

**Πανεπιστήμιο Πειραιώς
Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής
Διοικητικής**



ΠΜΣ Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη

Διπλωματική Εργασία

***«Η διαχρονική σταθερότητα του συντελεστή βήτα και
της διακύμανσης των αποδόσεων μετοχών και
χαρτοφυλακίων μετοχών»***

Μαμακή Μερόπη
(ΜΧΑΝ 1716)

Επιβλέπων: Επίκουρος Καθηγητής Κυριαζής Δημήτριος

Επιτροπή Εξέτασης: Επίκουρος Καθηγητής Κυριαζής Δημήτριος

Επίκουρος Καθηγητής Εγγλέζος Νικόλαος

Αναπληρωτής Καθηγητής Κουρογένης Νικόλαος

Περίληψη

Η παρούσα εργασία αφορά την εξέταση της διαχρονικής σταθερότητας των συντελεστών βήτα και της διακύμανσης των αποδόσεων μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων για τις αγορές της Αγγλίας, της Γαλλίας και της Ελλάδας. Η εξεταζόμενη περίοδος είναι περίοδος 18 ετών, από τις αρχές του 2000 έως τα τέλη του 2018. Πιο συγκεκριμένα, εξετάζεται εάν η οικονομική ύφεση του 2008 είναι ικανή να επηρεάσει τα χαρακτηριστικά των συντελεστών βήτα. Αρχικά εξετάζεται η σταθερότητα της διακύμανσης των αποδόσεων μετοχών και χαρτοφυλακίων και έπειτα εκτιμώνται οι συντελεστές βήτα των μετοχών ώστε να καταταχθούν κατά αύξουσα σειρά και να κατασκευαστούν τα χαρτοφυλάκια. Στη συνέχεια, βασιζόμενοι στη μεθοδολογία των Harish S N & T. Mallikarjunappa ακολουθήθηκε μια σειρά από δοκιμές που ελέγχουν τη σταθερότητα των βήτα για μετοχές και χαρτοφυλάκια και κατά πόσο η κρίση επηρέασε τους συντελεστές αυτούς. Τα αποτελέσματα στα οποία καταλήγουμε είναι πως χωρίζοντας την περίοδο εκτίμησης σε υποπεριόδους παρατηρήθηκε αστάθεια των συντελεστών βήτα τόσο στις μεμονωμένες μετοχές όσο και στα χαρτοφυλάκια των τριών υπό εξέταση χωρών. Ωστόσο, εξετάζοντας μακροχρόνια κατά την περίοδο των 18 ετών, παρατηρήθηκε μια σημαντική αύξηση της σταθερότητας των συντελεστών αυτών.

Λέξεις-Κλειδιά: Συντελεστής βήτα, διαχρονική σταθερότητα, διαρθρωτικές αλλαγές, κρίση 2008, Chow Breakpoint Test, Multiple Breakpoint Test, Cumulative Sum Test (CUSUM), Cumulative Sum of Squares Test (CUSUMSQ)

Abstract

This paper deals with the analysis of the time stability of beta factors and the fluctuation of individual stock and portfolio returns for the markets of England, France and Greece. The period under consideration is a period of 18 years from the beginning of 2000 to the end of 2018. More specifically, it is examined whether the economic recession of 2008 is likely to affect the characteristics of beta factors. Initially, the stability of the variance in stock and portfolio returns is examined, and then the beta shares of the shares are estimated to rank in order and build the portfolios. Then, based on the methodology of Harish S N & T. Mallikarjunappa, a series of tests was conducted to control the stability of beta for stocks and portfolios and whether the crisis affected these factors. The results we conclude are that by splitting the assessment period into subperiods, volatility of beta factors was observed in both individual stocks and in the portfolios of the three countries under review. However, looking at the long-term during the 18-year period, a significant increase in the stability of these coefficients was observed.

Key-words: beta, stability of beta, break points, structural changes, subprime crisis, Chow Breakpoint Test, Multiple Breakpoint Test, Cumulative Sum Test (CUSUM), Cumulative Sum of Squares Test (CUSUMSQ)

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο	7
Εισαγωγή	7
1.1 Στόχος Εργασίας.....	8
1.2 Περιορισμοί Εργασίας.....	8
1.3 Επισκόπηση Κεφαλαίων.....	9
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο	10
Θεωρία Χαρτοφυλακίου	10
2.1 Εισαγωγή.....	10
2.2 Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου.....	11
2.3 Το Υπόδειγμα του Markowitz.....	12
2.3.1 Ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών.....	14
2.3.2 Ανάλυση του χαρτοφυλακίου.....	18
2.3.3 Επιλογή Χαρτοφυλακίου.....	21
2.4 Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα.....	21
2.4.1 Απόδοση αξιογράφου.....	23
2.4.2 Κίνδυνος αξιογράφου.....	24
2.4.3 Συντελεστής Βήτα.....	25
2.5 Η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς.....	27
2.6 Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM).....	33
2.7 Αποτελεσματικότητα Χαρτοφυλακίων.....	37
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο	41
Προηγούμενες Εμπειρικές Μελέτες Σχετικά με τη Σταθερότητα του Συντελεστή Βήτα	41
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο	81
Μεθοδολογία-Δεδομένα	81
4.1 Περιγραφή Δεδομένων.....	81
4.2 Επιλογή Μετοχών.....	81
4.3 Κατασκευή Χαρτοφυλακίων.....	82
4.4 Μεθοδολογία.....	84
4.4.1 Έλεγχος Στασιμότητας.....	84
4.4.2 Chow Breakpoint Test.....	85
4.4.3 Multiple Breakpoint Test.....	86
4.4.4 CUSUM Test (Cumulative Sum Test).....	87
4.4.5 CUSUMSQ Test (Cumulative Sum of Squares Test).....	89

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5°	91
Αποτελέσματα	91
5.1 Αποτελέσματα Μεμονωμένων Μετοχών	91
5.1.1 Έλεγχος σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών .	91
5.1.3 Multiple Breakpoint Test	93
5.1.4 CUSUM Test (Cumulative Sum Test).....	95
5.1.5 CUSUMSQ Test (Cumulative Sum of Squares Test)	95
5.2 Αποτελέσματα Χαρτοφυλακίων.....	96
5.2.1 Έλεγχος σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων	96
5.2.2 Chow Test.....	97
5.2.3 Multiple Breakpoint Test	98
5.2.4 CUSUM Test (Cumulative Sum Test).....	99
5.2.5 CUSUMSQ Test (Cumulative Sum of Squares Test)	99
5.3 Σχολιασμός Αποτελεσμάτων.....	100
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6°	103
Συμπεράσματα	103
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	106
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	111
Πίνακας 1. Αποτελέσματα Chow test των μετοχών της Αγγλίας.....	111
Πίνακας 2. Αποτελέσματα Chow test των μετοχών της Γαλλίας.....	112
Πίνακας 3. Αποτελέσματα Chow test των μετοχών της Ελλάδας.....	114
Πίνακας 5. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τις μετοχές της Αγγλίας.....	116
Πίνακας 6. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τις μετοχές της Γαλλίας.....	118
Πίνακας 7. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τις μετοχές της Ελλάδας.....	120
Πίνακας 12. Αποτελέσματα Chow test για τα χαρτοφυλάκια της Αγγλίας.....	121
Πίνακας 13. Αποτελέσματα Chow test για τα χαρτοφυλάκια της Γαλλίας.....	122
Πίνακας 14. Αποτελέσματα Chow test για τα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας.....	123
Πίνακας 16. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τα χαρτοφυλάκια της Αγγλίας.....	123
Πίνακας 17. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τα χαρτοφυλάκια της Γαλλίας.....	124
Πίνακας 18. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας	124

CUSUM Test for UK Individual Stocks.....	125
CUSUM Test for France Individual Stocks.....	128
CUSUM Test for Greece Individual Stocks.....	131
CUSUM Test for UK Portfolios	134
CUSUM Test for France Portfolios	135
CUSUM Test for Greece Portfolios.....	136
CUSUMSQ Test for UK Individual Stocks.....	137
CUSUMSQ Test for France Individual Stocks	140
CUSUMSQ Test for Greece Individual Stocks.....	143
CUSUMSQ Test for UK Portfolios	146
CUSUMSQ Test for France Portfolios	147
CUSUMSQ Test for Greece Portfolios.....	148

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο

Εισαγωγή

Η οικονομική θεωρία αποδεικνύει τη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του κινδύνου. Ο Markowitz (1952) έκανε γνωστό τον όρο του κινδύνου στη θεωρία της κεφαλαιαγοράς και μοντελοποιήθηκε ως η διακύμανση με μαθηματική έκφραση για τη μέτρηση του κινδύνου. Αργότερα, ο Sharpe (1964) και ο Lintner (1965) διατύπωσαν τη θεωρία του Υποδείγματος Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) μέσω της οποίας δηλώνεται η υψηλή συσχέτιση μεταξύ κινδύνου και αποδόσεων όπου ο συντελεστής βήτα αντικατοπτρίζει τον κίνδυνο για επένδυση. Σύμφωνα με το CAPM ένα υψηλό βήτα (κίνδυνος) μετοχών και χαρτοφυλακίων υποδηλώνει και την υψηλή απόδοση. Αυτό το γεγονός είναι που κάνει τους επενδυτές να θέλουν να προβούν στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα ώστε να ερευνήσουν τον κίνδυνο και να προβλέψουν την αναμενόμενη απόδοση. Ακόμη, η μεταβλητότητα των μετοχών αποτελεί επίσης αντικείμενο μελέτης καθώς έχει θετική συσχέτιση με τον κίνδυνο. Ισχύει πως όσο υψηλότερη είναι η μεταβλητότητα, τόσο μεγαλύτερος ο κίνδυνος και το αντίστροφο. Η μεταβλητότητα ή η μη αναμενόμενη μεταβολή στην τιμή μετράται μέσω του συντελεστή βήτα. Το βήτα μετρά, επίσης, το ποσοστό μεταβλητότητας του αποθέματος σε σχέση με τη μεταβλητότητα της αγοράς. Έτσι, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα διευκολύνει τους επενδυτές να λάβουν τις κατάλληλες επενδυτικές αποφάσεις με όσο το δυνατόν μικρότερο κίνδυνο. Τα συνεχώς μεταβαλλόμενα βήτα δεν βοηθούν του επενδυτές να λάβουν σωστές επενδυτικές αποφάσεις. Βέβαια ανωμαλίες της αγοράς, όπως η ύφεση ή κάποιες διαρθρωτικές αλλαγές μπορούν να επηρεάσουν τους συντελεστές βήτα. Ακόμη, η εποχικότητα και η διαχωρισμός της περιόδου εκτίμησης μπορεί να επηρεάζει τα βήτα και να οδηγεί σε αστάθεια αυτών. Ο Brooks (1997) βέβαια, ο οποίος μελέτησε την εποχικότητα και τις επιπτώσεις αυτής στα βήτα κατέληξε στο συμπέρασμα πως η εποχικότητα δεν επηρεάζει τα βήτα των μεμονωμένων μετοχών. Για όλους τους παραπάνω λόγους κρίνεται σημαντική η εκτίμηση του συντελεστή βήτα και της μελέτης της σταθερότητάς

του καθώς και η μελέτη της σταθερότητας των διακυμάνσεων των μετοχών και των χαρτοφυλακίων.

1.1 Στόχος Εργασίας

Στόχος της παρούσας εργασίας είναι να εξετάσει τη διαχρονική σταθερότητα του συντελεστή βήτα και της διακύμανσης των αποδόσεων μετοχών και χαρτοφυλακίων για την αγορά της Αγγλίας, της Γαλλίας και της Ελλάδας για τη χρονική περίοδο από τις αρχές του 2000 έως τα τέλη του 2018. Σε πρώτο στάδιο ερευνάται η σταθερότητα των διακυμάνσεων των μετοχών ώστε να συγκριθούν τα αποτελέσματα με τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα. Η προσέγγιση για τη σταθερότητα των βήτα γίνεται υπό ένα διαφορετικό πρίσμα διότι αρχικά εξετάζεται εάν η οικονομική κρίση του 2008 επηρέασε τους συντελεστές βήτα και σε επόμενο στάδιο εάν υπάρχουν και άλλα σημεία στο δείγμα μας, διαφορετικά από αυτό του 2008, όπου ο συντελεστής βήτα αλλάζει σημαντικά. Η συγκεκριμένη μελέτη είναι σημαντική διότι θα μπορέσουμε να συμπεράνουμε εάν όντως οι σταθερότητα των συντελεστών βήτα επηρεάζεται από ανωμαλίες της αγοράς, όπως μία οικονομική κρίση.

1.2 Περιορισμοί Εργασίας

Για την εκπόνηση της παρούσας μελέτης και τη διεξαγωγή των συμπερασμάτων θα πρέπει να ληφθούν υπόψη κάποιοι περιορισμοί ώστε να προβούμε στη συνέχεια στα τεστ για τη διαχρονική σταθερότητα του συντελεστή βήτα. Να επαναλάβουμε πως η μελέτη πραγματοποιείται σε 70 μεμονωμένες μετοχές και 22 χαρτοφυλάκια για την Αγγλία, 70 μετοχές και 19 χαρτοφυλάκια για τη Γαλλία και 70 μετοχές και 4 χαρτοφυλάκια για την Ελλάδα αντίστοιχα. Οι χρηματιστηριακοί δείκτες, επίσης, που χρησιμοποιήθηκαν είναι ο FTSE All Share από την Αγγλία, ο CAC All Tradable από τη Γαλλία και ο Athex Composite από την Ελλάδα.

Για να γίνει η συγκεκριμένη επιλογή των υπό εξέταση μετοχών ο περιορισμός που τέθηκε είναι οι μετοχές να διαπραγματεύονται καθ' όλη τη διάρκεια των 18 ετών, να έχουν δηλαδή συνεχείς παρατηρήσεις. Έπειτα από τις 222 μετοχές που έμειναν από την Αγγλία, τις 166 από τη Γαλλία και τις 71 από την Ελλάδα επιλέχθηκαν με τυχαία δειγματοληψία οι 70 προς εξέταση από κάθε χώρα. Όσον αφορά την κατασκευή των χαρτοφυλακίων έπρεπε και σε αυτό το

σημείο να θέσουμε έναν περιορισμό. Αυτός ήταν ότι δεν μπορούν να συμπεριληφθούν μετοχές στα χαρτοφυλάκια με περισσότερες από το 30 % μηδενικές αποδόσεις. Επιπλέον, οι ημερήσιες αποδόσεις υπολογίστηκαν με τον λογαριθμικό τύπο των συνεχών ανατοκισόμενων αποδόσεων.

1.3 Επισκόπηση Κεφαλαίων

Στην παρούσα εργασία συμπεριλαμβάνονται 6 κεφάλαια. Στο 2^ο κεφάλαιο αναλύεται η Θεωρία Χαρτοφυλακίου με κύρια σημεία να αποτελούν το Υπόδειγμα του Markowitz, το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα, ο συντελεστής βήτα, η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς και το Υπόδειγμα CAPM. Στο 3^ο κεφάλαιο παρουσιάζονται παλαιότερες εμπειρικές μελέτες από τη διεθνή βιβλιογραφία που αφορούν τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα. Στο 4^ο κεφάλαιο γίνεται μια παρουσίαση της συλλογής και ομαδοποίησης των δεδομένων και αναλυτικά η μεθοδολογία η οποία ακολουθήθηκε. Στο 5^ο κεφάλαιο παρουσιάζονται και ερμηνεύονται τα αποτελέσματα της εμπειρικής μελέτης και τέλος, στο 6^ο κεφάλαιο σχολιάζονται τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο

Θεωρία Χαρτοφυλακίου

2.1 Εισαγωγή

Αρχικά, θα πρέπει να τονίσουμε πως ένα χαρτοφυλάκιο αποτελείται από μετοχές, ομόλογα καθώς και αμοιβαία κεφάλαια. Είναι κοινώς ένα σύνολο χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων, ένας συνδυασμός περιουσιακών στοιχείων. Στόχος των επενδυτών έπειτα από την επιλογή των περιουσιακών στοιχείων είναι η ελαχιστοποίηση του κινδύνου και η μεγιστοποίηση της αναμενόμενης απόδοσης. Κάτι τέτοιο δεν είναι πάντα εφικτό στην πράξη, οπότε βασικός σκοπός τους είναι η επίτευξη ενός άριστου συνδυασμού απόδοσης-κινδύνου. Το πιο αξιοσημείωτο τις τελευταίες δεκαετίες στον τομέα των χρηματοοικονομικών είναι η δημιουργία της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Εκείνος που έθεσε τα θεμέλια για τη σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου είναι ο Αμερικανός οικονομολόγος, ονόματι Harry Max Markowitz το 1952,1959. Αυτό που ήθελε να πετύχει ο Markowitz ήταν να κατασκευάσει ένα άριστο χαρτοφυλάκιο το οποίο θα δίνει τη μέγιστη δυνατή απόδοση με τον ελάχιστο κίνδυνο. Ασχολήθηκε λοιπόν με τρία χαρακτηριστικά τα οποία είναι η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου, ο αναμενόμενος κίνδυνος αυτού καθώς και η συνδιακύμανση.

Σε αυτό το σημείο αξίζει να αναφέρουμε τα 3 στάδια της ανάλυσης του χαρτοφυλακίου:

- i. Επιλογή αξιογράφων. Σε πρώτο στάδιο μελετώνται τα χαρακτηριστικά των αξιογράφων, όπως απόδοση, κίνδυνος, οι συντελεστές συσχέτισης καθώς και οι διακυμάνσεις και οι συνδιακυμάνσεις.
- ii. Ανάλυση χαρτοφυλακίων. Σε δεύτερο στάδιο συνδυάζονται τα περιουσιακά στοιχεία μεταξύ τους ώστε να επιτευχθεί ο άριστος συνδυασμός απόδοσης-κινδύνου.

- iii. Επιλογή του τελικού χαρτοφυλακίου. Στο τελικό στάδιο με βάση την ανάλυση που έγινε, επιλέγεται το άριστο χαρτοφυλάκιο το οποίο μεγιστοποιεί τη χρησιμότητα των επενδυτών.

Θα πρέπει να αναφερθεί πως για να καταλήξουμε στην επιλογή των μετοχών που θα περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο θα πρέπει να γίνει αξιολόγηση αυτών με συγκεκριμένα ποιοτικά και ποσοτικά χαρακτηριστικά. Κάποια από τα βασικά αυτά ποιοτικά χαρακτηριστικά είναι η χώρα, το μέγεθος της αγοράς και της οικονομίας, ο κλάδος που δραστηριοποιείται, η φήμη, οι ανταγωνιστές, η μερισματική πολιτική. Αντίστοιχα, κάποια από τα ποσοτικά χαρακτηριστικά είναι η τιμή της μετοχής, η μέση απόδοση (μ), η τυπική απόκλιση που εκφράζει τον συνολικό κίνδυνο, ο συστηματικός κίνδυνος, ο συντελεστής μεταβλητότητας, κάποιοι βασικοί αριθμοδείκτες όπως P/E και ο PEG, τα κέρδη της εταιρείας, το μέρισμα που πληρώνει η εταιρεία, οι πωλήσεις της, το μετοχικό κεφάλαιο και τα δάνεια που έχει.

2.2 Διαφοροποίηση Χαρτοφυλακίου

Υπάρχουν πολλές επιλογές που μπορεί να κάνει ο επενδυτής για τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου του, με ένα ευρύ φάσμα επιλογών συνδυασμού απόδοσης-κινδύνου. Η διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου ουσιαστικά είναι μια τεχνική διαχείρισης κινδύνου που ως στόχο έχει να μειώσει το αναλαμβανόμενο ρίσκο από τα επενδυτικά προϊόντα που αγοράστηκαν και έχουν μεταξύ τους διαφορετικές αποδόσεις και κίνδυνο. Θα πρέπει σε αυτό το σημείο να αναφέρουμε πως όσο μεγαλύτερος ο βαθμός διαφοροποίησης, τόσο μικρότερος είναι ο κίνδυνος. Σε έναν μικρό συστηματικό κίνδυνο αντιστοιχεί μικρή διαφοροποίηση ενώ σε μικρό μη συστηματικό κίνδυνο αντιστοιχεί μεγάλη διαφοροποίηση. Κάτι τέτοιο σημαίνει πως μειώνεται η πιθανότητα να μειωθεί η αξία των περιουσιακών στοιχείων, συνεπώς μειώνεται η συνολική διακύμανση του χαρτοφυλακίου. Για να επιτευχθεί μία πιο αποτελεσματική διαφοροποίηση θα πρέπει να συλλεχθούν οι ιστορικές αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων που θα συμπεριληφθούν

στο χαρτοφυλάκιο καθώς επίσης και οι τυπική απόκλιση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων και οι συντελεστές συσχέτισης αυτών.

Υπάρχουν διάφορες μορφές διαφοροποίησης χαρτοφυλακίου:

Οριζόντια διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου είναι η επένδυση σε ομοειδή χρηματοπιστωτικά προϊόντα, για παράδειγμα αγορά μετοχών από διαφορετικές τράπεζες στο ελληνικό χρηματιστήριο.

Κάθετη διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου είναι η επένδυση σε διαφορετικά χρηματοπιστωτικά προϊόντα και περιουσιακά στοιχεία τα οποία μπορεί να διαπραγματεύονται σε διαφορετικές αγορές. Με αυτή την επιλογή μειώνεται αρκετά ο κίνδυνος να μηδενιστεί η αξία ενός χαρτοφυλακίου ακόμα και αν συμβεί κάτι που μπορεί να επηρεάσει ολόκληρη την οικονομία. Για παράδειγμα, η αγορά ομολόγων ελληνικού δημοσίου και εταιρικών ομολόγων που διαπραγματεύονται σε ξένα χρηματιστήρια.

Υπερβολική διαφοροποίηση υπάρχει όταν μια προσθήκη επένδυσης στο χαρτοφυλάκιο, δεν καλυτερεύει τη σχέση κινδύνου-απόδοσής του. Υπάρχει δηλαδή ένα σημείο όπου το οριακό όφελος που προέρχεται από την απόκτηση της επένδυσης, είναι μικρότερο από την απώλεια των δυνητικών κερδών. Για παράδειγμα, όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών σε ένα χαρτοφυλάκιο, η απόδοση αυτού προσεγγίζει τον χρηματιστηριακό δείκτη.

2.3 Το Υπόδειγμα του Markowitz

Ο Markowitz, όπως προαναφέραμε, παρουσίασε ένα μοντέλο κατασκευής αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Υποθέτει πως ο επενδυτής επιθυμεί να ελαχιστοποιήσει τη διακύμανση του χαρτοφυλακίου διατηρώντας τη μέση απόδοση σταθερή, καταλήγοντας στο ότι το κύριο μέγεθος που προσμετρά τον κίνδυνο είναι η διακύμανση. Ως πρώτη κίνηση ο επενδυτής θα πρέπει να βρει το σύνολο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων. Αυτών δηλαδή για πού για μία δεδομένη απόδοση, έχουν τη μικρότερη διακύμανση. Στη συνέχεια θα πρέπει να διαλέξει σε ποιο σημείο του εύστοχου συνόρου επιθυμεί να

βρίσκεται. Η θεωρία χαρτοφυλακίου κατά Markowitz που μας βοηθάει να ερμηνεύσουμε τη συμπεριφορά των επενδυτών οι οποίοι κατέχουν χρηματοπιστωτικούς τίτλους, βασίζεται σε κάποιες υποθέσεις όπως:

Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό επενδυτικό ορίζοντα. Κάτι τέτοιο σημαίνει πως στόχος τους είναι να μεγιστοποιήσουν την αναμενόμενη χρησιμότητά τους αποστρεφόμενοι τον κίνδυνο στο τέλος της κοινής χρονικής περιόδου.

Όλοι οι επενδυτές είναι ορθολογικοί. Παίρνουν τις αποφάσεις τους υπολογίζοντας την αναμενόμενη απόδοση και το ρίσκο των διαφόρων περιουσιακών στοιχείων βασιζόμενοι στον μέσο όρο και τη διακύμανση των αποδόσεών τους. Μεταξύ δύο περιουσιακών τίτλων με την ίδια αναμενόμενη απόδοση, προτιμούν εκείνο με τον μικρότερο κίνδυνο και μεταξύ αυτών με τον ίδιο κίνδυνο προτιμούν εκείνο με τη μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Όλοι οι επενδυτές είναι ομοιογενείς. Έχουν δηλαδή ταυτόχρονη και ελεύθερη πρόσβαση στις πληροφορίες που σχετίζονται με την αγορά κατά την λήψη των αποφάσεών τους.

Για να περιγράψουμε καλύτερα και σαφέστερα το υπόδειγμα του Markowitz, θα πρέπει να αναφερθούμε στα τρία στάδια ενεργειών:

Το πρώτο στάδιο είναι η ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών. Εκτιμώνται ο κίνδυνος, η απόδοση καθώς και ο συντελεστής συσχέτισης των μετοχών που εξετάζονται.

Το δεύτερο στάδιο είναι η ανάλυση του χαρτοφυλακίου. Σε αυτό το σημείο χρησιμοποιώντας τα στοιχεία που έχουν υπολογισθεί στο πρώτο στάδιο γίνονται οι συνδυασμοί των μετοχών ώστε να δημιουργηθούν χαρτοφυλάκια μετοχών και από αυτά επιλέγονται εκείνα που έχουν τον ελάχιστο κίνδυνο και τη μέγιστη απόδοση. Επιλέγονται δηλαδή οι συνδυασμοί μετοχών που είναι αποτελεσματικοί.

Στο τρίτο στάδιο, έπειτα από την επιλογή των χαρτοφυλακίων ελαχίστου κινδύνου σύμφωνα με το δεύτερο στάδιο, επιλέγονται αυτά που ικανοποιούν τις προσωπικές προτιμήσεις του επενδυτή και μεγιστοποιούν την αναμενόμενη ωφέλειά του.

Σε αυτό το σημείο θα γίνει μία αναλυτικότερη περιγραφή στα τρία στάδια ενεργειών κατά Markowitz.

2.3.1 Ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών

Στο στάδιο της ανάλυσης των χαρακτηριστικών των μετοχών θα ασχοληθούμε με την έννοια του κινδύνου και της απόδοσης. Θα εκτιμηθεί η απόδοση μιας μετοχής, η αναμενόμενη απόδοση αυτής, η διακύμανση της απόδοσης (τυπική απόκλιση), η συνδιακύμανση καθώς και ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών που εξετάζουμε.

Αρχικά θα πρέπει να τονίσουμε πως η απόδοση μιας μετοχής προέρχεται από το άθροισμα της κεφαλαιακής απόδοσης (δηλαδή τα κέρδη ή τις ζημίες που προκαλούνται από την άνοσο ή την πτώση αντίστοιχα της τιμής της μετοχής στο χρηματιστήριο την χρονική στιγμή που έχουμε επιλέξει να μελετήσουμε) και της μερισματικής απόδοσης (τα μερίσματα δηλαδή που μοιράστηκαν σε εκείνη τη συγκεκριμένη περίοδο).

Υποθέτουμε χρονική περίοδο t και έτσι μαθηματικά έχουμε ότι η απόδοση της μετοχής δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} + \frac{D_{it}}{P_{it}} \quad (2.1)$$

Όπου:

P_{it} = είναι η τιμή της μετοχής i στο τέλος της περιόδου t ,

P_{it-1} = είναι η τιμή της μετοχής i στο τέλος της περιόδου $t-1$,

D_{it} = είναι το μέρισμα που δίνει η μετοχή i από το τέλος της περιόδου $t-1$ έως το τέλος της περιόδου t (δεν είναι απαραίτητο ότι θα υπάρχει μέρισμα σε κάθε περίπτωση).

Για να γίνει μια πιο ακριβής εκτίμηση της απόδοσης μιας μετοχής χρησιμοποιείται η κατανομή πιθανοτήτων. Η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου είναι ο σταθμικός μέσος όλων των πιθανών αποδόσεων του αξιογράφου, όπου η κάθε πιθανή απόδοση σταθμίζεται με την αντίστοιχη πιθανότητα να συμβεί, και έτσι έχουμε:

$$E(R) = \sum_{i=1}^n P_i R_i \quad (2.2)$$

Όπου:

$E(R)$ = η αναμενόμενη ή προσδοκώμενη απόδοση του αξιογράφου,

R_i = η πιθανή απόδοση i του αξιογράφου

P_i = η πιθανότητα να συμβεί η πιθανή απόδοση i του αξιογράφου,

n = ο αριθμός των πιθανών αποδόσεων.

Εν συνεχεία, για την ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών χρησιμοποιείται η διακύμανση (τυπική απόκλιση). Μετράει την κατά μέσο όρο μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοσή τους. Όσο μεγαλύτερη η διακύμανση, τόσο μεγαλύτερη και η πιθανότητα ότι η πραγματική απόδοση της μετοχής θα διαφέρει σημαντικά από την αναμενόμενη απόδοση αυτής και τόσο μεγαλύτερος θα είναι και ο κίνδυνος της μετοχής, δεδομένου ότι όλοι οι υπόλοιποι παράγοντες θα παραμένουν σταθεροί. Ο τύπος έχει ως εξής:

$$\sigma = \left\{ \sum_{i=1}^n P_i [R_i - E(R)]^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (2.3)$$

Όπου:

σ = η τυπική απόκλιση των αναμενόμενων αποδόσεων μιας μετοχής,

R_i = η πιθανή απόδοση i της μετοχής,

P_i = η πιθανότητα να συμβεί η πιθανή απόδοση i της μετοχής,

$E(R)$ = η αναμενόμενη ή προσδοκώμενη απόδοση της μετοχής,

n = ο αριθμός των πιθανών αποδόσεων.

Η διακύμανση (Var) των αναμενόμενων αποδόσεων μιας μετοχής ισούται με την τυπική απόκλιση. Συνεπώς ισχύει:

$$Var = \sigma^2 \quad (2.4)$$

Εάν είχαμε να επιλέξουμε μεταξύ δύο μετοχών με διαφορετικές τυπικές αποκλίσεις, θα επιλέγαμε αυτή με τη μικρότερη τυπική απόκλιση διότι

σημαίνει πως είναι λιγότερο επικίνδυνη από την άλλη. Κάπως έτσι καταλήγουμε στο συμπέρασμα πως όσο μικρότερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής, τόσο μικρότερος είναι και ο κίνδυνος αυτής.

Εάν με τους παραπάνω υπολογισμούς δεν ήταν ξεκάθαρο ποια μετοχή να επιλέξουμε, θα έπρεπε να προβούμε στον υπολογισμό του συντελεστή μεταβλητότητας (CV), ο οποίος αποτελεί ένα μέτρο σύγκρισης δύο μετοχών. Με τον συγκεκριμένο συντελεστή μπορούμε να μετρήσουμε τον κίνδυνο ανά μονάδα αναμενόμενης απόδοσης και δίνεται από τον τύπο:

$$CV = \frac{\sqrt{VAR}}{E(R_i)} = \frac{\sigma(R_i)}{E(R_i)} \quad (2.5)$$

Σύμφωνα λοιπόν με τα παραπάνω και τους συντελεστές μεταβλητότητας, ο επενδυτής θα επιλέξει τη μετοχή με τον μικρότερο συντελεστή μεταβλητότητας διότι είναι λιγότερο “επικίνδυνη”.

Όλα τα παραπάνω στατιστικά χαρακτηριστικά βέβαια δεν δίνουν πάντα πληροφορίες σχετικά με τη σχέση ανάμεσα στις μεταβολές των τιμών δύο μετοχών γι’ αυτό και χρήσιμο θα ήταν να υπολογίσουμε τη συνδιακύμανση η οποία αποτελεί ένα από τα σημαντικότερα στατιστικά κριτήρια στην ανάλυση μετοχών.

Ως συνδιακύμανση ορίζεται το γινόμενο των αποκλίσεων των αποδόσεων των μετοχών από το μέσο όρο τους. Μας δείχνει την κατεύθυνση προς την οποία κινούνται οι αποδόσεις δύο μετοχών. Ο τύπος της συνδιακύμανσης είναι ο εξής:

$$\sigma_{ij} = \sum_{m=1}^N P_m [(R_{im} - E(R_i))][R_{jm} - E(R_j)] \quad (2.6)$$

Όπου:

σ_{ij} = η συνδιακύμανση των μετοχών i και j ,

P_m = η πιθανότητα να συμβεί η m πιθανή απόδοση των μετοχών i και j ,

R_i & R_j = η πιθανή απόδοση των μετοχών i και j ,

$E(R_i) \& E(R_j) =$ η αναμενόμενη (προσδοκώμενη) απόδοση των μετοχών i και j ,

$N =$ ο αριθμός των πιθανών αποδόσεων των μετοχών i και j αντίστοιχα.

Διακρίνουμε 3 περιπτώσεις:

Εάν η συνδιακύμανση είναι θετική, τότε οι αποδόσεις κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση. Ότι κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση σημαίνει ότι υπάρχουν οι ίδιοι οικονομικοί παράγοντες που τις επηρεάζουν. Εάν οι τιμές της μίας μετοχής ανεβαίνουν, ανεβαίνουν και οι τιμές της δεύτερης μετοχής. Οι περισσότερες μετοχές σε ένα χρηματιστήριο έχουν θετικές συνδιακυμάνσεις.

Εάν η συνδιακύμανση είναι αρνητική, τότε οι αποδόσεις κινούνται προς την αντίθετη κατεύθυνση. Συνήθως παρατηρούμε αρνητικές συνδιακυμάνσεις μεταξύ μετοχών διαφορετικών χρηματιστηρίων.

Εάν η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων είναι μηδέν σημαίνει ότι υπάρχει γραμμική ανεξαρτησία μεταξύ των αποδόσεων.

Συμπερασματικά, η συνδιακύμανση είναι ένα μέτρο αποστροφής κινδύνου και μας βοηθά επίσης στη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου μας όπως προαναφέραμε. Βέβαια η συνδιακύμανση δεν μας δείχνει πόσο ισχυρή είναι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων δύο μετοχών. Γι' αυτό υπολογίζουμε το συντελεστή συσχέτισης ο οποίος μας παρέχει περισσότερες πληροφορίες σχετικά με την αλληλεξάρτηση των μετοχών, μας δείχνει και την κατεύθυνση και την ισχύ της σχέσης.

Ως συντελεστής συσχέτισης ορίζεται ο λόγος της συνδιακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών προς τις αντίστοιχες τυπικές αποκλίσεις αυτών και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$P_{ij} = \frac{COV(R_i, R_j)}{\sigma(R_i) * \sigma(R_j)} \quad (2.7)$$

Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές μεταξύ $[-1, +1]$. Όσο πιο κοντά στο $+1$, τόσο πιο ισχυρή η θετική συσχέτιση μεταξύ των δύο αποδόσεων των μετοχών και αντίστροφα, όσο πιο κοντά -1 τόσο πιο ισχυρή η αρνητική συσχέτιση των αποδόσεων των δύο μετοχών.

Διακρίνουμε 5 περιπτώσεις για τον συντελεστή συσχέτισης:

1.Εάν ο $P_{i,j}=+1$, τότε έχουμε Τέλεια Γραμμική Συσχέτιση και όλα τα σημεία βρίσκονται σε μια ευθεία με θετική κλίση.

2.Εάν $0 < P_{i,j} < 1$, έχουμε μία ευθεία με θετική κλίση αλλά τα στοιχεία βρίσκονται γύρω από την ευθεία (είναι η περίπτωση που συναντάται συχνότερα στα χρηματιστήρια).

3.Εάν $P_{i,j}=0$, δεν υπάρχει γραμμική εξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων.

4.Εάν $-1 < P_{i,j} < 0$, συνήθως πρόκειται για μετοχές ελληνικού χρηματιστηρίου με ενός ξένου.

5.Εάν $P_{i,j}=-1$, έχουμε αρνητική κλίση και όλα τα σημεία βρίσκονται επάνω στην ευθεία.

Αν επιλέξουμε μετοχές με μικρούς συντελεστές συσχέτισης επιτυγχάνονται τα οφέλη της διαφοροποίησης (Εγχώρια διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου).

Αλλά αν επιλέξουμε μετοχές με αρνητικούς συντελεστές συσχέτισης επιτυγχάνονται ακόμη περισσότερα οφέλη διαφοροποίησης (Διεθνής διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου). Δηλαδή ο επενδυτής θα είναι περισσότερο κερδισμένος διαφοροποιώντας το χαρτοφυλάκιό του χρησιμοποιώντας μετοχές οι οποίες συσχετίζονται λιγότερο μεταξύ τους.

2.3.2 Ανάλυση του χαρτοφυλακίου

Εν συνεχεία, έπειτα από την ανάλυση των χαρακτηριστικών των αξιογράφων ο επενδυτής θα πρέπει να προβεί στην ανάλυση του χαρτοφυλακίου για την τελική επιλογή των αξιογράφων τα οποία θα του αποδώσουν τη μέγιστη χρησιμότητα. Το πρώτο χαρακτηριστικό που ορίζουμε όταν εξετάζουμε χαρτοφυλάκια είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου. Η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών ισούται με τον σταθμικό μέσο των αποδόσεων των μετοχών τους με σταθμά τα ποσοστά επένδυσης στις μετοχές του. Τα σταθμά, δηλαδή τα ποσοστά των κεφαλαίων που έχουν επενδυθεί σε κάθε αξιόγραφο. Υποθέτουμε ένα χαρτοφυλάκιο δύο μετοχών του οποίου η αναμενόμενη απόδοση θα ισούται με:

$$E(R_p) = E(x_1 * R_{1p} + x_2 * R_{2p}) = x_1 * E(R_{1p}) + x_2 * E(R_{2p}) \quad (2.8)$$

Το άθροισμα των σταθμίσεων αντιστοιχεί στο 100% των επενδυμένων κεφαλαίων. Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου δύο μετοχών είναι ο σταθμικός μέσος των αναμενόμενων αποδόσεών του.

Έτσι, η απόδοση του χαρτοφυλακίου ορίζεται ως εξής:

$$E(R_p) = \overline{R_p} = \sum_{i=1}^N w_i E(R_i) \quad (2.9)$$

Όπου:

$E(R_p)$ ή $\overline{R_p}$ = η αναμενόμενη ή μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου,

w_i = τα σταθμά, δηλαδή τα ποσοστά των επενδυμένων κεφαλαίων στο αξιόγραφο i ,

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i ,

N = ο αριθμός των αξιογράφων που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο.

Έπειτα από τον υπολογισμό της απόδοσης του χαρτοφυλακίου θα πρέπει να υπολογισθεί και ο κίνδυνος αυτού μέσω της διακύμανσης, καθώς η απόδοση δεν αρκεί για να έχουμε μια πιο ολοκληρωμένη εικόνα ώστε πάρουμε την απόφαση σχετικά με το τελικό χαρτοφυλάκιο που θα επιλέξει ο επενδυτής όπως προαναφέραμε και στην ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών.

Η διακύμανση του χαρτοφυλακίου δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$Var_p = \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j * COV_{ij} \quad (2.10)$$

Όπου:

σ_{ij} = η συνδιακύμανση μεταξύ των αξιογράφων i και j ,

w_i και w_j = οι σταθμίσεις των επενδυμένων κεφαλαίων στα αξιόγραφα i και j ,

N = το σύνολο των αξιογράφων που συγκροτούν το χαρτοφυλάκιο.

Για να γίνει ο υπολογισμός της διακύμανσης θα πρέπει πρώτα να υπολογισθούν οι τυπικές αποκλίσεις του κάθε αξιογράφου, η συνδιακύμανση αυτών καθώς επίσης και οι σταθμίσεις του κάθε αξιογράφου στο σύνολο του χαρτοφυλακίου.

Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση για το προσδοκώμενο ποσοστό απόδοσης, τόσο μεγαλύτερη είναι η διασπορά των αναμενόμενων αποδόσεων και τόσο μεγαλύτερη η αβεβαιότητα ή ο κίνδυνος της επένδυσης.

Η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου είναι:

$$\sigma_p = \sqrt{\sigma_p^2} \quad (2.11)$$

Σύμφωνα λοιπόν με τη θεωρία του Markowitz που έχουμε αναλύσει παραπάνω επιλέγουμε μετοχές που έχουν μικρή συνεισφορά στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου και έτσι ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου γίνεται σημαντικά χαμηλότερος.

Υποθέτουμε ένα χαρτοφυλάκιο δύο μετοχών και από τη διακύμανση θα πάρουμε τη συνεισφορά της κάθε μετοχής στον κίνδυνο, η οποία προκύπτει από τον τύπο:

$$\begin{aligned} \sigma^2(R_p) &= x_1^2\sigma_1^2 + x_2^2\sigma_2^2 + 2x_1x_2\sigma_{1,2} \\ &= x_1^2\sigma_1^2 + x_1x_2\sigma_{1,2} + x_2^2\sigma_2^2 + x_1x_2\sigma_{1,2} \\ &= \underbrace{x_1\{x_1\sigma_1^2 + x_2\sigma_{1,2}\}}_{\text{συνεισφορά μετοχής 1}} + \underbrace{x_2\{x_2\sigma_2^2 + x_1\sigma_{1,2}\}}_{\text{συνεισφορά μετοχής 2}} \end{aligned} \quad (2.12)$$

Ιδανική περίπτωση είναι οι μετοχές που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο μας να έχουν μικρές συνεισφορές στον κίνδυνο και μεγάλες συνεισφορές στην απόδοση.

Επίσης από τη διακύμανση παίρνουμε και τους συντελεστές βήτα της κάθε μετοχής:

$$\begin{aligned} \sigma_p^2 &= x_1\text{COV}(R_1, R_p) + x_2\text{COV}(R_2, R_p) \\ \Rightarrow 1 &= x_1 \underbrace{\frac{\text{COV}(R_1, R_p)}{\sigma_p^2}}_{\beta_{1,p}} + x_2 \underbrace{\frac{\text{COV}(R_2, R_p)}{\sigma_p^2}}_{\beta_{2,p}} \end{aligned} \quad (2.13)$$

Ο αριθμητής του β για την πρώτη μετοχή μου δείχνει τον κίνδυνο αυτής μέσα στο χαρτοφυλάκιο ρ ως προς τον ολικό κίνδυνο. Εάν ένας επενδυτής αποστρέφεται τον κίνδυνο, θα επιλέξει $\beta < 1$ και το αντίστροφο. Ο συντελεστής βήτα δεν αποτελεί ένα απόλυτο μέτρο κινδύνου όπως είναι η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση. Όμως περισσότερο θα αναλυθεί σε επόμενη ενότητα.

2.3.3 Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Στην πραγματικότητα ο κάθε επενδυτής θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο εκείνο που θα ικανοποιεί τις προσωπικές του ανάγκες και προτιμήσεις σύμφωνα με το επενδυτικό του προφίλ. Θα είναι εκείνο που θα έχει τον καλύτερο συνδυασμό απόδοσης-κινδύνου.

Για παράδειγμα, ένας επενδυτής που “αγαπά” το ρίσκο, θα επιλέξει ένα χαρτοφυλάκιο με μία υψηλή απόδοση αλλά είναι διατεθειμένος να αναλάβει και μεγαλύτερο κίνδυνο με σκοπό να την πετύχει. Σε αντίθεση με έναν επενδυτή που αποστρέφεται τον κίνδυνο, ο οποίος θα κινηθεί σε πιο “ασφαλείς” συνδυασμούς που θα του αποφέρουν και μιν μικρότερο κίνδυνο αλλά και μικρότερη αναμενόμενη απόδοση.

Εν κατακλείδι, η επιλογή του τελικού χαρτοφυλακίου βασίζεται αποκλειστικά στις προσωπικές προτιμήσεις του επενδυτή και του αποφέρει τη μέγιστη αναμενόμενη ωφέλεια. Λιγότερα προβλήματα θα δημιουργούνταν εάν υπήρχε ένα κοινό επενδυτικό πρόγραμμα για τη δημιουργία και την επιλογή του χαρτοφυλακίου που θα ικανοποιούσε όλους τους επενδυτές.

2.4 Το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα

Το βασικό πρόβλημα της θεωρίας του Markowitz είναι ότι χρειάζονται πολλές εκτιμήσεις για τον υπολογισμό του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου. Το πρόβλημα αυτό έρχονται να λύσουν οι Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966) με την ανάπτυξη του Μονοπαραγοντικού υποδείγματος (Single Index Model) που μειώνει σημαντικά τον αριθμό των απαιτούμενων εκτιμήσεων. Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα αποτελεί ένα από τα πιο

διαδεδομένα υποδείγματα στη χρηματοοικονομική θεωρία για τη μελέτη των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων. Υποθέτει ότι η απόδοση κάθε αξιογράφου συνδέεται γραμμικά με την απόδοση ενός γενικού δείκτη αναφοράς, συνήθως ενός χρηματιστηριακού δείκτη και πως οι αποδόσεις των μετοχών και γενικότερα των αξιογράφων τείνουν να αντιδρούν συστηματικά με τον ίδιο τρόπο στις διακυμάνσεις των αποδόσεων της αγοράς.

Το μονοπαρονομικό υπόδειγμα έχει την εξής μορφή:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it} R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2.14)$$

Όπου:

R_{it} = η τυχαία απόδοση του αξιογράφου i την περίοδο t ,

α_{it} = η απόδοση (σταθερή) ενός περιουσιακού στοιχείου, ανεξάρτητα από την πορεία του δείκτη αναφοράς m ,

β_{it} = ο συντελεστής ευαισθησίας ή συστηματικός κίνδυνος (σταθερός) του αξιογράφου i ,

R_{mt} = η απόδοση του γενικού δείκτη m την περίοδο t ,

ε_{it} = το σφάλμα της απόδοσης του αξιογράφου i την περίοδο t .

Ο συντελεστής α είναι σταθερός όρος της παλινδρόμησης και ερμηνεύεται ως το επίπεδο βάσης της πρόβλεψης όταν η ανεξάρτητη μεταβλητή είναι μηδέν.

Ο συντελεστής β (slope coefficient) ή συντελεστής ευαισθησίας είναι σταθερός όρος και μας δείχνει τη μεταβλητότητα της απόδοσης της μετοχής που οφείλεται στη μεταβλητότητα της απόδοσης του δείκτη. Μετρά τον συστηματικό κίνδυνο της μετοχής.

Ο όρος ε ονομάζεται σφάλμα ή διαταρακτικός όρος και αντανακλά το γεγονός ότι η μεταβολή της μεταβλητής Y δεν εξηγείται πλήρως από την μεταβολή της ανεξάρτητης μεταβλητής. Καθορίζει ουσιαστικά την ακρίβεια της προσέγγισης βάση των υποθέσεων που έχουν γίνει. Εάν οι υποθέσεις προσεγγίζουν κατά πολύ την πραγματικότητα, τότε η τιμή αυτού του όρου θα τείνει να είναι μηδέν.

