατηρούσα παλινδρόμηση αντιμετωπίσαμε το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας το οποίο και διορθώθηκε με την μέθοδο των Newey-West. Παρακάτω παρατίθενται οι διορθωμένοι συντελεστές καθώς και τα tests για την ύπαρξη αμεροληψίας:

Πίνακας 9.2.3.7 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των SPspot, FSP_{t-4}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ							
	α	γ	ρ	Ho: $\alpha=0$	Ho: $\gamma=1$	Ho: $\rho=-1$	Ho: $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	0.039	-0.442	0.231	18.93	25.82	21.91	74.67
T value	4.350	-1.557	0.878				
P value	0.000	0.125	0.384	0.00	0.00	0.00	0.00

Διαπιστώνουμε ότι το μοντέλο μας απορρίπτει την υπόθεση της αμεροληψίας γεγονός που επιβεβαιώνεται τόσο από το από κοινού χ^2 test όσο και από την στατιστική σημαντικότητα του μέσου και τη συμπεριφορά των υπολοίπων συντελεστών στην παλινδρόμησή μας. Η διατηρούσα παλινδρόμηση εμφανίζει σοβαρά προβλήματα επάρκειας κατά την κατάρτισή της γεγονός που συνηγορεί κατά της αποτελεσματικότητας της αγοράς.

- SPspot-FSP_{t-5}

Η υπόθεση της αμεροληψίας δεν ισχύει ούτε και στην περίπτωση των συμβολαίων για πέντε μήνες πριν τη λήξη. Πράγματι, η παλινδρόμηση 9.2.3.2 εμφανίζει ιδιαίτερα χαμηλή ερμηνευτικότητα ($R^2=4\%$) και όπως είναι αναμενόμενο το $\chi^2_{(3)}$ statistic παρουσιάζει πολύ υψηλή τιμή αναγκάζοντάς μας να απορρίψουμε την υπόθεση της αμεροληψίας της αγοράς:

Πίνακας 9.2.3.8 Έλεγχος Βραχυχρόνιας αμεροληψίας των SPspot, FSP_{t-5}

ΕΚΤΙΜΗΜΕΝΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ							
	α	γ	ρ	Ho: $\alpha=0$	Ho: $\gamma=1$	Ho: $\rho=-1$	Ho: $\alpha=0, \gamma=1, \rho=-1$
Παράμετρος	-0.039	-0.094	-0.085	16.12	22.48	23.14	47.27
T value	4.015	-0.410	-0.450				
P value	0.000	0.682	0.653	0.00	0.00	0.00	0.00

10 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Πίνακας 10-1 Συνοπτικά Συγκεντρωτικά Αποτελέσματα

ΣΥΝΟΠΤΙΚΑ ΣΥΓΚΕΝΤΡΩΤΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ			
Συμβολαία	Συνολοκλήρωση	Μακροχρόνια Αμεροληψία	Βραχυχρόνια Αμεροληψία
FTSE _{t-1}	Ναι	Ναι	Ναι
FTSE _{t-2}	Ναι	Ναι	Ναι
FTSE _{t-3}	Ναι	Όχι	Όχι
FTSE _{t-4}	Ναι	Ναι	Όχι
FTSE _{t-5}	Ναι	Ναι	Όχι
FTSE _{t-6}	Ναι	Όχι	Όχι
FSP _{t-1}	Ναι	Ναι	Ναι
FSP _{t-2}	Ναι	Ναι	Ναι
FSP _{t-3}	Ναι	Όχι	Όχι
FSP _{t-4}	Ναι	Ναι	Όχι
FSP _{t-5}	Ναι	Ναι	Όχι
FSP _{t-6}	Ναι	Όχι	Όχι