Χρησιμοποιείται η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση των όρων α και β .

Το υπόδειγμα του ενός δείκτη βασίζεται σε ορισμένες υποθέσεις:

- Η αναμενόμενη τιμή του στοχαστικού όρου είναι μηδέν, $E(\varepsilon_{it}) = 0$.
- Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου ε_{it} , $COV(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it+k}) = 0$.
- Η τυχαία μεταβλητή που εκφράζει την επίδραση των μη συστηματικών παραγόντων είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα R_{mt} , $COV(\varepsilon_{it}, R_m) = 0$.
- Η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος-Ομοσκεδαστικότητα, $Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_t^2$.

2.4.1 Απόδοση αξιογράφου

Σύμφωνα με το υπόδειγμα του ενός δείκτη η απόδοση του αξιογράφου χωρίζεται σε δύο μέρη:

- i. Η απόδοση εξαρτάται συστηματικά από τον Γενικό δείκτη (συστηματική απόδοση) και είναι το μέρος της εξίσωσης $\beta_i R_m$
- ii. Η απόδοση είναι ανεξάρτητη από τον Γενικό Δείκτη (μη συστηματική απόδοση) και είναι το μέρος της εξίσωσης $\alpha_i + \varepsilon_i$. Η μη συστηματική απόδοση αναφέρεται στους παράγοντες οι οποίοι δεν έχουν καμία επίδραση την απόδοση του Γενικού Δείκτη και οφείλονται μόνο στην εταιρεία (όπως για παράδειγμα το μέγεθος της εταιρείας, το καλό ή το κακό μάνατζμεντ).

Έτσι για την αναμενόμενη απόδοση έχουμε:

$$E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_m) \quad (2.15)$$

2.4.2 Κίνδυνος αξιογράφου

Σύμφωνα με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα ο κίνδυνος (διακύμανση) της απόδοσης ενός αξιογράφου έχει ως εξής:

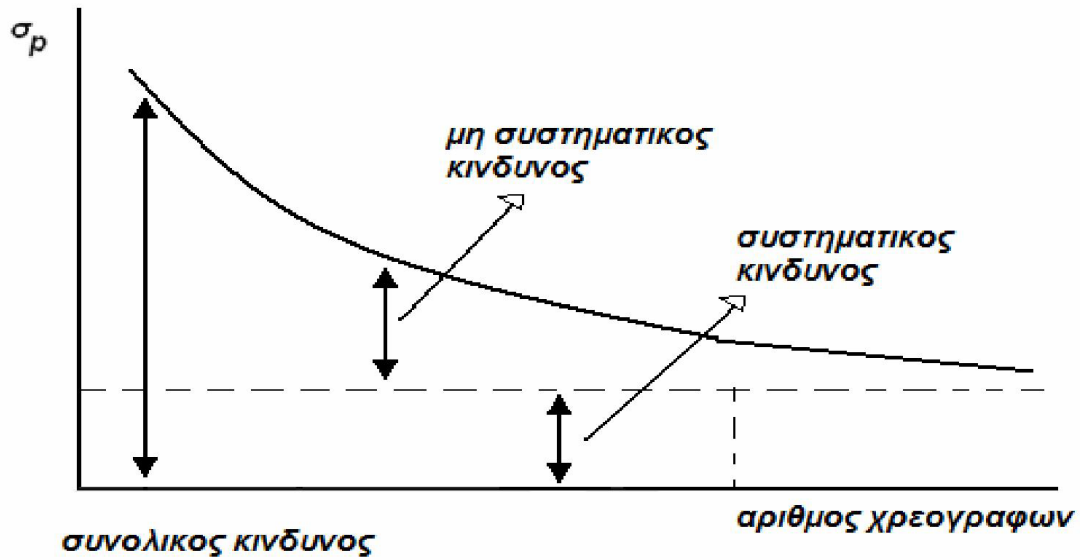
$$\sigma^2(R_i) = \beta_i^2 \sigma^2(R_m) + \sigma^2(\varepsilon_i) \quad (2.16)$$

και χωρίζεται επίσης σε δύο μέρη:

- i. Τον συστηματικό κίνδυνο που είναι ο πρώτος όρος $\beta_i^2 \sigma^2(R_m)$ και από
- ii. Τον μη συστηματικό κίνδυνο που είναι ο δεύτερος όρος $\sigma^2(\varepsilon_i)$

Ο συστηματικός κίνδυνος είναι η μεταβλητότητα των αποδόσεων όλων των περιουσιακών στοιχείων που ενέχουν κίνδυνο η οποία οφείλεται στην αγορά. Σε μεταβλητές δηλαδή όπως η μεταβλητότητα των επιτοκίων. Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες όπως η φορολογία, ο πληθωρισμός, οι διεθνείς οικονομικές και πολιτικές κρίσεις που επηρεάζουν τις μετοχές. Ο συστηματικός κίνδυνος δεν μπορεί να εξαλειφθεί παρά μόνο να μειωθεί εάν δημιουργηθεί ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο.

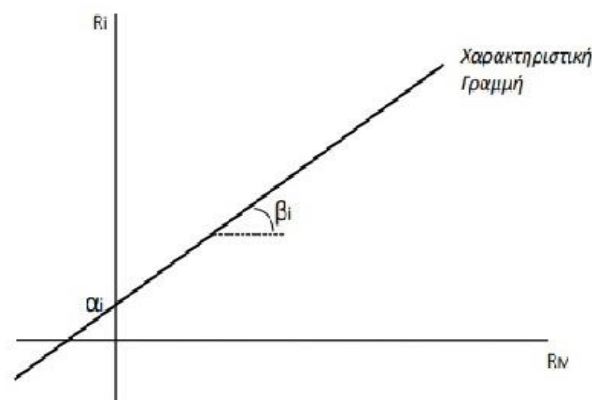
Ο μη συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν μια εταιρεία και κατ'επέκταση τις μετοχές τους, όπως είναι το καλό ή κακό μάρκετινγκ, η ανάληψη ενός μεγάλου έργου. Ο μη συστηματικός κίνδυνος είναι εφικτό να μειωθεί κατά πολύ ή ακόμα και να εξαλειφθεί εάν στο χαρτοφυλάκιο περιλαμβάνεται μεγάλος αριθμός μετοχών σε αντίθεση με τον συστηματικό κίνδυνο που προέρχεται, όπως είπαμε, από την αγορά. Όταν αναφερόμαστε σε αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια, δε μας ενδιαφέρει ο μη συστηματικός κίνδυνος.



Διάγραμμα 1: Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου

2.4.3 Συντελεστής Βήτα

Το υπόδειγμα του ενός δείκτη μπορεί να εκτιμηθεί με μια απλή παλινδρόμηση και η εξίσωση $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}R_{mt} + \varepsilon_{it}$ ονομάζεται χαρακτηριστική γραμμή (characteristic line) και σχηματικά φαίνεται στο παρακάτω σχήμα:



Διάγραμμα 2.2: Χαρακτηριστική Γραμμή Αξιογράφου

Η κλίση β_i της Χαρακτηριστικής Γραμμής του αξιογράφου ονομάζεται συντελεστής βήτα (beta coefficient) και είναι μέτρο του συστηματικού κινδύνου ενός αξιογράφου. Ο συστηματικός κίνδυνος είναι ο κίνδυνος της αγοράς ο οποίος δεν μπορεί να εξαιρεθεί από τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και δεδομένου ότι

$$\begin{aligned} COV(R_i, R_m) &= COV(\alpha_i + \beta_i R_m + \varepsilon_i, R_m) \\ \Leftrightarrow COV(R_i, R_m) &= COV(\alpha_i, R_m) + COV(\beta_i R_m, R_m) + COV(\varepsilon_i, R_m) \\ \Leftrightarrow COV(R_i, R_m) &= \beta_i COV(R_m, R_m) \\ \Leftrightarrow COV(R_i, R_m) &= \beta_i \sigma^2(R_m) \end{aligned}$$

Ο συντελεστής βήτα ισούται με:

$$\beta_i = \frac{COV(R_i, R_m)}{\sigma^2(R_m)} \quad (2.17)$$

Όπου:

$COV(R_i, R_m)$ = η συνδιακύμανση των αποδόσεων της μετοχής με τις αποδόσεις της αγοράς,

$\sigma^2(R_m)$ = η διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς.

Και $\alpha = E(R_i) - \beta_i E(R_m)$

Επιπλέον ο συντελεστής συσχέτισης του αξιογράφου με τον δείκτη είναι ίσος με:

$$\rho_{im} = \frac{COV(R_{it}, R_{mt})}{\sigma(R_{it})\sigma(R_{mt})} = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_i \sigma_m} = \frac{\beta_i \sigma_m^2}{\sigma_i \sigma_m} = \beta_i \frac{\sigma_m}{\sigma_i} \quad (2.18)$$

Η χρήση του συντελεστή βήτα είναι ο πιο απλός τρόπος υπολογισμού του κινδύνου ενός περιουσιακού κινδύνου μέσα σε μία αγορά.

Ο συντελεστής βήτα ισούται με τον κίνδυνο της μετοχής i μέσα στο χαρτοφυλάκιο m διά του ολικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου M και είναι ένα σχετικό μέτρο κινδύνου της μετοχής i ως προς την εγχώρια χρηματιστηριακή αγορά.

Τον συντελεστή βήτα τον συγκρίνουμε με τη μονάδα.

Εάν $\beta > 1$, τότε η μετοχή ή το χαρτοφυλάκιο θεωρούνται επιθετικά και τόσο πιο επικίνδυνη είναι η επένδυση αυτή καθώς μια μεταβολή κατά 1% στην απόδοση του δείκτη της αγοράς θα επιφέρει ακόμα μεγαλύτερη μεταβολή στις αποδόσεις των αξιογράφων.

Εάν $\beta < 1$, τότε η μετοχή ή το χαρτοφυλάκιο θεωρούνται αμυντικά και η επένδυση αυτή γίνεται λιγότερο επικίνδυνη καθώς οι αποδόσεις τους έχουν μικρότερη ευαισθησία στις μεταβολές των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς και θα επιφέρουν μικρότερες μεταβολές στις αποδόσεις των αξιογράφων.

Εάν $\beta = 1$, τότε οι μεταβολές στις αποδόσεις των μετοχών ή των χαρτοφυλακίων ακολουθούν τις μεταβολές της αγοράς.

2.5 Η Θεωρία της Κεφαλαιαγοράς

Η θεωρία της κεφαλαιαγοράς θεωρείται μια επέκταση της θεωρίας του Markowitz και περιγράφεται ο τρόπος με τον οποίο οι επενδυτές μπορούν να δημιουργήσουν ένα αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο αποτελούμενο από διάφορα περιουσιακά στοιχεία. Μόνο που η θεωρία της κεφαλαιαγοράς λαμβάνει υπόψη ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου.

Μέσω της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς δίνονται τα παρακάτω:

1. Ποια είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για μετοχές
2. Ποια είναι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου για αποδοτικά χαρτοφυλάκια
3. Ποιο είναι το καταλληλότερο μέτρο κινδύνου για μετοχές και χαρτοφυλάκια

Οι υποθέσεις της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς σχετίζονται με τις υποθέσεις του υποδείγματος του Markowitz που αναφέραμε σε προηγούμενη ενότητα μαζί με κάποιες πρόσθετες. Οι υποθέσεις αυτές είναι οι παρακάτω:

- Οι επενδυτές ακολουθούν τους κανόνες του Markowitz, που σημαίνει ότι επενδύουν σε χαρτοφυλάκια που τους δίνουν τη μέγιστη αναμενόμενη απόδοση με τον ελάχιστο δυνατό κίνδυνο.
- Όλοι οι επενδυτές θεωρείται ότι έχουν τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα και τις ίδιες ατομικές προσδοκίες.
- Υπάρχει ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου όπου οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται με επιτόκιο ίσο με αυτό του αξιογράφου αυτού.
- Η αγορά είναι τέλεια. Κάτι τέτοιο σημαίνει πως δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών και ο δείκτης πληθωρισμού είναι μηδενικός. Επιπρόσθετα, Οι πληροφορίες που έχουν όλοι οι επενδυτές είναι οι ίδιες και δεν υπάρχουν κόστη παροχής πληροφοριών, η τιμή των μετοχών δεν μπορεί να επηρεαστεί από ενέργειες μεμονωμένων επενδυτών και οι επενδυτές έχουν τη δυνατότητα να αγοράσουν ή να πουλήσουν οποιονδήποτε αριθμό μετοχών.

Όλες αυτές οι προϋποθέσεις έχουν ως συνέπεια η αγορά να βρίσκεται σε ισορροπία κάτι το οποίο σημαίνει πως όσες μετοχές προσφέρονται, τόσες αγοράζονται και πως ανά πάσα στιγμή κάθε μετοχή έχει μία και μοναδική τιμή στο χρηματιστήριο.

Και εδώ όπως και στη θεωρία του Markowitz, ο επενδυτής επιθυμεί να επενδύσει σε χαρτοφυλάκια τα οποία μεγιστοποιούν τη χρησιμότητά του. Οι μόνη διαφορά μεταξύ των δύο θεωριών είναι ότι η θεωρία της κεφαλαιαγοράς χρησιμοποιεί μόνο αξιόγραφα μηδενικού κινδύνου ενώ το υπόδειγμα του Markowitz ασχολείται με χαρτοφυλάκια ελαχίστου κινδύνου.

Υποθέτουμε w το ποσοστό ύπαρξης αξιογράφων του χαρτοφυλακίου p στο συνολικό χαρτοφυλάκιο TP που ενέχουν κίνδυνο και συνεπώς $1-w$ θα είναι το ποσοστό των αξιογράφων του χαρτοφυλακίου f στο συνολικό χαρτοφυλάκιο μηδενικού κινδύνου. Έτσι, η απόδοση του συνολικού χαρτοφυλακίου διαμορφώνεται ως εξής:

$$r_{TP} = wr_p + (1-w)r_f \quad (2.19)$$

Η αναμενόμενη απόδοση του συνολικού χαρτοφυλακίου θα είναι:

$$E(r_{TP}) = wE(r_p) + (1-w)r_f = r_f + w(E(r_{TP}) - r_f) = r_f + w * riskpremium \quad (2.20)$$

Παρατηρούμε λοιπόν πως η απόδοση του χαρτοφυλακίου αποτελείται από το επιτόκιο r_f της επένδυσης χωρίς κίνδυνο, από το ποσοστό συμμετοχής των αξιογράφων με κίνδυνο w και από το risk premium που πρόκειται να κερδίσει ο επενδυτής.

Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου θα είναι:

$$\sigma_{TP}^2 = w^2\sigma_p^2 + 2w(1-w)\rho\sigma_p\sigma_f + (1-w)^2\sigma_f^2 \quad (2.21)$$

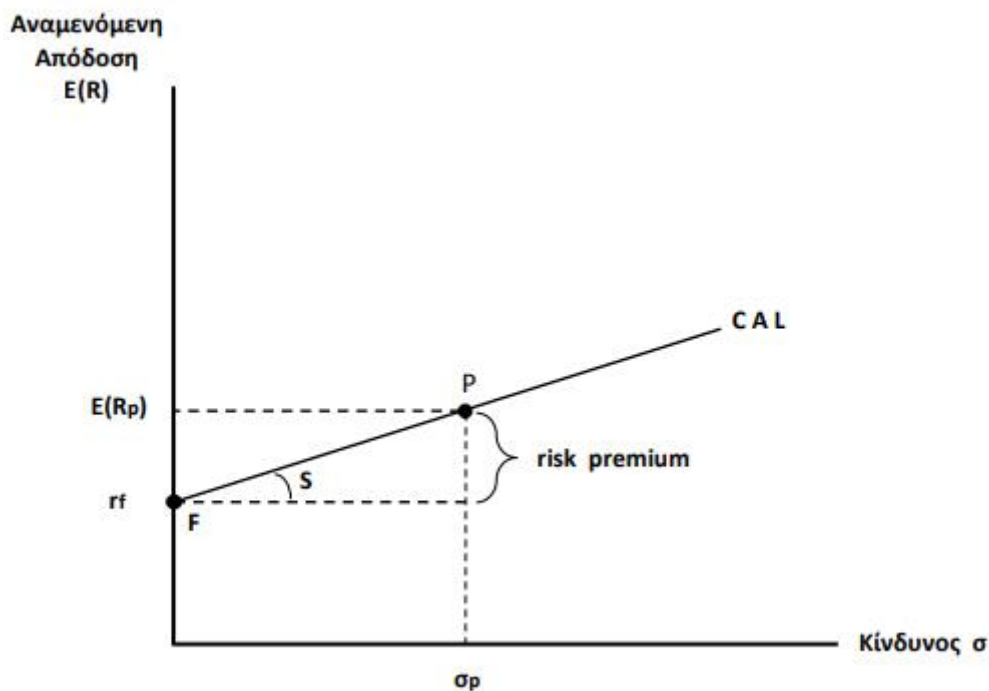
Όπως προαναφέραμε, το χαρτοφυλάκιο f είναι μηδενικού κινδύνου οπότε το $\sigma_f = 0$ και η παραπάνω εξίσωση διαμορφώνεται ως εξής:

$$\sigma_{TP}^2 = w^2\sigma_p^2 \quad (2.22)$$

Η αναμενόμενη απόδοση του συνολικού χαρτοφυλακίου με βάση τις παραπάνω σχέσεις, μπορεί να εκφραστεί ως προς τον κίνδυνο του ως εξής:

$$E(r_{TP}) = r_f + \frac{(E(r_p) - r_f)}{\sigma_p} \sigma_{TP} \quad (2.23)$$

Η παραπάνω εξίσωση είναι μια ευθεία γραμμή (capital allocation line) και φαίνεται στο παρακάτω σχήμα:



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.3: CAPITAL ALLOCATION LINE

- Αν $w=0$, τότε σ_{TP} και $E(r_{TP})=r_f$ που σημαίνει ότι βρισκόμαστε στο σημείο F και όλα τα κεφάλαια του επενδυτή είναι τοποθετημένα στο χαρτοφυλάκιο με το μηδενικό ρίσκο.
- Αν $w=1$, τότε $\sigma_{TP}=\sigma_p$ και $E(r_{TP})=E(r_p)$ που σημαίνει ότι βρισκόμαστε στο σημείο P και όλα τα κεφάλαια έχουν τοποθετηθεί στο χαρτοφυλάκιο P με τα περιουσιακά που ενέχουν κίνδυνο.

Όλα τα σημεία πάνω στη γραμμή μεταξύ των σημείων F και P αντιστοιχούν σε εκείνα τα χαρτοφυλάκια που περιλαμβάνουν συνδυασμούς στοιχείων με και χωρίς κίνδυνο. Εάν ξεκινήσουμε με $w=1$, βρισκόμαστε στο σημείο P όπως προαναφέραμε και αν μειώσουμε το w , αν αυξήσουμε δηλαδή τη συμμετοχή του ακίνδυνου χαρτοφυλακίου στο συνολικό θα αρχίσουμε να μετακινούμαστε προς τα αριστερά μέχρι να καταλήξουμε στο σημείο F .

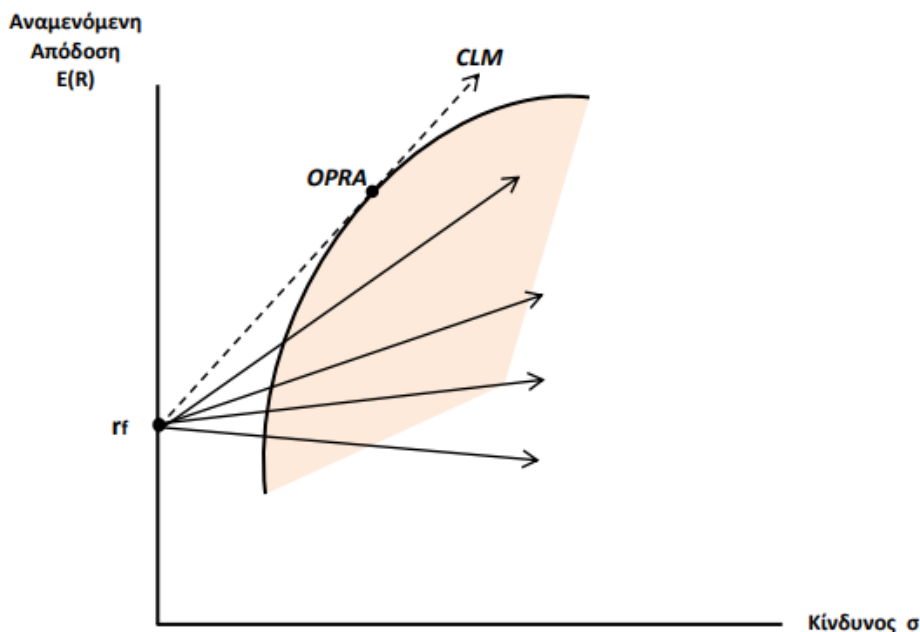
Η κλίση της ευθείας είναι:

$$S = \frac{E(r_p) - r_f}{\sigma_p} \quad (2.24)$$

Η κλίση ουσιαστικά μας δίνει την αύξηση της αναμενόμενης απόδοσης για κάθε μοναδιαία αύξηση της μεταβλητότητας. Όσο πιο μεγάλη είναι η κλίση, τόσο πιο απότομη είναι η ευθεία, διότι για τον ίδιο κίνδυνο μια αύξηση του S οδηγεί σε αύξηση της αναμενόμενης απόδοσης. Οι επενδυτές που θα μπορούσαν να δανειστούν με επιτόκιο r_f , θα κατασκευάσουν χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στην γραμμή και δεξιά του σημείου P . Σε αυτήν την περίπτωση ισχύει ότι $w > 1$. Όμως, οι επενδυτές θα δανειστούν με επιτόκιο σίγουρα μεγαλύτερο του r_f , μεγαλύτερο δηλαδή από αυτό που δανείζουν, διότι μόνο οι κυβερνήσεις μπορούν να δανειστούν με αυτό το επιτόκιο. Έτσι, η καμπύλη δεξιά του P θα έχει διαφορετική κλίση, αφού το S εξαρτάται από το r_f , άρα η ευθεία δεξιά του P θα έχει μικρότερη κλίση.

Αυξάνοντας την κλίση S της γραμμής κατανομής κεφαλαίων (CAL) ερχόμαστε στο σημείο όπου η γραμμή εφάπτεται στο πιο αποδοτικό μέτωπο στοιχείων με κίνδυνο. Η γραμμή κατανομής κεφαλαίων είναι η γραμμή της αναμενόμενης απόδοσης σχεδιασμένης έναντι του κινδύνου που συνδέει όλα τα χαρτοφυλάκια που μπορεί να σχηματιστούν χρησιμοποιώντας ένα αξιόγραφο με κίνδυνο και ένα μηδενικού κινδύνου.

Οι προηγούμενες CAL διαπερνούσαν το αποδοτικό σύνορο, ενώ η εφαπτόμενη CAL επί του αποδοτικού συνόρου είναι η τελευταία CAL και αυτή που έχει την μεγαλύτερη κλίση. Το σημείο στο οποίο εφάπτονται οι δύο καμπύλες αντιπροσωπεύει το άριστο χαρτοφυλάκιο των περιουσιακών στοιχείων με κίνδυνο (Optimum Portfolio of Risky Assets - OPRA) και είναι το τελευταίο εφικτό χαρτοφυλάκιο που μπορεί κάποιος να αγοράσει. Πρόκειται στην ουσία για το χαρτοφυλάκιο που όλοι οι επενδυτές θέλουν να τοποθετηθούν, αφού είναι το τέλεια διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο που περιέχει κάθε αξιόγραφο της κεφαλαιαγοράς ανάλογα με την αγοραία αξία του. Στο παρακάτω σχήμα φαίνεται η διαδικασία εύρεσης του άριστου χαρτοφυλακίου.



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.4: ΑΡΙΣΤΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ

Γνωρίζοντας το επιτόκιο της επένδυσης χωρίς κίνδυνο και βρίσκοντας το άριστο χαρτοφυλάκιο (OPRA) που είναι το σημείο στο οποίο η CAL εφάπτεται στο αποδοτικό μέτωπο στην ουσία προσδιορίζουμε την γραμμή κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line - CML). Η γραμμή κεφαλαιαγοράς είναι η τελευταία γραμμή κατανομής κεφαλαίων που έχει και την μεγαλύτερη κλίση. Η αλγεβρική απεικόνιση της γραμμής κεφαλαιαγοράς είναι η εξής:

$$E(R_p) = r_f + \frac{E(R_M) - r_f}{\sigma_M} \sigma_p \quad (2.25)$$

Όπου:

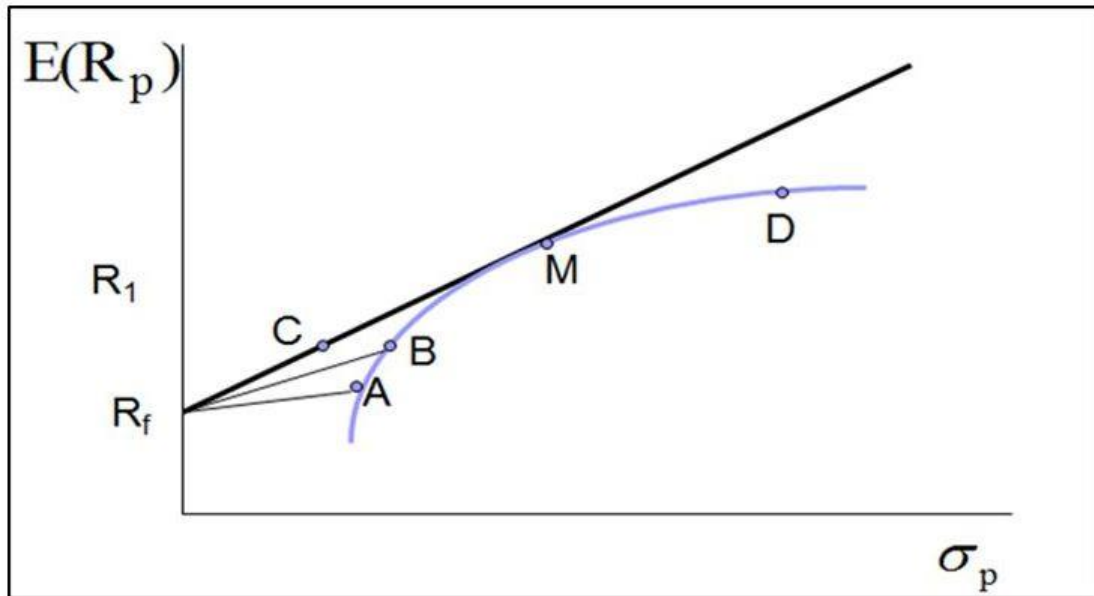
$E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου του επενδυτή,

r_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο,

$E(R_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση του δείκτη της αγοράς,

σ_p = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου του επενδυτή,

σ_M = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.



ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2.5: CAPITAL MARKET LINE

Η ύπαρξη του στοιχείου χωρίς κίνδυνο προκαλεί την μεταβολή του αποδοτικού συνόρου. Πλέον το αποδοτικό μέτωπο είναι η γραμμή κεφαλαιαγοράς, αφού όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω της έχουν μικρότερο κίνδυνο και μεγαλύτερη απόδοση από αυτά του παλαιού αποδοτικού συνόρου. Όλοι οι συνδυασμοί των χαρτοφυλακίων με κίνδυνο και της επένδυσης χωρίς κίνδυνο, σε ποσοστά συμμετοχής στην αξία του συνολικού χαρτοφυλακίου, ακουμπούν πάνω στην γραμμή κεφαλαιαγοράς.

2.6 Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM)

Στη θεωρία της κεφαλαιαγοράς περιλαμβάνονται διάφορα υποδείγματα σημαντικότερο εκ των οποίων είναι το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων του οποίου η βασική ιδέα είναι πως η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου σχετίζεται με τον συστηματικό κίνδυνο που περιλαμβάνεται σε αυτό. Έπρεπε να γίνει κάποια επέκταση στο υπόδειγμα του Markowitz ώστε να μπορούν να γίνουν προβλέψεις σχετικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις ενός αξιογράφου ή ενός χαρτοφυλακίου. Όπως προαναφέραμε η συμβολή των Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966) ήταν πολύ σημαντική καθώς βασιζόμενοι στη θεωρία του Markowitz διαμόρφωσαν τη θεωρία της κεφαλαιαγοράς και ως εκ τούτου το υπόδειγμα

αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων. Το βασικό πλεονέκτημα αυτού του υποδείγματος είναι ότι με απλό και εύκολο τρόπο μπορούν να γίνουν προβλέψεις για τη σχέση της αναμενόμενης απόδοσης ενός αξιογράφου ή χαρτοφυλακίου με τον κίνδυνο της αγοράς ο οποίος σε αυτή την περίπτωση μετράται με τον συντελεστή βήτα και δεδομένου ότι αυτό το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό και περιέχει ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου.

Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων βασίζεται σε κάποιες παραδοχές οι οποίες συνάδουν με τις υποθέσεις της κεφαλαιαγοράς που έχουμε αναφέρει σε προηγούμενη ενότητα. Πιο συγκεκριμένα περιγράφεται ότι:

- Υπάρχει ικανός αριθμός επενδυτών που δραστηριοποιούνται στην αγορά η οποία λειτουργεί σε συνθήκες τέλει ανταγωνισμού.
- Οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα της μιας περιόδου.
- Το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου (risk free rate) είναι ίδιο για όλους. Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται οποιοδήποτε κεφάλαιο χωρίς περιορισμούς με αυτό το επιτόκιο.
- Δεν υπάρχουν φόροι και προμήθειες επί των χρηματιστηριακών συναλλαγών.
- Οι επενδυτές λαμβάνουν ορθολογικές αποφάσεις. Επιδιώκουν να μεγιστοποιήσουν τη χρησιμότητά τους και ανάμεσα σε αξιόγραφα με τον ίδιο κίνδυνο θα επιλέξουν αυτό με τη μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση ενώ μεταξύ αξιογράφων με την ίδια απόδοση θα επιλέξουν αυτό με τον μικρότερο κίνδυνο.
- Όλες οι πληροφορίες είναι διαθέσιμες ταυτόχρονα σε όλους τους επενδυτές.
- Υπάρχει ομοιογένεια στις προσδοκίες των επενδυτών. Οι επενδυτές έχουν κοινές προσδοκίες για την αναμενόμενη απόδοση, τη διακύμανση και τη συνδιακύμανση των αξιογράφων .

Η αναμενόμενη απόδοση έχει ως εξής:

$$E(R_i) = r_f + \underbrace{\{E(R_M) - r_f\}}_{\text{risk premium}} \beta_i \quad (2.26)$$

Όπου:

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου i ,

r_f = η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου με μηδενικό κίνδυνο,

$E(R_M)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,

β_i = ο συντελεστής βήτα μεταξύ της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Το risk premium αναφέρεται στην επιπλέον αναμενόμενη απόδοση που ζητάει ένας επενδυτής για να αποζημιωθεί από την επικινδυνότητα του περιουσιακού στοιχείου i . Πιο συγκεκριμένα, είναι η αποζημίωση που απαιτούν οι επενδυτές για τη διακράτηση του χαρτοφυλακίου της αγοράς το οποίο ενέχει κίνδυνο. Το ασφάλιστρο κινδύνου εξαρτάται από τον συστηματικό κίνδυνο του αξιογράφου, β_i και από το ασφάλιστρο κινδύνου της αγοράς και για την εκτίμηση της μελλοντικής τιμής του λαμβάνεται υπόψη ο μέσος όρος των παρελθοντικών τιμών του.

Η παραπάνω σχέση μπορεί να εκφραστεί ως Μοντέλο Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM). Παρατηρούμε λοιπόν από την παραπάνω σχέση ότι η απόδοση ενός αξιογράφου έχει θετική γραμμική σχέση με τον συντελεστή βήτα και είναι θετική διότι είναι γνωστό ότι ισχύει $E(R_M) - r_f > 0$.

Το Μοντέλο Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων χαίρει μεγάλης εκτίμησης διεθνώς καθώς αποτελεί τη βάση για την ανάπτυξη πολλών υποδειγμάτων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Οι πρώτες εμπειρικές μελέτες χρησιμοποίησαν δεδομένα από τη δεκαετία του 1930 έως το 1960 και κατέληξαν στο γεγονός ότι η μέση απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών σχετίζεται θετικά με τον συστηματικό του κίνδυνο και ήταν σύμφωνες με τη θεωρία του CAPM. Παρόλα αυτά υπάρχει ένας σημαντικός αριθμός εμπειρικών μελετών οι οποίες αμφισβητούν τη ρεαλιστικότητα του Υποδείγματος CAPM. Οι πρώτοι που αμφισβήτησαν την ορθότητα των αποτελεσμάτων του CAPM ήταν οι Black, Jensen και Scholes το 1972 οι οποίοι κατέληξαν ότι δικό τους μοντέλο δίνει διαφορετικές τιμές από το CAPM διότι χρησιμοποίησαν τον χρηματιστηριακό δείκτη αντί για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς ή επειδή δεν υπάρχει αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου. Επίσης, ο

Roll το 1977 υποστήριξε πως το CAPM ισχύει μόνο εάν το χαρτοφυλάκιο που μελετάται βρίσκεται πάνω στο αποδοτικό σύνορο και είναι αποδοτικό. Ακόμη, εάν ο χρηματιστηριακός δείκτης που χρησιμοποιείται δεν είναι αποδοτικός, δεν ικανοποιείται η σχέση απόδοση-κίνδυνος. Επιπλέον ο S. Basu το 1977, ο οποίος αναφέρει πως για τα αξιόγραφα για τα οποία οι επενδυτές έχουν υπερβολικές προσδοκίες, ο λόγος Price/Earnings (P/E) μπορεί να είναι δείκτης των μελλοντικών αποδόσεων σε αντίθεση με τη θεωρία του CAPM η οποία ισχυρίζεται πως μόνο ο συντελεστής βήτα και μόνο σχετίζεται με τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών. Τέλος, οι E. Fama και MacBeth το 1992-1993 τρέξαν τη διαστρωματική παλινδρόμηση $\overline{R}_p = \gamma_0 + \gamma_1\beta_p + \beta_p$ και κατέληξαν στο πόρισμα ότι ισχύει $\gamma_0 > r_f$ και $\gamma_1 < E(R_M) - r_f$ ενώ βάση του Υποδείγματος Περιουσιακών Στοιχείων θα έπρεπε να υπάρχει ισότητα στις δύο παραπάνω σχέσεις. Για την περίοδο από το 1941 έως το 1990, υποστήριζαν ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν μια αδύναμη σχέση με τους συντελεστές βήτα και για την περίοδο από το 1963-1990 η σχέση αυτή είναι ανύπαρκτη.

Όπως αναφέραμε και προηγουμένως, η θεωρία του CAPM ισχυρίζεται ότι μόνο ο συντελεστής βήτα σχετίζεται με τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών και καμία άλλη παράμετρος. Δημοσιεύθηκαν και αρκετές μελέτες οι οποίες δείχνουν ότι η μη ρεαλιστικότητα του CAPM οφείλεται στο γεγονός ότι προϋποθέτει τη θεώρηση πολλών απλουστεύσεων, οι οποίες δεν είναι εφαρμόσιμες στο πολύπλοκο σύγχρονο χρηματοοικονομικό διεθνές περιβάλλον. Παρόλα αυτά χρειάζεται επιπλέον έρευνα για να καταλήξουμε στον αν θα δεχθούμε ή θα απορρίψουμε τις ενστάσεις των «πολέμιων» του CAPM. Για παράδειγμα εάν χρησιμοποιήσουμε δεδομένα μέσα στην περίοδο 1927-2005 επιβεβαιώνεται η ισχύς του CAPM όπως επίσης και αν χρησιμοποιήσουμε ετήσιες αντί για μηνιαίες παρατηρήσεις.

Οι υποθέσεις ρεαλιστικότητας του Υποδείγματος Περιουσιακών Στοιχείων αναφέρονται σε μία τέλεια και αποτελεσματική αγορά κάτι που δεν συμβαίνει στην πραγματικότητα. Πιο συγκεκριμένα, όσον αφορά την υπόθεση που αναφέρει πως όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται οποιοδήποτε κεφάλαιο χωρίς περιορισμούς με το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

ο W. Sharpe παραθέτει επιχειρήματα τα οποία υποστηρίζουν πως κάτι τέτοιο δεν είναι ρεαλιστικό και πως μια τέτοια υπόθεση είναι ιδιαίτερα περιοριστική. Ο Fisher Black το 1972 πρότεινε κάποιες βελτιώσεις σχετικά με τη βελτίωση του Υποδείγματος Περιουσιακών Στοιχείων χωρίς δανεισμό στο επιτόκιο της αγοράς (r_{fr}) αλλά με τη δυνατότητα μικρών πωλήσεων περιουσιακών στοιχείων υψηλού κινδύνου. Η απαιτούμενη απόδοση οποιασδήποτε επένδυσης μπορεί σε αυτή την περίπτωση να εκφραστεί ως εξής:

$$r_i = r_z + (r_M - r_z)\beta_i \quad (2.27)$$

Όπου:

r_z = είναι η απαιτούμενη απόδοση των περιουσιακών στοιχείων που είναι ασυσχέτιστα με την αγορά.

Αν υπάρχουν περιουσιακά στοιχεία χωρίς κίνδυνο και δανεισμός στο επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, τότε το $r_z = r_{fr}$ καταλήγουμε στην εξίσωση του W. Sharpe.

Η εξίσωση για το μοντέλο αυτό, το οποίο ονομάζεται «Μοντέλο Δύο Παραγόντων», σε σχέση με το αρχικό Μοντέλο του Ενός Δείκτη δίνεται παρακάτω και αναπτύχθηκε απ' τους F. Black, M. Jensen και M. Scholes το 1972:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i r_M + (1 - \beta_i)r_z + \varepsilon_i \quad (2.28)$$

Πέραν αυτού υπάρχουν και άλλα μοντέλα βελτίωσης του Υποδείγματος CAPM, τα οποία περιλαμβάνουν ροπές 3^{ης} και 4^{ης} τάξης ώστε να διορθωθεί ο παράγοντας της μη κανονικότητας των αποδόσεων, κάτι που αποτελεί μία από τις βασικές προϋποθέσεις του CAPM.

2.7 Αποτελεσματικότητα Χαρτοφυλακίων

Όπως συνεχώς αναφέρουμε στόχος των επενδυτών είναι η επίτευξη της μεγιστοποίησης της χρησιμότητας, της μέγιστης δηλαδή δυνατής αναμενόμενης απόδοσης με τον ελάχιστο δυνατό κίνδυνο και σύμφωνα με το CAPM η αναμενόμενη αυτή απόδοση σχετίζεται γραμμικά με τον κίνδυνο των αποδόσεων. Το σύνολο όλων των πιθανών συνδυασμών της σχέσης κινδύνου-απόδοσης αναπαρίσταται με τη Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (CML) και

όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω σε αυτή ονομάζονται αποτελεσματικά ενώ όλα τα υπόλοιπα βρίσκονται κάτω από αυτή.

Έτσι, έχουμε ότι:

Απαιτούμενη απόδοση = Απόδοση χωρίς κίνδυνο + Ασφάλιστρο Κινδύνου
Μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε χαρτοφυλάκια με κοινά ή μη χαρακτηριστικά αλλά το ζητούμενο είναι η αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων.

Υπάρχουν πολλά μέτρα αξιολόγησης της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων όμως τα κυριότερα αυτών που θα αναλύσουμε στην πορεία είναι τα παρακάτω:

1. Ο δείκτης του Sharpe (1964)

Στηρίζεται στη γραμμή κεφαλαιαγοράς και μας δίνει την επιπλέον απόδοση που έχει το χαρτοφυλάκιο από την απόδοση ενός στοιχείου χωρίς κίνδυνο. Πιο συγκεκριμένα, υπολογίζει την ανταμοιβή του κινδύνου (risk premium) του χαρτοφυλακίου που μελετάμε ανά μονάδα συνολικού κινδύνου και προκύπτει από τη διαφορά της πραγματοποιηθείσας απόδοσης από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου διά την τυπική απόκλιση των αποδόσεων. Ο δείκτης αυτός λοιπόν ισούται με:

$$Sharpe = \frac{E(R_p) - r_f}{\sigma_p} \quad (2.29)$$

Όπου:

$E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου,

r_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο,

σ_p = η τυπική απόκλιση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου.

Όταν εξετάζουμε πολλά χαρτοφυλάκια, τα κατατάσσουμε και επιλέγουμε εκείνα με τον μεγαλύτερο δείκτη Sharpe.

2. Ο δείκτης του Treynor (1961)

Στηρίζεται στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων και μας δίνει την επιπλέον απόδοση που έχει το χαρτοφυλάκιο από την απόδοση ενός στοιχείου χωρίς κίνδυνο, μόνο που σε αυτή την

περίπτωση χρησιμοποιείται ο συστηματικός κίνδυνος. Προκύπτει από τη διαφορά της πραγματοποιηθείσας απόδοσης από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου διά την μεταβλητότητα των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, τον συντελεστή βήτα δηλαδή του χαρτοφυλακίου και αυτή είναι η μόνη διαφορά με τον δείκτη του Sharpe. Ο δείκτης Treynor ισούται με:

$$Treynor = \frac{E(R_p) - r_f}{\beta_p} \quad (2.30)$$

Όπου:

$E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου,

r_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο,

β_p = ο συντελεστής βήτα (συστηματικός κίνδυνος) του χαρτοφυλακίου.

3. Ο δείκτης του Jensen (1972)

Στηρίζεται και αυτός στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων και στον συντελεστή βήτα και μας δίνει σαφέστερη οικονομική ερμηνεία κάτι που δεν προσφέρουν οι προηγούμενοι δύο δείκτες. Μας δίνει μια απάντηση σχετικά με το πόσο μεγάλη ή μικρή είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου με βάση τον συστηματικό κίνδυνο. Η εξίσωση αυτού είναι η εξής:

$$\alpha_p = E(R_p) - r_f - (E(R_M) - r_f)\beta_p \quad (2.31)$$

Όπου:

α_p = το α του Jensen, η μη φυσιολογική απόδοση του χαρτοφυλακίου,

$E(R_p)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου,

r_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου χωρίς κίνδυνο,

β_p = ο συντελεστής βήτα (συστηματικός κίνδυνος) του χαρτοφυλακίου.

Ο συντελεστής α είναι μία σταθερά που ονομάζεται άλφα του Jensen και εκφράζει την υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου. Χρησιμοποιείται για να μετρήσει την αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων.

- Εάν $\alpha_p > 0$ αυτό σημαίνει ότι το χαρτοφυλάκιο που εξετάζεται είναι αποτελεσματικό και προσφέρει μεγαλύτερη απόδοση από την αναμενόμενη με βάση τον συστηματικό κίνδυνο.
- Εάν $\alpha_p = 0$, τότε το χαρτοφυλάκιο δεν προσφέρει θετική υπερβάλλουσα απόδοση και είναι αδιάφορο ως προς τους επενδυτές.
- Εάν $\alpha_p < 0$ σημαίνει πως το χαρτοφυλάκιο δεν είναι αποτελεσματικό και προσφέρει μικρότερη απόδοση από την αναμενόμενη και δεν προτιμάται από τους επενδυτές.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο

Προηγούμενες Εμπειρικές Μελέτες Σχετικά με τη Σταθερότητα του Συντελεστή Βήτα

On the Assessment of Risk

Journal of Finance

Marshall E. Blume (Mar. 1971)

Σε αυτό το άρθρο μελετάται εάν ο συντελεστής βήτα μπορεί να συμπεριληφθεί ως μέτρο κινδύνου καθώς και η σταθερότητα αυτού στο χρόνο. Το δείγμα που χρησιμοποίησε ο Blume περιλάμβανε μηνιαίες αποδόσεις μετοχών που εντάσσονται στον χρηματιστηριακό δείκτη NYSE και χώρισε τις υποπεριόδους σε έξι, με περίοδο εκτίμησης από τον Ιούλιο του 1926 έως και τον Ιούνιο του 1968. Ο αριθμός των εταιριών ήταν από 415 έως το μέγιστο 890. Απέδειξε λοιπόν ότι ο συντελεστής βήτα των χαρτοφυλακίων παραμένει σταθερός σε αντίθεση με τον συντελεστή βήτα των μετοχών που είναι ασταθής.

Αρχικά, ο Blume εκτίμησε τους συντελεστές βήτα για κάθε μετοχή και κατέταξε αυτούς κατά αύξουσα σειρά. Έτσι δημιούργησε χαρτοφυλάκια με η αριθμό μετοχών, όπου το η μπορεί να πάρει μόνο τις τιμές 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 και 100. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιείχε η αριθμό μετοχών με τις μικρότερες τιμές των συντελεστών βήτα, το δεύτερο με τις αμέσως επόμενες χαμηλότερες τιμές των βήτα και αυτό συνεχίστηκε έως ότου ο αριθμός των μετοχών να είναι μικρότερος του η και για τις επόμενες πέντε περιόδους. Το σύνολο των χαρτοφυλακίων ήταν 100 και τα οποία χωρίστηκαν σε πέντε ακόμη χαρτοφυλάκια.

Στη συνέχεια, έχοντας υπολογίσει τους συντελεστές βήτα των μετοχών ο Blume εκτίμησε τους συντελεστές συσχέτισης των χαρτοφυλακίων. Με βάση τα αποτελέσματα της πρώτης περιόδου, εκτίμησε τους συντελεστές συσχέτισης της δεύτερης περιόδου.

Τέλος, για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου έτρεξε κάποιες παλινδρομήσεις των συντελεστών βήτα για χρονική περίοδο t έως $t-1$. Αυτό

έγινε για τις επόμενες πέντε περιόδους χρησιμοποιώντας τη μέθοδο “Mean Squared Error” και με βάση τον τύπο
$$\frac{\sum (\beta_i - \beta_{i+1})^2}{n} \quad (3.1).$$

Σύμφωνα με τα παραπάνω, η έρευνα κατέληξε στο συμπέρασμα ότι τα χαρτοφυλάκια με χαμηλότερο ρίσκο παρουσίαζαν υψηλότερους συντελεστές βήτα στη δεύτερη περίοδο συγκριτικά με την πρώτη. Αντίστοιχα, αυτά με υψηλό κίνδυνο, εμφάνιζαν μικρότερους συντελεστές βήτα τη δεύτερη περίοδο. Κατέληξε ακόμα στο ότι υπάρχει μία τάση οι εκτιμώμενες τιμές των συντελεστών βήτα να πλησιάζουν το μέσο όρο με την πάροδο του χρόνου.

A Note on using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas.

Journal of Finance

Vasicek, O. A. (Dec. 1973)

Σε αυτό το άρθρο ο Vasicek ως δείγμα πήρε μετοχές από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1926-1968 και για την εκτίμηση των μελλοντικών συντελεστών βήτα χρησιμοποίησε τον σταθμικό μέσο όρο του μέσου βήτα όλων των μετοχών και του βήτα του συγκεκριμένου χρεογράφου την προηγούμενη περίοδο.

Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο Bayesian εκτίμησε τον συστηματικό κίνδυνο με βάση τον τύπο:

$$b_{i,p,t} = \frac{(\bar{b}_{e,t-1} / s_{e,t-1}^2) + (\bar{b}_{ie,t-1} / s_{ie,t-1}^2)}{(1/s_{e,t-1}^2) + (1/s_{ie,t-1}^2)} \quad (3.2)$$

Όπου:

$\bar{b}_{e,t-1}$ = οι εκτιμώμενοι μέσοι όροι του διατμηματικού συστηματικού κινδύνου την υποπερίοδο t-1,

$s_{e,t-1}^2$ = οι εκτιμώμενες διατμηματικές διακυμάνσεις του συστηματικού κινδύνου την υποπερίοδο t-1,

$\bar{b}_{ie,t-1}$ = ο συντελεστής του συστηματικού κινδύνου της μετοχής i ή του χαρτοφυλακίου i την υποπερίοδο t-1, χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα τη αγοράς (OLS),

$s_{ie,t-1}^2$ = οι εκτιμώμενες διακυμάνσεις του συστηματικού κινδύνου της μετοχής i ή του χαρτοφυλακίου i την υποπερίοδο $t-1$.

Έτσι, ο Vasicek κατέληξε στο ότι η εκτίμηση του σταθμικού μέσου του συντελεστή βήτα των μετοχών θα συγκλίνει προς τον μέσο των εκτιμήσεων των βήτα όλων των μετοχών του δείγματος για την υποπερίοδο $t-1$.

On the Assessment of Risk: Some Further Consideration

Journal of Finance

Jerome B. Baesel (Dec. 1974)

Ο Baesel στη μελέτη του χρησιμοποίησε ως δείγμα μηνιαίες αποδόσεις για 160 μετοχές από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για την περίοδο 1950-1967 και μελέτησε τη συμπεριφορά των συντελεστών βήτα σε σχέση με την περίοδο εκτίμησης.

Χρησιμοποίησε για τα αποτελέσματά του τη μέθοδο transition matrix όπου στην ουσία κατασκεύασε πίνακες που συμπεριλάμβαναν τις εκτιμήσεις οι οποίες ταξινομούνταν με βάση τον συντελεστή βήτα. Εν συνεχεία, έκανε έλεγχο υποθέσεων chi-squared (χ^2) βασιζόμενος στη μηδενική υπόθεση H_0 ότι η κατανομή που ακολουθείται είναι τυχαία. Έπειτα πραγματοποίησε εκτιμήσεις για διαφορετικές περιόδους εκτίμησης. Για 1 χρόνο, για 2, για 4, για 6 έως και 9 έτη όπου τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η σταθερότητα των συντελεστών βήτα για μεμονωμένες μετοχές αυξάνεται όταν αυξάνεται η περίοδος εκτίμησης.

Τέλος, ο Baesel κατέληξε στο συμπέρασμα πως όσο μεγαλύτερη είναι η περίοδος εκτίμησης για τον συντελεστή βήτα μεμονωμένων μετοχών, τόσο μεγαλύτερη και η στασιμότητα αυτού.

Οι Fabozzi και Francis στην εμπειρική τους μελέτη χρησιμοποίησαν ένα δείγμα από 73 μηνιαίες παρατηρήσεις για 700 μετοχές για την περίοδο από τον Δεκέμβριο του 1965 έως τον Δεκέμβριο του 1971 ώστε να μελετήσουν τη διαχρονική συμπεριφορά του συντελεστή βήτα σε ανοδικές και πτωτικές αγορές (bull and bear markets) και να καταλήξουν στο συμπέρασμα πως ο συντελεστής αυτός μεταβάλλεται στο χρόνο και δεν παραμένει σταθερός.

Το μοντέλο που χρησιμοποίησαν στην έρευνά τους ήταν το RCM σύμφωνα με τον Theil και ουσιαστικά ήθελαν να δείξουν εάν το Single Index Market Model (SIMM) είναι ένα RCM μοντέλο.

Έτσι, χρησιμοποιώντας το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα:

$$R_{it} = \alpha_i + b_i R_{mt} + e_{it}$$

Όπου:

R_{it} = η απόδοση της μετοχής i το χρόνο t ,

b_i = ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου,

R_{mt} = η απόδοση του δείκτη m της αγοράς το χρόνο t ,

e_{it} = το τυπικό σφάλμα.

Κατασκεύασαν το μοντέλο RCM το οποίο είχε ως εξής:

$$R_{it} = \alpha_i + B_i R_{mt} + w_{it}$$

Όπου:

$$w_{it} = (b_{it} - B_i) R_{mt} + e_{it}$$

B_i = ο μέσος συντελεστής βήτα για τη μετοχή i ώστε να ισχύει

$E(b_{it}) = B_i$ για διαφορετικές περιόδους n και

b_{it} = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i περίοδο t .

Για να εξετάσουν λοιπόν εάν το SIMM είναι ένα μοντέλο RCM, ήταν απαραίτητο να δείξουν εάν η $Var(b_i - B_i)$ είναι σημαντικά διάφορη του μηδενός.

Για αυτό, για να γίνει η εκτίμηση του βήτα έπρεπε να εκτιμηθεί η παρακάτω παλινδρόμηση πρώτα με τη μέθοδο OLS και τον πίνακα διακυμάνσεων-

συνδιακυμάνσεων και σε δεύτερο χρόνο με τη μέθοδο GLS και να γίνει έλεγχος υποθέσεων με t-test.

Η παλινδρόμηση ήταν:

$$\hat{\epsilon}_{it}^2 = \sigma_0^2 P_{it} + \sigma_1^2 Q_{it} + f_{it}$$

Όπου:

$\hat{\epsilon}_{it}^2$ = τα παρατηρούμενα τυπικά σφάλματα από τη μέθοδο OLS.

Τελικά, κατέληξαν ότι ο συντελεστής βήτα είναι μια τυχαία μεταβλητή που ακολουθεί μια στοχαστική διαδικασία και πως δεδομένου ότι η διακύμανση παραμένει σταθερή δημιουργείται πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας.

Τα αποτελέσματα λοιπόν της έρευνας των Fabozzi και Francis έδειξαν ότι το μέτρο του συστηματικού κινδύνου υπολογισμένο με το μοντέλο SIMM είναι μία τυχαία μεταβλητή. Η πραγματική τιμή του συντελεστή βήτα κινείται τυχαία ενώ ο συντελεστής βήτα υπολογιζόμενος με τη μέθοδο OLS είναι αμετάβλητος κατά την περίοδο της δειγματοληψίας και πως το αν η αγορά είναι ανοδική ή πτωτική δεν επηρεάζει τη συμπεριφορά των συντελεστών βήτα των μετοχών.

On the Estimation of Beta

Journal of Finance

Gordon J. Alexander & Norman L. Chervany (Mar. 1980)

Οι Gordon J. Alexander και Norman L. Chervany θέλησαν να μελετήσουν τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα και να συγκρίνουν τα αποτελέσματά τους με αυτά των ερευνών των Portel and Ezzel και του Blume. Ως δείγμα στην έρευνά τους χρησιμοποίησαν μηνιαίες αποδόσεις 500 κοινών μετοχών από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και από τον χρηματιστηριακό δείκτη S&P 500 για δύο διαφορετικές περιόδους. Η πρώτη από το 1962-1968 και η δεύτερη από το 1969-1975.

Κατασκεύασαν χαρτοφυλάκια τα οποία αποτελούνταν από 1,2,4,7,10,20,35, και 50 μετοχές αντίστοιχα οι οποίες σε πρώτη φάση επιλέχθηκαν τυχαία και σε δεύτερη, με τη διαδικασία της κατηγοριοποίησης βασιζόμενοι στους συντελεστές βήτα των μετοχών για την περίοδο 1962-1968.

Χρησιμοποίησαν το Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα:

$$R_{it} = a + bR_{mt} + e_{it}$$

Όπου:

R_{it} = η απόδοση της μετοχής i το χρόνο t ,

b = ο συντελεστής βήτα,

R_{mt} = η απόδοση του δείκτη m το χρόνο t ,

e_{it} = το τυπικό σφάλμα.

Εν κατακλείδι, οι Gordon J. Alexander και Norman L. Chervany κατέληξαν στο συμπέρασμα πως η τυπική απόκλιση των συντελεστών βήτα στα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν με τυχαιότητα μικραίνει όταν αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών. Ενώ αντίθετα, στα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν με τη διαδικασία της κατηγοριοποίησης δε συμβαίνει το ίδιο.

Beta Stationarity and Estimation Period: Some Analytical Results

Journal of Finance

Michael Theobald (Dec. 1981)

Ο Theobald στη μελέτη του κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η στασιμότητα του συντελεστή βήτα είναι μια αύξουσα συνάρτηση της χρονικής περιόδου που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Για να καταλήξει σε αυτό χρησιμοποίησε ως δείγμα 201 μετοχές από τη London Graduate School Stock Price Data Base για την περίοδο από το 1963 έως το 1972.

Για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος overlapping για διαφορετικά μήκη περιόδων εκτίμησης. Πιο συγκεκριμένα, η σχέση μεταξύ των συντελεστών συσχέτισης και των διαφορετικών μηκών περιόδων εκτίμησης θα διαλευκανθεί όταν ο συντελεστής βήτα θα υπολογιστεί σε 4 περιόδους μήκους N και σε 2 περιόδους μήκους $2N$. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα έγινε βάσει του Μονοπαραγοντικού Υποδείγματος και αργότερα ο Theobald γενίκευσε τη θεωρία του για μήκη δεδομένων μεγαλύτερα των $2N$. Αυτό που παρατηρήθηκε μελετώντας τα δεδομένα του ήταν πως όταν αύξανε τις παρατηρήσεις από 30 μήνες που είχε αρχικά, σε 60 μήνες αυξήθηκε ο συντελεστής βήτα ενώ ταυτόχρονα αυξήθηκαν και οι συντελεστές συσχέτισης και οι συντελεστές μεταβλητότητας του δείκτη.

Ουσιαστικά, ο Theobald τόνισε με τη μελέτη του πως το θέμα της χρονικής περιόδου εκτίμησης παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον και πως οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που στηρίζονται σε ιστορικά στοιχεία αρκετών ετών πιθανόν να διαφέρουν από τη πραγματικότητα.

More on Betas and a Random Coefficient

Journal of Finance

Gordon J. Alexander & P. George Benson (Mar. 1982)

Οι Gordon Alexander και George Benson χρησιμοποίησαν ως δείγμα αποδόσεις 683 μετοχών από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1960 έως τον Δεκέμβριο του 1971 ώστε να με εξετάσουν την αξιοπιστία της μελέτης των Fabozzi και Francis η οποία υποστήριξαν πως παρουσίαζε τεχνικά προβλήματα.

Στο μοντέλο των Fabozzi και Francis το οποίο περιγράφεται ως εξής:

$$R_{it} = a_i + B_i R_{mt} + w_{it}$$

Όπου:

$$w_{it} = (\beta_{it} - B_i)R_{mt} + \varepsilon_{it},$$

$$\beta_i \sim N(B_i, \sigma_{i1}^2),$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{i0}^2),$$

τα w και τα τυπικά σφάλματα ε ακολουθούν την κατανομή του Gauss. Χρησιμοποίησαν, αρχικά, για την μελέτη τους τον αλγόριθμο του Theil και τον quadratic GLS εκτιμητή. Έπειτα, για να ελέγξουν τη συνέπεια των εκτιμημένων συντελεστών βήτα χρησιμοποίησαν τεστ χ^2 ώστε να καταλήξουν στο συμπέρασμα πως οι Fabozzi και Francis δε χρησιμοποίησαν σωστά τη μέθοδο GLS και δεν έκαναν τα κατάλληλα τεστ για τη στατιστική σημαντικότητα του εκτιμητή.

Τέλος, το αποτέλεσμα της εμπειρικής μελέτης των Gordon Alexander και George Benson ήταν αντίθετο από αυτό των Fabozzi και Francis και έδειχνε πως ο συντελεστής βήτα είναι μεταβαλλόμενος και πως υπάρχει ανεξαρτησία μεταξύ των περιόδων.

Στόχος του άρθρου είναι να εξετάσει αν οι συντελεστές βήτα τόσο των μεμονωμένων μετοχών όσο και των χαρτοφυλακίων παραμένουν σταθεροί έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι διαφοροποιούνται σύμφωνα με τη διαδικασία AR(1), η οποία αποτελεί ένα σημαντικό μοντέλο για τη διαφορά των βήτα χρησιμοποιώντας μια διαφορετική μεθοδολογία από αυτές που έχουν χρησιμοποιηθεί από την πλειοψηφία των ερευνητών.

Ως δείγμα για την εμπειρική μελέτη χρησιμοποιήθηκαν μηνιαίες αποδόσεις Αυστραλιανών μετοχών οι οποίες συλλέχθηκαν από το CRIF του Australian Graduate School of Management (AGSM) και εξετάστηκαν δύο περίοδοι, από 01/1978 έως 12/1982 και από 01/1983 έως 09/1987. Στο πρώτο δείγμα συμπεριλήφθηκαν 159 μετοχές και στο δεύτερο 310 με την προϋπόθεση όταν είχαν συνεχή ιστορικά δεδομένα κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου. Επίσης, χρησιμοποιήθηκαν δύο σταθμισμένοι δείκτες που παρέχονται από το Price Relatives File και από το CRIF.

Όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια, κατασκευάστηκαν σύμφωνα με την αρχή της περιόδου κεφαλαιοποίησης και με τυχαία επιλογή. Τα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν με βάση την κεφαλαιοποίηση, εξετάστηκαν με 3 διαφορετικά μεγέθη. Δηλαδή με 5 περιουσιακά στοιχεία, με 10 και με 20. Έτσι, για την πρώτη περίοδο κατασκευάστηκαν στο σύνολο 35, 17 και 7 χαρτοφυλάκια αντίστοιχα και για τη δεύτερη 62, 31 και 15 χαρτοφυλάκια. Ενώ τα τυχαία κατασκευασμένα χαρτοφυλάκια ήταν 100 και στις δύο περιόδους με 10 περιουσιακά στοιχεία το καθένα.

Οι διακριτές αποδόσεις υπολογίστηκαν σύμφωνα με τον παρακάτω τύπο:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1} + D_{it}}{P_{it-1}}$$

Όπου:

P_{it} = η τιμή της μετοχής τη χρονική στιγμή t,

D_{it} = το μερίδιο που πληρώνεται από την εταιρεία i, χρονική στιγμή t.

Ενώ οι συνεχώς ανατοκιζόμενες αποδόσεις σύμφωνα με τον επόμενο:

$$R'_{it} = \ln(1 + R_{it})$$

Ο συντελεστής βήτα ποικίλει σύμφωνα με τη διαδικασία AR(1) και έτσι το μοντέλο της αγοράς μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{it} R_{mt} + e_{it}$$

Όπου:

$$\beta_{it} = \rho\beta_{it-1} + (1-\rho)\bar{\beta} + d_{it} \Leftrightarrow \beta_{it} = \bar{\beta} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j d_{it-j}$$

Για να εξεταστεί εάν τα βήτα των περιουσιακών στοιχείων είναι σταθερά ή όχι έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι ποικίλουν σύμφωνα με ένα μοντέλο AR(1) δε μπορούν να χρησιμοποιηθούν likelihood ratio tests διότι υπάρχει άγνωστη και απροσδιόριστη η παράμετρος ρ . Έτσι, χρησιμοποιήθηκε ένα εναλλακτικό τεστ με το οποίο μπορούσαν να ξεπεραστούν κάποια πιθανά προβλήματα και είναι γνωστό ως locally best invariant test (LBI) από τον King (1987) όπου εξετάστηκαν 3 διαφορετικές τιμές για την παράμετρο ρ : 0.2, 0.5 και 0.8.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν ήταν ότι στην περίπτωση των μεμονωμένων μετοχών, παρατηρήθηκε μεγαλύτερη αστάθεια όταν χρησιμοποιούνταν διακριτές αποδόσεις σε αντίθεση με τις συνεχώς ανατοκίζόμενες. Υπήρξαν, ακόμη, κάποιες ασθενέστερες ενδείξεις μεγαλύτερης αστάθειας όταν χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης της αγοράς value-weighted απ' ότι ο equally-weighted. Επίσης, φαίνεται ότι οι επιχειρήσεις με υψηλότερο κίνδυνο τείνουν να είναι λιγότερο σταθερές από αυτές με μικρότερο κίνδυνο. Δεν βρέθηκαν αρκετά στοιχεία ώστε να υπάρξει συσχέτιση μεταξύ του μεγέθους της επιχείρησης ή του τομέα που ανήκει με την αστάθεια των συντελεστών. Όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια, παρατηρήθηκε αύξηση της αστάθειας των βήτα όσο το μέγεθος αυτών αυξανόταν.

The Effect of Common Stock Beta Variability on the Variability of the Portfolio Beta

Journal of Finance

Herbert J. Weinraub & Bruce R. Kuhlman (1994)

Η μελέτη των Weinraub και Kuhlman εστιάζει στην επίδραση της μεταβλητότητας των συντελεστών βήτα των μετοχών στη μεταβλητότητα των

συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων. Χρησιμοποίησαν ένα δείγμα από ημερήσιες αποδόσεις 600 κοινών μετοχών από τη βάση δεδομένων CRSP NYSE/ASE για το διάστημα από τον Ιανουάριο του 1975 έως τον Δεκέμβριο του 1990 και εστίασαν στη μεταβλητότητα των συντελεστών βήτα των μεμονωμένων μετοχών και των χαρτοφυλακίων σχετικά με την περίοδο εκτίμησης.

Οι μετοχές συνδυάζονται σε μικρά χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας δύο μέτρα μέτρησης της μεταβλητότητας του συντελεστή βήτα για μεμονωμένες μετοχές τα οποία είναι η τυπική απόκλιση του συντελεστή βήτα, ως μέτρο απόλυτης μεταβλητότητας και ο συντελεστής διακύμανσης, ως μέτρο σχετικής μεταβλητότητας. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα είναι σημαντική και μπορεί να μεταβάλλεται και πως η μεταβλητότητα των βήτα των χαρτοφυλακίων μπορεί να είναι μια αντίστροφη συνάρτηση της αξίας του βήτα.

Σε πρώτη φάση, για κάθε μετοχή εκτιμήθηκαν σε ημερήσια βάση οι συντελεστές βήτα για διαστήματα από 30 μέχρι 180 ημέρες. Στη συνέχεια, οι μετοχές κατατάχθηκαν με βάση την τυπική απόκλιση του συντελεστή βήτα και τον συντελεστή μεταβολής. Οι 60 μετοχές με την μεγαλύτερη τυπική απόκλιση τοποθετήθηκαν στο πρώτο χαρτοφυλάκιο, οι επόμενες 60 στο δεύτερο και η διαδικασία συνεχίστηκε μέχρι να σχηματιστούν 10 χαρτοφυλάκια. Με τον ίδιο τρόπο κατασκευάστηκαν 20 χαρτοφυλάκια με 30 μετοχές το καθένα και 40 με 15 μετοχές έκαστος έως ότου σχηματιστούν 70 χαρτοφυλάκια διαφορετικού μεγέθους. Ακολουθώντας την ίδια τεχνική, σχηματίστηκαν 70 χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας και ταξινομώντας τον συντελεστή διακύμανσης.

Έπειτα, σύμφωνα με την τεχνική του Solnik, υπολογίστηκε ο βαθμός διαφοροποίησης ως εξής:

$$DOD_{SD} = 1 - SD / ASD \quad \text{και} \quad DOD_{CV} = 1 - CV / ACV$$

Όπου:

DOD = ο βαθμός διαφοροποίησης που μετριέται ως το ποσοστό της μεταβλητότητας του βήτα που εξάγεται από το σχηματισμό του χαρτοφυλακίου,

SD = η τυπική απόκλιση του βήτα του χαρτοφυλακίου την περίοδο εκτίμησης,

ASD = ο σταθμισμένος μέσος όρος των τυπικών αποκλίσεων των βήτα των μεμονωμένων μετοχών στο χαρτοφυλάκιο,

CV = ο συντελεστής διακύμανσης του βήτα του χαρτοφυλακίου την περίοδο εκτίμησης,

ACV = ο σταθμισμένος μέσος όρος των συντελεστών διακύμανσης των βήτα των μεμονωμένων μετοχών στο χαρτοφυλάκιο.

Για να προσεγγίσουν την κανονική κατανομή των μεταβλητών του δείγματος, κατασκευάστηκαν 35 τυχαία χαρτοφυλάκια με 60, 30 και 15 μετοχές το καθένα. Οι DOD_{SD} και DOD_{CV} υπολογίστηκαν για κάθε ένα από τα 35 τυχαία χαρτοφυλάκια, καθώς και η μέση DOD_{SD} και DOD_{CV} και οι τυπικές αποκλίσεις. Ακόμη, χρησιμοποιήθηκαν T-tests για να διευκρινιστεί εάν ο βαθμός διαφοροποίησης για τα πρώτα σχηματισμένα χαρτοφυλάκια είναι σημαντικά διαφορετικός από αυτόν που υπολογίστηκε για τα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν τυχαία. Τέλος, τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν οι Weinraub και Kuhlman ήταν:

Πρώτον: Η μείωση της μεταβλητότητας του συντελεστή βήτα των χαρτοφυλακίων δεν επιτυγχάνεται συμπεριλαμβάνοντας στο χαρτοφυλάκιο μεμονωμένες μετοχές που έχουν μικρή μεταβλητότητα στα βήτα τους.

Δεύτερον: Μετοχές με χαμηλό συντελεστή βήτα παρουσιάζουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα του βήτα τους.

Σημαντικό είναι το γεγονός πως συνδυάζοντας μετοχές με μικρό συντελεστή βήτα οδηγούμαστε σε σημαντική μείωση της μεταβλητότητας των βήτα των χαρτοφυλακίων. Ωστόσο, δεν επιβεβαιώνεται ο ισχυρισμός πως η αστάθεια του συντελεστή βήτα οφείλεται στο μικρό μέγεθος ενός χαρτοφυλακίου ή αν είναι αποτέλεσμα του σχετικού μεγέθους του συντελεστή βήτα.

Time Varying Beta Risk for the Stocks of the Athens Stock Exchange: A Multivariate Approach

Athens University of Economics and Business Department of Business Administration

Argyrios Volis, George Karathanassis & Panayiotis Diamantis (June 2003)

Στο παρόν άρθρο οι συγγραφείς εξετάζουν τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα για μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών και τον αντίκτυπο που πιθανόν να έχουν τα ευρήματα στη θεωρία

χαρτοφυλακίου, επαναξιολογώντας τα βήματα για την κατασκευή χαρτοφυλακίων, χωρίζοντας την περίοδο σε 3 υποπεριόδους καθώς συμπεράναν πως οι υποπεριόδοι διαδραματίζουν σημαντικό ρόλο στο beta risk.

Διερευνώνται τα συστατικά του beta risk και πως αυτά μεταβάλλονται στις διάφορες χρονικές περιόδους. Έγινε χρήση ψευδομεταβλητών ώστε να προσδιοριστεί το πώς αλλάζουν τα βήματα στις διαφορετικές χρονικές περιόδους. Εξετάζουν εάν το ασφάλιστρο κινδύνου αυξάνεται, μειώνεται ή παραμένει σταθερό στις υποπεριόδους ενσωματώνοντας στη συνέχεια και φαινόμενο της Δευτέρας ώστε να προσδιορίσουν εάν το φαινόμενο αυτό επηρεάζει το ασφάλιστρο κινδύνου των μετοχών.

Αρχικά, χρησιμοποιήθηκε το CAPM προκειμένου να εκτιμηθεί η αναμενόμενη πλεονάζουσα απόδοση βασισμένη στον συστηματικό κίνδυνο, το οποίο περιγράφεται ως εξής:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + e_{it}$$

Όπου:

r_{it} = οι πραγματοποιηθείσες υπερβάλλουσες αποδόσεις της μετοχής i , τη χρονική στιγμή t ,

r_{mt} = οι πραγματοποιηθείσες υπερβάλλουσες αποδόσεις του δείκτη της αγοράς, τη χρονική στιγμή t .

Αντί να χρησιμοποιούνται οι πραγματοποιηθείσες υπερβάλλουσες αποδόσεις, εισήχθη το Μοντέλο της Αγοράς στο οποίο χρησιμοποιούνται οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις και περιγράφεται ως εξής:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + e_{it}$$

Όπου:

r_{it} = οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις της μετοχής i , τη χρονική στιγμή t ,

r_{mt} = οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις του δείκτη της αγοράς, τη χρονική στιγμή t .

Από το μοντέλο αυτό προκύπτει πως το beta risk που καθορίζει το ασφαλιστρο κινδύνου παραμένει διαχρονικά σταθερό. Γεγονός το οποίο αμφισβήτησαν παλαιότερες έρευνες που απέδειξαν ότι το βήτα δεν παραμένει σταθερό στη διάρκεια του χρόνου ιδιαίτερα όταν οι περίοδοι εκτίμησης είναι αρκετά μεγάλες.

Ένας εναλλακτικός τρόπος υπολογισμού του beta risk και του ασφαλιστρο κινδύνου κατ επέκταση, είναι ως συνάρτηση χρόνου η οποία περιγράφεται παρακάτω:

$$\beta_{it} = f(X_t)$$

Όπου:

X_t = μεταβλητές που καθορίζονται για να εξηγήσουν τη χρονική διακύμανση του beta risk.

Ένας τρόπος μέτρησης του χρονικά μεταβαλλόμενου βήτα είναι να ληφθεί υπόψη ένα μέσο βήτα το οποίο αναμένεται να αλλάζει.

Το δείγμα αποτελείται από ημερήσιες συνεχώς ανατοκίζόμενες αποδόσεις για 138 εταιρείες και η περίοδος δειγματοληψίας είναι μια περίοδος 8 ετών, από τον Ιανουάριο του 1994 έως τον Ιούλιο του 2002 η οποία χωρίζεται σε 3 υποπεριόδους που διαμορφώνονται ως εξής:

1. Ιανουάριος 1994 έως 14 Μαρτίου 1998
2. 14 Μαρτίου 1998 έως 17 Σεπτεμβρίου 1999
3. 17 Σεπτεμβρίου έως το τέλος της περιόδου δειγματοληψίας το 2002

Ο διαχωρισμός των περιόδων έγινε με κριτήριο κάποιους παράγοντες που επηρέασαν το Χρηματιστήριο Αθηνών.

Στη συνέχεια χρησιμοποιήθηκε μια σειρά από ψευδομεταβλητές ώστε να περιγραφεί η μεταβλητότητα των βήτα και προκειμένου να αποφευχθεί η επίδραση της αυτοσυσχέτισης.

Σε επόμενο στάδιο, προσδιορίζονται οι παράγοντες που επηρεάζουν το βήτα με τη μόνη μεταβλητή που συμπεριλαμβάνεται να είναι οι αποδόσεις της αγοράς και το μοντέλο να διαμορφώνεται ως εξής:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + c_0 r_{mt}^2 + e_{it}$$

Μετοχές με αυξανόμενα βήτα σε μια ανερχόμενη αγορά θα παρουσιάζουν θετικό συντελεστή c_0 ενώ μετοχές με μειούμενα βήτα σε πτωτικές αγορές, αρνητικό.

Επιπλέον, μία από τις πιο συνηθισμένες ανωμαλίες στις κεφαλαιαγορές είναι η επίδραση του day of the week και πιο συγκεκριμένα το φαινόμενο της Δευτέρας. Για να ελεγχθεί εάν υπάρχει επίδραση αυτού του φαινομένου, έτρεξαν την ακόλουθη παλινδρόμηση χρησιμοποιώντας ψευδομεταβλητές:

$$r_{it} = b_1 D_1 + b_2 D_2 + b_3 D_3 + b_4 D_4 + b_5 D_5 + e_t$$

Όπου:

r_{it} = οι αποδόσεις της μετοχής i ,

$D_{1...5}$ = η δυαδική μεταβλητή η οποία παίρνει την τιμή 1 τη Δευτέρα έως την τιμή 5 την Παρασκευή, αλλιώς παίρνει την τιμή 0.

Εάν κάποιος από τους συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικός, σημαίνει ότι εκείνη την ημέρα αναμένουμε να έχουμε κέρδος ή ζημία.

Έτσι το μοντέλο τώρα είναι της μορφής:

$$r_{it} = \alpha_i + b_{0i} r_{mt} + b_{1i} D_1 r_{mt} + e_{it}$$

Εάν συνδυαστούν όλοι οι παράγοντες που προαναφέρθηκαν παράγεται ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο για την εκτίμηση του βήτα, όπου το βήτα είναι συνάρτηση της χρονικής περιόδου που ερευνάται, του μεγέθους των αποδόσεων της αγοράς και της επίδρασης του φαινομένου της Δευτέρας εάν υπάρχει και περιγράφεται ως εξής:

$$r_{it} = \alpha_i + b_{0i} r_{mt} + b_{1i} D_1 r_{mt} + b_{2i} D_2 r_{mt} + b_{3i} D_3 r_{mt} + c_{0i} r_{mt}^2 + c_{1i} D_1 r_{mt}^2 + c_{2i} D_2 r_{mt}^2 + c_{3i} D_3 r_{mt}^2$$

Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξαν εξετάζοντας τους διάφορους κλάδους ήταν πως είναι σαφές ότι η συμπεριφορά των αποδόσεων και συνεπώς των μετοχών μεταβάλλεται και πως οι συνθήκες της αγοράς έχουν μεγαλύτερο αντίκτυπο στο beta risk όταν αυτό μειώνεται παρά όταν αυξάνεται. Έτσι αυτό το μοντέλο αποτέλεσε ένα σημαντικό εργαλείο για τους επενδυτές όσον αφορά την κατασκευή χαρτοφυλακίων καθώς και για την επενδυτική στρατηγική που επιθυμούν να ακολουθήσουν. Το βασικό συμπέρασμα είναι ότι για μια

αναδυόμενη αγορά, ο κίνδυνος (βήτα) των κλάδων και των εταιρειών αυξάνεται κατά μέσο όρο όταν η αγορά πέφτει.

An Investigation of Beta Instability in the Istanbul Stock Exchange

Faculty of Economics & Administrative Sciences

Bogazici University

Attila Odabasi (June 2003)

Στόχος του Attila Odabasi σε αυτό το άρθρο είναι να ερευνήσει το θέμα της σταθερότητας του βήτα στο Πανεπιστήμιο της Κωνσταντινούπολης από το 1992 έως το 1999. Η έρευνα διενεργείται για μεμονωμένες μετοχές για ολόκληρη την περίοδο του δείγματος και για υποπεριόδους αυτής. Από τα αποτελέσματα φαίνεται ότι ο συντελεστής βήτα διαφοροποιείται στο χρόνο για διάστημα 4 ετών στο ISE. Επιπλέον, η συχνότητα εμφάνισης αστάθειας του βήτα μειώνεται καθώς η περίοδος εκτίμησης μειώνεται από 8 έτη σε 1. Τα συμπεράσματα μπορούν να εξηγηθούν από τις γρήγορες αλλαγές στις επιχειρήσεις και στην αγοράς της Τουρκίας.

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι σημαντική για πολλές εφαρμογές στα χρηματοοικονομικά, όπως για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, για τα μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων και τον καθορισμό στρατηγικών διαπραγμάτευσης. Βασιζόμενοι στο CAPM, υποθέτουμε ότι το σχετικό μέτρο κινδύνου για ένα περιουσιακό στοιχείο είναι ο συστηματικός κίνδυνος ή βήτα επειδή οποιαδήποτε άλλα μέτρα κινδύνου εξαλείφονται μέσω της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου. Για την εκτίμηση του βήτα συνήθως χρησιμοποιείται η OLS παλινδρόμηση βασισμένη στις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς. Με βάση το CAPM, το βήτα εμφανίζεται να είναι σταθερό στο χρόνο. Παρόλα αυτά, παλαιότερες μελέτες έδειξαν ότι το βήτα εμφανίζεται μεταβαλλόμενο στο χρόνο.

Σε αυτό το άρθρο, προσδιορίζεται επίσης ο βαθμός της μεταβλητότητας του συντελεστή βήτα στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης. Εν αντιθέσει με άλλες έρευνες που χρησιμοποιούνται μηνιαία δεδομένα, σε αυτή χρησιμοποιούνται εβδομαδιαία και οι υποπεριόδοι που εξετάζονται είναι ενός ή δύο ετών αντί για τέσσερα ή περισσότερα έτη. Παρά τις διαφορές αυτές,

παρατηρείται αστάθεια του συντελεστή βήτα όπως και στις υπόλοιπες ανεπτυγμένες και αναδυόμενες αγορές. Όσον αφορά το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε για τη συγκεκριμένη μελέτη, λήφθηκε από το CARF και περιλάμβανε τις ημερήσιες τιμές όλων των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης όπου λήφθηκαν υπόψη και τα μερίσματα. Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας την τιμή κλεισίματος κάθε Παρασκευή και οι μηνιαίες χρησιμοποιώντας την τιμή κλεισίματος της τελευταίας μέρας κάθε μήνα. Στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης διαπραγματεύονται περίπου 300 μετοχές αλλά οι περισσότερες εισήχθησαν τα τελευταία χρόνια. Έτσι, χρησιμοποιήθηκαν μόνο οι 100 που έχουν συνεχή δεδομένα την περίοδο 1992-1999 και ο χρηματιστηριακός δείκτης ISE100. Όσον αφορά τη μεθοδολογία, ο συστηματικός κίνδυνος για μία μετοχή υπολογίζεται με βάση τη μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων στο μοντέλο της αγοράς:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it}$$

Όπου:

R_{it}, R_{mt} = αποδόσεις της μετοχής και του δείκτη την περίοδο t

u_{it} = το τυπικό σφάλμα

Οι συντελεστές α_i και β_i θεωρούνται συνεχείς και όχι μεταβαλλόμενοι στο χρόνο και το $\beta_{it} = \beta$ για όλα τα t, σύμφωνα με το constant parameter market model. Για να γίνει μοντελοποίηση της μεταβλητότητας του συντελεστή βήτα χρησιμοποιείται το random coefficient model βάση του οποίου ισχύει:

$$\beta_{it} = \bar{\beta} + e_t$$

Όπου:

e_t = συνεχείς ασυσχέτιστες μεταβλητές με μέσο 0 και διακύμανση σ^2 .

Εάν το βήτα ακολουθεί το μοντέλο των Hildreth and Houck, το τυπικό σφάλμα γίνεται ετεροσκεδαστικό αν υπάρχουν ανεξάρτητες μεταβλητές z_1, z_2, \dots, z_r που επηρεάζουν τη διακύμανση του σφάλματος και η ετεροσκεδαστικότητα δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 f(\alpha_0 + \alpha_1 z_{1t} + \alpha_2 z_{2t} + \dots + \alpha_r z_{rt})$$

Για τον έλεγχο της ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας, χρησιμοποιείται το τεστ Lagrange Multiplier και ως μηδενική υπόθεση θεωρείται η $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_r = 0$.

Στη συνέχεια, έτρεξαν την παλινδρόμηση u_t^2 / σ^2 στο z_{it} , υπολόγισαν τις αποδόσεις των μετοχών και τους συντελεστές βήτα των μετοχών. Σε πρώτη φάση η περίοδος των 8 ετών χωρίστηκε σε 8 υποπεριόδους του ενός έτους και υπολογίστηκαν 8 βήτα για κάθε μετοχή. Έπειτα η διαδικασία επαναλαμβανόταν για να παραχθούν 4 βήτα για μια περίοδο 2 ετών και 2 βήτα για περίοδο εκτίμησης 4 ετών για κάθε μετοχή. Βάση των αποτελεσμάτων, το μέσο ετήσιο βήτα φαίνεται να είναι μικρότερο της μονάδας. Οι διακυμάνσεις στα βήτα γίνονται μεγαλύτερες καθώς η περίοδος εκτίμησης γίνεται μικρότερη, όπως στατιστικά αναμένεται. Είναι εμφανές ότι παρατηρείται αστάθεια του συντελεστή βήτα κατά την περίοδο 1992-1993.

Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγει ο Attila είναι τα εξής:

Πρώτον: Η Τούρκικη αγορά δε διαφέρει από τις υπόλοιπες αναδυόμενες και ανεπτυγμένες αγορές σχετικά με τη μεταβλητότητα των συντελεστών βήτα. Τα βήτα είναι μεταβαλλόμενα στο χρόνο στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης.

Δεύτερον: Η συχνότητα εμφάνισης της αστάθειας του βήτα είναι γύρω στο 80% για ολόκληρο το διάστημα των 8 ετών, το οποίο θεωρείται ένα υψηλό ποσοστό. Αντίστοιχα, το ποσοστό για τις υποπεριόδους των 4 ετών είναι 65%.

Τρίτον: Η επίπτωση της αστάθειας του βήτα μειώνεται όσο η υποπερίοδος εκτίμησης μικραίνει.

Τέλος, τα αποτελέσματα δεν επηρεάζονται από το αν οι συντελεστές βήτα εκτιμώνται με την παλινδρόμηση OLS ή με τη μέθοδο του Dimson. Όμως επηρεάζονται από τη μικρή περίοδο εκτίμησης και από το μικρό δείγμα εταιρειών που χρησιμοποιήθηκε.

Οι Davies και Thompson στο άρθρο τους χρησιμοποίησαν ως δείγμα 38 κλάδους οι οποίοι αποτελούνταν από όλες τις μετοχές που ήταν εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου, ώστε να μελετήσουν τη συμπεριφορά του συντελεστή βήτα στο χρόνο με περίοδο εκτίμησης από το 1986 έως το 1999.

Μελετήθηκε η τάση των συντελεστών βήτα σε διάφορες φάσεις της οικονομικής δραστηριότητας καθώς και ποια η επίδραση του κραχ του Χρηματιστηρίου το 1987 και της συγχώνευσης LIFFE/Euronext το 1999 στους συντελεστές αυτούς. Οι αρχικές εκτιμήσεις έγιναν χρησιμοποιώντας τη μέθοδο OLS, αλλά όπου παρατηρήθηκε ύπαρξη αποτελεσμάτων ARCH, χρησιμοποιήθηκε η μεθοδολογία GARCH. Επίσης, για την προαναφερθείσα μελέτη έγινε χρήση ψευδομεταβλητών οι οποίες έπαιρναν τις τιμές 0 ή 1.

Σε επόμενο βήμα, εξέτασαν εάν οι αποδόσεις για κάθε κλάδο αποτελούν μια στάσιμη στοχαστική διαδικασία. Ο έλεγχος στασιμότητας έγινε με τον έλεγχο Dickey-Fuller όπου ως μηδενική υπόθεση θεωρήθηκε η $H_0: \beta=0$. Ακόμη, πραγματοποιήθηκε έλεγχος για αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα όπου χρησιμοποιήθηκαν lag μεταβλητές για την ελαχιστοποίηση της αυτοσυσχέτισης. Όπου παρατηρήθηκε ασταθής διακύμανση στα κατάλοιπα, χρησιμοποιήθηκε για τις εκτιμήσεις ένα μοντέλο GARCH(1,1).

Έτσι από τις εκτιμήσεις για τους συντελεστές βήτα για 38 κλάδους έχουμε πως για τους 21 οι εκτιμήσεις έγιναν με τη χρήση του Κλασικού Υποδείγματος της Αγοράς. Για 5 προέκυψε αυτοσυσχέτιση στα κατάλοιπα και χρησιμοποιήθηκαν χρονικές υστερήσεις lag της εξαρτημένης μεταβλητής ως ανεξάρτητες για τις εκτιμήσεις. Για 9 προέκυψε ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα και για 3 προέκυψε και αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα, οπότε χρησιμοποιήθηκε η Εξίσωση Δεσμευμένου Μέσου με χρονικές υστερήσεις lag.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν οι Davies και Thompson είναι τα εξής:

Περίπου το 20% των συντελεστών βήτα φαίνεται να διαφέρει κατά τη διάρκεια του εμπορικού κύκλου. Η διακύμανση της εξίσωσης εκτίμησης των

βήτα διαφέρει σε ποσοστό 45% από τις εκτιμήσεις GARCH. Το κραχ στο Χρηματιστήριο το 1987 φαίνεται να έχει πολύ μικρές επιπτώσεις στα βήτα. Η συγχώνευση LIFFE/Euronext φαίνεται να έχει και αυτή επιπτώσεις μικρού μεγέθους στους συντελεστές βήτα.

Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul Stock Exchange

Faculty of Economics & Administrative Sciences

Bogazici University

Attila Odabasi (Dec. 2003)

Σε αυτή την εμπειρική μελέτη ο Attila Odabasi μελετά τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα στο χρόνο και την επίδραση που έχει στην εκτίμηση των βήτα το διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών για το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης.

Ως δείγμα, όπως αναφέρθηκε και στο προηγούμενο άρθρο του, χρησιμοποιήθηκαν 100 μετοχές από τις 300 που συμπεριλαμβάνονται στον ISE οι οποίες είχαν συνεχόμενα δεδομένα για την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1992 έως τον Δεκέμβριο του 1999.

Τα ημερήσια δεδομένα λήφθηκαν από τον ISE τα οποία προσαρμόστηκαν με βάση την κεφαλαιοποίηση και τα μερίσματα. Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν η χρήση εβδομαδιαίου και μηνιαίου εύρους για τον υπολογισμό των αποδόσεων των 100 μετοχών. Οι εβδομαδιαίες αποδόσεις υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας την τιμή κλεισίματος της μετοχής την τελευταία Παρασκευή κάθε εβδομάδας. Οι μηνιαίες αποδόσεις υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας την τελευταία εργάσιμη μέρα κάθε μήνα. Όσον αφορά την απόδοση του δείκτη της αγοράς, αξιολογείται με τον δείκτη ISE100 του οποίου η αξία είναι σταθμισμένη με τις τιμές κλεισίματος των κοινών μετοχών.

Οι αποδόσεις υπολογίστηκαν με βάση τον παρακάτω τύπο:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{t-1}) / P_{t-1}$$

Όπου το P_{it} αντικατοπτρίζει την τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t .

Οι συντελεστές βήτα υπολογίστηκαν χρησιμοποιώντας το παρακάτω μοντέλο:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it}$$

Όπου το R_{mt} υποδηλώνει την απόδοση του δείκτη ISE100 τη χρονική στιγμή t . Η εκτίμηση των συντελεστών βήτα πραγματοποιήθηκε για μια σειρά περιόδων. Όσον αφορά τις εβδομαδιαίες αποδόσεις, η περίοδος εκτίμησης ήταν από το ¼ του έτους έως τα 4 έτη, ενώ για τις μηνιαίες η περίοδος εκτίμησης ήταν από 1 έως 4 έτη.

Ο Attila Odabasi υποστήριξε πως οι εταιρείες και η αγορά μεταβάλλονται σημαντικά πέρα των μικρών χρονικών περιόδων εκτίμησης και τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξε είναι τα εξής:

Πρώτον: Η σταθερότητα των συντελεστών βήτα φαίνεται να είναι εξαρτημένη από την περίοδο εκτίμησης των αποδόσεων. Στην περίπτωση των εβδομαδιαίων αποδόσεων, πιο σταθεροί συντελεστές βήτα παρουσιάστηκαν για περίοδο εκτίμησης άνω των 2 ετών ενώ για την περίπτωση των μηνιαίων αποδόσεων, για περίοδο εκτίμησης 4 ετών.

Δεύτερον: Η ανάλυση των χαρτοφυλακίων συνεπάγεται ότι η διαφοροποίηση και η σταθερότητα του βήτα έχουν θετική συσχέτιση μεταξύ τους.

Τρίτον: Οι συντελεστές βήτα έχουν την τάση να παλινδρομούν προς το μέσο.

Stability in the ISE: Betas for Stocks and Portfolios

METU Studies in Development

Adil Oran & Ugur Soytaş (Feb. 2010)

Στην παρούσα μελέτη οι Oran και Soytaş εξέτασαν τα χαρακτηριστικά και τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα για 500 μεμονωμένες μετοχές και 500 χαρτοφυλάκια των 10 μετοχών το καθένα από το Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης.

Ως δείγμα χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιες λογαριθμικές αποδόσεις από τις τιμές κλεισίματος για την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1996 έως τον Ιούνιο του 2007. Δε συμπεριέλαβαν δεδομένα πριν από το 1996 λόγω του thin and infrequent trading. Μετοχές οι οποίες δεν διαπραγματεύονταν για 5 ή περισσότερες ημέρες, δε συμπεριλήφθηκαν στο δείγμα ενώ όσες δεν είχαν δεδομένα για λιγότερες από 5 ημέρες συμπεριλήφθηκαν και δόθηκε μηδενική τιμή. Έτσι ο αριθμός των μετοχών που συμπεριλήφθηκαν αρχικά από το 1996

ήταν 174 αλλά σταδιακά αυξήθηκε στις 252 για περίοδο που ξεκινά από το 2005.