Στους ελέγχους στασιμότητας όλες οι μεταβλητές των spot τιμών και των futures βρέθηκαν να περιέχουν μία μοναδιαία ρίζα, όπως άλλωστε ήταν αναμενόμενο και προχωρήσαμε στον από κοινού έλεγχο της ουδετερότητας του ρίσκου και της ύπαρξης ορθολογικών προσδοκιών μέσω της μεθοδολογίας της συνολοκλήρωσης των levels των σειρών, αξιοποιώντας όλη την πληροφορία που περιέχουν. Είναι αξιοσημείωτο το εύρημα ότι όλα τα ζευγάρια των spot και futures μέχρι και έξι μήνες πριν την λήξη πληρούσαν την υπόθεση της συνολοκλήρωσης. Η ιδιότητα και μόνο της συνολοκλήρωσης αποτελεί την πρώτη αναγκαία συνθήκη για τον έλεγχο της ιδιότητας της αμεροληψίας ενώ από αρκετούς θεωρείτο και ως ικανή συνθήκη (Harris, McInish, Shoesmith και Wood, 1995) συνεπώς, η διαπίστωση της ύπαρξης της αποτελεί ένα σημαντικό χαρακτηριστικό. Σημειώνουμε ότι αν εξαιρέσουμε την περίπτωση των συμβολαίων που απέχουν έξι μήνες πριν τη λήξη, τα υπόλοιπα συμβολαία παρουσίασαν κοινές τάσεις στα statistics που ανέδειξαν συνολοκλήρωση, και για τους δύο δείκτες. Σε όλες τις περιπτώσεις πάντως επιβεβαιώθηκε η συμμεταβολή των άμεσων τιμών και τιμών futures.

Εξετάζοντας τη δεύτερη αναγκαία (και ικανή κατά τους Lai και Lai, 1991 Crowder και Hamed 1993) συνθήκη της μακροχρόνια αμεροληψίας και αποδοτικότητας, διαπιστώσαμε κοινά αποτελέσματα και για τους δύο δείκτες. Όλα τα συμβολαία εκτός από εκείνα που απέχουν τρεις και έξι μήνες πριν από τη λήξη βρέθηκαν να πληρούν την ιδιότητα της μακροχρόνιας αμεροληψίας. Τα υπόλοιπα παρουσίασαν παραδόξως αρκετά υψηλά χ^2 test statistics στον από κοινού έλεγχο των περιορισμών του πίνακα συνολοκλήρωσης. Τα αποτελέσματα αυτά οφείλονται

πιθανότατα στην τριμηνιαία ληκτότητα των υπό εξέταση αγορών και θα μπορούσαν να αποδοθούν στη μετακύλιση των συμβολαίων futures (rolling over). Συγκεκριμένα, τρεις μήνες πριν τη λήξη των futures αποτελούν μήνες λήξεως των προηγούμενων κοντινότερων συμβολαίων. Για παράδειγμα, τρεις μήνες πριν από τη λήξη του future με μήνα παράδοσης τον Ιούνιο λήγει το συμβόλαιο του Μάρτη και την περίοδο αυτή παρουσιάζει τους υψηλότερους όγκους συναλλαγών. Τα αντίστοιχα συμβαίνουν και για έξι μήνες πριν τη λήξη. Συνεπώς, αναμένουμε τις περιόδους αυτές οι επενδυτές (κυρίως οι αντισταθμιστές) να κλείνουν τις θέσεις τους μετακλώνοντας σε άλλα συμβόλαια. Με αυτόν τον τρόπο θα μπορούσε να εξηγηθεί το παράδοξο της μη ισχύος της μακροχρόνιας αμεροληψίας αλλά και το γεγονός της ύπαρξης συνολοκλήρωσης για τα ανωτέρω συμβόλαια αφού η τελευταία δεν απαιτεί την μη ύπαρξη υψηλών πριμ κινδύνου.

Τέλος, εξετάσαμε την τρίτη αναγκαία αλλά και επαρκή συνθήκη για την ισχύ περά από την υπόθεση της αμεροληψίας και την υπόθεσης της αποτελεσματικότητας των αγορών (σύμφωνα με τους Antonίου και Holmes 1996). Η συνθήκη αυτή, όπως είδαμε, απαιτούσε να μην υπάρχουν σημαντικές βραχυχρόνιες αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία. Στα από κοινού tests για τους συντελεστές της διόρθωσης σφάλματος, διαπιστώσαμε κοινά αποτελέσματα και για τις δύο αγορές. Τόσο στην αγορά του FT-SE 100, όσο και του S&P 500 διαπιστώσαμε ότι ισχύει η υπόθεση της αμεροληψίας και της αποτελεσματικότητας των αγορών για τα συμβόλαια που απέχουν μέχρι και δύο μήνες πριν από τη λήξη. Η υπόθεση της αμεροληψίας δεν έγινε δεκτή για τα υπόλοιπα συμβόλαια, ενώ εκείνη της αποτελεσματικότητας δεν είμαστε σε θέση να την εκτιμήσουμε επειδή οι απορρίψεις των από κοινού υποθέσεων μπορεί να προέρχονται από την αποστροφή έναντι του ρίσκου.