Αρχικά, εκτιμώνται τα βήτα και οι μεταβολές στα βήτα με το Μοντέλο της Αγοράς και τη μέθοδο OLS με βάση τις λογαριθμικές αποδόσεις. Στη συνέχεια, για τις μεταβολές των βήτα χρησιμοποιήθηκε ένα διωνυμικό τεστ και παρότι αποδείχθηκε ότι υπάρχει μια σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και των αποδόσεων των μετοχών και των χαρτοφυλακίων, δεν αποδείχθηκε ότι αυτές οι σχέσεις είναι σταθερές. Και επίσης, δεν έχουν βρεθεί στοιχεία ότι τα βήτα των χαρτοφυλακίων είναι πιο σταθερά από τα βήτα των μεμονωμένων μετοχών. Στο πρώτο μέρος της ανάλυσής τους εξέτασαν τα χαρακτηριστικά των βήτα των μεμονωμένων μετοχών και στο δεύτερο τα χαρακτηριστικά των βήτα για τα χαρτοφυλάκια. Για το πρώτο μέρος, χρησιμοποιήθηκαν 500 workday window γύρω από την ημερομηνία έρευνας και ο χρηματιστηριακός δείκτης που χρησιμοποιήθηκε ήταν ο ISE100. Για το δεύτερο μέρος, η διαδικασία επαναλήφθηκε για τα 500 χαρτοφυλάκια τα οποία κατασκευάστηκαν από 10 μετοχές οι οποίες επιλέχθηκαν τυχαία. Για να ελέγξουν για την αστάθεια των συντελεστών βήτα χρησιμοποιήθηκε ένα εξελιγμένο μοντέλο αγοράς καθώς και η χρήση ψευδομεταβλητών ήταν μέρος αυτού. Το μοντέλο είχε ως εξής:

$$R_{it} = \alpha_{1i} + \beta_{1i}R_{mt} + \alpha_{2i}D + \beta_{2i}DR_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Η ψευδομεταβλητή D παίρνει την τιμή 0 πριν την ημερομηνία ενδιαφέροντος και την τιμή 1 μετά από αυτή. Η αλληλεπίδραση μεταξύ των ψευδομεταβλητών και των αποδόσεων της αγοράς είναι το επίκεντρο της ανάλυσης καθώς η στατιστική σημαντικότητα αυτών συνεπάγεται την αστάθεια στις εκτιμήσεις των βήτα και γι' αυτό το λόγο εξετάστηκαν 5 μηδενικές υποθέσεις. Οι Oron και Soytas κατέληξαν στο γεγονός ότι υπάρχει σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και των μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων ωστόσο δεν βρέθηκαν στοιχεία που να υποδηλώνουν πως αυτές οι σχέσεις είναι σταθερές στο χρόνο.

Η εκτίμηση της σταθερότητας του βήτα, της μεροληψίας και της αξιοπιστίας αποτελούν το επίκεντρο της έρευνας στον τομέα των χρηματοοικονομικών από την ανάπτυξη του CAPM από τον Sharpe. Το βήτα, μία από τις παραμέτρους παλινδρόμησης χρονοσειρών, παίζει βασικό ρόλο στις εφαρμογές του CAPM. Το βήτα συνήθως εκτιμάται με το μοντέλο της αγοράς MM το οποίο είναι ένα στατιστικό μοντέλο που συνδέει την απόδοση μιας μετοχής με την απόδοση του δείκτη της αγοράς. Φαίνεται πως το βήτα που εκτιμάται με το μοντέλο MM δεν είναι σταθερό στο χρόνο. Η σταθερότητα μπορεί να βελτιωθεί με τις αυτοπαλίνδρομες μεθόδους προσαρμογής του Blume και του Vasicek. Οι στόχοι αυτών των μεθόδων βασίζονται στην τάση των συντελεστών βήτα να μεταβάλλονται μεταξύ διαδοχικών περιόδων.

Στόχος του Mensah στην παρούσα μελέτη είναι να εξετάσει την απόδοση των εναλλακτικών τεχνικών εκτίμησης του βήτα με δείγμα ένα σύνολο δεδομένων από το Χρηματιστήριο Αξιών των Βρυξελλών του 19^{ου} αιώνα. Τα βήτα για μεμονωμένες μετοχές και για χαρτοφυλάκια εκτιμημένα με διάφορες τεχνικές θα συγκριθούν με την προγνωστική τους ακρίβεια. Τα κριτήρια της ρίζας του μέσου τετραγωνικού σφάλματος (RMSE) και του μέσου απόλυτου σφάλματος (MAE) χρησιμοποιούνται ως πρόβλεψη σφάλματος των διάφορων τεχνικών. Τα δεδομένα του 19^{ου} αιώνα που χρησιμοποιήθηκαν είναι ένα καλό δείγμα για να προσδιοριστεί αν οι συντελεστές βήτα πριν το 1914 παρουσιάζουν παρόμοια πρότυπα με τα βήτα μετά το 1914.

Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα έγινε σύμφωνα με το μοντέλο της αγοράς:

$$R_{jp} = \alpha_j + \beta_j R_{mp} + \varepsilon_{jp}$$

Όπου:

R_{jp} = η απόδοση της μετοχής j τη χρονική περίοδο p ,

R_{mp} = η απόδοση του δείκτη m της αγοράς τη χρονική περίοδο p ,

α_j, β_j = παράμετροι,

ε_{jp} = το τυπικό σφάλμα

$$E(\varepsilon_{jp}) = 0 \text{ και } Var(\varepsilon_{jp}) = \sigma_{\varepsilon_j}.$$

Για τη βελτίωση της πρόβλεψης των συντελεστών βήτα χρησιμοποιήθηκε μια cross sectional παλινδρόμηση. Η μέθοδος του Dimson βασίζεται σε μία πολλαπλή παλινδρόμηση και το βήτα του Dimson υπολογίζεται βάσει της παρακάτω σχέσης:

$$B_{\text{dim}} = \sum_{i=-3}^3 \beta_i$$

Το παρόν άρθρο αξιολογεί τη σχετική απόδοση διαφορετικών μεθόδων εκτίμησης των βήτα με βάση την ικανότητά τους να προβλέψουν τα μελλοντικά βήτα στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών τον 19^ο αιώνα. Η ανάλυση των διαφορετικών τεχνικών εκτίμησης των βήτα δηλώνει ότι το βήτα που εκτιμάται με το μοντέλο της αγοράς δεν είναι σταθερό στο χρόνο. Πιο συγκεκριμένα, για μεμονωμένες μετοχές, το μοντέλο της αγοράς για την εκτίμηση των βήτα είναι αδύναμο να προβλέψει το μελλοντικό βήτα. Η προβλεψιμότητα μπορεί να βελτιωθεί κατασκευάζοντας ένα χαρτοφυλάκιο με 10 ή περισσότερες μετοχές ή την προσαρμογή των βήτα με τις αυτοπαλινδρομες τεχνικές των Vasicek και Blume. Η μελέτη δε δείχνει καμία σημαντική διαφορά μεταξύ των προσαρμοσμένων βήτα των Blume και Vasicek όσον αφορά την προβλεπτική τους ακρίβεια. Η μέθοδος Dimson αποκαλύπτει ότι οι αποδόσεις μερικών μετοχών έχουν σημαντική επίδραση με το lead και το lag των αποδόσεων της αγοράς. Τέλος, δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στην ακρίβεια του βήτα εκτιμημένο με τη μέθοδο IRLS και το μοντέλο της αγοράς κατά την περίοδο ύφεσης και ανάπτυξης.

An Empirical Analysis of the Stationarity of Beta on the Zimbabwe Stock Exchange

International Journal of Business, Economics and Law

Batsirai Winmore Mazviona (Dec. 2013)

Στόχος του άρθρου είναι να εξεταστεί η σταθερότητα του συντελεστή βήτα στο Χρηματιστήριο της Ζιμπάμπουε χρησιμοποιώντας Chow test. Η ανάλυση έγινε με δύο μεθοδολογίες, τη διαφοροποίηση του χρόνου και με τη χρήση ψευδομεταβλητών. Χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από το Χρηματιστήριο της

Ζιμπάμπουε για την περίοδο από 19 Φεβρουαρίου 2009 έως 3 Δεκεμβρίου 2012. Έγιναν εκτιμήσεις των βήτα για διαφορετικές φάσεις της αγοράς λαμβάνοντας υπόψη όλη την περίοδο καταλήγοντας στο συμπέρασμα πως απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι τα βήτα είναι σταθερά.

Σκοπός του ερευνητή ήταν να βοηθήσει τους υπεύθυνους για τη λήψη αποφάσεων σχετικά με το πώς μπορούν να διαρθρώσουν τα χαρτοφυλάκιά τους και να λαμβάνουν σωστές αποφάσεις ώστε να ελαχιστοποιήσουν τον επενδυτικό κίνδυνο. Επίσης, ήθελε να τους βοηθήσει σχετικά με την ερμηνεία των συντελεστών βήτα και να αξιολογήσει εάν παρουσιάζουν αυξημένο, σταθερό ή μειούμενο κίνδυνο την εξεταζόμενη περίοδο.

Για τη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν οι ημερήσιες λογαριθμικές αποδόσεις από τις ημερήσιες προσαρμοσμένες τιμές κλεισίματος από το Χρηματιστήριο της Ζιμπάμπουε για την περίοδο από τον Φεβρουάριο του 2009 έως τον Δεκέμβριο του 2012. Επέλεξε να χρησιμοποιήσει στοιχεία μετά την περίοδο του 2009 όπου δεν παρουσιάζονται σημαντικά προβλήματα και μετοχές που δεν διαπραγματεύονταν για πέντε ή περισσότερες ημέρες τις εξείρεσε από το δείγμα. Στο πρώτο μέρος εξετάζονται τα βήτα των μεμονωμένων μετοχών και στο δεύτερο, των χαρτοφυλακίων. Για τις μεμονωμένες μετοχές επιλέχθηκαν τελικά, 878 ημερομηνίες γεγονότων. Ο χρηματιστηριακός δείκτης που χρησιμοποιήθηκε ήταν ο Βιομηχανικός Δείκτης από το Χρηματιστήριο της Ζιμπάμπουε ο οποίος είναι και ο ευρέως διαθέσιμος.

Στη συνέχεια, χώρισε τα δεδομένα σε 4 φάσεις:

1. 19 Φεβρουαρίου 2009 - 31 Δεκεμβρίου 2009
2. 1 Ιανουαρίου 2010 – 31 Δεκεμβρίου 2010
3. 1 Ιανουαρίου 2011 – 31 Δεκεμβρίου 2011
4. 1 Ιανουαρίου 2012 – 31 Δεκεμβρίου 2012

❖ Εξετάζοντας τη σταθερότητα των βήτα χρησιμοποιώντας ψευδομεταβλητές

Ο ερευνητής χρησιμοποίησε μια διευρυμένη μορφή του μοντέλου της αγοράς που χρησιμοποιήθηκε από τον Das το 2008 για να εξετάσει την αστάθεια των βήτα και περιγράφεται ως εξής:

$$R_{it} = \alpha_{i0} + \beta_1 R_{mt} D_1 + \beta_2 R_{mt} D_2 + \beta_3 R_{mt} D_3 + \beta_4 R_{mt} D_4 + \varepsilon_{it}$$

Όπου:

D = η ψευδομεταβλητή που είναι ίση με 0 πριν την επιλεγθείσα ημερομηνία και 1 από τότε και στο εξής,

D_1 = 1 για τα δεδομένα της φάσης 1 ή 0, διαφορετικά

D_2 = 1 για τα δεδομένα της φάσης 2 ή 0, διαφορετικά

D_3 = 1 για τα δεδομένα της φάσης 3 ή 0, διαφορετικά

D_4 = 1 για τα δεδομένα της φάσης 4 ή 0, διαφορετικά

R_{it} = η λογαριθμική απόδοση της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου τη χρονική στιγμή t ,

R_{mt} = η απόδοση της αγοράς τη χρονική στιγμή t ,

ε_{it} = ο διαταρακτικός όρος για τη μετοχή i τη χρονική στιγμή t ,

και $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ οι συντελεστές που θα εκτιμηθούν.

Στόχος είναι να εξετάσει τις ακόλουθες υποθέσεις:

H_0 = η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και της αγοράς είναι σταθερή ή μη μεταβαλλόμενη,

H_1 = η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και της αγοράς δεν είναι σταθερή ή μεταβαλλόμενη.

Σε αυτή την περίπτωση, για τον έλεγχο της σταθερότητας του βήτα, χρησιμοποιούνται δυνωμικά τεστ.

- ❖ Εξετάζοντας τη σταθερότητα των βήτα χρησιμοποιώντας ως μεταβλητή το χρόνο.

Χρησιμοποιώντας και πάλι το μοντέλο της αγοράς για αν ελέγξει εάν οι τιμές των βήτα είναι σταθερές στο χρόνο ή όχι και προσθέτοντας μία επιπλέον επεξηγηματική μεταβλητή tm_t , το μοντέλο είχε την εξής μορφή:

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 m_t + \beta_2 tm_t + \varepsilon_{it} \Rightarrow R_{it} = \alpha + m_t(\beta_1 + \beta_2) + \varepsilon_{it}$$

Για να ελέγξει λοιπόν τη σταθερότητα του βήτα, ουσιαστικά εξέτασε εάν ο συντελεστής β_2 είναι στατιστικά σημαντικός ή όχι. Απέρριψε τη μηδενική υπόθεση ότι ο β_2 είναι στατιστικά σημαντικός και έτσι αποδέχτηκε την εναλλακτική. Αυτό σημαίνει ότι η ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής με την απόδοση της αγοράς $((\beta_1 + \beta_2 t) * m_t)$ αλλάζει με το χρόνο και έτσι το βήτα δεν παραμένει σταθερό. Η στατιστική σημαντικότητα του β_2 ελέγχεται χρησιμοποιώντας τα p-values.

Για να μελετήσει τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα σε διαφορετικές φάσεις, χρησιμοποίησε δύο διαφορετικά μοντέλα και τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξε ήταν πως 22 μετοχές στη φάση 1, 10 στη φάση 2, 27 στη φάση 3 και 23 στη φάση 4 αντίστοιχα έχουν βήτα μεγαλύτερο από τη μονάδα. 21 μετοχές φαίνεται να έχουν βήτα μεγαλύτερο από 1 για όλη την περίοδο από τον Φεβρουάριο 2009 έως τον Δεκέμβριο 2012 οι οποίες θεωρούνται ασταθείς. Επίσης, 44 μετοχές στη φάση 1, 56 στη φάση 2, 39 στη φάση 3 και 43 στη φάση 4 έχουν βήτα μικρότερα της μονάδας και θεωρούνται αμυντικές συνήθως λόγω οικονομικών συνθηκών που επικρατούν. Καταλήγει στο συμπέρασμα πως η σταθερότητα του βήτα βελτιώνεται με την αύξηση του μήκους της περιόδου που μελετάται.

Στο επόμενο στάδιο εξέτασε τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή $mt(\beta_1)$, ο οποίος μόνο σε 21 περιπτώσεις βρέθηκε να μην είναι στατιστικά σημαντικός. Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως αν το $\beta_2 m_t$ είναι σημαντικό υπονοεί πως τα βήτα δεν είναι σταθερά στο χρόνο. Η στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της μεταβλητής m_t περιλαμβάνει την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι τα βήτα παραμένουν σταθερά στο χρόνο. Παρατηρείται πως ο συντελεστής (β_2) είναι στατιστικά σημαντικός στις περισσότερες περιπτώσεις σε όλες τις φάσεις και σε περισσότερες από το 85% των περιπτώσεων η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται που σημαίνει πως παρατηρείται αστάθεια του συντελεστή βήτα.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι τιμές των βήτα δεν παρουσιάζουν κανένα συγκεκριμένο μοτίβο αλλά σε ολόκληρη τη φάση των 4 ετών, το 71% των αποθεμάτων είχε στατιστικά σημαντικά βήτα. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε 47 από τις 66 μεμονωμένες μετοχές που εξετάστηκαν.

Σκοπός των αρθρογράφων στην παρούσα μελέτη είναι να προσδιοριστεί η επίδραση που έχει το μέγεθος του χαρτοφυλακίου και η περιοδικότητα των δεδομένων στη σταθερότητα των συντελεστών βήτα. Για να το πετύχουν αυτό, χρησιμοποίησαν fuzzy παλινδρόμηση και το μοντέλο των Tanaka & Ishibuchi.

Σχετικά με τη μέθοδο που χρησιμοποιήθηκε, κρίθηκε πως η fuzzy παλινδρόμηση ήταν η καλύτερη επιλογή λόγω του ότι προσδιορίζει τη σχέση μεταξύ μιας εξαρτημένης μεταβλητής και των επεξηγηματικών μεταβλητών, όπου οι εκτιμώμενες παράμετροι είναι τα διαστήματα εμπιστοσύνης. Το διάστημα εμπιστοσύνης ορίζεται από τα άνω και κάτω όρια ως $A = [a_1, a_2]$ ή από το κέντρο και την ακτίνα του $A = \langle a_C, a_R \rangle$, όπου:

$$a_C = (a_1 + a_2)/2 \text{ και } a_R = (a_1 - a_2)/2.$$

Η σχέση μεταξύ εξαρτημένων και ανεξάρτητων μεταβλητών είναι γραμμική:

$$Y = A_0 + A_1 X_1 + A_2 X_2 + \dots + A_m X_m$$

Όπου: $A_i = \langle a_{iC}, a_{iR} \rangle \quad i = 0, 1, \dots, m$

Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να γίνουν σαφής οι 3 περιορισμοί της μεθόδου οι οποίοι είναι οι εξής:

1. Τα κατώτερα όρια των εκτιμήσεων είναι χαμηλότερα από τα κατώτερα όρια των παρατηρήσεων.
2. Τα ανώτερα όρια των εκτιμήσεων είναι υψηλότερα από τα ανώτερα όρια των παρατηρήσεων.
3. Επιβάλλεται θετική ακτίνα για το διάστημα εμπιστοσύνης.

Ως δείγμα λήφθηκαν ημερήσιες τιμές από τον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου της Μαδρίτης και από τους δείκτες του sector και του subsector. Οι αποδόσεις υπολογίστηκαν από τις τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου της Μαδρίτης. Για να υπολογισθούν τα βήτα χρησιμοποιούνται μοντέλα fuzzy παλινδρόμησης $[\beta_1, \beta_2]$ όπως

προαναφέραμε και οι εβδομαδιαίες αποδόσεις εκφράστηκαν από το μέσο του διαστήματος εμπιστοσύνης $[R_1, R_2]$ των οποίων τα όρια είναι τα εξής:

-η χαμηλότερη απόδοση R_1 , την οποία ο επενδυτής μπορεί να πετύχει, εάν αγοράσει ένα περιουσιακό στοιχείο σε υψηλότερη τιμή και το πουλήσει σε χαμηλότερη

$$R_1 = (P_{\min,t} - P_{\max,t-1}) / P_{\max,t-1}$$

-η υψηλότερη απόδοση R_2 , εάν ο επενδυτής αγοράσει σε χαμηλότερη τιμή και πουλήσει σε υψηλότερη

$$R_2 = (P_{\max,t} - P_{\min,t-1}) / P_{\min,t-1}$$

Έπειτα εκτιμούν το μοντέλο της αγοράς με τη χρήση της fuzzy παλινδρόμησης των Tanaka and Ishibuchi για την περίοδο 01/01/2005 έως 31/06/2009. Προκειμένου να εξακριβωθεί εάν ο αριθμός των μετοχών και η διάρκεια της περιόδου κατοχής επηρεάζουν τη σταθερότητα του βήτα, χρησιμοποιούν την τυπική απόκλιση των εκτιμημένων βήτα.

Κατέληξαν στο ότι τα τριμηνιαία και τα εξαμηνιαία βήτα του sector είναι πολύ πιο σταθερά από τα αντίστοιχα του subsector. Για να προσδιοριστεί ο βαθμός στον οποίο η διάρκεια εκτίμησης επηρεάζει τη σταθερότητα του βήτα, υπολογίστηκαν τα βήτα του χαρτοφυλακίου για διαφορετικά χρονικά διαστήματα αλλά για την ίδια περίοδο διακράτησης και αποδείχθηκε πως όσο μεγαλύτερη είναι η περίοδος τόσο πιο σταθεροί οι συντελεστές βήτα. Επίσης, τα βήτα για ορισμένους κλάδους είναι πιο σταθερά από άλλους ανεξάρτητα από την περίοδο εκτίμησης. Στην αγορά της Ισπανίας τα εξαμηνιαία βήτα είναι πιο σταθερά από τα τριμηνιαία βήτα.

The Stability of Beta Coefficient in China's Stock Market

Journal of Service Science and Management

Yipeng Ye (Feb. 2017)

Στο παρόν άρθρο τονίζεται πως η ακρίβεια και η σταθερότητα του συντελεστή βήτα είναι μεγίστης σημασίας. Αναλύθηκαν οι διαφορές της μέσης τιμής, της μέγιστης και της ελάχιστης τιμής των συντελεστών βήτα για διαφορετικά χρονικά διαστήματα, χρησιμοποιήθηκε η t-statistic για να υπολογισθεί η μέση διαφορά των βήτα για τις διαφορετικές χρονικές περιόδους καθώς επίσης

χρησιμοποιήθηκαν και ψευδομεταβλητές ώστε να ελεγχθεί η σταθερότητα των συντελεστών βήτα στην αγορά της Κίνας και να εξεταστεί η σχέση της σταθερότητας του βήτα και της περιόδου εκτίμησης.

Όσον αφορά το μέγεθος του δείγματος που χρησιμοποιήθηκε ήταν 208 και συλλέχθηκε από το Χρηματιστήριο της Σαγκάη και το Χρηματιστήριο της Σεντζέν πριν από το 2008. Η επιλογή του δείγματος όμως έγινε αναλογικά με το μέγεθος της αγοράς και της βιομηχανίας. Πρώτον, το ποσοστό καθορίζεται από το μέγεθος του πληθυσμού σε διαφορετικούς κλάδους και δεύτερον, αφού έχει καθοριστεί ο αριθμός του δείγματος για κάθε κλάδο ο πληθυσμός παρατάσσεται από το μικρότερο μέγεθος προς το μεγαλύτερο. Έπειτα διαιρέθηκε ο πληθυσμός σε διαφορετικά κύτταρα και το δείγμα επιλέχθηκε από τα διαφορετικά αυτά κύτταρα ώστε να επιτευχθεί διαφοροποίηση.

Η περίοδος μελέτης ήταν από τον Ιανουάριο του 2008 έως τον Δεκέμβριο του 2013 και χρησιμοποιήθηκαν εβδομαδιαίες λογαριθμικές αποδόσεις οι οποίες προέκυψαν από τις τιμές κλεισίματος των μετοχών. Εκτιμήσεις έγιναν για διάστημα 6 μηνών, 12 μηνών, 18, 24, 36, 48, 60 και 72 μηνών και χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος OLS. Επίσης, χρησιμοποιήθηκε ο t-statistic έλεγχος για τη μέση διαφορά σύμφωνα με την παρακάτω φόρμουλα:

$$t = \frac{\bar{x}_i - \bar{x}_j}{s_{x_i, x_j} \sqrt{\frac{z}{n}}}$$

$$s_{x_i, x_i} = \sqrt{\frac{s_{x_i}^2 + s_{x_j}^2}{2}}$$

Όπου:

\bar{x}_i = η μέση τιμή του βήτα για διαφορετικά μήκη περιόδων για τη χρονική στιγμή i,

\bar{x}_j = η μέση τιμή του βήτα για διαφορετικά μήκη περιόδων για τη χρονική στιγμή j,

s_{x_i, x_j} = η τυπική απόκλιση,

$s_{x_i}^2$ = η διακύμανση του βήτα τη χρονική στιγμή i,

$s_{x_j}^2$ = η διακύμανση του βήτα τη χρονική στιγμή j.

Οι βαθμοί ελευθερίας είναι $2n-2$ και η μηδενική υπόθεση είναι ότι δεν υπάρχει διαφορά στα βήτα μεταξύ της περιόδου i και j και τα επίπεδα σημαντικότητας είναι 5% και 10%.

Στη συνέχεια, για να ελεγχθεί η σταθερότητα του συντελεστή βήτα έγινε χρήση ψευδομεταβλητών.

$$r_i = r_f + \beta_i(r_m - r_f) + \sum_{j=1}^k b_{ji} r_m D_j + \varepsilon_i$$

Όπου:

r_i = η εβδομαδιαία απόδοση της μετοχής i ,

r_f = το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου,

r_m = η εβδομαδιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,

β_i = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i ,

k = ο αριθμός των ψευδομεταβλητών και παίρνει τις τιμές 1,2,3,5,11 (την τιμή 11, την παίρνει όταν η περίοδος εκτίμησης είναι 6 μήνες και συνεχίζεται αναλόγως μέχρι την τιμή 1 που αντιστοιχεί στους 36 μήνες),

D_j = είναι η ψευδομεταβλητή j ,

b_{ji} = είναι ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής j και της μετοχής i ,

ε_i = τα κατάλοιπα.

Εάν η ψευδομεταβλητή αποδειχθεί στατιστικά σημαντική, σημαίνει πως ο συντελεστής βήτα δεν είναι σταθερός και το αντίθετο. Επίσης, εάν η ψευδομεταβλητή είναι στατιστικά σημαντική και θετική, τότε το βήτα φαίνεται να είναι αυξανόμενο στο χρόνο ενώ εάν είναι στατιστικά σημαντική αλλά αρνητική το βήτα μειώνεται.

Τα αποτελέσματα έδειξαν πως τα βήτα φαίνονται να είναι λιγότερο σταθερά στην αγορά της Κίνας καθώς η διάρκεια εκτίμησης αυξάνεται, συμπέρασμα αντίθετο με προηγούμενες έρευνες και πως ο βέλτιστος χρόνος εκτίμησης είναι οι 12 μήνες. Η χρονική διάρκεια εκτίμησης είναι πολύ σημαντική για την εκτίμηση των βήτα. Επίσης, τα βήτα τείνουν να αυξάνονται σε bull αγορές και να μειώνονται σε bear αγορές.

Όσον αφορά τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα σε διαφορετικές αγορές, αποδείχθηκε πως τα βήτα είναι περισσότερο ασταθή στην αγορά μικρών και μεσαίων επιχειρήσεων από ότι στην κύρια αγορά της Κίνας.

Όσον αφορά τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα σε διαφορετικούς κλάδους, αποδείχθηκε πως τα βήτα στη βιομηχανία, στον κλάδο ακίνητης περιουσίας, στη χονδρική και λιανική πώληση έχουν περισσότερο ασταθή βήτα από τις επιχειρήσεις κοινής ωφέλειας και μεταφορών.

Όσον αφορά τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα σε σχέση με το μέγεθος της αγοράς, αποδείχθηκε πως τα βήτα φαίνονται πιο σταθερά στο χρόνο σε μικρότερες εταιρείες παρά την αρχική υπόθεση που ήταν πως πιο σταθερά βήτα θα ήταν πιο λογικό να εμφανίζουν οι μεγαλύτερες εταιρείες λόγω της διαφοροποίησης και της ανθεκτικότητάς τους στον κίνδυνο.

An Examination of the Beta Stability in the Indian Capital Market

Mangalore University

Harish S N & T. Mallikarjunappa (2005)

Στόχος των Harish και Mallikarjunappa σε αυτή τη μελέτη τους είναι να εξετάσουν τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα συμπεριλαμβάνοντας την κρίση του 2008, χωρίζοντας και μελετώντας δύο διαστήματα. Πριν την κρίση και μετά.

Το δείγμα λήφθηκε από το Χρηματιστήριο BSE Ltd της Ασίας και από τον χρηματιστηριακό δείκτη S&P BSE Sensex για 14 έτη (01/04/2000 έως 31/03/2014). Συλλέχθηκαν οι ημερήσιες τιμές και η κεφαλαιοποίηση από τη βάση δεδομένων Centre for Monitoring Indian Economy Pvt Ltd για 30 μετοχές που συμπεριλαμβάνονται στον Sensex και επίσης κατασκευάστηκαν 3 χαρτοφυλάκια βασισμένα στην κεφαλαιοποίηση της αγοράς που περιλάμβαναν 10 μετοχές. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιείχε τις 10 μετοχές με την μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση και αντίστοιχα τα υπόλοιπα 2. Στη συνέχεια κατηγοριοποιήθηκαν τα δεδομένα στα προ και μετά κρίσης.

Για να υπολογιστούν τα βήτα, χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο της αγοράς το οποίο εκφράζει τη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των εταιρειών και των αποδόσεων της αγοράς, όπου χρησιμοποιήθηκαν λογαριθμικές αποδόσεις.

Για να εξεταστεί η σταθερότητα των συντελεστών βήτα για την περίοδο πριν και μετά την κρίση, χωρίστηκε το δείγμα σε δύο υποπεριόδους και έγινε χρήση Chow Breakpoint test. Για να ανιχνευθεί η διακοπή στο 2008 στο CAPM χρησιμοποιήθηκαν multiple breakpoint test από τους Bai και Bai & Perron. Για να ερευνηθεί η συνολική σταθερότητα χρησιμοποιήθηκε το CUSUM test.

Η μορφή του Chow Breakpoint test δίνεται ως εξής:

$$F = \frac{(S_c - (S_1 + S_2))/k}{(S_1 + S_2)/(N_1 + N_2 - 2k)}$$

Όπου:

S_c = το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων από το ολόκληρο δείγμα, πριν τον διαχωρισμό,

S_1 = το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων για το δείγμα της πρώτης υποπεριόδου (πριν την κρίση),

S_2 = το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων για το δείγμα της δεύτερης υποπεριόδου (μετά την κρίση),

N_1, N_2 = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιήθηκε στο πρώτο δείγμα και στο δεύτερο αντίστοιχα,

k = ο αριθμός των καθορισμένων παραμέτρων.

Ως μηδενική υπόθεση θεωρείται ότι και οι δύο συντελεστές των εκτιμητών ελαχίστων τετραγώνων είναι ίδιοι, ότι δηλαδή δεν υπάρχουν διαρθρωτικά σημεία διακοπών (break points) στα δεδομένα.

Το Multiple Breakpoint Test είναι μια τεχνική αναγνώρισης άγνωστων σημείων διακοπών σε πολλαπλά επίπεδα χρονοσειρών και έχει την παρακάτω μορφή:

$$Y_t = w_t' \alpha + z_t' \delta_1 + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, V_0, \dots$$

$$Y_t = w_t' \alpha + z_t' \delta_2 + \varepsilon_t, \quad t = V_0 + 1, \dots, T$$

Όπου:

Y_t = είναι η εξαρτημένη μεταβλητή,

w_t', z_t' = οι συντελεστές του διανύσματος των ανεξάρτητων μεταβλητών,

$\varepsilon_t = 0$ μη παρατηρήσιμος διαταρακτικός όρος,

$\alpha, \delta_1, \delta_2 =$ οι άγνωστες παράμετροι.

Έπειτα χρησιμοποιήθηκε, όπως προαναφέραμε, το CUSUM test το οποίο είναι κατάλληλο για να βρεθούν οι διαδοχικές αλλαγές στο βήτα των μετοχών και των χαρτοφυλακίων και περιγράφεται ως εξής:

$$\tilde{u}_t = \frac{y_t - x_t^T \hat{\beta}^{(i-1)}}{\sqrt{1 + x_t^T (X^{(t-1)T} X^{(t-1)})^{-1} x_t}}$$

Όπου:

$t = n+1, \dots, n,$

y_t συμβολίζει την παρατήρηση της εξαρτημένης μεταβλητής,

x_t ορίζει το διάνυσμα $(1, x_{t2}, \dots, x_{tn})^T$ των $V \times 1$ ανεξάρτητων μεταβλητών,

u_t αναμένεται να παίρνει μηδενική μέση τιμή,

$X^{(i)}$ υποδηλώνει τον regressor matrix για όλες τις παρατηρήσεις έως i ,

$\hat{\beta}^{(i)} =$ ο συντελεστής ελαχίστων τετραγώνων βασισμένος στις παρατηρήσεις $(i+1, \dots, i+j)$.

Τα αποτελέσματα από την F-Statistic και Log likelihood ratio of Chow test στα οποία κατέληξαν οι Harish και Mallikarjunappa για τις μεμονωμένες μετοχές είναι πως δεν μπορούν να απορρίψουν την υπόθεση ότι δεν υπάρχουν διαλείμματα σε καθορισμένα σημεία διακοπής για τα βήτα 14 μετοχών και αποδεικνύεται πως η κρίση επηρεάζει το 47% των βήτα των μετοχών του Sensex ενώ αφήνει ανεπηρέαστο το 53% αυτών. Για το πρώτο και το τρίτο χαρτοφυλάκιο, αποδέχθηκαν την υπόθεση ότι δεν υπάρχουν καθορισμένα σημεία διακοπής ενώ απέρριψαν αυτή την υπόθεση για το δεύτερο χαρτοφυλάκιο. Η τυπική απόκλιση των χαρτοφυλακίων είναι μικρότερη από αυτή των μεμονωμένων μετοχών κάτι το οποίο δείχνει πως η κατασκευή χαρτοφυλακίων επηρεάζει θετικά τη σταθερότητα των βήτα και μειώνεται η επίδραση της κρίσης του 2008 στα βήτα των χαρτοφυλακίων.

Στη συνέχεια, εξέτασαν την παρουσία άλλων διακοπών εκτός από την κρίση του 2008 που πιθανόν να επηρεάζουν τη σταθερότητα των μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων. Εφαρμόζεται η μέθοδος Bai-Perron και

καθορίζονται τα UD max breaks και WD max breaks τα οποία προσδιορίζονται με βάση το LWZ κριτήριο. Τα αποτελέσματα WD max έδειξαν πως το 40% των βήτα δεν έχουν διαλείμματα, 43% των εταιρειών έχουν ένα ενιαίο διάλειμμα και το 17% έχει διπλά διαλείμματα στα 14 χρόνια ενώ τα αποτελέσματα UD max έδειξαν πως το 23% των εταιρειών δεν έχουν διαλείμματα, 37% έχουν ένα ενιαίο διάλειμμα και το 40% έχουν διπλά διαλείμματα την περίοδο μελέτης. Αυτό δείχνει την ύπαρξη διαλειμμάτων στην πλειοψηφία των μεμονωμένων μετοχών. Σχετικά με τα χαρτοφυλάκια, βρέθηκαν διαλείμματα και στα 3. Πιο συγκεκριμένα, στα χαρτοφυλάκια με τις μετοχές με τη μικρότερη κεφαλαιοποίηση παρουσιάστηκαν δύο διαλείμματα και στο πρώτο χαρτοφυλάκιο, ένα διάλειμμα. Κάτι τέτοιο δείχνει πως οι προδιαγραφές για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων επηρεάζουν τη σταθερότητα του βήτα.

Τέλος, εξέτασαν τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα με ολοκληρωμένο τρόπο και για τις εταιρείες και για τα χαρτοφυλάκια. Τα αποτελέσματα είναι πως το 65% των εταιρειών έχουν σταθερά βήτα και το 35% ασταθή για επίπεδο σημαντικότητας κάτω από το 5% ενώ τα χαρτοφυλάκια εμφανίζουν και τα 3 ασταθή βήτα. Ενδιαφέρον είναι πως οι πλειοψηφία των μεμονωμένων μετοχών φαίνεται να έχουν σταθερά βήτα συγκριτικά με τα μη σταθερά των χαρτοφυλακίων.

A Study on Beta Stability in the Indian Stock Market

Asian Journal of Management

Soumya Shetty & Janet Jyothi Dsouza (2018)

Σκοπός του άρθρου είναι να μελετήσει τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα για διάφορους τομείς στην αγορά της Ινδίας τα τελευταία 10 χρόνια σύμφωνα με την απόδοση της αγοράς (S&P 500) καθώς οι περισσότεροι επενδυτές λαμβάνουν υπόψη το βήτα ώστε να μετρήσουν τον κίνδυνο κάθε μετοχής που θέλουν να επενδύσουν και να πάρουν τις σωστές επενδυτικές αποφάσεις.

Αναφορικά με το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε, απαρτίζεται από μηνιαίες ιστορικές τιμές κλεισίματος διαφόρων κλάδων που ανήκουν στον S&P BSE 500 και διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Μπομπάη. Η περίοδος ανάλυσης είναι από τον Σεπτέμβριο του 2007 έως τον Οκτώβριο του 2017.

Βάση αυτών των δεδομένων και μετά τον υπολογισμό των αποδόσεων, παίρνουν αποτελέσματα για την κίνηση του συντελεστή βήτα 25 δεικτών διαφορετικών κλάδων σε σχέση με τον δείκτη S&P BSE που θεωρούν ως σημείο αναφοράς. Τα δεδομένα συλλέχθηκαν από το BSE website. Για τον δείκτη CPSE δεδομένα είναι διαθέσιμα από τον Ιούλιο του 2008, για τους δείκτες υποδομής από τον Μάιο του 2014 και για τους δείκτες βιομηχανίας της Ινδίας από τον Ιούνιο του 2015.

Ως μηδενική υπόθεση θεωρούν ότι δεν υπάρχει σημαντική διαφορά ανάμεσα στα βήτα των διαφόρων κλάδων και της απόδοσης του δείκτη της αγοράς S&P BSE 500.

Εάν το βήτα ενός τομέα είναι μεγαλύτερο από το βήτα της αγοράς, τότε αυτός ο τομέας θεωρείται επιθετικός ενώ εάν το βήτα του τομέα είναι μικρότερο από αυτό της αγοράς, τότε θεωρείται αμυντικός. Στην περίπτωση που το βήτα είναι ίσο με το μηδέν, τότε ο τομέας είναι ουδέτερος ως προς τη διακύμανση των αποδόσεων.

Η απόδοση του δείκτη του κλάδου υπολογίζεται ως εξής:

$$\frac{P_1 - P_0}{P_0} * 100$$

Όπου:

P_1 = η τιμή σήμερα

P_0 = η τιμή την προηγούμενη ημέρα.

Το βήτα για τους διάφορους τομείς υπολογίζεται ως ακολούθως:

$$R_i = \alpha + \beta_i R_m + e_i \Rightarrow \beta = \frac{Cov(R_i, R_m)}{\sigma_m^2}$$

Όπου:

R_m = η απόδοση της αγοράς (S&P 500),

R_i = η αναμενόμενη απόδοση του κλάδου,

α = ο σταθερός όρος της γραμμικής παλινδρόμησης μεταξύ του R_i και του R_m ,

β_i = ο εκτιμώμενος συντελεστής της ανεξάρτητης μεταβλητής R_m .

Ως ανεξάρτητη μεταβλητή θεωρείται η απόδοση της αγοράς και ως εξαρτημένη, οι δείκτες του κλάδου.

Υπολογίστηκε επίσης η κύρτωση και η ασυμμετρία της κατανομής και αν οι τιμές της κύρτωσης είναι θετικές και μεγαλύτερες από 3, οι επενδύσεις ενέχουν μεγαλύτερο ρίσκο λόγω εξωτερικών παραγόντων.

Επίσης, υπολογίστηκε το alpha που υποδηλώνει την επιπλέον απόδοση της επένδυσης σε σχέση με τον συντελεστή βήτα του δείκτη της αγοράς. Εάν το alpha είναι μικρότερο του μηδενός αυτό δείχνει πως υπάρχει μικρότερη απόδοση στην επένδυση συγκριτικά με τον συντελεστή βήτα ενώ εάν το alpha είναι μεγαλύτερο του μηδενός τότε η επένδυση θεωρείται η καλύτερη πραγματοποιηθείσα.

Από τα αποτελέσματα προκύπτει ότι 3 από τους κλάδους εμφανίζουν υψηλό ποσοστό κινδύνου της αγοράς και 4 τον ελάχιστο. Από την άλλη πλευρά 3 εμφανίζουν υψηλό μη συστηματικό κίνδυνο και 5 το χαμηλότερο ποσοστό.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι πως υπάρχουν σημαντικές διαφορές μεταξύ των δεικτών του κλάδου και του S&P BSE και πως ο συστηματικός κίνδυνος καθώς και ο μη συστηματικός αποτελούν σημαντικά μέτρα για τους επενδυτές ώστε να λαμβάνουν τις καλύτερες επενδυτικές αποφάσεις. Ο κλάδος Realty αποδείχθηκε πως έχει τον μεγαλύτερο κίνδυνο αγοράς ενώ ο κλάδος της βιομηχανίας τον μικρότερο σε αντίθεση με τον Bankex που έχει τον μεγαλύτερο μη συστηματικό κίνδυνο και τον δείκτη Large Cap που έχει το μικρότερο ποσοστό μη συστηματικού κινδύνου.

ΣΥΓΚΕΝΤΡΩΤΙΚΟΣ ΠΙΝΑΚΑΣ ΕΜΠΕΙΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

Συγγραφείς	Δεδομένα	Μεθοδολογία	Συμπεράσματα
<i>Marshall E. Blume (Mar. 1971)</i>	Χρηματιστήριο Νέας Υόρκης. 415 έως το μέγιστο 890 εταιρείες για την περίοδο Ιούλιος 1926 έως Ιούνιο 1968 χωρίζοντας σε 6 υποπεριόδους. Κατασκεύασε χαρτοφυλάκια με 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, 50, 75 και 100 μετοχές.	Mean Squared Error	Οι συντελεστές βήτα τείνουν να συγκλίνουν προς το μέσο. Όσο μεγαλύτερος ο αριθμός των μετοχών στα χαρτοφυλάκια, τόσο καλύτερα τα αποτελέσματα. Ο συντελεστής βήτα των χαρτοφυλακίων παραμένει σταθερός σε αντίθεση με αυτόν των μετοχών.
<i>Vasicek, O. A. (Dec. 1973)</i>	Χρηματιστήριο Νέας Υόρκης για την περίοδο 1926-1968	Μέθοδος Bayesian	Ο συντελεστής βήτα έχει την τάση να παλινδρομεί στη μονάδα. Η εκτίμηση (OLS) του σταθμικού μέσου του συντελεστή βήτα των μετοχών συγκλίνει προς τον μέσο των εκτιμήσεων (OLS) των βήτα των εξεταζόμενων μετοχών την υποπερίοδο t-1.
<i>Jerome B. Baesel (Dec.1974)</i>	Χρηματιστήριο Νέας Υόρκης. 160 μετοχές για την περίοδο 1950-1967	Χρήση transition matrix Έλεγχος υποθέσεων chi-squared	Όσο αυξάνεται η περίοδος εκτίμησης για τον συντελεστή βήτα μεμονωμένων μετοχών, τόσο αυξάνεται η στασιμότητά του.
<i>Frank J. Fabozzi & Jack Clark Francis (Mar. 1978)</i>	Χρηματιστήριο Νέας Υόρκης. 73 μηνιαίες παρατηρήσεις για 700 μετοχές για την περίοδο από τον Δεκέμβριο του 1965 έως τον Δεκέμβριο του 1971	Μοντέλο RCM (Theil) Μέθοδος OLS και GLS Έλεγχος υποθέσεων t-test για bull και bear αγορές	Το βήτα είναι μια τυχαία μεταβλητή και δεν παραμένει σταθερό στο χρόνο. Το αν η αγορά είναι bull ή bear, δεν επηρεάζει τα αποτελέσματα των συντελεστών βήτα των μετοχών.
<i>Gordon J. Alexander & Norman L. Chervany (Mar. 1980)</i>	Χρηματιστήριο Νέας Υόρκης. Μηνιαίες αποδόσεις για 500 μετοχές για την περίοδο 1962-1968 και 1969-1975. Κατασκευή χαρτοφυλακίων με 1, 2, 4, 7, 10, 20, 35, και 50 μετοχές αντίστοιχα.	Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα Χρήση της Μέσης Απόλυτης Απόκλισης (MAD)	Όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών των χαρτοφυλακίων, τόσο αυξάνεται η σταθερότητα του συντελεστή βήτα.
<i>Michael Theobald (Dec.1981)</i>	London Graduate School Stock Price Data base.	Μέθοδος overlapping Μονοπαραγοντικό Υπόδειγμα	Θετική συσχέτιση μεταξύ του συντελεστή βήτα και του μήκους

	201 μετοχές για την περίοδο 1963-1972	Μέθοδος του Blume	της περιόδου εκτίμησης.
<i>Gordon J. Alexander & P. George Benson (Mar. 1982)</i>	Χρηματιστήριο Νέας Υόρκης. 683 μετοχές για την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1960 έως τον Δεκέμβριο του 1971	Αλγόριθμος Theil και Quadratic GLS εκτιμητή Chi-squared tests	Ο συντελεστής βήτα είναι μεταβαλλόμενος και υπάρχει ανεξαρτησία μεταξύ των περιόδων. Αντίθετα αποτελέσματα από αυτά των Fabozzi & Francis.
<i>Robert W. Faff, John H.H. Lee & Tim R. L. Fry (Jan. 1992)</i>	CRIF Australian Graduate School of Management (AGSM). Μηνιαίες αποδόσεις για 159 μετοχές για την περίοδο 01/1978-12/1982 και 310 μετοχές για την περίοδο 01/1983-09/1987.	Διαδικασία AR(1) Locally best invariant test (LBI)	Στην περίπτωση των μεμονωμένων μετοχών παρατηρείται μεγαλύτερη αστάθεια όταν χρησιμοποιούνται διακριτές αποδόσεις. Στα χαρτοφυλάκια παρατηρήθηκε αύξηση της αστάθειας των βήτα όσο το μέγεθος αυτών αυξανόταν.
<i>Herbert J. Weinraub & Bruce R. Kuhlman (1994)</i>	Δεδομένα 600 μετοχών από τη βάση CRSP NYSE/ASE για την περίοδο από τον Ιανουάριο 1975 έως τον Δεκέμβριο 1990	Μεθοδολογία Solnik με τη χρήση 2 εξισώσεων: <ul style="list-style-type: none"> • $DOD_{SD} = 1 - SD / ASD$ • $DOD_{CV} = 1 - CV / ACV$ 	Σχετικά ασταθές βήτα χαρτοφυλακίων όταν συμπεριλαμβάνονται μετοχές με ασταθές βήτα επίσης. Ο συνδυασμός μετοχών με χαμηλή μεταβλητότητα στα βήτα δεν σταθεροποιεί τα βήτα των χαρτοφυλακίων. Ο συνδυασμός των μετοχών με ασταθές βήτα οδηγεί σε μείωση της μεταβλητότητας των βήτα των χαρτοφυλακίων.
<i>Argyrios Volis, George Karathanassis & Panayiotis Diamantis (June 2003)</i>	Χρηματιστήριο Αθηνών. Ημερήσιες λογαριθμικές αποδόσεις για 138 εταιρείες από τον Ιανουάριο 1994 έως τον Ιούλιο 2002 χωρίζοντας την περίοδο σε 3 υποπεριόδους.	Μοντέλο της Αγοράς Χρήση ψευδομεταβλητών Πολυπαραγοντικό Μοντέλο	Σε μια αναδυόμενη αγορά, ο κίνδυνος (βήτα) των κλάδων και των εταιρειών αυξάνεται κατά μέσο όρο όταν η αγορά πέφτει.
<i>Attila Odabasi (June 2003)</i>	Χρηματιστήριο Κωνσταντινούπολης. Ημερήσιες τιμές 100 μετοχών για την περίοδο 1992-1999 και υποπεριόδους αυτής	Κλασικό Υπόδειγμα της Αγοράς	Βήτα μεταβαλλόμενα στο χρόνο κατά 80% για ολόκληρο το διάστημα των 8 ετών και κατά 65% για τις υποπεριόδους των 4 ετών. Η αστάθεια του βήτα μειώνεται, όσο η υποπερίοδος μικραίνει.

<i>Ross Davies & John Thompson (Oct. 2003)</i>	Χρηματιστήριο της Αγγλίας. Δεδομένα για 38 κλάδους από για την περίοδο 1986-1999	Χρήση της μεθόδου OLS και έλεγχος Dickey-Fuller για την στασιμότητα των αποδόσεων.	Οι συντελεστές βήτα φαίνεται να πλησιάζουν τη μονάδα.
<i>Attila Odabasi (Dec. 2003)</i>	Χρηματιστήριο Κωνσταντινούπολης. Ημερήσιες τιμές 100 μετοχών για την περίοδο 1992-1999	RCM	Η σταθερότητα των συντελεστών βήτα φαίνεται να εξαρτάται από την περίοδο εκτίμησης. Οι συντελεστές έχουν την τάση να παλινδρομούν προς το μέσο.
<i>Adil Oran & Ugur Soytaş (Feb. 2010)</i>	Χρηματιστήριο Κωνσταντινούπολης. Ημερήσιες λογαριθμικές αποδόσεις για 500 μετοχές και 500 χαρτοφυλάκια για την περίοδο από τον Ιανουάριο 1996 έως τον Ιούνιο 2007	Μοντέλο της Αγοράς Μέθοδος OLS Διωνυμικός έλεγχος Μοντέλο της Αγοράς με τη χρήση ψευδομεταβλητών για τις μεταβολές των συντελεστών βήτα $R_{it} = \alpha_{1i} + \beta_{1i}R_{mt} + \alpha_{2i}DR_{mt} + e_{it}$	Υπάρχει σχέση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και των μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων ωστόσο δεν αποδείχθηκε ότι αυτές οι σχέσεις είναι σταθερές στο χρόνο.
<i>Lord Mensah (Sep. 2013)</i>	Χρηματιστήριο Βρυξελλών για την περίοδο 1832-1914	Μέθοδος Dimson Μοντέλο της Αγοράς Αυτοπαλίδρομες τεχνικές του Vasicek και Blume	Δεν υπάρχουν διαφορές στους συντελεστές βήτα όταν αυτοί υπολογίζονται με τη μέθοδο IRLS και το μοντέλο της αγοράς.
<i>Batsirai Winmore Mazziona (Dec. 2013)</i>	Χρηματιστήριο Ζιμπάμπουε. 878 ημερομηνίες γεγονότων από την περίοδο 2009-2012 χωρίζοντας τα διαστήματα σε 4 φάσεις	Chow Test Dummy Variables και Time Variable Market Model	Αστάθεια του συντελεστή βήτα. Η σταθερότητα του βήτα βελτιώνεται με την αύξηση του μήκους της περιόδου που μελετάται.
<i>Antonio Terveno, M. Gloria Barbera-Marine, Hernan Vigier & Yanina Laumann (June 2014)</i>	Χρηματιστήριο Μαδρίτης. Ημερήσιες τιμές μετοχών για την περίοδο 01/01/2005-31/06/2009	Fuzzy regression	Πιο σταθερά τα εξαμηνιαία βήτα του sector από τα αντίστοιχα του subsector. Όσο μεγαλύτερη η περίοδος τόσο πιο σταθεροί οι συντελεστές βήτα.
<i>Yipeng Ye (Feb. 2017)</i>	Χρηματιστήριο Σαγκάη και Χρηματιστήριο Σεντζέν. Εβδομαδιαίες αποδόσεις για 208 μετοχές για την περίοδο από τον Ιανουάριο του 2008 έως τον Δεκέμβριο του 2013 για διαστήματα 6, 12, 18, 24, 36, 48, 60 και 72 μηνών	Μέθοδος OLS Χρήση ψευδομεταβλητών	Λιγότερο σταθερά βήτα στην αγορά της Κίνας καθώς η διάρκεια εκτίμησης αυξάνεται. Περισσότερο ασταθή βήτα σε μικρές και μεσαίες επιχειρήσεις. Περισσότερο ασταθή βήτα στη βιομηχανία, στον κλάδο ακίνητης περιουσίας και στη χονδρική και λιανική πώληση.

			Πιο σταθερά βήτα σε μικρότερες εταιρείες.
<i>Harish S. N. & T. Mallikarjunappa</i>	Χρηματιστήριο Ασίας. Ημερήσιες τιμές και η κεφαλαιοποίηση της αγοράς για 30 μετοχές για την περίοδο 01/04/2000-31/03/2014. Κατασκευή 3 χαρτοφυλακίων και διαχωρισμός της περιόδου σε 2 υποπεριόδους με βάση την κρίση του 2008.	Μοντέλο Αγοράς Chow Breakpoint Test Multiple Breakpoint Test CUSUM Test	Η κρίση δεν επηρεάζει το 53% των μεμονωμένων μετοχών και επηρεάζει θετικά τη σταθερότητα των βήτα των χαρτοφυλακίων. Κριτήρια, όπως η κεφαλαιοποίηση, για την κατασκευή των χαρτοφυλακίων επηρεάζουν τη σταθερότητα του βήτα. Εξετάζοντας ολόκληρο το δείγμα οι μεμονωμένες μετοχές φαίνεται να έχουν πιο σταθερά βήτα από αυτά των χαρτοφυλακίων.
<i>Soumya Shetty & Janet Jyothis Dsouza (2018)</i>	Χρηματιστήριο Μπομπάη. Μηνιαίες τιμές κλεισίματος για διάφορους κλάδους για την περίοδο από τον Σεπτέμβριο του 2007 έως τον Οκτώβριο του 2017	CAPM Υπολογισμός κύρτωσης, ασυμμετρίας και του alpha που δηλώνει την επιπλέον απόδοση της επένδυσης	Σημαντικές διαφορές μεταξύ των δεικτών του κλάδου και του S&P BSE. Ο κλάδος Realty αποδείχθηκε πως έχει τον μεγαλύτερο συστηματικό κίνδυνο αγοράς ενώ ο κλάδος της βιομηχανίας τον μικρότερο σε αντίθεση με τον Bankex που έχει τον μεγαλύτερο μη συστηματικό κίνδυνο και τον δείκτη Large Cap που έχει το μικρότερο ποσοστό μη συστηματικού κινδύνου.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο

Μεθοδολογία-Δεδομένα

4.1 Περιγραφή Δεδομένων

Για την παρούσα εργασία συλλέχθηκαν ημερήσια δεδομένα για τις 3 χώρες Αγγλία, Γαλλία και Ελλάδα για την περίοδο από 01/01/2000 έως 31/12/2018 από τη βάση δεδομένων Datastream. Συμπεριλάβαμε όλες τις μετοχές από τους χρηματιστηριακούς δείκτες FTSE ALL SHARE της Αγγλίας, CAC ALL TRADABLE της Γαλλίας και τον ATHEX COMPOSITE της Ελλάδας από όπου εξαιρέθηκαν οι τράπεζες και τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Ο κύριος λόγος που δε συμπεριλήφθηκαν οι συγκεκριμένοι κλάδοι είναι διότι οι λογιστικές τους καταστάσεις διαφέρουν σημαντικά από αυτές των υπολοίπων κλάδων. Το δείγμα λοιπόν περιείχε 384 μετοχές από την Αγγλία, 299 από την Γαλλία και 129 μετοχές από την Ελλάδα. Για κάθε ημέρα υπολογίστηκαν οι λογαριθμικές αποδόσεις για κάθε μετοχή με βάση τον παρακάτω τύπο:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (4.1)$$

Όπου:

P_t = η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή t ,

P_{t-1} = η τιμή της μετοχής i τη χρονική στιγμή $t-1$.

χρησιμοποιώντας τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος που συλλέχθηκαν.

4.2 Επιλογή Μετοχών

Ο μοναδικός περιορισμός που λήφθηκε υπόψη για την επιλογή των μετοχών είναι οι μετοχές να διαπραγματεύονται καθ' όλη τη διάρκεια της περιόδου Ιανουάριος 2000 – Δεκέμβριος 2018. Οπότε, καταλήξαμε να έχουμε για την Αγγλία 222 μετοχές με συνεχείς τιμές για όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Αντίστοιχα, 166 για τη Γαλλία και για την Ελλάδα, 71 μετοχές.

Χώρες	Χρηματιστηριακός Δείκτης	Αριθμός Μετοχών
Αγγλία	FTSE ALL SHARE	222
Γαλλία	CAC ALL TRADABLE	166
Ελλάδα	ATHEX COMPOSITE	71

Στη συνέχεια, έγινε αντιπαραβολή των ημερομηνιών που διαπραγματεύεται το 1-month Euribor και 1-month Libor (risk free rate) με αυτές των μετοχών και των δεικτών της κάθε χώρας αντίστοιχα. Έτσι ο αριθμός των παρατηρήσεων μόνο των trading days για όλο το δείγμα για κάθε χώρα διαμορφώνεται ως εξής: 4798 παρατηρήσεις για την Αγγλία, 4850 για τη Γαλλία και 4702 για την Ελλάδα.

Έπειτα, από τις παραπάνω διαδικασίες έγινε τυχαία επιλογή 70 μετοχών από κάθε χώρα προς εξέταση της σταθερότητας των βήτα τους στο χρόνο.

4.3 Κατασκευή Χαρτοφυλακίων

Εν αρχή της κατασκευής των χαρτοφυλακίων και έπειτα από τον υπολογισμό των λογαριθμικών αποδόσεων για τις 384, 299 και 129 μετοχές αντίστοιχα για κάθε χώρα, επιλέξαμε να συμπεριλάβουμε στα χαρτοφυλάκια μας μόνο τις μετοχές εκείνες οι οποίες δεν είχαν περισσότερες από 30% μηδενικές αποδόσεις. Στη συνέχεια εκτιμήθηκαν τα βήτα για 227 μετοχές από την Αγγλία, 192 από τη Γαλλία και 40 μετοχές από την Ελλάδα από την παλινδρόμηση του Μοντέλου της Αγοράς, που αποτελεί την εμπειρική εκδοχή του CAPM, το οποίο αποτυπώνεται ως εξής:

$$R_i = r_f + \beta_i(R_m - r_f) + \varepsilon_i \quad (4.2)$$

Όπου:

R_i = οι αποδόσεις των μετοχών για την εξεταζόμενη περίοδο,

R_m = οι αποδόσεις των 3 δεικτών της αγοράς για την περίοδο εκτίμησης,

r_f = το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου όπου για την Αγγλία χρησιμοποιήθηκε το μηνιαίο LIBOR ενώ για τη Γαλλία και την Ελλάδα το μηνιαίο EURIBOR,

ε_i = ο όρος σφάλματος και $E(\varepsilon_i) = 0$.

Το Μοντέλο της Αγοράς είναι το πιο διαδεδομένο για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου (beta) λαμβάνοντας υπόψη τις αποδόσεις των μετοχών (εξαρτημένη μεταβλητή) και τις αποδόσεις της αγοράς (ανεξάρτητη μεταβλητή).

Μετά την εκτίμηση των συντελεστών βήτα, κατατάχθηκαν αυτοί κατά αύξουσα σειρά και κατασκευάστηκαν 22 χαρτοφυλάκια για την Αγγλία (15 με 10 μετοχές το καθένα και 7 με 11 μετοχές), 19 χαρτοφυλάκια για τη Γαλλία (17 με 10 μετοχές έκαστο και 2 με 11) και 4 χαρτοφυλάκια για την Ελλάδα ίσου μεγέθους όλα (10 μετοχές ανά χαρτοφυλάκιο). Τα πρώτα χαρτοφυλάκια περιλάμβαναν τις μετοχές με τα μικρότερα βήτα, τα επόμενα με τα αμέσως μεγαλύτερα βήτα και η διαδικασία συνεχίστηκε έως ότου το τελευταίο χαρτοφυλάκιο της κάθε χώρας να περιέχει τις μετοχές με τα μεγαλύτερα βήτα.

Χώρες	Αριθμός Χαρτοφυλακίων	Αριθμός Μετοχών/Χαρτοφυλάκιο
Αγγλία	22	15 χαρτοφυλάκια με 10 μετοχές και 7 χαρτοφυλάκια με 11 μετοχές
Γαλλία	19	17 χαρτοφυλάκια με 10 μετοχές και 2 χαρτοφυλάκια με 11 μετοχές
Ελλάδα	4	4 χαρτοφυλάκια με 10 μετοχές

Έπειτα λοιπόν από την εκτίμηση των συντελεστών βήτα για μεμονωμένες μετοχές και την κατασκευή των χαρτοφυλακίων, θα συνεχίσουμε με την εφαρμογή μιας σειράς ελέγχων για την εξέταση της σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων καθώς και του βήτα και την αναγνώριση των άγνωστων break points.

4.4 Μεθοδολογία

4.4.1 Έλεγχος Στασιμότητας

Αρχικό βήμα πριν τον έλεγχο σταθερότητας του συντελεστή βήτα είναι ο έλεγχος σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων μετοχών και χαρτοφυλακίων. Ουσιαστικά ελέγχουμε τη στασιμότητα των χρονολογικών σειρών που θα χρησιμοποιηθούν. Μια χρονοσειρά θεωρείται στάσιμη εάν ο μέσος, η διακύμανση και η συνδιακύμανση μεταξύ δύο περιόδων είναι σταθερές. Εάν μία από αυτές τις υποθέσεις δεν ισχύει, η χρονοσειρά ονομάζεται μη στάσιμη. Ο έλεγχος στασιμότητας θα πραγματοποιηθεί με το Elliott, Rothenberg, Stock DF-GLS unit root test. Ο μετασχηματισμός της δοκιμής των Dickey-Fuller από τους Elliott, Rothenberg and Stock (Econometrica 1996) που πρότειναν μια τροποποιημένη παλινδρόμηση οδήγησε στο DF-GLS (generalized least squares) test που θεωρείται ισχυρότερο. Υποθέτοντας την ύπαρξη μη φυσιολογικής τάσης στα εξεταζόμενα δεδομένα, οι Elliott, Rothenber and Stock προσπάθησαν να εξαλείψουν αυτή την τάση πριν τον έλεγχο για μοναδιαία ρίζα. Η τεχνική ERS βασίζεται στο t-statistic test το οποίο ελέγχει τη μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής α της μεταβλητής y_{t-1}^d , δηλαδή $H_0 : \alpha_0 = 0$, έναντι της εναλλακτικής που αφορά τη σταθερότητα $H_1 : \alpha_0 < 0$ με την παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta y_t^d = \alpha_0 y_{t-1}^d + b_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + b_p \Delta_{t-p}^d + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

όπου Δ είναι οι πρώτες διαφορές, y_t^d είναι η μετασχηματισμένη GLS μεταβλητή για την εξάλειψη της τάσης, α_0, b_1 και b_p είναι οι συντελεστές που θέλουμε να εκτιμήσουμε και ε_t ο όρος σφάλματος. Ο αριθμός των υστερήσεων (p lags) καθορίζεται με βάση τα κριτήρια των Schwarz, Akaike κ.τ.λ. Για τον έλεγχο των παραπάνω υποθέσεων χρησιμοποιείται η t-statistic.

4.4.2 Chow Breakpoint Test

Η δοκιμή Chow προτάθηκε από τον οικονομολόγο Gregory Chow το 1960 και είναι μία δοκιμή αν οι πραγματικοί συντελεστές σε δύο γραμμικές παλινδρομήσεις σε διαφορετικά σύνολα δεδομένων είναι ίσοι. Στην οικονομετρία χρησιμοποιείται συνηθέστερα στην ανάλυση χρονοσειρών για να ελέγξει την παρουσία ενός διαρθρωτικού σπασίματος (break) σε μια περίοδο που είναι γνωστή ως a priori (για παράδειγμα, ένα σημαντικό ιστορικό γεγονός όπως ένας πόλεμος ή μία οικονομική κρίση).

Για να ελέγξουμε τη σταθερότητα του βήτα λοιπόν, χωρίζουμε το δείγμα μας σε δύο υποπεριόδους. Στα δεδομένα πριν την κρίση του 2008 και στα δεδομένα μετά από αυτή. Το Chow Breakpoint Test περιγράφεται ως εξής:

$$F = \frac{(S_c - (S_1 + S_2))/k}{(S_1 + S_2)/(N_1 + N_2 - 2k)} \quad (4.4)$$

Όπου:

S_c = το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων από ολόκληρο το δείγμα πριν το διαχωρισμό των περιόδων,

S_1, S_2 = το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων για το πρώτο δείγμα πριν το 2008 και αντίστοιχα για το δεύτερο δείγμα μετά το 2008,

N_1, N_2 = ο αριθμός των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται στο πρώτο δείγμα και στο δεύτερο αντίστοιχα,

k = ο συνολικός αριθμός των ορισμένων παραμέτρων.

Έτσι, παράγονται τα αποτελέσματα από τη σύγκριση του αθροίσματος των τετραγώνων των καταλοίπων και για τα δύο δείγματα με το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων ολόκληρου του δείγματος.

Η μηδενική υπόθεση που θεωρούμε στο Chow test είναι η εξής:

H_0 = οι συντελεστές των ελαχίστων τετραγώνων είναι ίδιοι. Δηλαδή, δεν υπάρχουν break points στα δεδομένα.

4.4.3 Multiple Breakpoint Test

Ο Quandt (1960) βελτίωσε τη διάρθρωση του Chow test ώστε να συμπεριλαμβάνει την F-Statistic με μεγαλύτερη αξία για να καλύψει περισσότερα breaks. Οι Bai (1997) και Bai and Perron (1998,2003a) έδειξαν τα θεωρητικά και υπολογιστικά αποτελέσματα του multiple breakpoint test που επέκτεινε η μεθοδολογία του Quandt το 1960. Ουσιαστικά, το Bai and Perron test είναι μια τεχνική αναγνώρισης άγνωστων breakpoints σε πολλαπλά επίπεδα των χρονοσειρών.

Κάποιες μελέτες έβρισκαν τη μηνιαία επίδραση στα βήτα. Σε αυτή τη μελέτη διερευνάται η σταθερότητα του βήτα εξετάζοντας εκατοντάδες ημέρες. Χρησιμοποιούμε το Multiple Breakpoint test από τους Bai and Perron, βασιζόμενοι σε μία γραμμική παλινδρόμηση με break point - (V_0)

$$Y_t = w_t' \alpha + z_t' \delta_1 + e_t \quad t = 1, 2, \dots, V_0 \dots \dots \dots (4.5)$$

$$Y_t = w_t' \alpha + z_t' \delta_2 + e_t \quad t = V_0 + 1, \dots, T \dots \dots \dots (4.6)$$

Όπου:

Y_t = η εξαρτημένη μεταβλητή,

w_t', z_t' = οι συντελεστές του διανύσματος της ανεξάρτητης μεταβλητής,

e_t = ο μη παρατηρήσιμος διαταρακτικός όρος,

$\alpha, \delta_1, \delta_2$ = οι άγνωστες παράμετροι.

Στο μοντέλο θεωρείται ότι $\delta_1 \neq \delta_2$ που σημαίνει ότι υπάρχει αλλαγή στις σειρές.

Επίσης, το break point V_0 είναι άγνωστο στο μοντέλο.

$$y_t = X_t \delta + u_t$$

Όπου:

$$X_t = (w_t', z_t'), \quad \delta = \alpha', \delta_1', \quad \delta = \delta_2 - \delta_1$$

$$X_t \sim I(0)$$

$$t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j$$

$$j = 1, \dots, m + 1$$

$$T_0 = 0, T_{m+1} = T$$

$$(T_i - T_{i-1}) \geq h \quad (h = \text{το μικρότερο μέγεθος δείγματος})$$

Οι ημερομηνίες που παρατηρείται διακοπή (break) = (T_1, \dots, T_m)

Το εκτιμώμενο σημείο αλλαγής $V_0 = \min_{1 \leq v \leq T} S_{T(k)}$

Όπου:

$S_T(k) =$ είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων ενώ παλινδρομείται το Y με βάση το X και το Z_2

Για να προσδιορίσουμε τις άγνωστες διακοπές (breaks), χρησιμοποιούμε WD max (M, q) test, με βάρη που αντικατοπτρίζουν τον αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών και UD max (M, q) με μια εξίσου σταθμισμένη μορφή. Όπου, M είναι ο μέγιστος αριθμός των breaks και το q , ο αριθμός των παραμέτρων που καθορίζονται για να προσδιορίσουν το break. Πιο συγκεκριμένα, στα WD max αποτελέσματα όλες οι σταθμίσεις των μεταβλητών είναι ίσες μεταξύ τους σε αντίθεση με τα UD max όπου μπορεί να υπάρχει διαφορετικό ποσοστό στάθμισης μεταξύ των μεταβλητών με την προϋπόθεση πάντα ότι το άθροισμα όλων είναι ίσο με τη μονάδα.

4.4.4 CUSUM Test (Cumulative Sum Test)

Στον στατιστικό έλεγχο, το Cusum είναι μια τεχνική διαδοχικής ανάλυσης που αναπτύχθηκε από τον E. S. Page από το Πανεπιστήμιο του Cambridge. Χρησιμοποιείται συνήθως για την παρακολούθηση της ανίχνευσης αλλαγών και ανακοινώθηκε το 1954 λίγα χρόνια μετά τη δημοσίευση του αλγορίθμου SPRT του Wald.

Πιο συγκεκριμένα, το Cusum test βοηθά στο να πετύχουμε τη διαδοχική ανάλυση της σειράς. Χρησιμοποιούμε το συγκεκριμένο τεστ προκειμένου να βρούμε τις διαδοχικές αλλαγές στο βήτα των μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων. Είναι μία από τις πιο γνωστές τεχνικές για να βρεθεί η σταθερότητα της σειράς. Το στατιστικό τεστ Cusum αναπτύσσεται ως εξής:

$$\tilde{u}_t = \frac{y_t - x_t^T \hat{\beta}^{(i-1)}}{\sqrt{1 + x_t^T (X^{(i-1)T} X^{(i-1)})^{-1} x_t}} \quad (4.7)$$

Όπου:

$$t = v + 1, \dots, n$$

y_t = η παρατήρηση της εξαρτημένης μεταβλητής

x_t δηλώνει $(1, x_{t2}, \dots, x_{tv})$, είναι ο φορέας των $V \times 1$ ανεξάρτητων μεταβλητών

u_t αναμένεται να έχει μηδενική μέση τιμή

$X^{(i)}$ δηλώνει τη μήτρα των ανεξάρτητων μεταβλητών βασιζόμενη σε όλες τις παρατηρήσεις έως i .

$\hat{\beta}^{(i)}$ = ο συντελεστής της παλινδρόμησης ελαχίστων τετραγώνων βασιζόμενος στην παρατήρηση $(i+1, \dots, i+j)$

Οι Brown, Durbin και Evans (1975) πρότειναν δύο διαφορετικούς ελέγχους για τη διάγνωση του χρονικού σημείου αλλαγής στους συντελεστές του γραμμικού υποδείγματος. Ο πρώτος στηρίζεται στο κριτήριο CUSUM, το οποίο ορίζεται ως

$$W_t^{CUSUM} = \sum_{j=S+1}^t \frac{w_j}{\hat{\sigma}}, \quad t = S+1, S+2, \dots, T \quad (4.8)$$

όπου $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ αποτελεί την εκτίμηση της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου ε_t

Αυτή προκύπτει από την εκτίμηση των συντελεστών του γραμμικού υποδείγματος χρησιμοποιώντας όλες τις παρατηρήσεις του δείγματος. Όπως φαίνεται από τον παραπάνω ορισμό, το κριτήριο W_t^{CUSUM} αποτελεί ένα σωρευτικό άθροισμα τυποποιημένων καταλοίπων που προκύπτουν από την αναδρομική εκτίμηση του υποδείγματος. Αυτό μπορεί να παρασταθεί γραφικά ως προς τα χρονικά σημεία $t = S+1, S+2, \dots, T$, στα οποία πραγματοποιήθηκε η αναδρομική εκτίμηση του υποδείγματος. Κάτω από τη μηδενική υπόθεση ότι όλοι οι συντελεστές του δε μεταβάλλονται διαχρονικά, το κριτήριο W_t^{CUSUM} θα έχει μέση (αναμενόμενη) τιμή μηδέν (δηλαδή $E(W_t^{CUSUM}) = 0$). Αν όμως οι συντελεστές αλλάζουν σημαντικά σε κάποιο χρονικό σημείο του δείγματος, τότε αυτό θα αποκλίνει από το μηδέν σημαντικά. Η σημαντικότητα των αποκλίσεων του κριτηρίου W_t^{CUSUM} από το μηδέν μπορεί να ελεγχθεί στατιστικά με βάση δύο ευθύγραμμα τμήματα τα οποία βρίσκονται πάνω και κάτω από τον οριζόντιο άξονα που περικλείει την τιμή μηδέν. Τα τμήματα αυτά καθορίζουν τα διάστημα εμπιστοσύνης του κριτηρίου W_t^{CUSUM} , για όλα

τα χρονικά σημεία της αναδρομικής εκτίμησης του υποδείγματος $t = S + 1, S + 2, \dots, T$. Τα ευθύγραμμα τμήματα αυτά ορίζονται από τα ακόλουθα ζεύγη σημείων:

$(S, \alpha\sqrt{T-S})$ και $(T, 3\alpha\sqrt{T-S})$ για το ευθύγραμμο τμήμα που βρίσκεται πάνω από τον οριζόντιο άξονα και,

$(S, -\alpha\sqrt{T-S})$ και $(T, -3\alpha\sqrt{T-S})$ για αυτό που βρίσκεται κάτω,

όπου α αποτελεί το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας που επιλέγεται για τη διεξαγωγή του ελέγχου. Με βάση τα παραπάνω αποτελέσματα, ο έλεγχος σταθερότητας (ή αλλαγής) στους συντελεστές ενός υποδείγματος μπορεί να διεξαχθεί με βάση το κριτήριο W_t^{CUSUM} ως ακολούθως. Αν η τιμή του W_t^{CUSUM} βρεθεί σε κάποιο από τα σημεία $t = S + 1, S + 2, \dots, T$ της αναδρομικής εκτίμησης εκτός των δύο παραπάνω ευθύγραμμων τμημάτων που καθορίζουν το διάστημα εμπιστοσύνης αυτού, τότε θα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της σταθερότητας των συντελεστών του υποδείγματος και θα γίνει δεκτή η εναλλακτική της υπόθεση ύπαρξης σημαντικών αλλαγών σε κάποιους ή όλους από αυτούς. Το χρονικό σημείο αλλαγής των συντελεστών θα προσδιορίζεται στο σημείο εκείνο όπου η τιμή του κριτηρίου θα τέμνει για πρώτη φορά ένα από τα δύο ευθύγραμμα τμήματα που καθορίζουν το διάστημα εμπιστοσύνης αυτού.

4.4.5 CUSUMSQ Test (Cumulative Sum of Squares Test)

Ένας δεύτερος έλεγχος που προτάθηκε από τους Brown, Durbin και Evans (1975) για τη διάγνωση του χρονικού σημείου αλλαγής στους συντελεστές ενός υποδείγματος στηρίζεται στο ακόλουθο κριτήριο:

$$W_t^{CUSUMSQ} = \frac{\sum_{j=S+1}^t w_j^2}{\sum_{j=S+1}^T w_j^2} \quad t = S + 1, S + 2, \dots, T \quad (4.9)$$

Το κριτήριο αυτό χρησιμοποιεί τα τετράγωνα των καταλοίπων της αναδρομικής εκτίμησης του υποδείγματος w_j^2 και αναφέρεται ως κριτήριο CUSUMSQ. Κάτω από τη μηδενική υπόθεση της σταθερότητας των συντελεστών του υποδείγματος, αποδεικνύεται ότι w_j^2 αποτελούν ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές που ακολουθούν

την κατανομή $\chi^2_{(1)}$, με έναν βαθμό ελευθερίας. Αυτό σημαίνει ότι ο αριθμητής του κριτηρίου $W_t^{CUSUMSQ}$ (δηλ. $\sum_{j=S+1}^t w_j^2$) έχει μέση τιμή $t-S$, ενώ η μέση τιμή του παρονομαστή $\sum_{j=S+1}^T w_j^2$ είναι $T-S$. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα αυτά, η μέση τιμή του κριτηρίου $W_t^{CUSUMSQ}$ κάτω από τη μηδενική υπόθεση θα δίνεται προσεγγιστικά ως εξής:

$$E(W_t^{CUSUMSQ}) = \frac{t-S}{T-S} \quad \text{για } t = S+1, S+2, \dots, T \quad (4.10)$$

Η σχέση αυτή δείχνει ότι η μέση τιμή του κριτηρίου αποτελεί ένα ευθύγραμμο τμήμα ως προς τα χρονικά σημεία του δείγματος t . Για να προσδιοριστεί γραφικά η θέση του θα πρέπει να σημειώσουμε ότι η μέση τιμή λαμβάνει την τιμή 0 για $t=S$ και τη μονάδα για $T=S$. Η στατιστική σημαντικότητα των αποκλίσεων του κριτηρίου από το ευθύγραμμο αυτό τμήμα που καθορίζει τη μέση τιμή μπορεί να ελεγχθεί βασιζόμενοι σε ένα ζεύγος ευθύγραμμων τμημάτων που βρίσκονται σε ίση απόσταση πάνω και κάτω από αυτό. Αυτά προσδιορίζουν το διάστημα εμπιστοσύνης των τιμών του κριτηρίου, για κάποιο επίπεδο σημαντικότητας.

Η διεξαγωγή του ελέγχου αυτού στηρίζεται στον έλεγχο του CUSUM Test που αναφέραμε παραπάνω. Αν βρεθεί μια τιμή του κριτηρίου $W_t^{CUSUMSQ}$ για τα χρονικά σημεία $t = S+1, S+2, \dots, T$ η οποία βρίσκεται εκτός της περιοχής του διαστήματος εμπιστοσύνης αυτού που καθορίζεται από τα δύο ευθύγραμμα τμήματα, τότε θα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της σταθερότητας των συντελεστών του υποδείγματος και θα γίνεται δεκτή η εναλλακτική της ύπαρξης μιας αλλαγής σε αυτούς. Το χρονικό σημείο της αλλαγής προσδιορίζεται ως το σημείο εκείνο της αναδρομικής εκτίμησης $t = S+1, S+2, \dots, T$ όπου η τιμή του $W_t^{CUSUMSQ}$ τέμνει για πρώτη φορά ένα από τα δύο ευθύγραμμα τμήματα που καθορίζουν τα διάστημα εμπιστοσύνης αυτού.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5^ο

Αποτελέσματα

Ο κύριος σκοπός της παρούσας εργασίας είναι να εξετάσει τη σταθερότητα του βήτα για μεμονωμένες μετοχές και χαρτοφυλάκια. Επιπλέον, αναλύεται η επίδραση της οικονομικής κρίσης του 2008 στη σταθερότητα του βήτα. Επίσης, διερευνώνται οι άγνωστες διακοπές (break points) στα βήτα. Σε αυτό το κεφάλαιο θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης για τις τρεις υπό εξέταση χώρες. Οι δοκιμές στις οποίες βασιστήκαμε καθώς και η διαδικασία η οποία ακολουθήθηκε ώστε να ελεγχθεί η σταθερότητα του συντελεστή βήτα παρουσιάστηκαν στο προηγούμενο κεφάλαιο.

||

5.1 Αποτελέσματα Μεμονωμένων Μετοχών

5.1.1 Έλεγχος σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών

Όπως αναφέραμε στο προηγούμενο κεφάλαιο, το πρώτο βήμα είναι η μελέτη της σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων των εξεταζόμενων μετοχών για τις 3 χώρες με το Elliott, Rothenberg and Stock Test (1996). Για να προσδιορίσουμε εάν θα απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, συγκρίνουμε την τιμή t-statistic με την t-critical. Η t-critical είναι $t_{\alpha/2, n-p-1}$, όπου α είναι το επίπεδο σημαντικότητας, n είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος και p ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο έλεγχος γίνεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Εάν η απόλυτη τιμή της t-statistic είναι μεγαλύτερη από την t-critical, δηλαδή $|t - statistic| > |t - critical| = 1.94$, τότε είμαστε σε θέση να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση. Επειδή χρησιμοποιούνται ημερήσια δεδομένα στην έρευνά μας ο έλεγχος για τη σταθερότητα της διακύμανσης των αποδόσεων έγινε για κάθε μέρα. Στην περίπτωση των μεμονωμένων μετοχών λοιπόν, απορρίψαμε για όλες τις εξεταζόμενες μετοχές των τριών χωρών τη μηδενική υπόθεση που σχετίζεται με την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και τη μη στασιμότητα των

χρονοσειρών . Άρα αποδείχθηκε πως η διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών είναι σταθερή κατά τη διάρκεια του χρόνου.

5.1.2 Chow Test

Ως αποτέλεσμα από τη δοκιμή Chow (1960) παίρνουμε τα F-Statistic και τα Log likelihood με τα αντίστοιχα *p-value* τους ελέγχοντας τη μηδενική υπόθεση για επίπεδο σημαντικότητας 5% (Πίνακας 1, Πίνακας 2, Πίνακας 3 στο Παράρτημα). Έτσι, εάν το *p-value* είναι μικρότερο από 0,05 απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση που θεωρεί πως οι συντελεστές των ελαχίστων τετραγώνων είναι ίσοι και συνεπώς αποδεχόμαστε την εναλλακτική πως υπάρχει break point στα βήτα το 2008.

Τα αποτελέσματα από την F-Statistic όσο και από το Log likelihood ratio του Chow test δεν θα μπορούσαν να απορρίψουν τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχουν διαλείμματα σε προκαθορισμένα σημεία διακοπής όπως η κρίση του 2008 που αναφέραμε για τα βήτα 17 μετοχών από την Αγγλία, 39 από τη Γαλλία και 2 μετοχών από την Ελλάδα από τις 70 που εξετάστηκαν για κάθε χώρα. Έτσι, στην περίπτωση της Αγγλίας στις μετοχές με ποσοστό 75,71% φαίνεται να υπήρξε επίδραση της οικονομικής κρίσης του 2008 και εμφανίστηκε break point στα βήτα των μετοχών έναντι του ποσοστού 24,29% που μοιάζει να έχει ανεπηρέαστα βήτα. Στη Γαλλία τα αντίστοιχα ποσοστά είναι 44,29% για τις μετοχές που επηρεάστηκαν από την κρίση ενώ 55,71% παρέμεινε ανεπηρέαστο. Τέλος, στην Ελλάδα η οικονομική κρίση είχε επίδραση στο 97,14% των μετοχών και δεν επηρέασε μόνο το 2,86% αυτών. Είναι εμφανές λοιπόν πως το μεγαλύτερο ποσοστό των μετοχών της Ελλάδας επηρεάστηκαν από την κρίση του 2008, σε μικρότερο ποσοστό των μετοχών της Αγγλίας παρατηρείται η ίδια συμπεριφορά ενώ στη Γαλλία λιγότερες από των 50% των μετοχών φαίνεται να επηρεάζονται. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.

Πίνακας 4. Ποσοστά μετοχών που επηρεάζονται τα βήτα τους ή όχι από την κρίση του 2008

Χώρες	Αριθμός μετοχών των οποίων τα βήτα επηρεάζονται από την κρίση	Αριθμός μετοχών των οποίων τα βήτα δεν επηρεάζονται από την κρίση
Αγγλία	75,71%	24,29%
Γαλλία	44,29%	55,71%
Ελλάδα	97,14%	2,86%

5.1.3 Multiple Breakpoint Test

Επιπλέον, εξετάζουμε την παρουσία άγνωστων διακοπών εκτός από την κρίση του 2008 στις σειρές των βήτα που επηρεάζουν τη σταθερότητα των βήτα και για μεμονωμένες μετοχές και για χαρτοφυλάκια. Εφαρμόζουμε το τεστ Bai and Perron (1998,2003a) και θεωρούμε UD max και WD max τις διακοπές (breaks) που έχουν καθοριστεί με βάση το κριτήριο Schwarz και το LWZ που προτάθηκε από τους Liu, Wu and Zidek (1997). Παρουσιάζονται οι σειρές βήτα των μεμονωμένων μετοχών με διακοπές και χωρίς διακοπές σύμφωνα με τα αποτελέσματα UD max και WD max. Τα αποτελέσματα και για τις τρεις υπό εξέταση χώρες παρουσιάζονται στον Πίνακα 5, στον Πίνακα 6 και στον Πίνακα 7.

Σύμφωνα με τα UD max αποτελέσματα φαίνεται πως κανένα break point πέραν του καθορισμένου το 2008 δεν παρατηρήθηκε στην Ελλάδα παρά μόνο σε 2 μετοχές (2,86%) της Αγγλίας και στο υψηλό σχετικά ποσοστό του 32,86% (23 μετοχές) της Γαλλίας από τις εβδομήντα που εξετάστηκαν για κάθε μία από τις χώρες. Ένα επιπλέον break point εμφανίστηκε σε 58 μετοχές της Αγγλίας (82,85%), σε 43 μετοχές (61,43%) της Γαλλίας και στην πλειοψηφία των μετοχών της Ελλάδας (69 μετοχές) με ποσοστό 98,57%. Δύο break points μπορούμε να διακρίνουμε στην Αγγλία σε 8 μετοχές (11,42%), στη Γαλλία σε 4 μετοχές (5,71%) και σε 1 μετοχή της Ελλάδας (1,43%). Τρία break points έχουμε μόνο σε 2 μετοχές της Αγγλίας (2,86%), και σε καμία μετοχή της Γαλλίας και της Ελλάδας. Τέσσερα και πέντε breaks δεν παρατηρούνται στις μετοχές καμίας χώρας (Πίνακας 8).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα WD max κανένα επιπλέον break point δεν παρατηρήθηκε στις μετοχές της Ελλάδας παρά μόνο σε 2 μετοχές της Αγγλίας (2,86%) και σε 24 μετοχές (34,28%) της Γαλλίας. Ένα επιπλέον break παρουσίασαν

47 μετοχές στην Αγγλία (67,14%), 33 μετοχές της Γαλλίας (47,14%) και μεγάλο ποσοστό της τάξης του 90% οι μετοχές της Ελλάδας (63 μετοχές). Δύο break points εμφανίστηκαν σε σχετικά μικρότερα ποσοστά αυτή τη φορά. Πιο συγκεκριμένα, σε 8 μετοχές της Αγγλίας (11,43%), σε μόνο 1 μετοχή της Γαλλίας (1,43%) και σε 2 μετοχές της Ελλάδας (2,86%). Τα ποσοστά φαίνεται να αυξάνονται λίγο όσον αφορά την εμφάνιση τριών breaks που παρατηρούνται σε 7 μετοχές στην Αγγλία (10%), σε 10 μετοχές στη Γαλλία (14,29%) και σε 3 μετοχές στην Ελλάδα (4,28%). Τέσσερα break points δεν διακρίνονται στις μετοχές καμίας χώρας. Αξιοσημείωτο είναι το γεγονός ότι σε 6 μετοχές της Αγγλίας (8,57%), σε 2 μετοχές της Γαλλίας (2,86%) και σε 2 ακόμη μετοχές της Ελλάδας (2,86%) εμφανίστηκαν πέντε break points σε αντίθεση με τα UD max αποτελέσματα όπου καμία μετοχή καμίας χώρας δεν εμφάνισε περισσότερα από τρία (Πίνακας 9).

Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να τονίσουμε πως αναφερόμαστε σε διακοπές διαφορετικές από αυτή του 2008 και οι ημερομηνίες αυτών των διακοπών διαφέρουν από μετοχή σε μετοχή και από χώρα σε χώρα.

Τα αποτελέσματα λοιπόν δείχνουν πως στις περισσότερες μετοχές της Ελλάδας υπήρξε τουλάχιστον μία διακοπή στα βήτα κατά την περίοδο των 18 ετών εξέτασης. Και στην Αγγλία παρατηρήθηκε ένα μικρό μεν ποσοστό μετοχών που δεν εμφάνισαν επιπλέον breaks. Ωστόσο η Γαλλία διατηρεί το μεγαλύτερο ποσοστό μετοχών οι οποίες δεν εμφάνισαν κανένα επιπλέον break point. Γεγονός που συνδέεται με τα αποτελέσματα του προηγούμενου τεστ που έδειξαν πως αρκετές μετοχές της Γαλλίας δεν επηρεάστηκαν από την κρίση του 2008 και εμφάνισαν μια σχετική σταθερότητα τους συντελεστές βήτα.

Πίνακας 8. Αποτελέσματα UD max determined breaks για τις τρεις χώρες (%)

Χώρες	no breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	4 breaks	5 breaks
Αγγλία	2.86%	82.86%	11.42%	2.86%	0%	0%
Γαλλία	32,86%	61,43%	5,71%	0%	0%	0%
Ελλάδα	0%	98,57%	1,43%	0%	0%	0%

Πίνακας 9. Αποτελέσματα WD max determined breaks για τις τρεις χώρες (%)

Χώρες	no breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	4 breaks	5 breaks
Αγγλία	2.86%	67.14%	11.43%	10.00%	0%	8.57%
Γαλλία	34,28%	47,14%	1,43%	14,29%	0%	2,86%
Ελλάδα	0%	90%	2,86%	4.28%	0%	2,86%

5.1.4 CUSUM Test (Cumulative Sum Test)

Τέλος, ελέγχουμε τη σταθερότητα του βήτα σε όλη τη διάρκεια του δείγματος αναλύοντας τη δομή και τη ροή των βήτα των μεμονωμένων μετοχών για τις τρεις χώρες, Αγγλία, Γαλλία και Ελλάδα βασιζόμενοι στο CUSUM test (1954). Σύμφωνα λοιπόν από τη διαγραμματική απεικόνισή του που βρίσκεται στο Παράρτημα (CUSUM Test for UK Individual Stocks, CUSUM Test for France Individual Stocks, CUSUM Test for Greece Individual Stocks), οι μετοχές των οποίων τα βήτα φαίνεται να μην αλλάζουν σημαντικά σε κάποιο χρονικό σημείο του δείγματος και να μην ξεπερνάνε τα ευθύγραμμα τμήματα που καθορίζουν το διάστημα εμπιστοσύνης του κριτηρίου W_t^{CUSUM} παρουσιάζονται στον Πίνακα 10. Για την Αγγλία λοιπόν μόνο στο 5,71% των εξεταζόμενων μετοχών παρατηρείται αστάθεια του συντελεστή βήτα στο χρόνο εξετάζοντας καθ' όλη τη διάρκεια του δείγματος και στο 94,29% σταθερότητα. Και για τη Γαλλία το μεγαλύτερο ποσοστό της τάξης του 85,71% έχει σταθερά βήτα ενώ για την Ελλάδα, οι μετοχές σε ποσοστό 98,57% εμφάνισαν σταθερότητα με μόλις 1 μετοχή από τις 70 μη σταθερές. Είναι εμφανές λοιπόν πως οι πλειοψηφία των μετοχών και για τις τρεις χώρες έχουν σταθερά βήτα στο χρόνο.

Πίνακας 10. Αποτελέσματα CUSUM Tests για τις τρεις χώρες (%)

(Σημείωση: Ο συνολικός αριθμός μετοχών προς εξέταση για κάθε χώρα είναι 70 και εξετάζουμε σε επίπεδο σημαντικότητας 5%)

Χώρες	Beta stabled stocks	Beta unstable stocks
Αγγλία	94,29%	5,71%
Γαλλία	85,71%	14,29%
Ελλάδα	98,57%	1,43%

5.1.5 CUSUMSQ Test (Cumulative Sum of Squares Test)

Ένας ακόμη έλεγχος για τη διάγνωση του χρονικού σημείου αλλαγής στους συντελεστές βήτα του υποδείγματός μας στηρίζεται επίσης στη διαγραμματική απεικόνιση του συγκεκριμένου τεστ (Παράρτημα CUSUMSQ Test for UK Individual Stocks, CUSUMSQ Test for France Individual Stocks και CUSUMSQ Test for Greece Individual Stocks). Στο κριτήριο αυτό όπως προαναφέραμε χρησιμοποιούνται τα

τετράγωνα των καταλοίπων της αναδρομικής εκτίμησης του υποδείγματος w_j^2 . Για να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση σταθερότητας των συντελεστών βήτα και να γίνει δεκτή η εναλλακτική της ύπαρξης μιας αλλαγής θα πρέπει μια τιμή του κριτηρίου $W_t^{CUSUMSQ}$ για το διάστημα των 18 ετών να βρίσκεται έξω από τα δύο ευθύγραμμα τμήματα που καθορίζουν το διάστημα εμπιστοσύνης. Βασιζόμενοι σε αυτό το κριτήριο, καμία από τις μετοχές της Αγγλίας και της Ελλάδας δεν αποδείχθηκε ότι είχαν σταθερά βήτα στο χρόνο, παρά μόνο 1 μετοχή (1,43%) από την Ελλάδα. Τα αποτελέσματα για τη σταθερότητα ή όχι των συντελεστών βήτα των μεμονωμένων μετοχών για τις τρεις χώρες παρουσιάζονται στον Πίνακα 11.

Πίνακας 11. Αποτελέσματα CUSUMSQ Tests για τις τρεις χώρες (%)

(Σημείωση: Ο συνολικός αριθμός μετοχών προς εξέταση για κάθε χώρα είναι 70 και εξετάζουμε σε επίπεδο σημαντικότητας 5%)

Χώρες	Beta stabled stocks	Beta unstable stocks
Αγγλία	0%	100%
Γαλλία	1,43%	98,58%
Ελλάδα	0%	100%

5.2 Αποτελέσματα Χαρτοφυλακίων

5.2.1 Έλεγχος σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων

Όπως και στον έλεγχο σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων των μεμονωμένων μετοχών, έτσι και σε αυτό το σημείο θα ακολουθήσουμε την ίδια διαδικασία για τα χαρτοφυλάκια των τριών χωρών. Συγκρίνοντας λοιπόν την t -statistic με την t -critical και με την προϋπόθεση ότι ισχύει $|t - statistic| > |t - critical| = 1.94$, είμαστε σε θέση να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας. Έτσι για τα 22 χαρτοφυλάκια της Αγγλίας, τα 19 της Γαλλίας και τα 4 της Ελλάδας, καταλήγουμε στο συμπέρασμα της σταθερότητας της διακύμανσης των αποδόσεων.

5.2.2 Chow Test

Όπως έχουμε αναφέρει και σε προηγούμενα κεφάλαια έχουμε κατασκευάσει 22 χαρτοφυλάκια για την Αγγλία, 19 χαρτοφυλάκια για τη Γαλλία και 4 χαρτοφυλάκια για την Ελλάδα ταξινομώντας τα βήτα των μετοχών κατά αύξουσα σειρά ώστε να ελέγξουμε τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα και την επίδραση της οικονομικής κρίσης του 2008 σε μια ομάδα μετοχών. Τα πρώτα χαρτοφυλάκια για κάθε χώρα περιλαμβάνουν τις μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα και αντίστοιχα τα τελευταία με τους μεγαλύτερους. Εφαρμόζουμε λοιπόν τη δοκιμή Chow στο σύνολο των χαρτοφυλακίων ώστε να παράγουμε συμπεράσματα για την επίδραση της κρίσης στη σειράς των βήτα. Όπως και στη δοκιμή Chow για τις μεμονωμένες μετοχές έτσι και για τα χαρτοφυλάκια θα χρησιμοποιηθούν τα F-Statistic και Log likelihood τα οποία συγκρινόμενα με τα αντίστοιχα *p-value* τους για επίπεδο σημαντικότητας 5% θα μας δώσουν συμπεράσματα για την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχουν διακοπές στα βήτα των χαρτοφυλακίων ή την αποδοχή της εναλλακτικής.