Αξίζει να σημειωθεί στο σημείο αυτό η χρησιμότητα και ταυτόχρονα αναγκαιότητα της χρήσης των μοντέλων διόρθωσης σφάλματος σε κάθε έρευνα που αφορά την αποτελεσματικότητα της αγοράς. Αν δεν είχαν χρησιμοποιηθεί στην ανάλυσή μας θα είχε εξαχθεί λανθασμένα το συμπέρασμα ότι ισχύει η αμεροληψία και αποτελεσματικότητα της αγοράς για όλους τους μήνες εκτός των τριών και έξι μηνών πριν τη λήξη.

Κλείνουμε προβαίνοντας σε γενικεύσεις για την ευρύτερη κατηγορία των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης με υποκείμενο τίτλο χρηματιστηριακούς δείκτες. Μπορούμε να συμπεράνουμε ότι τα χαρακτηριστικά αμεροληψίας και αποτελεσματικότητα είναι συνάρτηση των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών ή της

«ιδιοσυγκρασίας» των αγορών των Σ.Μ.Ε. Οι επενδυτές (και δη οι αντισταθμιστές) θα πρέπει να αποφεύγουν να μετακυλίουν τα συμβόλαια τους ή να εισέρχονται στην αγορά για τις περιόδους τριών και έξι μηνών πριν τη λήξη αφού η μακροχρόνια αποτελεσματικά δεν φαίνεται να ισχύει για τους μήνες αυτούς¹⁸ και ενδέχεται να επιβαρυνθούν με υψηλά πριμ κινδύνου. Οι υψηλοί όγκοι συναλλαγών και οι εναλλαγές των συμβολαίων αφήνουν περιθώρια για την ύπαρξη αναποτελεσματικότητας για τους δυο προαναφερθέντες μήνες. Περαιτέρω, οι συμμετέχοντες στην αγορά των futures μπορούν να εμπιστεύονται τα συμβόλαια των δύο πρώτων μηνών αφού βραχυχρόνια διαπιστώνεται να ισχύει η ιδιότητα της αμεροληψίας μέχρι και δύο μήνες πριν τη λήξη ενώ παράλληλα η αποτελεσματικότητα της αγοράς ισχύει τουλάχιστον για τους ανωτέρω μήνες. Τέλος, για τα χρονικά διαστήματα των τεσσάρων και πέντε μηνών, ενώ ισχύει η αμεροληψία, ενδέχεται να εμφανίζονται διαστήματα αναποτελεσματικότητας εξαιτίας των αργών προσαρμογών προς τη μακροχρόνια ισορροπία, οι οποίες αφήνουν πιθανότατα περιθώρια κερδοσκοπίας.

¹⁸ Αναφερόμαστε σε αγορές futures με τριμηνιαίο κύκλο λήξεως

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ – ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

Allen, D.E. Cruickshank S., Morkel-Kingsbury N. and Souness N. (1999) "Backward to the Future: A Test of Three Futures Markets" Edith Cowan University, School of Finance and Business Economics, *Working paper*

Antoniou, A., Holmes, P., (1996) "Futures Market Efficiency, the Unbiasedness Hypothesis and Variance-Bounds Tests: The Case of the FTSE-100 Futures Contracts", *Bulletin of Economic Research*, Vol. 48, No. 2, pp. 115-128.

Barnhar, S.W. and Szakmary, A.C (1991). "Testing the unbiased rate hypothesis: Evidence on unit roots, cointegration and stochastic coefficients", *Journal of Financial and quantitative Analysis*, vol. 26, pp 245-67.