Τα αποτελέσματα λοιπόν έχουν ως εξής και παρουσιάζονται στους Πίνακες 12,13 και 14. Στην Αγγλία και για τα 22 χαρτοφυλάκια απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχουν διαρθρωτικές αλλαγές στα βήτα τους και παρατηρείται επίδραση της οικονομικής κρίσης στα βήτα όλων των χαρτοφυλακίων.. Στη Γαλλία, το ποσοστό μειώνεται κατά λίγο και φαίνεται πως στα 12 από τα 19 χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν υπάρχει διακοπή το 2008 στα βήτα καθώς και στην Ελλάδα στα 3 από τα 4 χαρτοφυλάκια.

Πίνακας 15. Ποσοστά χαρτοφυλακίων που επηρεάζονται τα βήτα τους ή όχι από την κρίση του 2008

Χώρες	Αριθμός χαρτοφυλακίων των οποίων τα βήτα επηρεάζονται από την κρίση	Αριθμός χαρτοφυλακίων των οποίων τα βήτα δεν επηρεάζονται από την κρίση
Αγγλία	100%	0%
Γαλλία	63,16%	36,84%
Ελλάδα	75%	25%

5.2.3 Multiple Breakpoint Test

Με τη δοκιμή Multiple Breakpoint θα βρούμε τις αναγνωρισμένες διακοπές για τα χαρτοφυλάκια που έχουν κατασκευαστεί βασιζόμενοι και σε αυτό το σημείο στα αποτελέσματα των τεστ των Bai and Perron (1998,2003a). Τα αποτελέσματα έδειξαν πως υπάρχουν διακοπές σε όλα τα χαρτοφυλάκια της Αγγλίας και της Ελλάδας ενώ στη Γαλλία 4 (Schwarz criterion) και 11 χαρτοφυλάκια (LWZ criterion) δεν εμφάνισαν διακοπές διαφορετικές από αυτές κατά την περίοδο της κρίσης του 2008 (Πίνακας 15, 16 και 17).

Πιο συγκεκριμένα, με βάση το κριτήριο Schwarz, ένα επιπλέον break point παρουσίασαν τα βήτα 6 χαρτοφυλακίων από την Αγγλία, 3 χαρτοφυλακίων από τη Γαλλία και κανένα από την Ελλάδα. Δύο break points έχουμε σε 10 χαρτοφυλάκια της Αγγλίας, 5 της Γαλλίας και πάλι κανένα της Ελλάδας. Τρία break φάνηκε πως έχουν 6 χαρτοφυλάκια της Αγγλίας, 4 της Γαλλίας και 2 της Ελλάδας. Τέσσερα break points εμφανίστηκαν σε μόνο 3 χαρτοφυλάκια από τη Γαλλία και 2 από την Ελλάδα. Περισσότερα break points, με μέγιστο εξεταζόμενο αριθμό διακοπών το 5, δεν παρουσίασε κανένα χαρτοφυλάκιο των τριών χωρών (Πίνακας 19).

Σύμφωνα με το LWZ κριτήριο, ένα επιπλέον break εμφανίστηκε στην πλειοψηφία των χαρτοφυλακίων της Αγγλίας, σε 8 χαρτοφυλάκια της Γαλλίας και σε μόλις ένα χαρτοφυλάκιο της Ελλάδας. Δύο break points παρουσίασαν μόνο 4 χαρτοφυλάκια από την Αγγλία και 3 από την Ελλάδα. Βασιζόμενοι στο συγκεκριμένο κριτήριο, δεν παρατηρούνται διακοπές περισσότερες από τρεις στα χαρτοφυλάκια καμίας χώρας (Πίνακας 20).

Δεν μπορούμε βέβαια να βγάλουμε συμπεράσματα για το αν ο συντελεστής βήτα των μετοχών επηρεάζει τις επιπλέον διακοπές πέραν αυτή της κρίσης που προαναφέρθηκε διότι για παράδειγμα δύο διακοπές μπορεί να εμφανίζονται στα χαρτοφυλάκια που περιλαμβάνουν τις μετοχές με τους μικρότερους συντελεστές βήτα, δύο διακοπές και σε αυτά με τους υψηλότερους συντελεστές.

Πίνακας 19. Αποτελέσματα Schwarz criterion για breaks για τις τρεις χώρες (%)

Χώρες	no breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	4 breaks	5 breaks
Αγγλία	0%	27,27%	45,46%	27,27%	0%	0%
Γαλλία	21,05%	15,79%	26,32%	21,05%	15,79%	0%
Ελλάδα	0%	0%	0%	50%	50%	0%

Πίνακας 20. Αποτελέσματα LWZ criterion για breaks για τις τρεις χώρες (%)

Χώρες	no breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	4 breaks	5 breaks
Αγγλία	0%	81,82%	18,18%	0%	0%	0%
Γαλλία	57,89%	42,11%	0%	0%	0%	0%
Ελλάδα	0%	25%	75%	0%	0%	0%

5.2.4 CUSUM Test (Cumulative Sum Test)

Στο Παράρτημα (CUSUM Test for UK Portfolios, CUSUM Test for France Portfolios, CUSUM Test for Greece Portfolios) παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της δοκιμής CUSUM (1954) για τα χαρτοφυλάκια της Αγγλίας, της Γαλλίας και της Ελλάδας αντίστοιχα. Όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια παρατηρείται και εδώ μια σταθερότητα του συντελεστή βήτα όπως και στα αποτελέσματα των μεμονωμένων μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, για την Αγγλία και τα 22 χαρτοφυλάκια αποδείχθηκε πως είχα σταθερά βήτα στο χρόνο. Για τη Γαλλία, μικρότερο το ποσοστό των χαρτοφυλακίων με σταθερά βήτα (10 χαρτοφυλάκια) που ανέρχεται στο 52,63% καθώς και στην Ελλάδα τα 3 από τα 4 χαρτοφυλάκια που εξετάστηκαν παρουσίασαν σταθερότητα του συντελεστή βήτα διαχρονικά. Οπότε, όπως παρατηρείται και στις 3 χώρες για την πλειοψηφία των χαρτοφυλακίων που εξετάστηκαν υπήρξε σταθερότητα του βήτα στο χρόνο. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα 21.

Πίνακας 21. Αποτελέσματα CUSUM Tests για τις τρεις χώρες (%)

(Σημείωση: Ο συνολικός αριθμός χαρτοφυλακίων προς εξέταση είναι 22 για την Αγγλία, 19 για τη Γαλλία και 4 για την Ελλάδα και εξετάζουμε σε επίπεδο σημαντικότητας 5%)

Χώρες	Beta stable portfolios	Beta unstable portfolios
Αγγλία	100%	0%
Γαλλία	52,63%	47,37%
Ελλάδα	75%	25%

5.2.5 CUSUMSQ Test (Cumulative Sum of Squares Test)

Και σε αυτό το σημείο εφαρμόζοντας το κριτήριο που χρησιμοποιεί τα τετράγωνα των καταλοίπων της αναδρομικής εκτίμησης του υποδείγματος w_j^2 και από τη διαγραμματική απεικόνιση (Παράρτημα CUSUMSQ Test for UK Portfolios,

CUSUMSQ Test for France Portfolios, CUSUMSQ Test for Greece Portfolios) σε όλα τα χαρτοφυλάκια των τριών χωρών εκτός από 1 της Αγγλίας είμαστε σε θέση να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της σταθερότητας των συντελεστών βήτα του υποδείγματος μας. Τα αποτελέσματα σχετικά με τη σταθερότητα ή μη των χαρτοφυλακίων προς εξέταση των τριών χωρών φαίνονται στον Πίνακα 22.

Πίνακας 22. Αποτελέσματα CUSUMSQ Tests για τις τρεις χώρες (%)
(Σημείωση: Ο συνολικός αριθμός χαρτοφυλακίων προς εξέταση είναι 22 για την Αγγλία, 19 για τη Γαλλία και 4 για την Ελλάδα και εξετάζουμε σε επίπεδο σημαντικότητας 5%)

Χώρες	Beta stable portfolios	Beta unstable portfolios
Αγγλία	4,54%	95,46%
Γαλλία	0%	100%
Ελλάδα	0%	100%

5.3 Σχολιασμός Αποτελεσμάτων

Έπειτα από μια σειρά τεστ καταλήξαμε στα εξής αποτελέσματα. Αρχικά χρησιμοποιήθηκε το τεστ των Elliott, Rothenberg and Stock (1996) ώστε να ελεγχθεί η διαχρονική σταθερότητα της διακύμανσης των αποδόσεων μετοχών και χαρτοφυλακίων όπου απορρίφθηκε η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας και αποδείχθηκε σταθερή τόσο για τις μεμονωμένες μετοχές όσο και για τα χαρτοφυλάκια της Αγγλίας, της Γαλλίας και της Ελλάδας. Το επόμενο βήμα ήταν ο έλεγχος της σταθερότητας στο χρόνο των συντελεστών βήτα για ένα πλήθος μετοχών και χαρτοφυλακίων για τις τρεις υπό εξέταση χώρες. Αρχικά χρησιμοποιήθηκε το Chow test (1960) ώστε να ελεγχθεί η επίδραση της subprime crisis το 2008 στους συντελεστές βήτα με βάση το οποίο η πλειοψηφία των βήτα των 70 μετοχών της Ελλάδας φαίνεται να επηρεάζονται από την κρίση. Η Αγγλία έρχεται δεύτερη σε ποσοστό και η Γαλλία είναι αυτή που ποσοστό μικρότερο από το 50% των μετοχών της φαίνεται να επηρεάζονται από την κρίση. Όσον αφορά τα 45 χαρτοφυλάκια που συμπεριλήφθηκαν στη μελέτη, το μεγαλύτερο ποσοστό και από τις τρεις χώρες φαίνεται να επηρεάζονται από την κρίση. Στη συνέχεια, έγινε χρήση του Multiple Breakpoint test (1998) ώστε να ανιχνευθούν επιπλέον διακοπές (break points) στα βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων όπου και εδώ αποδείχθηκε πως στο μεγαλύτερο

ποσοστό μετοχών και χαρτοφυλακίων υπήρξε τουλάχιστον ένα επιπλέον break point κατά τη διάρκεια των 18 ετών που μελετήθηκαν με τη Γαλλία βέβαια να παρουσιάζει ένα υψηλό σχετικά ποσοστό, συγκριτικά με τις υπόλοιπες χώρες, μετοχών και χαρτοφυλακίων που δεν παρουσίασαν κανένα επιπλέον break point πέραν αυτού το 2008. Επιπλέον, για να εξεταστεί η σταθερότητα των συντελεστών βήτα σε όλη τη διάρκεια της περιόδου εκτίμησης έγινε χρήση του Cusum test (1954) και του CusumSQ (1975) στα οποία τα χρονικά σημεία διαρθρωτικής αλλαγής δε χρειάζεται να είναι γνωστά εκ των προτέρων. Πιο συγκεκριμένα, στην πλειοψηφία των μετοχών το Cusum test από τη διαγραμματική απεικόνισή του εμφανίζει μια σταθερότητα του συντελεστή βήτα για το μεγαλύτερο ποσοστό των μεμονωμένων μετοχών και στις 3 χώρες. Αξιοσημείωτο είναι πως και η πλειοψηφία των εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων των 3 χωρών παρουσίασε σταθερότητα του συντελεστή βήτα διαχρονικά. Παρατηρείται λοιπόν μια σημαντική αύξηση της σταθερότητας του συντελεστή βήτα καθώς αυξάνεται η περίοδος εκτίμησης και εξετάζουμε καθ' όλη τη διάρκεια του δείγματος. Φυσικά κάτι τέτοιο μπορεί να οφείλεται στο γεγονός πως σε αυτή τη δοκιμή αυξάνεται κατά πολύ η περίοδος εκτίμησης αφού εξετάζουμε την κίνηση των συντελεστών βήτα κατά τη διάρκεια των 18 ετών. Τα αποτελέσματα που έδωσε το CusumSQ βέβαια δε συμφωνούν με το Cusum καθώς εμφάνισε αστάθεια των συντελεστών βήτα για σχεδόν όλες τις μετοχές και τα χαρτοφυλάκια. Σε αυτή την περίπτωση που τα δύο κριτήρια δε συμφωνούν μεταξύ τους, το κριτήριο του Cusum υπερισχύει για την εξέταση της σταθερότητας του συντελεστή βήτα διότι το CusumSQ δεν έχει δυνατή ισχύ για τη μεταβολή συντελεστών αλλά για τη μεταβολή της διακύμανσης. Ωστόσο, το Cusum test είναι πιο ισχυρό συγκριτικά με το Chow διότι δεν απαιτεί την εκ των προτέρων γνώση των σημείων μεταβολής των συντελεστών του υποδείγματος.

Η παρούσα μελέτη για τις χώρες της Αγγλίας, Γαλλίας και Ελλάδας συγκριτικά με την έρευνα των Harish S N & T. Mallikarjunappa (2005) στην αγορά της Ινδίας παρουσίασε διαφορετικά αποτελέσματα κατά τη δοκιμή Chow καθώς βρέθηκε ότι το μεγαλύτερο ποσοστό των συντελεστών βήτα μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων για την Αγγλία και την Ελλάδα επηρεάστηκε από την κρίση του 2008 με τη Γαλλία να αποτελεί εξαίρεση. Όσον αφορά τη δοκιμή Multiple Breakpoint τα αποτελέσματα παρουσίασαν μια ομοιότητα εμφανίζοντας τουλάχιστον μία

διαρθρωτική αλλαγή. Ωστόσο σύμφωνα με το CUSUM Test τα αποτελέσματά μας φαίνεται να διαφέρουν από αυτά της έρευνας των Harish S N & T. Mallikarjunappa καθώς και στη δική μας περίπτωση παρατηρήθηκε σταθερότητα στους συντελεστές βήτα στο χρόνο σχεδόν σε όλες τις μεμονωμένες μετοχές και στα περισσότερα από τα 45 χαρτοφυλάκια. Η μελέτη του Blume (1971) έδειξε πως οι συντελεστές βήτα μεμονωμένων μετοχών μεταβάλλονται σημαντικά στο χρόνο κάτι που φάνηκε και στα δικά μας αποτελέσματα έπειτα από το Chow και το Multiple Breakpoint test. Όσον αφορά τα αποτελέσματα της δοκιμής Cusum συμπίπτουν με αυτά των Jerome B. Baesel (1974), Michael Theobald (1981), Attila Odabasi (2003), Batsirai Winmore Mazniona (2013) οι οποίοι απέδειξαν πως υπάρχει θετική σχέση της σταθερότητας των συντελεστών βήτα με το μήκος της περιόδου εκτίμησης. Όσο δηλαδή αυξάνεται η περίοδος εκτίμησης, τόσο αυξάνεται και η σταθερότητα των συντελεστών στο χρόνο τόσο για μεμονωμένες μετοχές όσο και για χαρτοφυλάκια. Ωστόσο δεν έχουμε εξάγει επαρκή συμπεράσματα που να συμπίπτουν με τη μελέτη των Gordon J. Alexander & Normal L. Chervany (1980) οι οποίοι ισχυρίζονται ότι όσο αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών των χαρτοφυλακίων, τόσο αυξάνεται η σταθερότητα του συντελεστή βήτα. Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήξαμε βασιζόμενοι στα δύο πρώτα τεστ που αφορούν την αστάθεια των συντελεστών βήτα μεμονωμένων μετοχών και χαρτοφυλακίων στο χρόνο είναι σύμφωνο με την έρευνα των Frank J. Fabozzi & Jack Clark Francis (1978) οι οποίοι υποστήριξαν ότι το βήτα είναι μια τυχαία μεταβλητή και δεν παραμένει σταθερή στο χρόνο.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6^ο

Συμπεράσματα

Ο συντελεστής βήτα αποτελεί ένα από τα σημαντικότερα κομμάτια της θεωρίας του χαρτοφυλακίου καθώς μέσω της εκτίμησής του οι επενδυτές πληροφορούνται σχετικά με το αν η μετοχή ή ένα χαρτοφυλάκιο επηρεάζονται από την κίνηση της αγοράς. Όσο μεγαλύτερη είναι η μεταβλητότητα του συντελεστή βήτα, τόσο μικρότερο είναι το ενδεχόμενο η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου να αντικατοπτρίζει τον αντίκτυπο της αγοράς. Η σωστή επιλογή των μετοχών και των χαρτοφυλακίων απασχολεί τους επενδυτές οι οποίοι στόχο έχουν τη μεγιστοποίηση της ωφέλειάς τους και κριτήρια για αυτή την επιλογή είναι η απόδοση και ο κίνδυνος. Έτσι, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών και χαρτοφυλακίων είναι σημαντική για τους επενδυτές από τη στιγμή που η διαχρονική μεταβολή του συντελεστή βήτα έχει σημαντικές επιπτώσεις στις αποφάσεις τους. Στοχεύοντας, από την πλευρά των επενδυτών, σε βέλτιστη διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου θα πρέπει να είναι γνωστό εάν ο συντελεστής βήτα μεταβάλλεται ή παραμένει διαχρονικά σταθερός. Μια μεταβολή του συντελεστή βήτα που εκτιμάται μέσω του Μοντέλου της Αγοράς δηλώνει τη μεταβολή της απόδοσης της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου και μια μεταβολή του βήτα των μετοχών θα έχει αντίκτυπο και στη μεταβολή του βήτα του χαρτοφυλακίου καθώς αποτελεί το σταθμικό μέσο όρο των συντελεστών βήτα των μετοχών που συμπεριλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Ωστόσο, η διαχρονική αστάθεια του συντελεστή βήτα δεν αναιρεί την περίπτωση να χρησιμοποιηθεί σε χρηματοοικονομικές εφαρμογές. Στη βιβλιογραφία υπάρχουν πολλές έρευνες που εξετάζουν τη διαχρονική σταθερότητα των συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων με ποικίλους τρόπους. Είτε με διαφορετικά μήκη περιόδου, είτε με διαφορετικό μέγεθος χαρτοφυλακίων είτε σε διαφορετικές αγορές.

Στην παρούσα εργασία εξετάστηκαν μεμονωμένες μετοχές και χαρτοφυλάκια για τις τρεις χώρες Αγγλία, Γαλλία και Ελλάδα με περίοδο εκτίμησης 18 ετών και μια προσέγγιση όσον αφορά την επίδραση της οικονομικής κρίσης του 2008 στη σταθερότητα των συντελεστών. Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε βασιζόμενοι στο Chow test είναι πως οι περισσότερες μεμονωμένες μετοχές και τα

χαρτοφυλάκια της Αγγλίας και της Ελλάδας επηρεάζονται από την κρίση του 2008 με αλλαγή στα βήτα τους την περίοδο πριν και μετά το 2008 με τις μετοχές της Γαλλίας να διαφέρουν, καθώς λιγότερες από το 50% φαίνεται να επηρεάζονται. Επίσης από τη δεύτερη δοκιμή, το Multiple Breakpoint test, διαπιστώσαμε την ύπαρξη περισσότερων break points πέραν του 2008 στην πλειοψηφία των μετοχών και χαρτοφυλακίων. Σε τελικό στάδιο, εξετάζοντας σε όλη την περίοδο των 18 ετών με το Cusum test, παρατηρήσαμε σημαντική σταθερότητα του συντελεστή βήτα τόσο στις μεμονωμένες μετοχές, όσο και στα χαρτοφυλάκια. Πιο συγκεκριμένα, εξετάζοντας τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα σε μία πιο βραχυχρόνια περίοδο, χωρίζοντας την περίοδο εκτίμησης σε υποπεριόδους, μπορούμε να πούμε πως παρατηρείται μια αστάθεια των συντελεστών βήτα τόσο στις μεμονωμένες μετοχές όσο και στα χαρτοφυλάκια και μια επίδραση της κρίσης του 2008 στη σταθερότητα των συντελεστών αυτών. Σε αντίθεση με τα αποτελέσματα που παίρνουμε εξετάζοντας μακροχρόνια, καθ' όλη τη διάρκεια των 18 ετών, όπου παρατηρείται αύξηση της σταθερότητας των συντελεστών βήτα καθώς αυξάνεται η εξεταζόμενη περίοδος. Στην Αγγλία παρατηρήσαμε ένα μικρότερο ποσοστό επίδρασης της κρίσης συγκριτικά με τα πολύ υψηλά ποσοστά που εμφάνισε η Ελλάδα. Η Γαλλία ωστόσο φαίνεται πως ήταν αυτή που η σταθερότητα των βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων επηρεάστηκε λιγότερο από την κρίση του 2008. Κάτι τέτοιο είναι λογικό καθώς η κρίση στην Αγγλία και στη Γαλλία δεν διήρκεσε περισσότερο από 2 χρόνια σε αντίθεση με την Ελλάδα όπου υπάρχει εδώ και μια δεκαετία. Καταλήγουμε λοιπόν στο συμπέρασμα πως η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι υψίστης σημασίας καθώς οι επενδυτές βασίζονται σε αυτές τις εκτιμήσεις για να υπολογίσουν το κόστος κεφαλαίου μιας επένδυσης ώστε να αξιολογήσουν τα διάφορα επενδυτικά σχέδια και να προσδιορίσουν τις κατάλληλες στρατηγικές χαρτοφυλακίου. Επίσης, χρήσιμη κρίνεται και η αντιστάθμιση (hedging) πιθανών ζημιών που προέρχονται από δυσμενείς μεταβολές στις τιμές μετοχών που επιθυμεί ο επενδυτής να πουλήσει ή να αγοράσει σε κάποια χρονική στιγμή. Συνεπώς αδυνατώντας να προβλέψει τον συντελεστή βήτα, δεν μπορεί να προσδιορίσει και το άριστο βάρος του αντισταθμιστικού χαρτοφυλακίου και αν την επόμενη περίοδο αυτό το ποσοστό θα είναι το ίδιο. Ακόμη, ένας επενδυτής που ως δεδομένο έχει έναν ασταθή συντελεστή βήτα, δεν είναι σε θέση να γνωρίζει εάν μια μετοχή είναι επιθετική ή αμυντική ώστε να προβεί στην

αγορά ή στην πώληση περιουσιακών στοιχείων και να υπολογίσει την απόδοση που θα λάβει από αυτή την επένδυση. Εξετάζοντας λοιπόν σε έναν μακροχρόνιο επενδυτικό ορίζοντα, είναι πιο εύκολο να προβλεφθεί το βήτα και συνεπώς να είναι σε θέση ο επενδυτής να αξιολογήσει τα επενδυτικά σχέδια και να λάβει τις κατάλληλες επενδυτικές αποφάσεις.

Θα ήταν ενδιαφέρον να αφήσουμε για περαιτέρω έρευνα ερωτήματα όπως: Τι θα γινόταν εάν εξετάζαμε χαρτοφυλάκια με μεγαλύτερο αριθμό μετοχών από 10 ή 11; Θα παρατηρούσαμε μεγαλύτερα ποσοστά σταθερότητας; Επίσης, θα μπορούσαμε να εξετάσουμε μετοχές και χαρτοφυλάκια από συγκεκριμένους κλάδους χρησιμοποιώντας κλαδικούς δείκτες ώστε να εξάγουμε συμπεράσματα για την κίνηση των συντελεστών βήτα. Ακόμη, ενδιαφέρον θα παρουσίαζε και μια μελέτη με τυχαία κατασκευασμένα χαρτοφυλάκια ώστε να ελεγχθεί η σταθερότητα αυτών των συντελεστών βήτα στο χρόνο καθώς από παλαιότερες έρευνες έχει αποδειχθεί ότι η κεφαλαιοποίηση των μετοχών επηρεάζει τα αποτελέσματα. Βέβαια, στη δική μας περίπτωση όπου τα χαρτοφυλάκια κατασκευάστηκαν ταξινομώντας τους συντελεστές βήτα των μετοχών κατά αύξουσα σειρά δεν είχαμε επαρκή στοιχεία ώστε να συμπεράνουμε εάν αυτή η διαδικασία επηρέασε τη σταθερότητα των συντελεστών βήτα των χαρτοφυλακίων.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Adil Oran & Ugur Soytas (2009). Stability in the ISE: Betas for Stocks and Portfolios. *METU Studies in Development*, Vol. 35 (Special Issue), pp 233-243.

Antonio Terceno, M. Gloria Barbera-Marine, Hernan Vigier & Yanina Laumann (2014). Stability of Beta Coefficients of Sector and Subsector Portfolios in an Uncertain Environment. *Computer Science and Information Systems*, Vol. 11, No. 2, pp 859-880.

Argyrios Volis, George Karathanassis & Panayiotis Diamandis (2003). Time Varying Beta Risk for the Stocks of the Athens Stock Exchange: A Multivariate Approach. *Investment Management and Financial Innovations*, 8(1-1), pp 1-20.

Attila Odabasi (2000). Evidence on the Stationarity of Beta Coefficients: The Case of Turkey. Bogazici University, Bebek, Istanbul, Turkey, Draft, pp 1-17.

Attila Odabasi (2003). An Investigation of Beta Instability in the Istanbul Stock Exchange. *Istanbul Stock Exchange Review, Research and Business Development Department*, Borsa Instabul, Vol. 6, No. 24, pp 15-32.

Attila Odabasi (2003). Some Estimation Issues on Betas: A Preliminary Investigation on the Istanbul Stock Exchange. Unpublished working paper, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Boğaziçi University, Istanbul, Turkey, pp 1-19.

Batsirai Winmore Mazviona (2013). An Empirical Analysis of the Stationarity of Beta on the Zimbabwe Stock Exchange. *International Journal of Business, Economics and Law*, Vol. 3, Issue 1, pp 58-66.

Dr. George Thomas & Bainy George. An Empirical Analysis of Stationarity of Beta in Indian Stock Market. *Abhinav Journal*, Vol. 1, Issue 10, pp 1-7.

Eugene F. Fama & Kenneth R. French (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*. Vol. 47, No. 2, pp 427-465.

Eugene F. Fama & Kenneth R. French (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 3, pp 25-46.

Frank J. Fabozzi & Jack Clark Francis (1978). Beta as a Random Coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 13, Issue 1, pp 101-116.

Gordon J. Alexander & Norman L. Chervany (1980). On the Estimation and Stability of Beta. *The Journal of Finance and Quantitative Analysis*, Vol. 15, No. 1, pp 123-137.

Gordon J. Alexander & P. George Benson (1982). More on Beta as a Random Coefficient. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 17, Issue 1, pp 27-36.

Graham Elliott, Thomas J. Rothenberg & James H. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp 813-836.

Gregory C. Chow (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, Vol. 28, No. 3, pp 591-605.

Gulcan Onel (2005). Testing for Multiple Structural Breaks: An Application of Bai-Perron Test to the Nominal Interest Rates and Inflation in Turkey. University of Florida, Vol. 20, No. 2, pp 81-93.

Harish S N & T. Mallikarjunappa (2005). An Examination of the Beta Stability in the Indian Capital Market. Mangalore University, *Twelfth AIMS International Conference on Management*, pp 2189-2196.

Harry M. Markowitz (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*. Vol. 7, No. 1, pp 77-91.

Harry M. Markowitz (1959). Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. New York: John Wiley & Sons. *Management Science*, Vol. 3, No. 3, pp 255-269.

Jack L. Treynor (1961). Market Value, Time, and Risk. Unpublished manuscript, Rough Draft dated 8/8/61, pp 95-209.

Jan Mossin (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, pp 768-783

Jerome B. Baesel (1974). On the Assessment of Risk: Some Further Considerations. *The Journal of Finance*, Vol. 29, Issue 5, pp 1491-1494.

Jian Liu, Shiyong Wu & James V. Zidek (1997). On Segmented Multivariate Regression. *Statistica Sinica*, University of British Columbia and Statistics Canada, Vol. 7, pp 497-525.

John Lintner (1965). Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification. *The Journal of Finance*, Vol. XX, No. 4, pp 587-615.

John Lintner (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1, pp 13-37.

Jushan Bai & Pierre Perron (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, pp 47-78.

Jushan Bai & Pierre Perron (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, No. 1, pp 1-22.

Jushan Bai (1997). Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, Issue 4, pp 551-563.

Liu, J. Wu S. & Zidek J. V. (1997). On Segmented Multivariate Regression. *Statistica Sinica*, Vol. 7, No. 3, pp 494-525.

Lord Mensah (2013). The Behavior of Beta in the 19th Century. University of Ghana Business School, Department of Finance, Legon, Accra-Ghana, Vol.2, No. 4, pp 34-46.

Marshall E. Blume (1971). On the Assessment of Risk. *The Journal of Finance*, Vol. 26, No. 1, pp 1-10.

Michael C. Jensen, Fisher Black & Myron S. Scholes (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. *Studies in the Theory of Capital Markets*, edited by M. C. Jensen, New York, pp 1-52.

Michael Theobald (1981). Beta Stationarity and Estimation Period: Some Analytical Results. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 16, No. 5, pp 747-757.

Oldrich A. Vasicek (1973). A Note on Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas. *The Journal of Finance*, Vol. 28, No. 5, pp 1233-1239.

Quandt R. E. (1960). Tests of Hypothesis that a Linear System Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 55(290), pp 324-330.

R. L. Brown, J. Durbin & J. M. Evans (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 37, No. 2, pp 149-192.

Richard Roll (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory' s Tests Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, Issue 2, pp 129-176.

Robert D. Brooks, Robert W. Faff & Mohamed Ariff (1998). An Investigation into the Extent of Beta Instability in the Singapore Stock Market. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 6, pp 87-101.

Robert D. Brooks, Robert W. Faff, Lohn H.H. Lee (1994). Beta Stability and Portfolio Formation. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 2, pp 463-479.

Robert W. Faff, John H. H. Lee & Tim R. L. Fry (1992). Time Stationarity of Systematic Risk: Some Australian Evidence. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vo. 19, Issue 2, pp 253-270.

Ross Davies and John Thompson (2003). UK Industry Beta Risk. Referat przedstawiony na 33rd Euro Working Group on Financial Modelling, International University of Monaco, Monte Carlo. Listopad, pp 1-14.

S. Basu (1977). Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance*, Vol. 32, Issue 3, pp 663-682.

Soumya Shetty & Janet Jyothi Dsouza (2018). A Study on Beta Stability in the Indian Stock Market. *Asian Journal of Management*, Vol. 9, Issue 3, pp 1077-1084.

Weinraub, H. J., & Kuhlman, B. R. (1994). The effect of common stock beta variability on the variability of the portfolio beta. *Journal of Financial And Strategic Decisions*, Vol. 7, No. 2, pp 79-84.

William F. Sharpe (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, pp 425-442.

Yipeng Ye (2017). The Stability of Beta Coefficient in China's Stock Market. *Journal of Service Science and Management*, Vol. 10, No. 2, pp 177-187.

Jeffrey M. Wooldridge (2013), *Εισαγωγή στην Οικονομετρία, Μια Σύγχρονη Προσέγγιση*, Τέταρτη Αμερικάνικη Έκδοση, εκδ. Παπαζήση, Αθήνα.

Τζαβαλής Η. (2008), *Οικονομετρία*, εκδ. ΟΠΑ, Αθήνα.

Τζαβαλής Η. & Πετραλιάς Α. (2009), *Επενδύσεις*, εκδ. ΟΠΑ, Αθήνα.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 1. Αποτελέσματα Chow test των μετοχών της Αγγλίας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Chow test, F – Statistic και Log likelihood ratio και τα αντίστοιχα *p-values* τους, κατά τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει break στην καθορισμένη ημερομηνία 01/2008, των 70 εξεταζόμενων μετοχών της Αγγλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Specified Break is 2008				
Companies	F-Statistic	p-value	Log likelihood	p-value
VODAFONE GROUP	294,0069	0,0000	285,5242	0,0000
TESCO	2,4068	0,1209	2,4077	0,1207
UNILEVER (UK)	0,4054	0,5243	0,4057	0,5242
BP	8,9542	0,0028	8,9514	0,0028
ASTRAZENECA	32,4017	0,0000	32,3129	0,0000
MORRISON(WM)SPMKTS.	1,3354	0,2479	1,3360	0,2477
ROYAL DUTCH SHELL B	12,4863	0,0004	12,4779	0,0004
BHP GROUP	83,3777	0,0000	82,7128	0,0000
RIO TINTO	95,6902	0,0000	94,8072	0,0000
SAINSBURY J	4,6185	0,0317	4,6191	0,0316
MARKS & SPENCER GROUP	10,3501	0,0013	10,3455	0,0013
ANGLO AMERICAN	81,9665	0,0000	81,3247	0,0000
AVIVA	21,3718	0,0000	21,3377	0,0000
BRITISH AMERICAN TOBACCO	28,9331	0,0000	28,8642	0,0000
DIAGEO	24,2655	0,0000	24,2194	0,0000
GLAXOSMITHKLINE	36,4115	0,0000	36,2967	0,0000
RELX	43,9498	0,0000	43,7770	0,0000
BAE SYSTEMS	0,1022	0,7492	0,1023	0,7491
BT GROUP	28,6948	0,0000	28,6272	0,0000
NEXT	15,7333	0,0001	15,7174	0,0001
MARSHALLS	35,1317	0,0000	35,0255	0,0000
MORGAN ADVANCED MRA.	69,2443	0,0000	68,7921	0,0000
PENNON GROUP	51,3143	0,0000	51,0736	0,0000
PERSIMMON	79,1266	0,0000	78,5299	0,0000
PREMIER OIL	159,2933	0,0000	156,8026	0,0000
RENISHAW	99,1722	0,0000	98,2220	0,0000
RENTOKIL INITIAL	16,9491	0,0000	16,9297	0,0000
SEGRO	133,9809	0,0000	132,2258	0,0000
SENIOR	107,4125	0,0000	106,2935	0,0000
SEVERN TRENT	24,5964	0,0000	24,5489	0,0000
SMITH & NEPHEW	5,6525	0,0175	5,6527	0,0174
SMITH (DS)	106,4325	0,0000	105,3344	0,0000
SPECTRIS	77,1714	0,0000	76,6049	0,0000
SYNTHOMER	40,8582	0,0000	40,7105	0,0000
TATE & LYLE	56,7471	0,0000	56,4493	0,0000
TAYLOR WIMPEY	71,3372	0,0000	70,8560	0,0000

TRAVIS PERKINS	287,8892	0,0000	279,7528	0,0000
TULLOW OIL	206,7020	0,0000	202,4974	0,0000
ULTRA ELECTRONICS HDG.	55,6869	0,0000	55,4007	0,0000
UNITE GROUP	79,9440	0,0000	79,3345	0,0000
FISHER(JAMES)& SONS	4,1865	0,0408	4,1873	0,0407
GALLIFORD TRY	49,7902	0,0000	49,5645	0,0000
GAMES WORKSHOP	0,0623	0,8029	0,0624	0,8028
GO-AHEAD GROUP	56,7288	0,0000	59,4312	0,0000
GRAFTON GROUP UTS.	157,8623	0,0000	155,4166	0,0000
GREAT PORTLAND ESTATES	97,8517	0,0000	96,9272	0,0000
GREENCORE GROUP	76,5676	0,0000	76,0103	0,0000
HILL & SMITH	12,6852	0,0004	12,6763	0,0004
HOMESERVE	33,2054	0,0000	33,1116	0,0000
HOWDEN JOINERY GP.	48,6082	0,0000	48,3937	0,0000
HUNTING	118,8574	0,0000	117,4817	0,0000
INCHCAPE	142,1623	0,0000	140,1833	0,0000
INTU PROPERTIES	124,7373	0,0000	123,2195	0,0000
KCOM GROUP	35,9538	0,0000	35,8421	0,0000
KINGFISHER	1,7919	0,1808	1,7927	0,1806
LOOKERS	2,5855	0,1079	2,5864	0,1078
MEARS GROUP	2,6618	0,1028	2,6628	0,1027
MITIE GROUP	26,6394	0,0000	26,5823	0,0000
NATIONAL EXPRESS GP.	41,9306	0,0000	41,7745	0,0000
OXFORD BIOMEDICA	0,0621	0,8032	0,0622	0,8031
TRETT	1,8613	0,1725	1,8621	0,1724
TRIFAST	1,6635	0,1972	1,6642	0,1970
TT ELECTRONICS	0,0303	0,8617	0,0304	0,8616
TYMAN	1,6466	0,1995	1,6473	0,1993
U AND I GROUP	31,9507	0,0000	31,8647	0,0000
VITEC GROUP	0,2596	0,6104	0,2598	0,6104
VP	3,4694	0,0626	3,4703	0,0625
XAAR	2,3706	0,1237	2,3715	0,1236
ZOTEFOAMS	3,6700	0,0555	3,6709	0,0554
KENMARE RESOURCES	21,9486	0,0000	21,9122	0,0000

Πίνακας 2. Αποτελέσματα Chow test των μετοχών της Γαλλίας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Chow test, F – Statistic και Log likelihood ratio και τα αντίστοιχα *p-values* τους, κατά τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει break στην καθορισμένη ημερομηνία 01/2008, των 70 εξεταζόμενων μετοχών της Γαλλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Specified Break is 2008				
Companies	F-Statistic	<i>p-value</i>	Log likelihood	<i>p-value</i>
LVMH	11,3218	0,0008	11,3156	0,0008
L'OREAL	7,4239	0,0065	7,4228	0,0064
TOTAL	5,6365	0,0176	5,6367	0,0176

DANONE	2,2277	0,1356	2,2285	0,1355
AIR FRANCE-KLM	2,6633	0,1028	2,6642	0,1026
KERING	2,5330	0,1116	2,5339	0,1114
SANOFI	3,9217	0,0477	3,9226	0,0476
WFD UNIBAIL RODAMCO STAPLED UNITS	5,6250	0,0177	5,6253	0,0177
AIR LIQUIDE	2,5259	0,1121	2,5268	0,1119
AXA	4,1875	0,0408	4,1883	0,0407
CARREFOUR	6,7361	0,0095	6,7356	0,0095
ESSILORLUXOTTICA	16,4276	0,0001	16,4099	0,0001
RENAULT	0,9111	0,3399	0,9116	0,3397
SCHNEIDER ELECTRIC	4,6323	0,0314	4,6329	0,0314
HERMES INTL.	7,2101	0,0073	7,2092	0,0073
ORANGE	12,5874	0,0004	12,5788	0,0004
PERNOD-RICARD	11,0175	0,0009	11,0118	0,0009
PEUGEOT	5,2012	0,0226	5,2016	0,0226
SAFRAN	2,7296	0,0986	2,7306	0,0984
TF1 (TV.FSE.1)	3,9671	0,0465	3,9679	0,0464
VINCI	4,9402	0,0263	4,9408	0,0262
VIVENDI	7,9831	0,0047	7,9815	0,0047
ACCOR	2,4064	0,1209	2,4073	0,1208
ALSTOM	2,6327	0,1048	2,6335	0,1046
CAPGEMINI	10,0055	0,0016	10,0013	0,0016
CASINO GUICHARD-P	1,0960	0,2952	1,0966	0,2950
DASSAULT SYSTEMES	4,1248	0,0423	4,1256	0,0422
KLEPIERRE REIT	2,3476	0,1255	2,3485	0,1254
SAINT GOBAIN	5,5123	0,0189	5,5126	0,0189
SEB	2,8783	0,0898	2,8793	0,0897
MICHELIN	2,9222	0,0874	2,9232	0,0873
PUBLICIS GROUPE	3,2670	0,0707	3,2679	0,0706
STMICROELECTRONICS	6,3264	0,0119	6,3262	0,0119
VALLOUREC	4,8660	0,0274	4,8666	0,0274
ACANTHE DVPPT.	1,8140	0,1781	1,8148	0,1779
ADLPARTNER	0,0976	0,7547	0,0977	0,7546
AKWEL	0,6023	0,4377	0,6026	0,4376
ALBIOMA	11,6729	0,0006	11,6662	0,0006
ALPHA MOS	0,0673	0,7953	0,0674	0,7952
ALTAREA	0,8626	0,3531	0,8630	0,3529
ALTEN	3,6320	0,0567	3,6329	0,0566
ASSYSTEM	3,00E-05	0,9956	3,00E-05	0,9956
ATARI	16,7398	0,0000	16,7213	0,0000
AUBAY	2,7318	0,0984	2,7327	0,0983
AUREA	1,0798	0,2988	1,0803	0,2986
AURES TECHNOLOGIES	0,6432	0,4226	0,6435	0,4224
AVENIR TELECOM	0,5055	0,4771	0,5058	0,4770

BASTIDE(CONFORT MED.)	0,3899	0,5323	0,3902	0,5322
BENETEAU	2,7307	0,0985	2,7316	0,0984
BIC	20,3762	0,0000	20,3461	0,0000
BIGBEN INTERACTIVE	1,1449	0,2847	1,1455	0,2845
BOIRON	5,8143	0,0159	5,8144	0,0159
BOLLORE	9,0675	0,0026	9,0647	0,0026
BONDUELLE	0,0846	0,7710	0,0847	0,7710
BOURBON CORP.	1,5171	0,2181	1,5178	0,2180
CARMILA	0,2098	0,6469	0,2099	0,6468
CAST	0,5248	0,4688	0,5251	0,4687
CATERING INTL.SVS.	0,7118	0,3989	0,7122	0,3987
CEGEDIM	1,3310	0,2487	1,3317	0,2485
CHARGEURS	0,1266	0,7219	0,1267	0,7218
TOUAX	0,0330	0,8557	0,0331	0,8557
TOUR EIFFEL	1,8435	0,1746	1,8483	0,1746
TRANSGENE	1,5360	0,2153	1,5367	0,2151
TRIGANO	6,8769	0,0088	6,8763	0,0087
UBISOFT ENTERTAINMENT CAT A	2,0817	0,1491	2,0826	0,1490
UNION TCHG.INF.	1,3042	0,2535	1,3048	0,2533
VICAT	5,2541	0,0219	5,2545	0,0219
VILMORIN & CIE	12,9712	0,0003	12,9619	0,0003
VIRBAC	92,8037	0,0000	91,9833	0,0000
VRANKEN-POMMERY MONOPOLE	92,8036	0,0000	91,9833	0,0000

Πίνακας 3. Αποτελέσματα Chow test των μετοχών της Ελλάδας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Chow test F – Statistic και Log likelihood ratio και τα αντίστοιχα *p-values* τους, κατά τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει break στην καθορισμένη ημερομηνία 01/2008, των 70 εξεταζόμενων μετοχών της Ελλάδας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Specified Break is 2008				
Companies	F-Statistic	p-value	Log likelihood	p-value
HELLENIC TELECOM.ORG.	45,5415	0,0000	45,3512	0,0000
HELLENIC PETROLEUM	39,7204	0,0000	39,5787	0,0000
ALPHA ASTIKA AKINITA	18,1602	0,0000	18,1368	0,0000
ALUMIL ALUMINIUM IND.	23,9122	0,0000	23,8668	0,0000
ATHENS MEDICAL CENTRE	23,4466	0,0000	23,4032	0,0000
ATTICA HOLDINGS	14,6097	0,0001	14,5964	0,0001
ATTICA PUBLICATIONS	2,0159	0,1557	2,0168	0,1556
AUTOHELLAS	76,2877	0,0000	75,7234	0,0000
BIOKARPET INDL&COML. ENTS.	25,7494	0,0000	25,6955	0,0000
CRETE PLASTICS	11,9046	0,0006	11,8971	0,0006
DRUCKFARBEN HELLAS	24,0929	0,0000	24,0467	0,0000
E PAIRIS	5,6291	0,0177	5,6293	0,0177
EKTER	54,4691	0,0000	54,1904	0,0000
EL D MOUZAKIS	19,3853	0,0000	19,3577	0,0000

ELASTRON	53,4315	0,0000	53,1639	0,0000
ELGEKA TRD. DISTRIBUTIONS	33,8658	0,0000	33,7659	0,0000
ELLAKTOR	86,4992	0,0000	85,7675	0,0000
ELTRAK PROPERTY	45,3900	0,0000	45,2010	0,0000
ELVE	41,8065	0,0000	41,6482	0,0000
EUROPEAN REL.GEN.INS.CR	65,7366	0,0000	65,3218	0,0000
FG EUROPE	61,1828	0,0000	60,8267	0,0000
FIERATEX	14,3620	0,0002	14,3493	0,0002
FLEXOPACK	2,6534	0,1034	2,6544	0,1033
FLR MLS C SARANTOPOULOS	38,3586	0,0000	38,2273	0,0000
FOURLIS HOLDING	43,5728	0,0000	43,3997	0,0000
GEK TERNA HLDG.RLST.CON.	131,5655	0,0000	129,8402	0,0000
GENERAL COML.& INDL.	65,1357	0,0000	64,7297	0,0000
GR SARANTIS	54,4999	0,0000	54,2208	0,0000
HALCOR	59,5283	0,0000	59,1922	0,0000
IDEAL GROUP CR	12,6276	0,0004	12,6188	0,0004
INFORM P LYKOS	18,3789	0,0000	18,3548	0,0000
INTERTECH	22,1497	0,0000	22,1117	0,0000
INTERWOOD-XYLEMBORIA	79,4605	0,0000	78,8465	0,0000
INTRACOM HOLDINGS	47,5925	0,0000	47,3833	0,0000
INTRALOT INTEG. LOTT. SYSV.	63,3614	0,0000	62,9782	0,0000
J & P AVAX	82,1655	0,0000	81,5074	0,0000
JUMBO	71,1961	0,0000	70,7073	0,0000
KARELIA TOBACCO	7,1694	0,0074	7,1685	0,0074
KARMOLEGOS	4,3481	0,0371	4,3488	0,0370
KEKROPS	27,4892	0,0000	27,4266	0,0000
KIRIACOULIS SHIPPING	17,9060	0,0000	17,8834	0,0000
LAMDA DEVELOPMENT	53,6929	0,0000	53,4226	0,0000
LAMPASA HOTEL	37,5462	0,0000	37,4208	0,0000
LANAKAM CB	32,4333	0,0000	32,3425	0,0000
LOULIS MILLS	20,3584	0,0000	20,3273	0,0000
MEVACO METALLURGICAL	47,3643	0,0000	47,1573	0,0000
MINERVA KNITWEAR	30,8291	0,0000	30,7480	0,0000
MINOAN LINES	21,0685	0,0000	21,0348	0,0000
MYTILINEOS HOLDINGS	90,3789	0,0000	89,5779	0,0000
N LEVENTERIS CR	29,3547	0,0000	29,2821	0,0000
NAFPAKTOS TEX.INDS.	24,1816	0,0000	24,1350	0,0000
NEXANS HELLAS	15,1782	0,0001	15,1634	0,0001
NIREFS	29,5455	0,0000	29,4718	0,0000
PAPOUTSANIS INDL&COML.OF CSM.GOODS	7,0896	0,0078	7,0887	0,0078
PERSEUS SPECIALTY FOODS	10,1936	0,0014	10,1891	0,0014
PETROS PETROPOULOS	67,6880	0,0000	67,2481	0,0000
PIPE WORKS CR	11,4370	0,0007	11,4303	0,0007
PLAISIO COMPUTERS	37,1359	0,0000	37,0136	0,0000