Brenner, R. J, and K. F. Kroner (1995). " Arbitrage, cointegration and testing the unbiasedness hypothesis in Financial Markets" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, pp 23-42.

Cambell, John Y., and Pierre Perron, (1991), "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots", *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*, pp.144-201.

Chance, D. (1995): "An introduction to derivatives", *Fort Worth: The Dryden press*

Chang, FC, (1985). "Returns to Speculators and the Theory of Normal Backwardation" *Journal of Finance*, vol. 40, pp.193-208

Crowder W. and Hamed A.(1993), "A Cointegration Test for Oil Futures Market Efficiency," *The Journal of Futures Markets*, vol.13(8) pp. 933-942.

Dickey, D. A. and Fuller, W.A(1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

Dickey, D. A. Fuller, W.A and Pantula, S. (1987) "Determining the order of Differencing in Autoregressive Processes," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 4, pp. 455-461

- Dolado, J.J., Jenkinson S., Sosvilla-Rivero (1990), "Cointegration and Unit roots", *Journal of economic Surveys*, vol. 4, pp. 249-273
- Elam E. and Dixon B. L. (1988), "Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency", *Journal of Futures Markets*, vol. 8, pp. 365-372.
- Enders, W., (1995), "Applied Econometric Time Series", *John Wiley & Sons, New York*.
- Engle, R.F., and Granger, C.W.J (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* vol. 55, pp. 251-276
- Graham-Higgs, J., Rambaldi, A., Davidson, B. (1999), "Is the Australian Wool Futures Market Efficient as a Predictor of Spot Prices?" *Journal of Futures Markets* vol. 19(5), pp. 565-582
- Haigh, M. S (1998), "Cointegration, Unbiased Expectations, and Forecasting in the BIFFEX Freight Futures Market", *Journal of Futures Markets*, vol. 20(6), pp. 545-571.
- Hull, J. C. (1997) "Options, Futures, and other Derivatives" *New Jersey : Prentice Hall pp.85*
- Johansen, S (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.12, pp. 231-254
- Johansen, S. and Juselius, K (1990), "Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp 169-210.
- Κασκαρέλης Ι, (1996) "Έντεκα Μαθήματα Οικονομετρίας", *Gutenberg*
- Keynes, J.M., 1930, *Treatise on Money*, Macmillan, London.
- Kolb R, W. (1996) "Financial Derivatives", *Miami: Kolb Publishing*
- Krehbiel T. and L. C. Adkins (1994), "Interest Rate Futures: Evidence on Forecast Power, Expected Premiums, and the Unbiased Expectations Hypothesis", *The Journal of Futures Markets*, Vol.14, (5), pp. 531-543.

Krehbiel, Tim and Lee C. Adkins (1993), "Cointegration Tests Of The Unbiased Expectations Hypothesis In Metals Markets," *Journal of Futures Markets*, vol. 13(7), pp.753-763.

Lai, K.S. and M. Lai (1991), "A Cointegration Test for Market Efficiency" *Journal of futures Markets* vol 11,pp 567-575

Patterson K, (2000) "An Introduction to Applied Econometrics : A Time Series Approach", *Macmillan Press*

Perron, P., (1989) ," The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis " , *Econometrica* vol. 58, pp. 1361-1401.

Pesaran M.H, Pesaran, B. "Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, (DOS and Windows versions)", *Oxford University Press, 1997*

Petzel, Todd E.(1989), "Financial Futures and Options : A Guide to Markets, Applications, and Strategies", *New York : Quorum Books*

Phillips,P.C.B and Perron P. (1988), "Testing for a Unit Root in time series regressions", *Biometrika* vol.75, pp.335-346

Pierce RG , Snell, A J (1995) , "Temporal Aggregation and the Power of Tests for a Unit Root". *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp. 333-345

Shen, Chung-Hua and Lee-Rong Wang (1990), "Examining The Validity Of A Test Of Futures Market Efficiency: A Comment," *Journal of Futures Markets*, vol. 10(2), pp. 195-196.