QUEST HOLDINGS CR	36,7195	0,0000	36,6002	0,0000
REDS REAL ESTATE DEVELOPMENT	57,7666	0,0000	52,5061	0,0000
SELONDA AQUACULTURE	19,5493	0,0000	19,5212	0,0000
TECHNICAL OLYMPIC	34,7720	0,0000	34,6661	0,0000
THE HSE.OF AGRIC.SPIROY	11,7285	0,0006	11,7213	0,0006
THRACE PLSTC.HLDG.& COML.SC.ANYME.	91,6532	0,0000	90,8287	0,0000
TITAN CEMENT CR	50,5497	0,0000	50,3119	0,0000
UNIBIOS HOLDINGS	14,5284	0,0001	14,5152	0,0001
VIS-CONTAINER CR	17,4412	0,0000	17,4200	0,0000
COCA COLA HBC (ATH)	18,4173	0,0000	18,3931	0,0000
INTERWOOD XYLEMBORIA PF.SHARES	562,2997	0,0000	531,4594	0,0000
TITAN CEMENT PREF.	562,2997	0,0000	531,4594	0,0000

Πίνακας 5. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τις μετοχές της Αγγλίας Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Multiple Breakpoint tests, UD max και WD max determined breaks, τα οποία δηλώνουν τις επιπλέον διακοπές στα βήτα πέραν του καθορισμένου στο 2008, των 70 εξεταζόμενων μετοχών της Αγγλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Number of breaks observed based on Schwarz and LWZ criterion		
Companies	UD max determined breaks	WD max determined breaks
VODAFONE GROUP	1	1
TESCO	1	1
UNILEVER (UK)	1	5
BP	1	1
ASTRAZENECA	1	1
MORRISON(WM)SPMKTS.	1	3
ROYAL DUTCH SHELL B	1	5
BHP GROUP	1	1
RIO TINTO	1	1
SAINSBURY J	3	3
MARKS & SPENCER GROUP	1	1
ANGLO AMERICAN	1	1
AVIVA	2	2
BRITISH AMERICAN TOBACCO	1	1
DIAGEO	1	1
GLAXOSMITHKLINE	1	2
RELX	1	1
BAE SYSTEMS	2	2
BT GROUP	1	1
NEXT	1	5
MARSHALLS	1	3
MORGAN ADVANCED MRA.	1	1
PENNON GROUP	1	1

PERSIMMON	1	1
PREMIER OIL	1	1
RENISHAW	1	1
RENTOKIL INITIAL	1	1
SEGRO	1	1
SENIOR	1	1
SEVERN TRENT	1	1
SMITH & NEPHEW	1	3
SMITH (DS)	1	1
SPECTRIS	1	1
SYNTHOMER	1	1
TATE & LYLE	1	1
TAYLOR WIMPEY	1	1
TRAVIS PERKINS	1	1
TULLOW OIL	1	1
ULTRA ELECTRONICS HDG.	1	1
UNITE GROUP	1	1
FISHER(JAMES)& SONS	1	3
GALLIFORD TRY	1	1
GAMES WORKSHOP	2	2
GO-AHEAD GROUP	1	1
GRAFTON GROUP UTS.	1	1
GREAT PORTLAND ESTATES	1	1
GREENCORE GROUP	1	1
HILL & SMITH	1	1
HOMESERVE	1	1
HOWDEN JOINERY GP.	1	1
HUNTING	1	1
INCHCAPE	1	1
INTU PROPERTIES	1	1
KCOM GROUP	1	1
KINGFISHER	2	2
LOOKERS	1	1
MEARS GROUP	3	5
MITIE GROUP	1	1
NATIONAL EXPRESS GP.	1	1
OXFORD BIOMEDICA	2	2
TREATT	1	1
TRIFAST	1	3
TT ELECTRONICS	2	5
TYMAN	2	2
U AND I GROUP	1	1
VITEC GROUP	0	0
VP	2	5

XAAR	1	3
ZOTEFOAMS	0	0
KENMARE RESOURCES	1	2

Πίνακας 6. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τις μετοχές της Γαλλίας Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Multiple Breakpoint tests, UD max και WD max determined breaks, τα οποία δηλώνουν τις επιπλέον διακοπές στα βήτα πέραν του καθορισμένου στο 2008, των 70 εξεταζόμενων μετοχών της Γαλλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Number of breaks observed based on Schwarz and LWZ criterion		
Companies	UD max determined breaks	WD max determined breaks
LVMH	1	1
L'OREAL	1	1
TOTAL	1	3
DANONE	0	0
AIR FRANCE-KLM	1	3
KERING	1	0
SANOFI	1	1
WFD UNIBAIL RODAMCO STAPLED UNITS	1	1
AIR LIQUIDE	0	0
AXA	1	5
CARREFOUR	1	1
ESSILORLUXOTTICA	1	1
RENAULT	1	3
SCHNEIDER ELECTRIC	1	3
HERMES INTL.	1	1
ORANGE	1	1
PERNOD-RICARD	1	1
PEUGEOT	1	1
SAFRAN	1	1
TF1 (TV.FSE.1)	1	1
VINCI	1	3
VIVENDI	1	1
ACCOR	1	2
ALSTOM	1	1
CAPGEMINI	1	1
CASINO GUICHARD-P	0	0
DASSAULT SYSTEMES	1	1
KLEPIERRE REIT	2	3
SAINT GOBAIN	1	1
SEB	1	3
MICHELIN	1	5
PUBLICIS GROUPE	0	0

STMICROELECTRONICS	1	1
VALLOUREC	1	1
ACANTHE DVPPT.	0	0
ADLPARTNER	0	0
AKWEL	1	1
ALBIOMA	1	1
ALPHA MOS	0	0
ALTAREA	2	3
ALTEN	0	0
ASSYSTEM	0	0
ATARI	1	1
AUBAY	1	1
AUREA	0	0
AURES TECHNOLOGIES	0	0
AVENIR TELECOM	0	0
BASTIDE(CONFORT MED.)	0	0
BENETEAU	1	1
BIC	1	1
BIGBEN INTERACTIVE	0	0
BOIRON	1	1
BOLLORE	1	1
BONDUELLE	0	0
BOURBON CORP.	2	3
CARMILA	0	0
CAST	0	0
CATERING INTL.SVS.	0	0
CEGEDIM	0	0
CHARGEURS	1	1
TOUAX	2	3
TOUR EIFFEL	0	0
TRANSGENE	0	0
TRIGANO	1	1
UBISOFT ENTERTAINMENT CAT A	0	0
UNION TCHG.INF.	0	0
VICAT	1	1
VILMORIN & CIE	1	1
VIRBAC	1	1
VRANKEN-POMMERY MONOPOLE	1	1

Πίνακας 7. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τις μετοχές της Ελλάδας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Multiple Breakpoint tests, UD max και WD max determined breaks, τα οποία δηλώνουν τις επιπλέον διακοπές στα βήτα πέραν του καθορισμένου στο 2008, των 70 εξεταζόμενων μετοχών της Ελλάδας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Number of breaks observed based on Schwarz and LWZ criterion		
Companies	UD max determined breaks	WD max determined breaks
HELLENIC TELECOM.ORG.	1	2
HELLENIC PETROLEUM	1	1
ALPHA ASTIKA AKINITA	1	1
ALUMIL ALUMINIUM IND.	1	1
ATHENS MEDICAL CENTRE	1	1
ATTICA HOLDINGS	1	1
ATTICA PUBLICATIONS	1	5
AUTOHELLAS	1	1
BIOKARPET INDL&COML. ENTS.	1	1
CRETE PLASTICS	1	1
DRUCKFARBEN HELLAS	1	1
E PAIRIS	2	2
EKTER	1	1
EL D MOUZAKIS	1	1
ELASTRON	1	1
ELGEKA TRD. DISTRIBUTIONS	1	1
ELLAKTOR	1	3
ELTRAK PROPERTY	1	1
ELVE	1	1
EUROPEAN REL.GEN.INS.CR	1	1
FG EUROPE	1	1
FIERATEX	1	1
FLEXOPACK	1	1
FLR MLS C SARANTOPOULOS	1	1
FOURLIS HOLDING	1	3
GEK TERNA HLDG.RLST.CON.	1	1
GENERAL COML.& INDL.	1	1
GR SARANTIS	1	1
HALCOR	1	1
IDEAL GROUP CR	1	1
INFORM P LYKOS	1	1
INTERTECH	1	1
INTERWOOD-XYLEMBORIA	1	1
INTRACOM HOLDINGS	1	3
INTRALOT INTEG. LOTT. SYSV.	1	1
J & P AVAX	1	1
JUMBO	1	1

KARELIA TOBACCO	1	1
KARMOLEGOS	1	1
KEKROPS	1	1
KIRIACOULIS SHIPPING	1	1
LAMDA DEVELOPMENT	1	1
LAMPSA HOTEL	1	1
LANAKAM CB	1	1
LOULIS MILLS	1	1
MEVACO METALLURGICAL	1	1
MINERVA KNITWEAR	1	1
MINOAN LINES	1	1
MYTILINEOS HOLDINGS	1	1
N LEVENTERIS CR	1	1
NAFPAKTOS TEX.INDS.	1	1
NEXANS HELLAS	1	1
NIREFS	1	1
PAPOUTSANIS INDL&COML.OF CSM.GOODS	1	1
PERSEUS SPECIALTY FOODS	1	1
PETROS PETROPOULOS	1	1
PIPE WORKS CR	1	1
PLAISIO COMPUTERS	1	1
QUEST HOLDINGS CR	1	1
REDS REAL ESTATE DEVELOPMENT	1	1
SELONDA AQUACULTURE	1	1
TECHNICAL OLYMPIC	1	1
THE HSE.OF AGRIC.SPIROY	1	1
THRACE PLSTC.HLDG.& COML.SC.ANYME.	1	1
TITAN CEMENT CR	1	5
UNIBIOS HOLDINGS	1	1
VIS-CONTAINER CR	1	1
COCA COLA HBC (ATH)	1	1
INTERWOOD XYLEMBORIA PF.SHARES	1	1
TITAN CEMENT PREF.	1	1

Πίνακας 12. Αποτελέσματα Chow test για τα χαρτοφυλάκια της Αγγλίας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Chow test, F – Statistic και Log likelihood ratio και τα αντίστοιχα *p-values* τους, κατά τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει break στην καθορισμένη ημερομηνία 01/2008, των 22 εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων της Αγγλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Specified Break is 2008				
Portfolios	F-Statistic	<i>p-value</i>	Log likelihood ratio	<i>p-value</i>
Portfolio 1	120,4223	0,0000	119,0094	0,0000
Portfolio 2	254,6397	0,0000	248,2638	0,0000

Portfolio 3	348,1653	0,0000	336,3158	0,0000
Portfolio 4	319,3007	0,0000	309,3125	0,0000
Portfolio 5	530,5489	0,0000	503,5121	0,0000
Portfolio 6	532,0292	0,0000	504,8455	0,0000
Portfolio 7	753,2213	0,0000	700,0459	0,0000
Portfolio 8	792,7844	0,0000	734,1379	0,0000
Portfolio 9	885,1154	0,0000	812,7709	0,0000
Portfolio 10	905,5054	0,0000	829,9635	0,0000
Portfolio 11	913,5506	0,0000	836,7302	0,0000
Portfolio 12	1502,187	0,0000	1307,596	0,0000
Portfolio 13	1203,822	0,0000	1074,701	0,0000
Portfolio 14	821,9694	0,0000	759,1326	0,0000
Portfolio 15	1037,271	0,0000	939,6055	0,0000
Portfolio 16	1618,195	0,0000	1395,181	0,0000
Portfolio 17	1300,676	0,0000	1151,549	0,0000
Portfolio 18	1381,688	0,0000	1214,894	0,0000
Portfolio 19	1857,604	0,0000	1571,031	0,0000
Portfolio 20	1702,485	0,0000	1457,831	0,0000
Portfolio 21	2836,223	0,0000	2229,508	0,0000
Portfolio 22	833,0066	0,0000	768,5513	0,0000

Πίνακας 13. Αποτελέσματα Chow test για τα χαρτοφυλάκια της Γαλλίας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Chow test, F – Statistic και Log likelihood ratio και τα αντίστοιχα *p-values* τους, κατά τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει break στην καθορισμένη ημερομηνία 01/2008, των 22 εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων της Γαλλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Specified Break is 2008				
Portfolios	F-Statistic	p-value	Log likelihood ratio	p-value
Portfolio 1	0,7826	0,3764	0,7830	0,3762
Portfolio 2	1,3166	0,2513	1,3172	0,2511
Portfolio 3	0,3635	0,5466	0,3637	0,5465
Portfolio 4	7,4495	0,0064	7,4484	0,0063
Portfolio 5	1,2751	0,2589	1,2757	0,2587
Portfolio 6	1,7458	0,1861	1,7493	0,1860
Portfolio 7	86,1160	0,0000	85,4128	0,0000
Portfolio 8	55,5575	0,0000	55,2757	0,0000
Portfolio 9	1,0347	0,3091	1,0352	0,3089
Portfolio 10	67,9410	0,0000	67,5110	0,0000
Portfolio 11	0,0071	0,9324	0,0072	0,9324
Portfolio 12	40,1402	0,0000	39,9997	0,0000
Portfolio 13	109,3352	0,0000	108,1872	0,0000
Portfolio 14	4,2044	0,0404	4,2052	0,0403
Portfolio 15	52,7146	0,0000	52,4625	0,0000
Portfolio 16	29,4655	0,0000	29,3945	0,0000
Portfolio 17	12,6089	0,0004	12,6003	0,0004

Portfolio 18	4,0224	0,0450	4,0232	0,0449
Portfolio 19	9,9977	0,0016	9,9936	0,0016

Πίνακας 14. Αποτελέσματα Chow test για τα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Chow test, F – Statistic και Log likelihood ratio και τα αντίστοιχα *p-values* τους, κατά τη μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει break στην καθορισμένη ημερομηνία 01/2008, των 22 εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων της Ελλάδας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Specified Break is 2008				
Portfolios	F-Statistic	<i>p-value</i>	Log likelihood ratio	<i>p-value</i>
Portfolio 1	915,2759	0,0000	836,7816	0,0000
Portfolio 2	151,6270	0,0000	149,3273	0,0000
Portfolio 3	469,3731	0,0000	447,6691	0,0000
Portfolio 4	0,3936	0,5304	0,3938	0,5303

Πίνακας 16. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τα χαρτοφυλάκια της Αγγλίας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Multiple Breakpoint tests, Schwarz criterion και LWZ criterion, τα οποία δηλώνουν τις επιπλέον διακοπές στα βήτα πέραν του καθορισμένου στο 2008, των 22 εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων της Αγγλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

Number of breaks observed		
Portfolios	Schwarz criterion	LWZ criterion
Portfolio 1	2	1
Portfolio 2	3	2
Portfolio 3	2	1
Portfolio 4	1	1
Portfolio 5	2	1
Portfolio 6	1	1
Portfolio 7	2	1
Portfolio 8	1	1
Portfolio 9	1	1
Portfolio 10	2	1
Portfolio 11	1	1
Portfolio 12	2	1
Portfolio 13	3	1
Portfolio 14	1	1
Portfolio 15	3	1
Portfolio 16	2	1
Portfolio 17	2	1
Portfolio 18	2	2
Portfolio 19	3	2
Portfolio 20	3	1

Portfolio 21	2	2
Portfolio 22	3	1

Πίνακας 17. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τα χαρτοφυλάκια της Γαλλίας

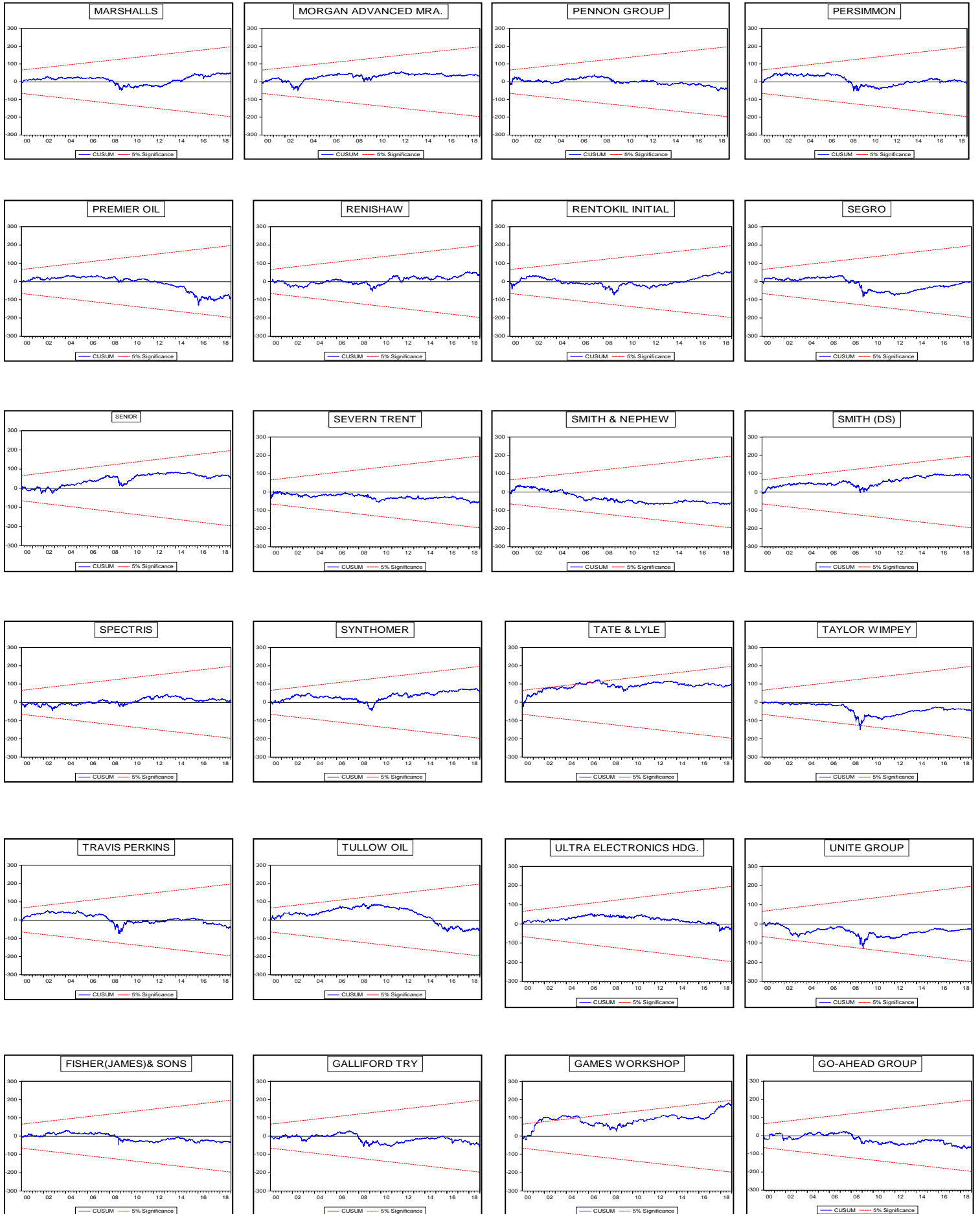
Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Multiple Breakpoint tests, Schwarz criterion και LWZ criterion, τα οποία δηλώνουν τις επιπλέον διακοπές στα βήτα πέραν του καθορισμένου στο 2008, των 19 εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων της Γαλλίας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

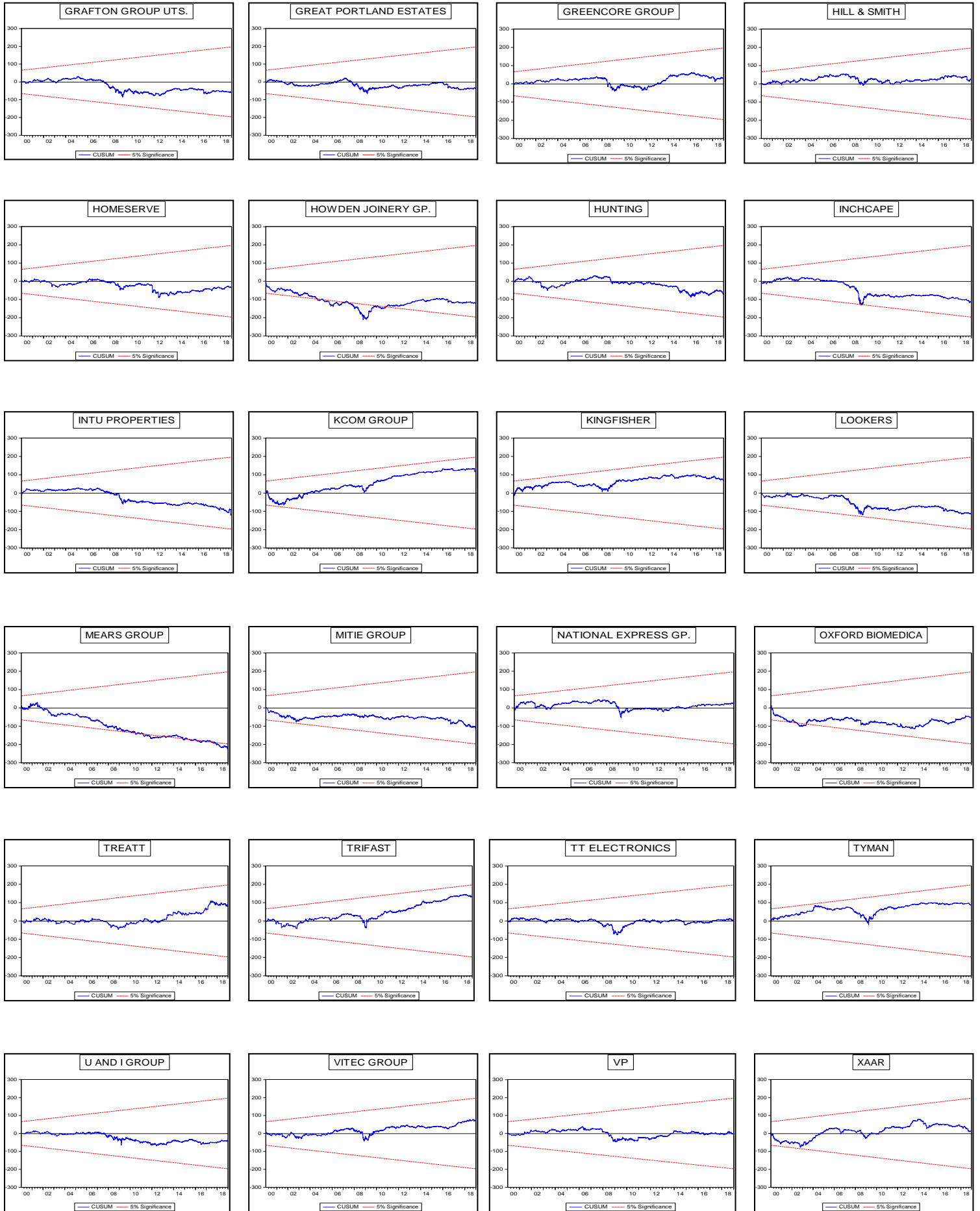
Number of breaks observed		
Portfolios	Schwarz criterion	LWZ criterion
Portfolio 1	2	0
Portfolio 2	1	1
Portfolio 3	0	0
Portfolio 4	3	0
Portfolio 5	2	0
Portfolio 6	0	0
Portfolio 7	2	1
Portfolio 8	3	1
Portfolio 9	0	0
Portfolio 10	2	1
Portfolio 11	0	0
Portfolio 12	3	1
Portfolio 13	4	1
Portfolio 14	1	0
Portfolio 15	1	1
Portfolio 16	4	0
Portfolio 17	4	0
Portfolio 18	2	0
Portfolio 19	3	1

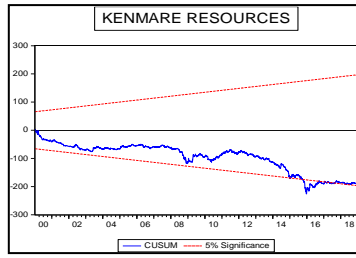
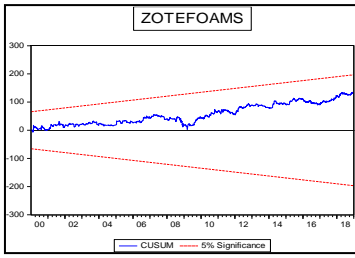
Πίνακας 18. Αποτελέσματα Multiple Breakpoint Tests (Bai and Perron tests) για τα χαρτοφυλάκια της Ελλάδας

Παραβάλλονται τα αποτελέσματα των Multiple Breakpoint tests, Schwarz criterion και LWZ criterion, τα οποία δηλώνουν τις επιπλέον διακοπές στα βήτα πέραν του καθορισμένου στο 2008, των 4 εξεταζόμενων χαρτοφυλακίων της Ελλάδας για την περίοδο από 1/2000 έως 12/2018.

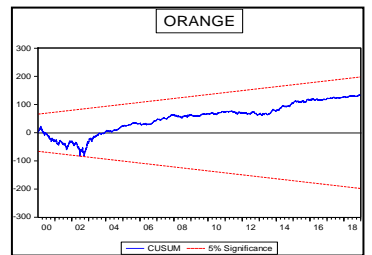
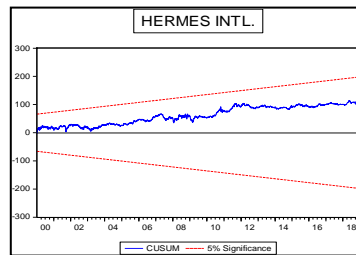
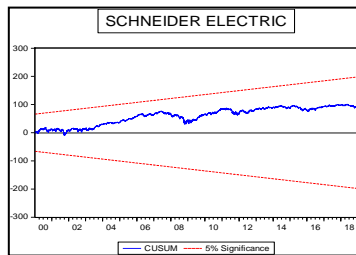
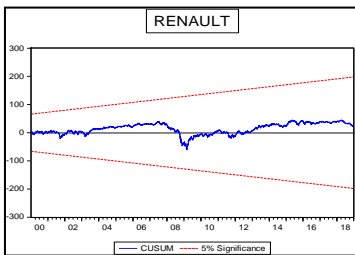
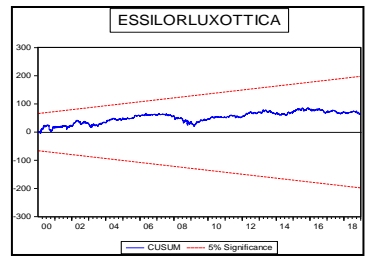
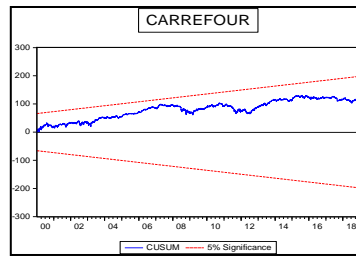
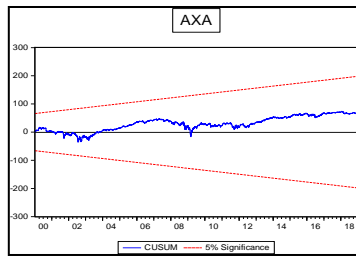
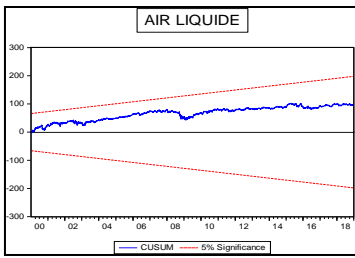
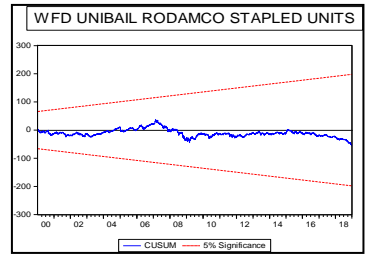
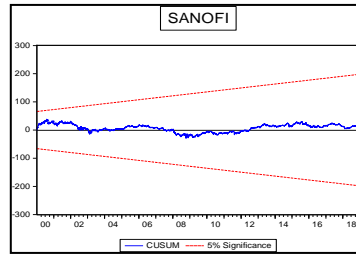
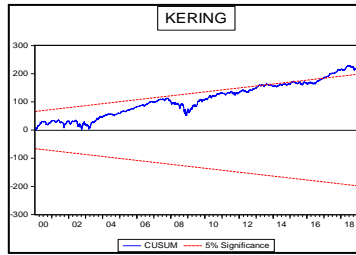
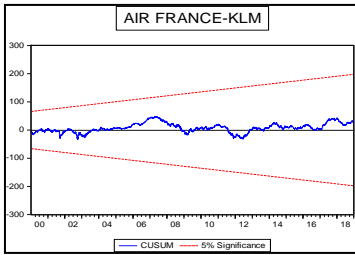
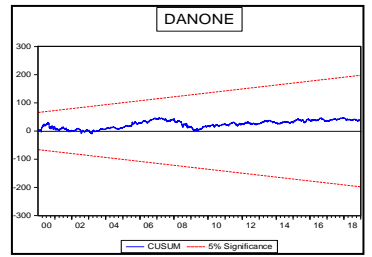
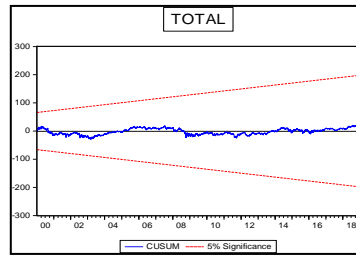
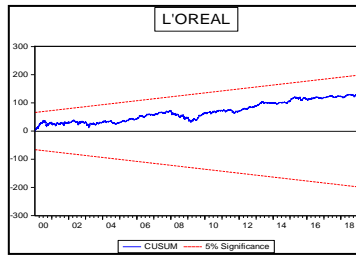
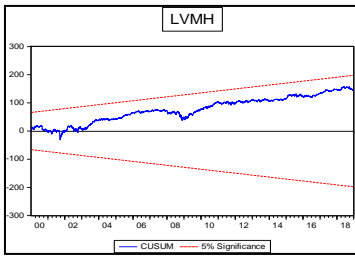
Number of breaks observed		
Portfolios	Schwarz criterion	LWZ criterion
Portfolio 1	3	2
Portfolio 2	4	2
Portfolio 3	3	1
Portfolio 4	4	2

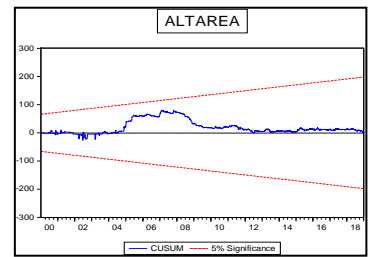
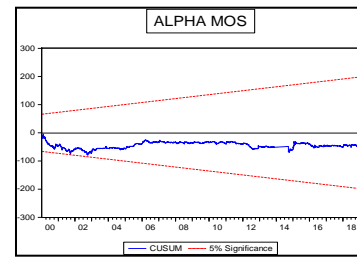
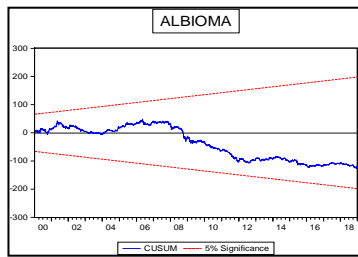
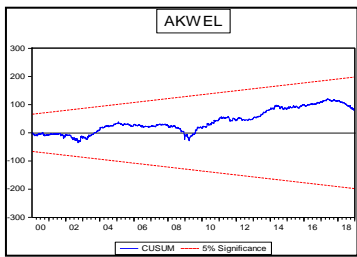
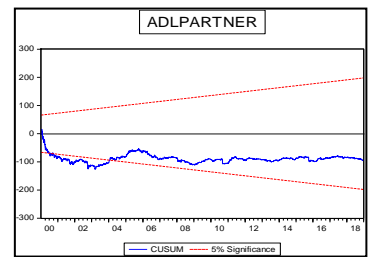
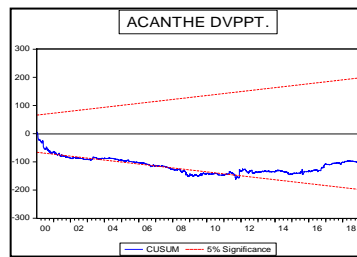
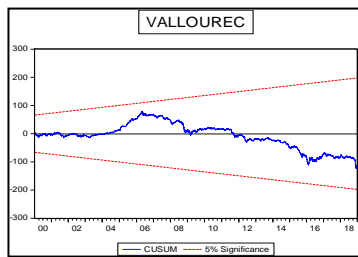
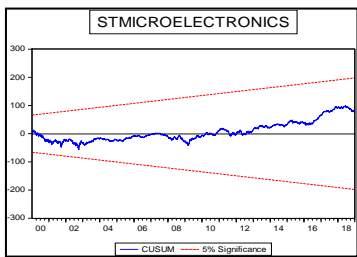
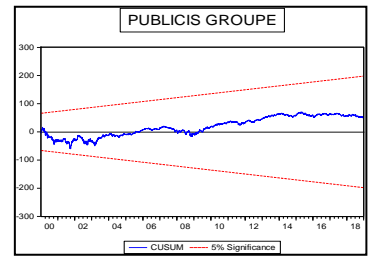
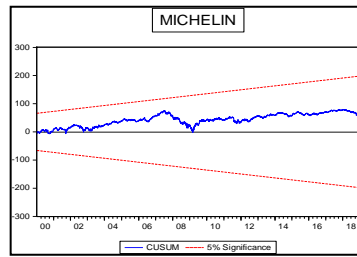
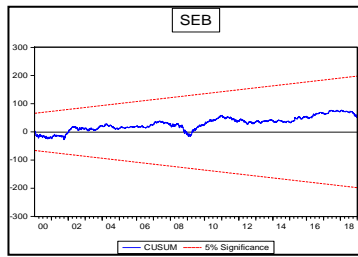
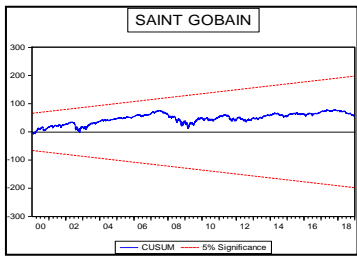
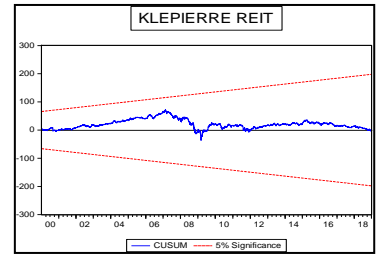
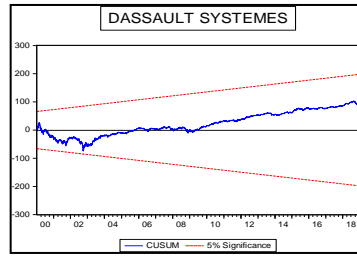
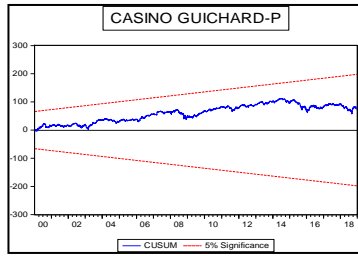
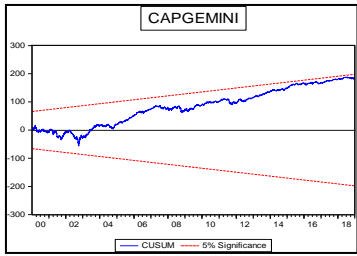
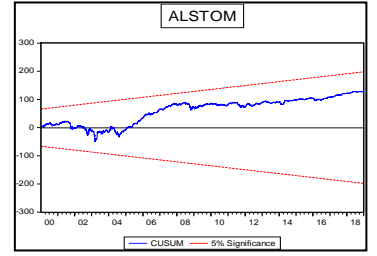
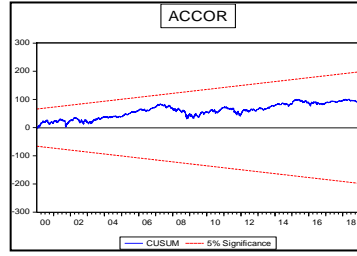
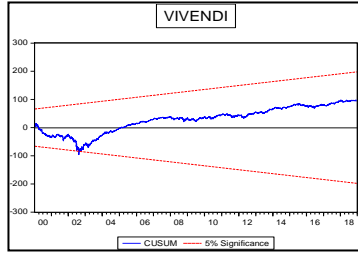
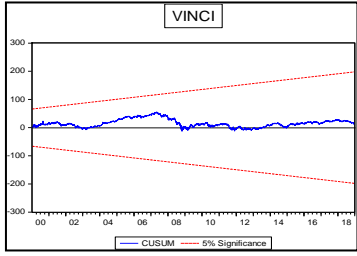
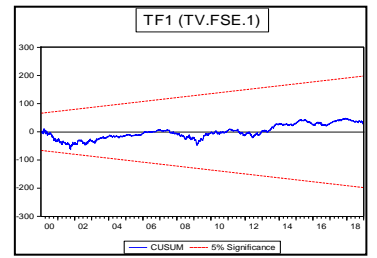
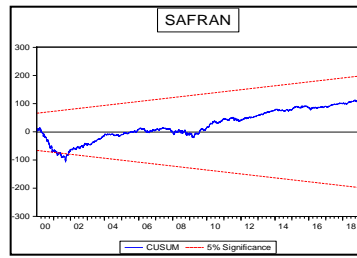
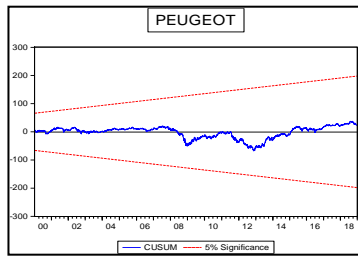
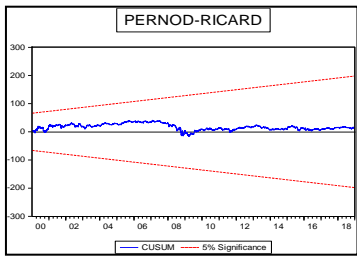


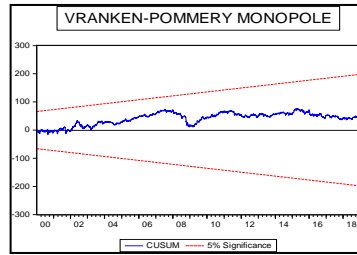
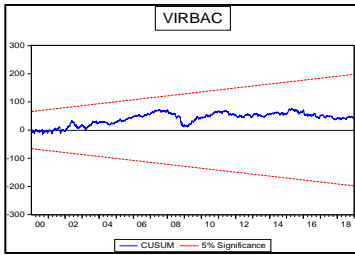
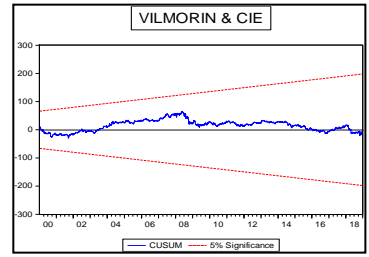
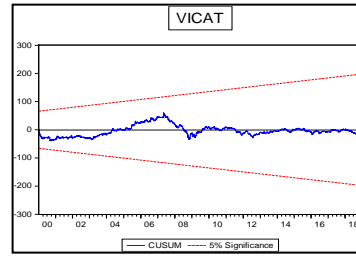
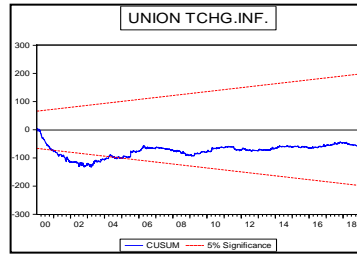
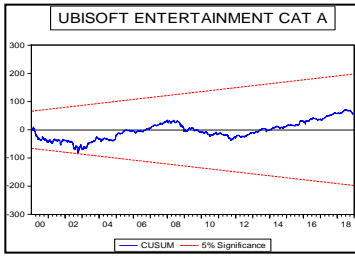




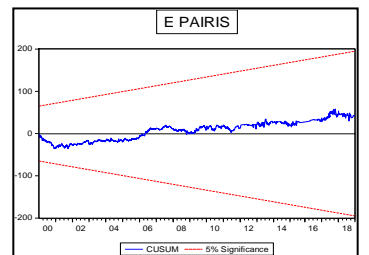
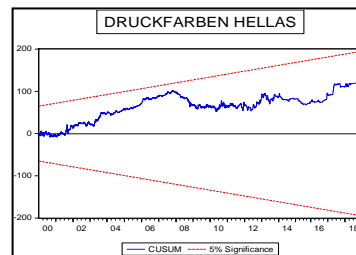
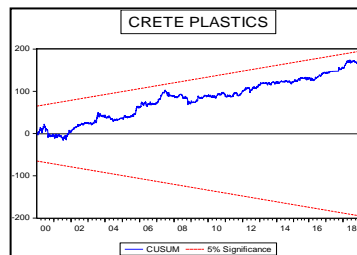
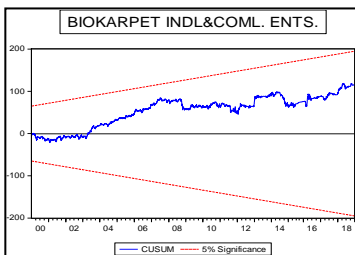
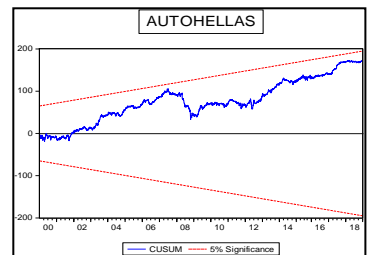
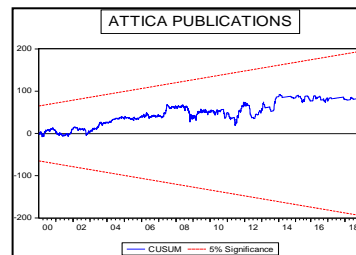
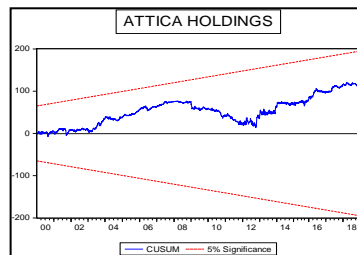
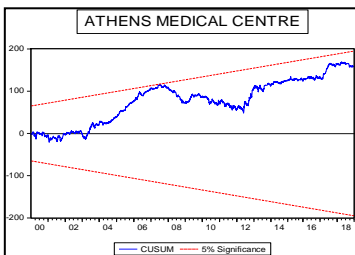
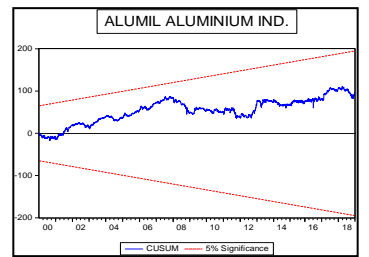
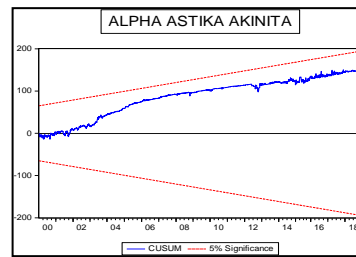
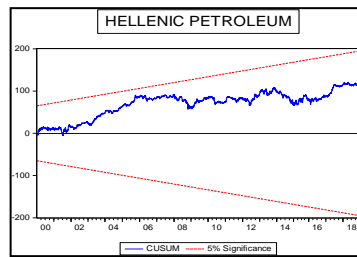
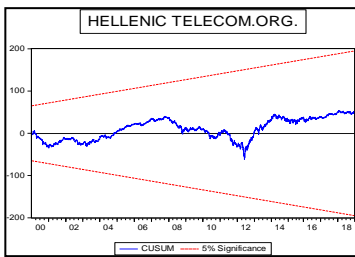
CUSUM Test for France Individual Stocks