Williams, J. (1989), "The Economic Function of Futures Markets" *New York : Cambridge University press*

11 ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

11.1 ΣΥΝΟΠΤΙΚΟΙ ΠΙΝΑΚΕΣ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Πίνακας 11.1 Έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen για Spot και Futures

$$S_t = a + bF_{t-n} + e_t$$

Financial Times stock Exchange 100					
Συμβόλαιο	Null	Alt	λ -trace	λ -max	$\alpha=0,$ $\beta=1$
FTSE _{t-1}	$r = 0$	$r \leq 1$	49.6841	45.4338	0.63
	$r \leq 1$	$r = 2$	4.2503	4.2503	
FTSE _{t-2}	$r = 0$	$r \leq 1$	81.7323	77.5430	0.35
	$r \leq 1$	$r = 2$	4.1893	4.1893	
FTSE _{t-3}	$r = 0$	$r \leq 1$	224.0935	216.5877	13.8
	$r \leq 1$	$r = 2$	7.5058	7.5058	
FTSE _{t-4}	$r = 0$	$r \leq 1$	105.9304	98.5676	1.74
	$r \leq 1$	$r = 2$	7.3627	7.3627	
FTSE _{t-5}	$r = 0$	$r \leq 1$	79.6653	72.7165	2.74
	$r \leq 1$	$r = 2$	6.9488	6.9488	
FTSE _{t-6}	$r = 0$	$r \leq 1$	25.7395	20.1398	7.13
	$r \leq 1$	$r = 2$	5.5997	5.5997	

Standards and Poors 500

FSP _{t-1}	$r = 0$	$r \leq 1$	58.0741	50.8311	2.67
	$r \leq 1$	$r = 2$	7.2430	7.2430	
FSP _{t-2}	$r = 0$	$r \leq 1$	82.9008	75.7139	1.65
	$r \leq 1$	$r = 2$	7.1869	7.1869	
FSP _{t-3}	$r = 0$	$r \leq 1$	157.8227	150.5126	13.72
	$r \leq 1$	$r = 2$	7.3101	7.3101	
FSP _{t-4}	$r = 0$	$r \leq 1$	138.7200	132.8583	5.00
	$r \leq 1$	$r = 2$	5.8617	5.8617	
FSP _{t-5}	$r = 0$	$r \leq 1$	82.9221	79.2149	4.13
	$r \leq 1$	$r = 2$	3.7071	3.7071	
FSP _{t-6}	$r = 0$	$r \leq 1$	159.5220	155.6195	24.16
	$r \leq 1$	$r = 2$	3.9024	3.9024	

Για κριτικές τιμές των λ -trace και λ -max βλ. κείμενο εργασίας ή pesaran pesaran (1997).

Το από-κοινού test είναι ένα $\chi^2_{(2)}$ test με κριτική τιμή ίση με 5.99 για επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Πίνακας 11.2 Μοντέλα Διόρθωσης Σφάλματος των Spot και Futures

$$\Delta S_t = a + \gamma \Delta F_{t-n} + \rho [S_{t-1} - F_{t-n,1}] + \varepsilon_{t-n}$$

Συμβόλαιο	α	γ	ρ	χ^2
Financial Times stock Exchange 100				
FTSE _{t-1}	2.5 (0.11)	4.34 (0.06)	0.07 (0.80)	5.38 (0.15)
FTSE _{t-2}	3.42 (0.06)	0.02 (0.88)	0.25 (0.61)	3.77 (0.28)
FTSE _{t-4}	5.64 (0.02)	4.16 (0.04)	3.38 (0.07)	8.48 (0.04)
FTSE _{t-5}	8.99 (0.00)	23.63 (0.00)	22.08 (0.00)	33.68 (0.00)
Standards and Poors 500				
FSP _{t-1}	3.61 (0.06)	1.76 (0.18)	0.29 (0.58)	4.17 (0.24)
FSP _{t-2}	3.9 (0.05)	0.24 (0.62)	0.31 (0.58)	5.64 (0.13)
FSP _{t-4}	18.93 (0.00)	25.82 (0.00)	21.91 (0.00)	74.67 (0.00)
FSP _{t-5}	16.12 (0.00)	22.48 (0.00)	23.14 (0.00)	47.27 (0.00)

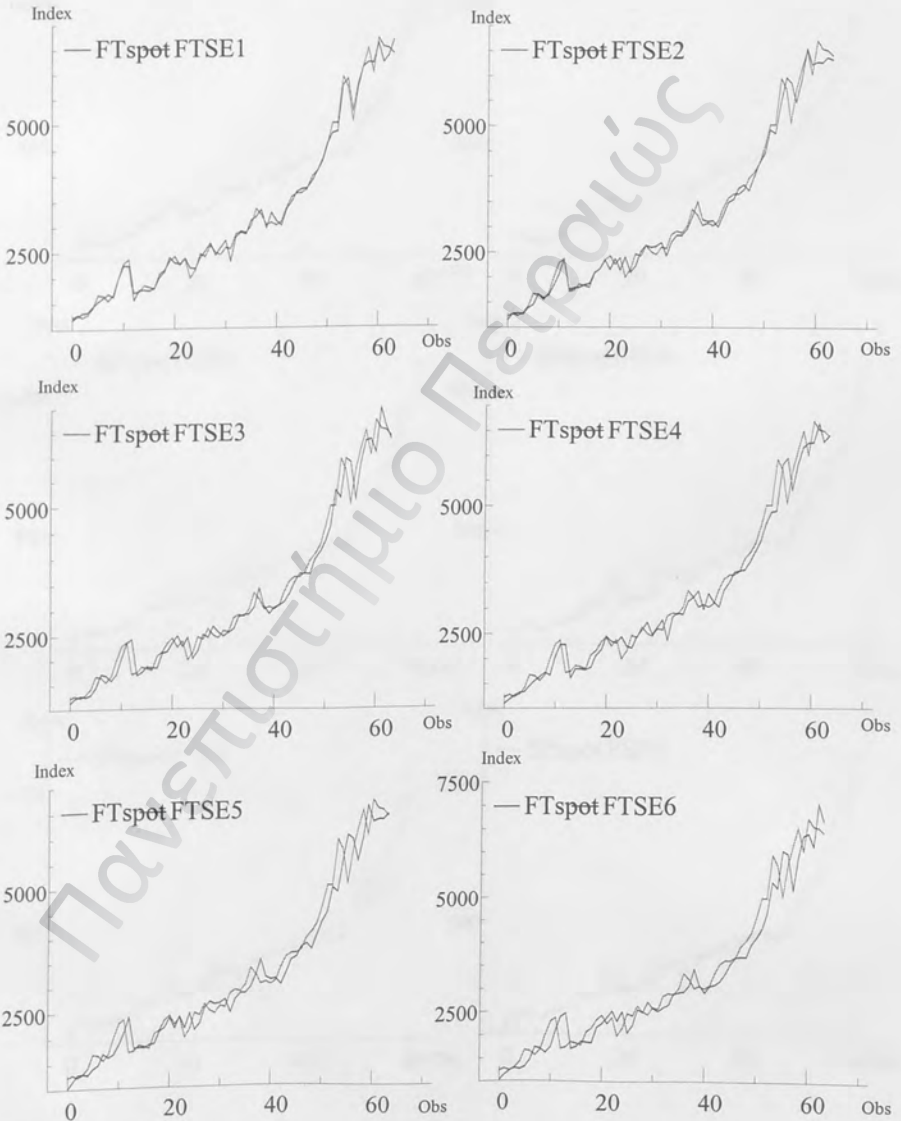
Οι τιμές που απεικονίζονται αποτελούν τα χ^2 -tests, ενώ στις παρενθέσεις βρίσκονται τα p-values.

Το από-κοινού test είναι ένα $\chi^2_{(3)}$ test των περιορισμών $\alpha=0, \beta=1, \rho=-1$ με κριτική τιμή ίση με 7.89 για επίπεδο σημαντικότητας 5%.

11.2 ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΤΩΝ SPOT ΚΑΙ FUTURES

11.2.1 FINANCIAL TIMES-STOCK EXCHANGE 100

Διάγραμμα 11.2.1.1 Των τιμών Spot και Futures του δείκτη FT-SE 100



11.2.2 STANDARD AND POORS 500

Διάγραμμα 11.2.2.1 Των τιμών Spot και Futures του δείκτη S&P 500