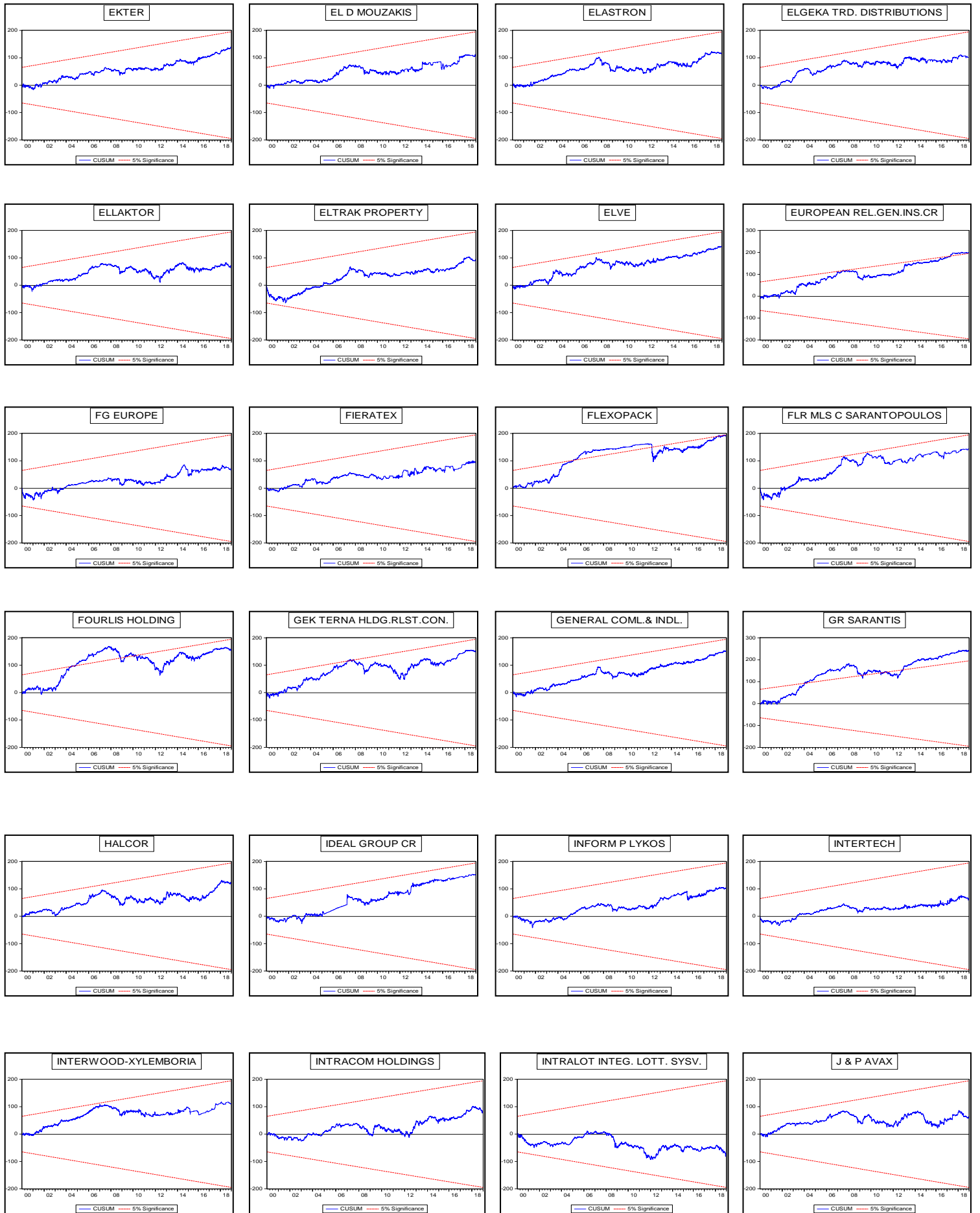


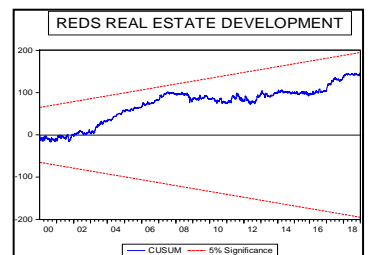
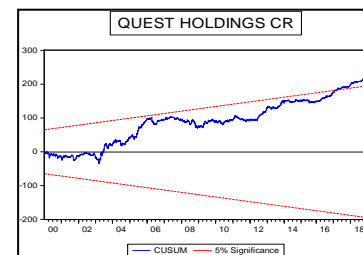
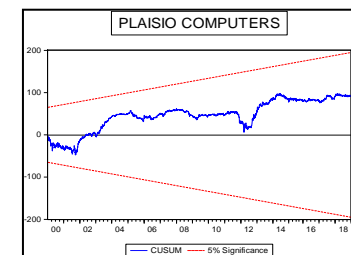
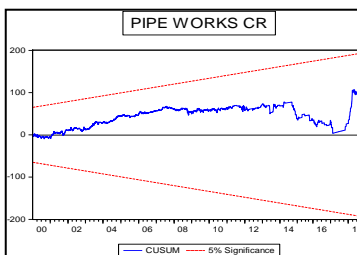
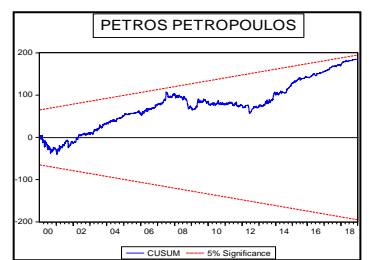
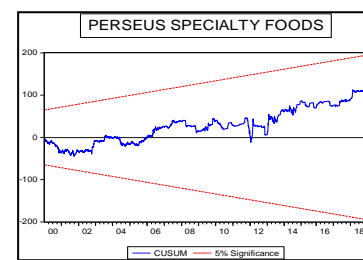
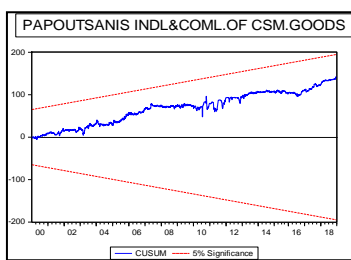
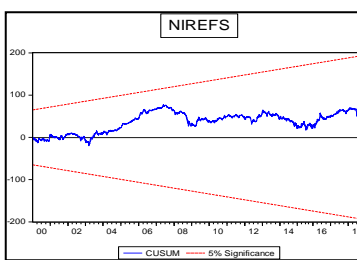
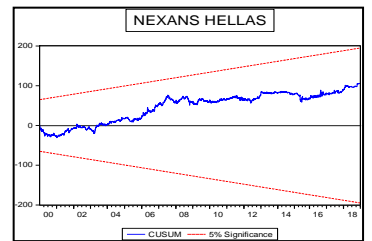
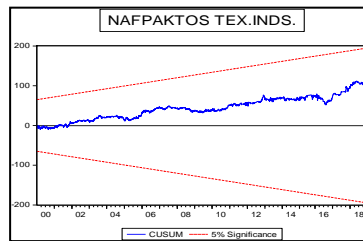
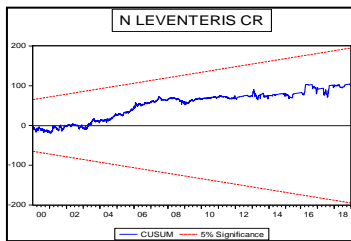
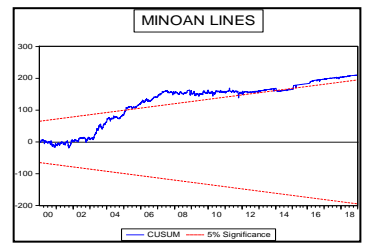
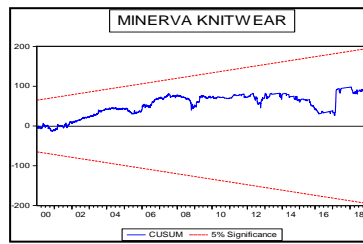
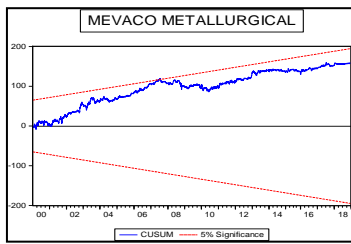
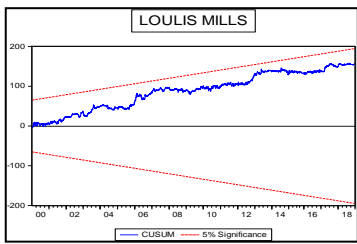
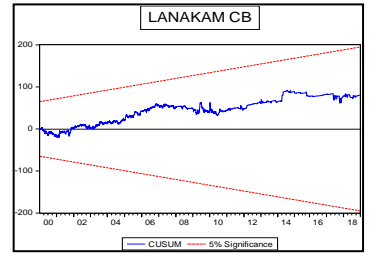
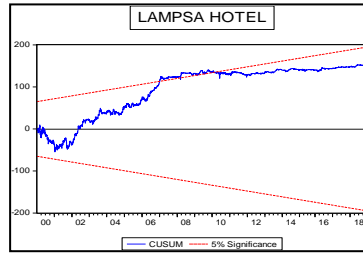
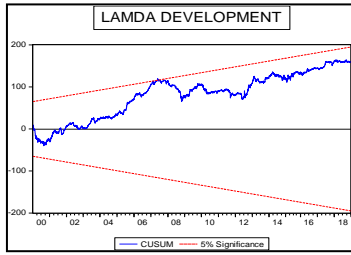
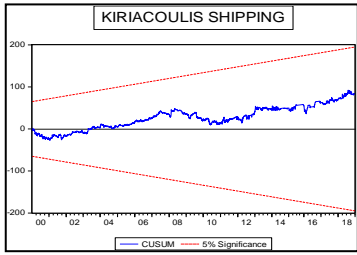
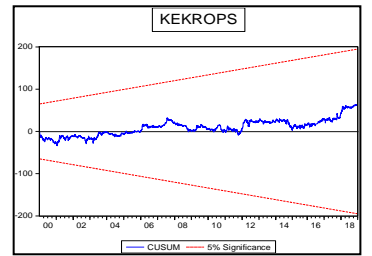
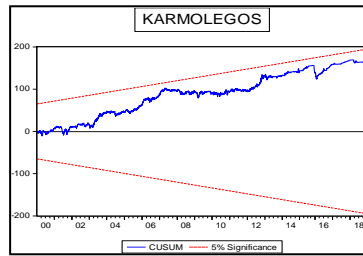
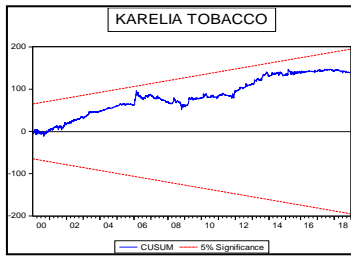
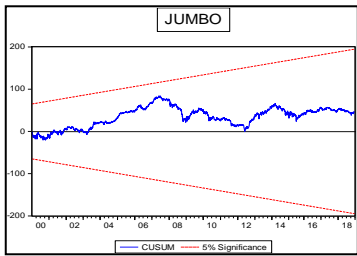


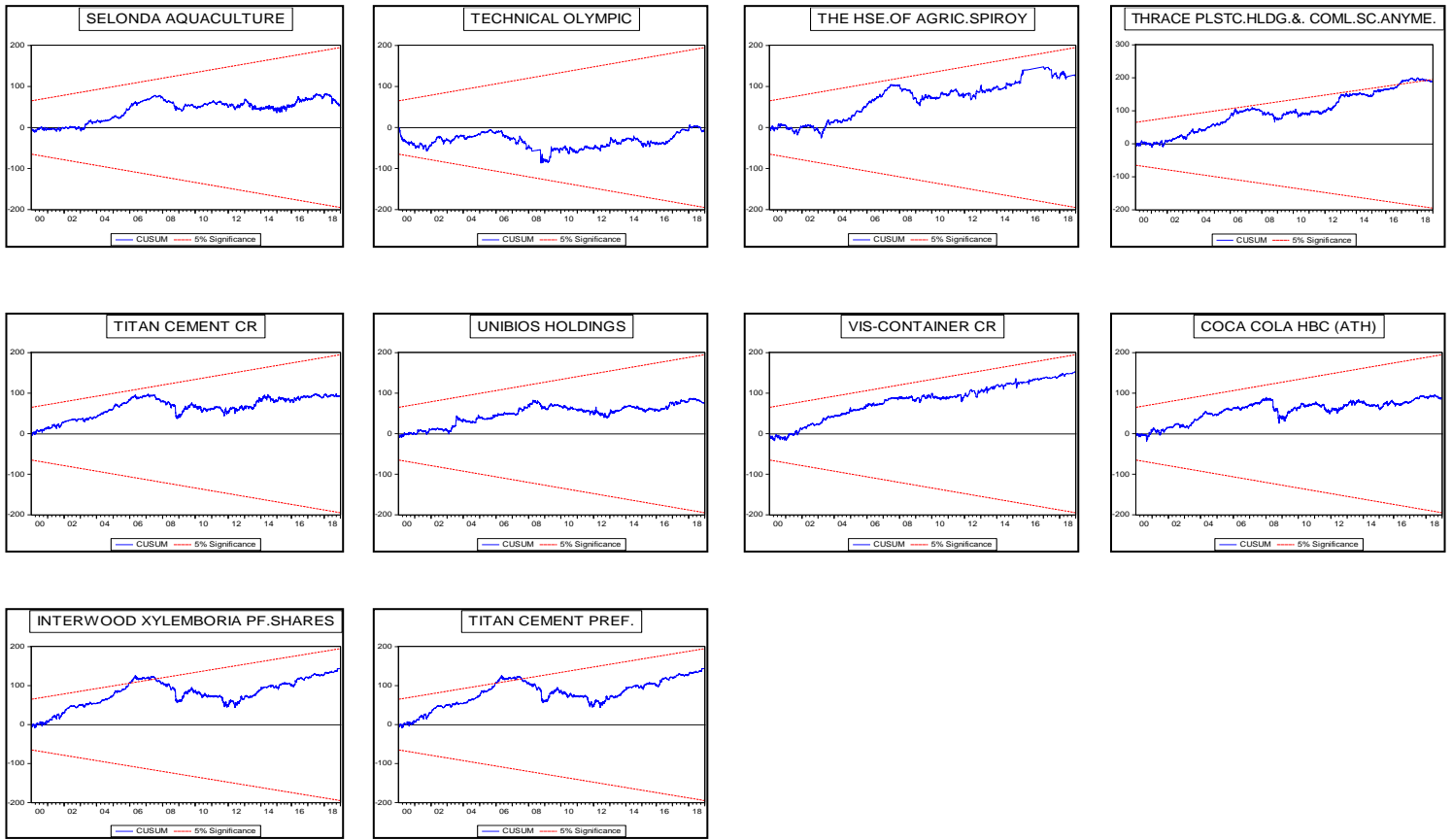


CUSUM Test for Greece Individual Stocks

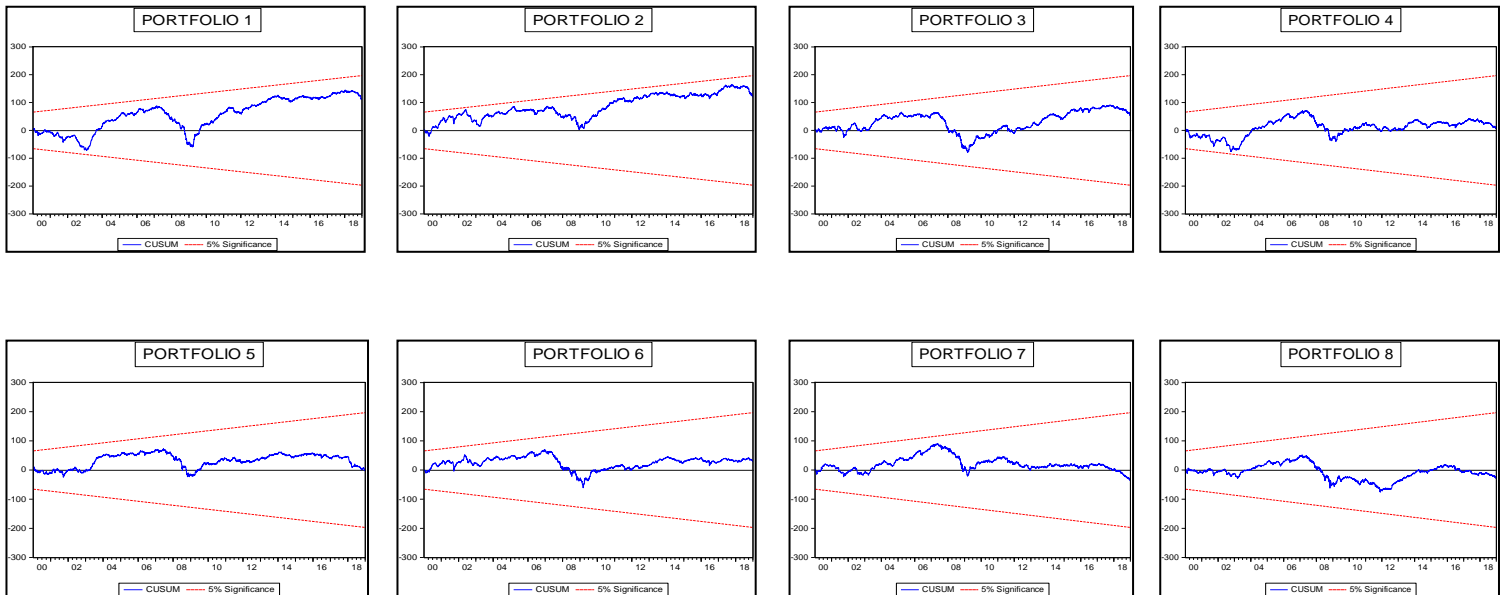


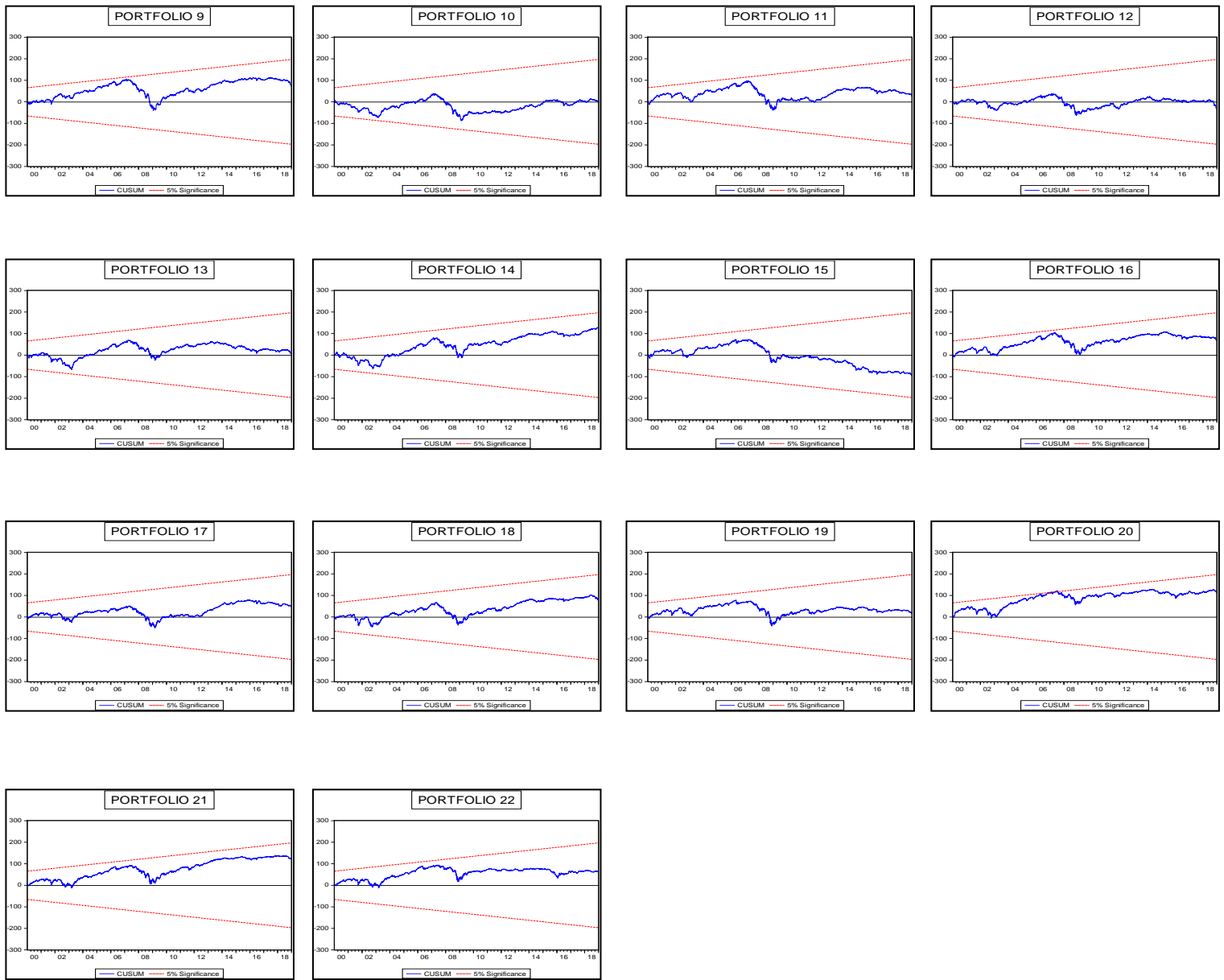




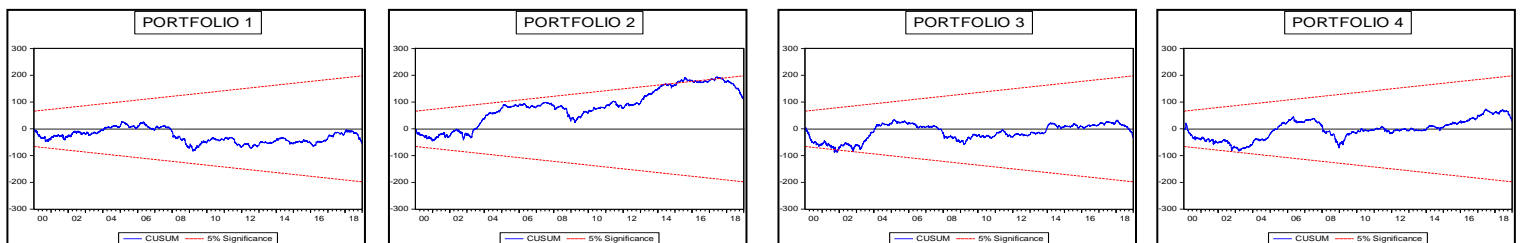


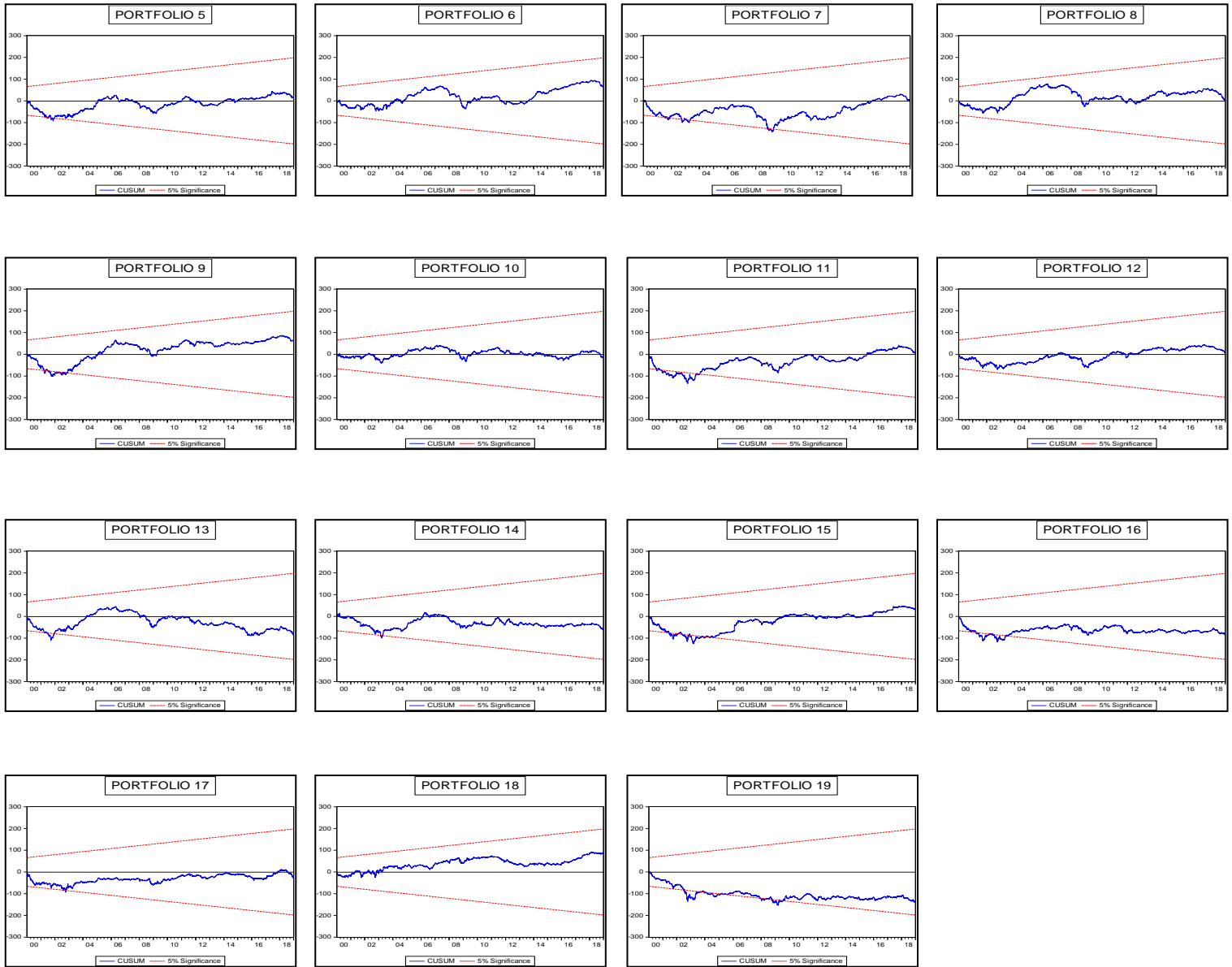
CUSUM Test for UK Portfolios



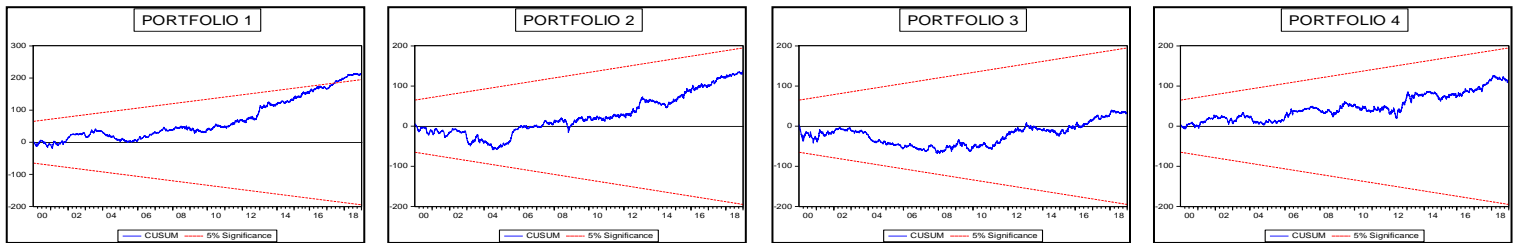


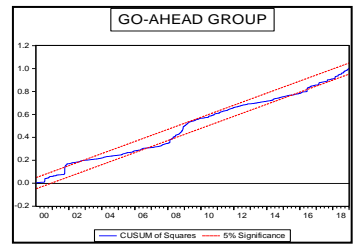
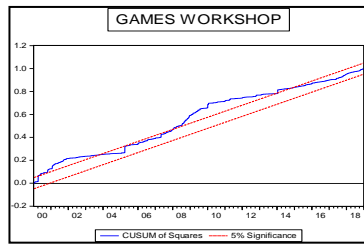
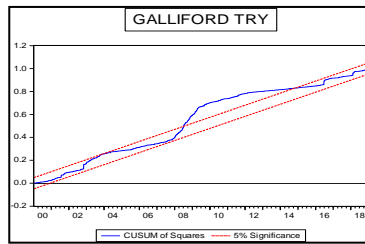
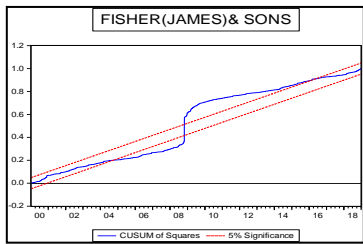
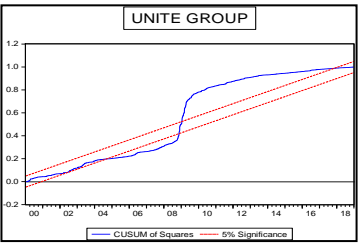
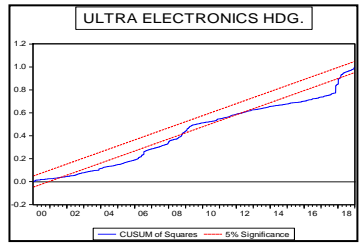
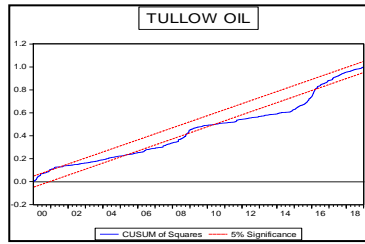
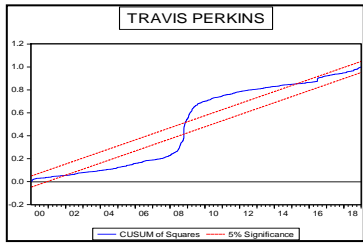
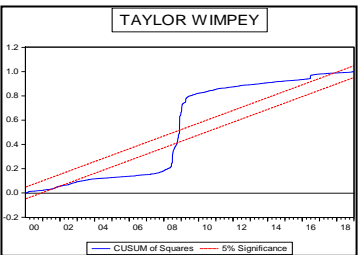
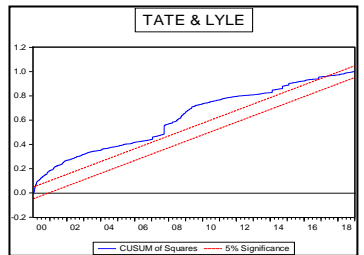
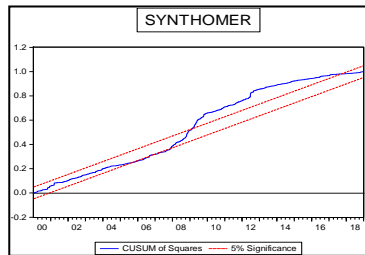
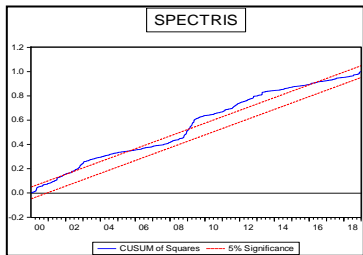
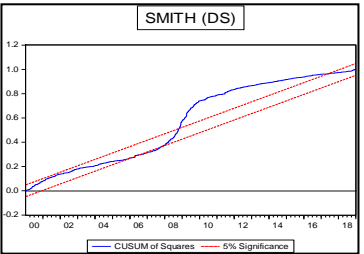
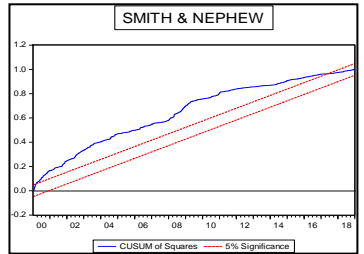
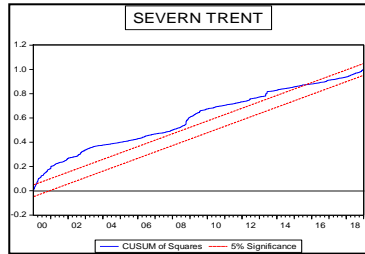
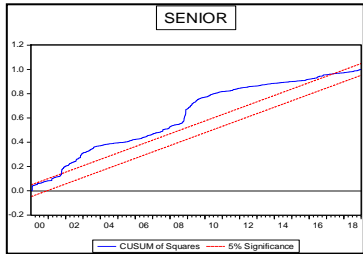
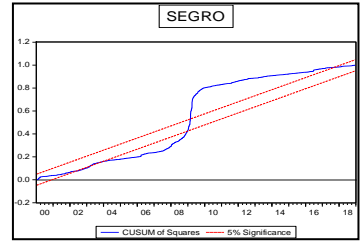
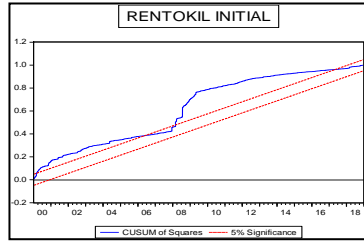
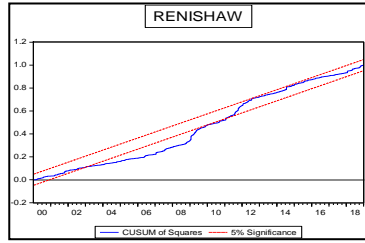
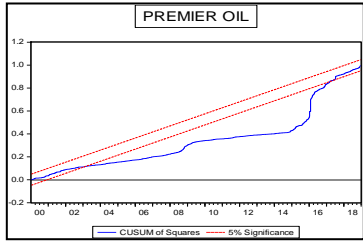
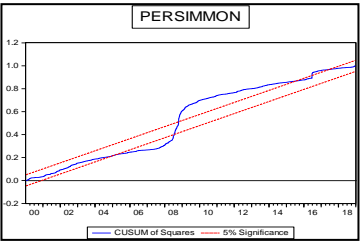
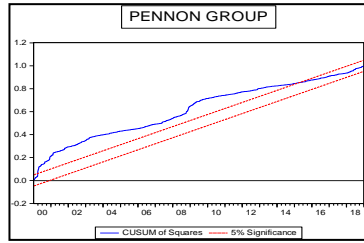
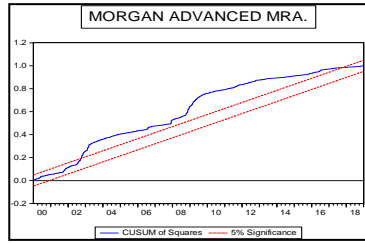
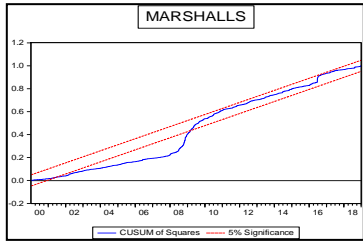
CUSUM Test for France Portfolios

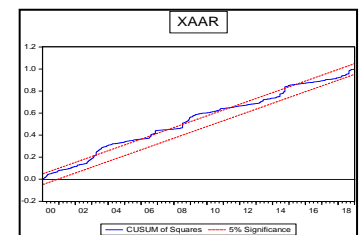
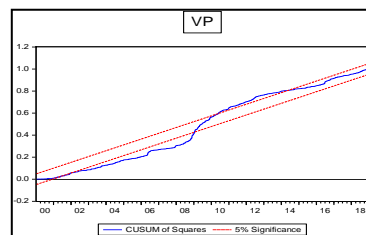
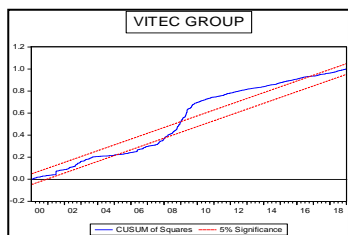
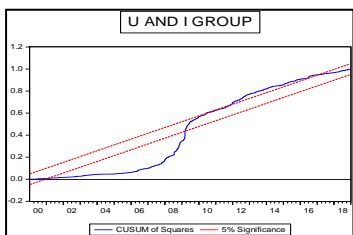
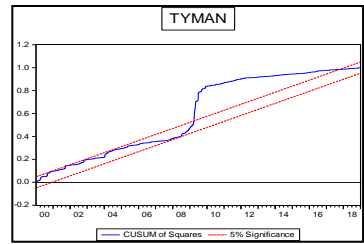
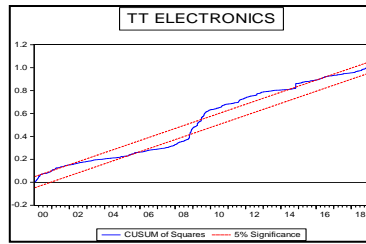
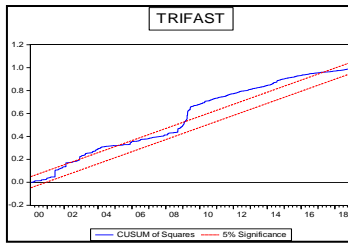
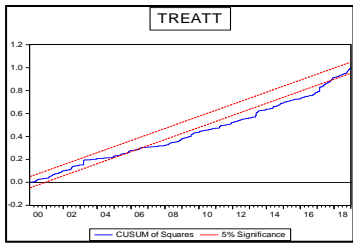
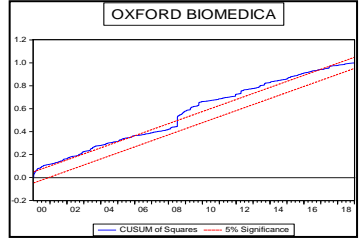
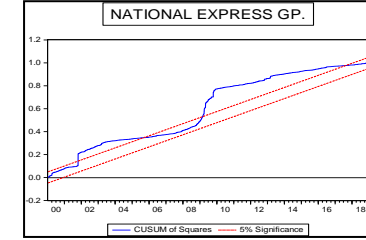
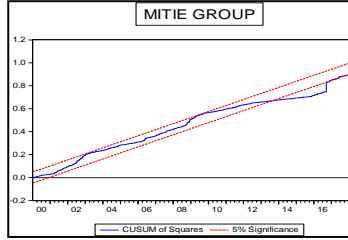
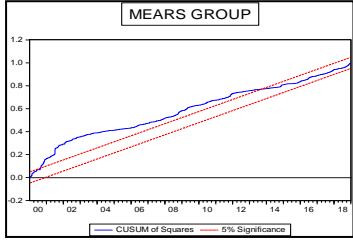
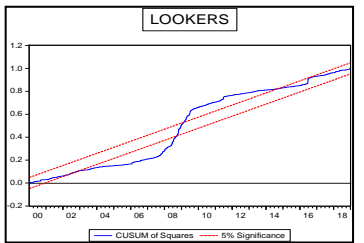
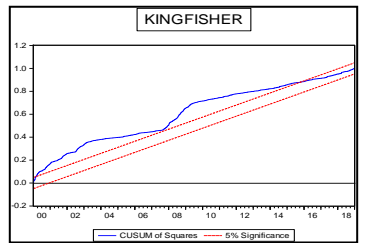
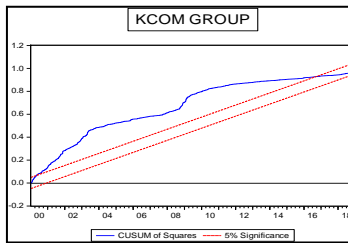
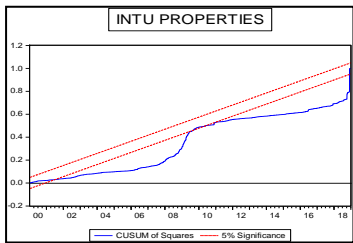
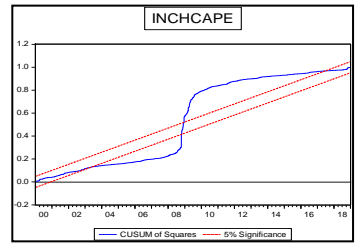
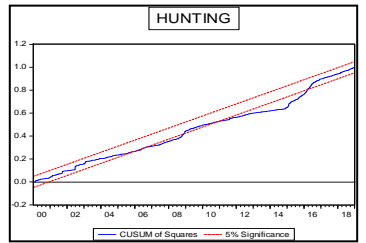
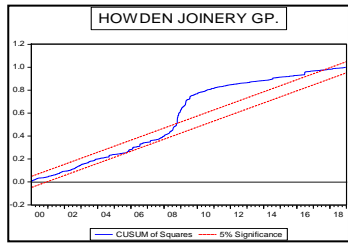
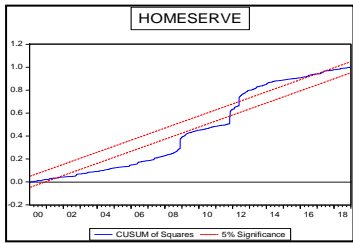
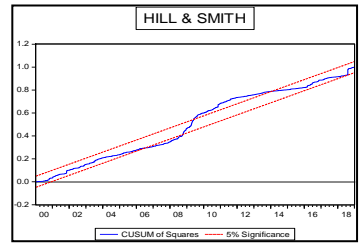
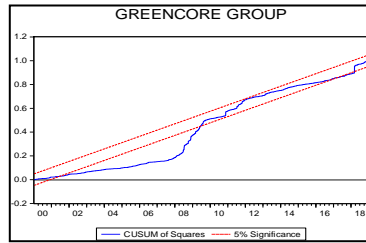
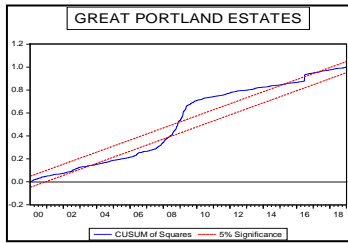
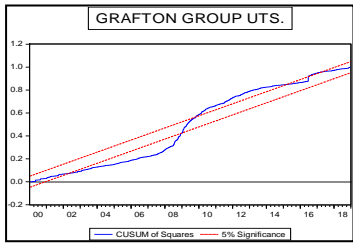


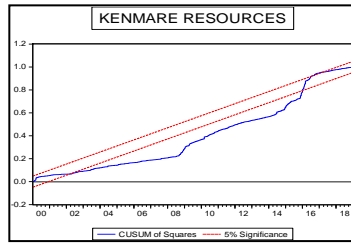
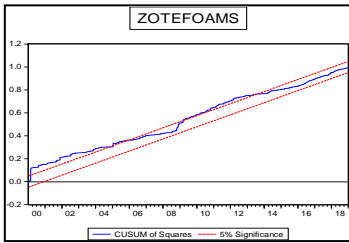


CUSUM Test for Greece Portfolios

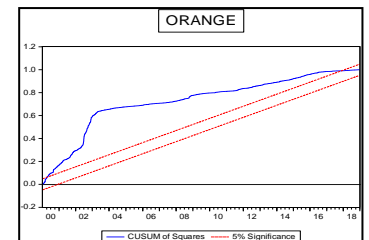
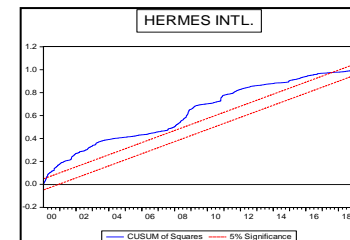
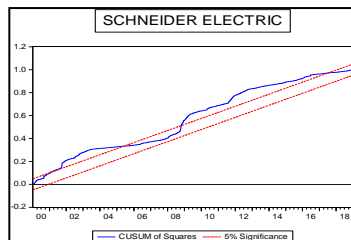
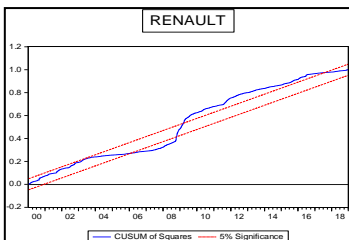
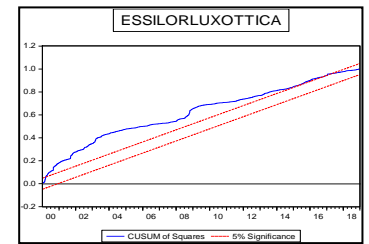
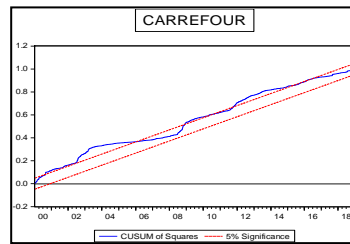
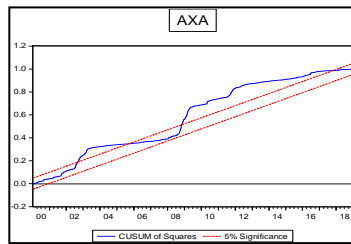
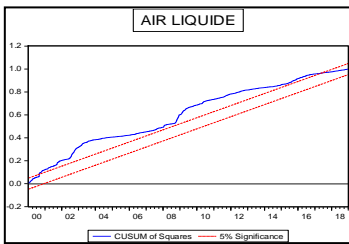
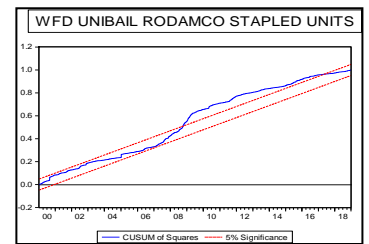
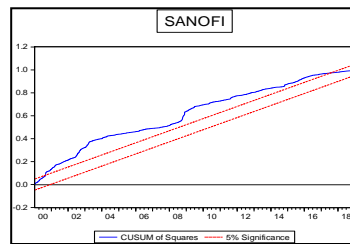
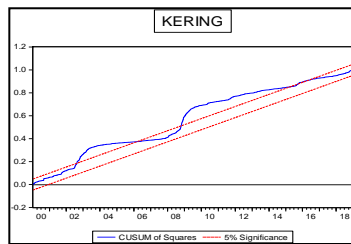
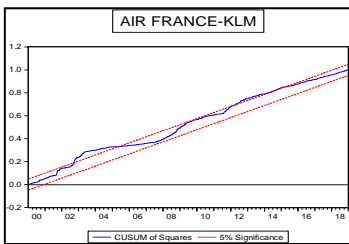
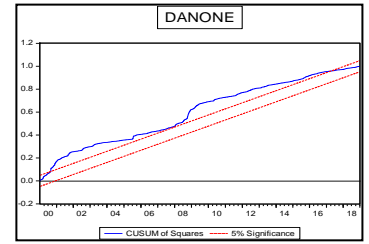
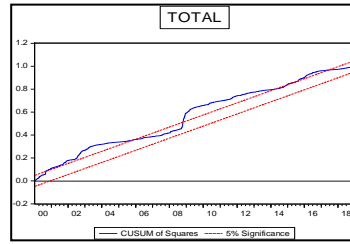
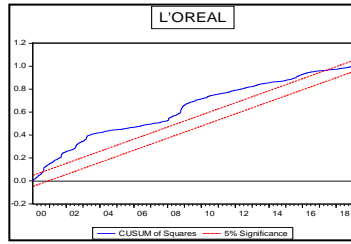
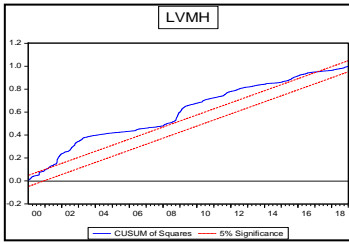


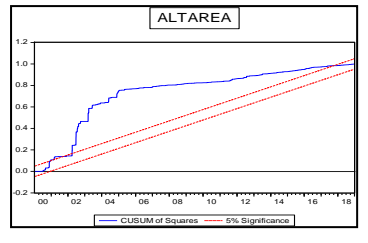
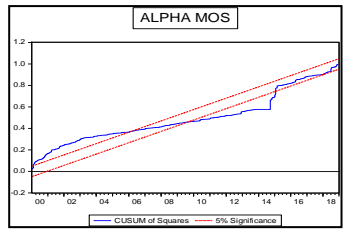
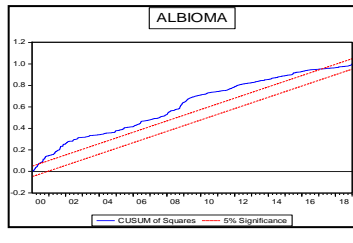
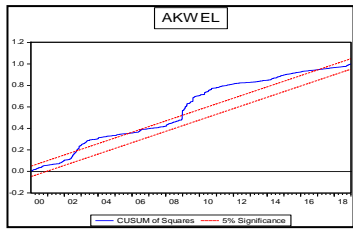
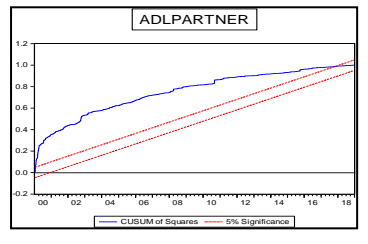
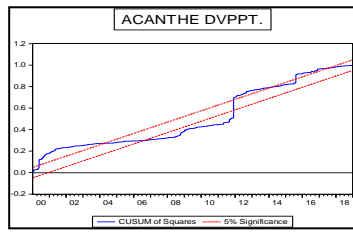
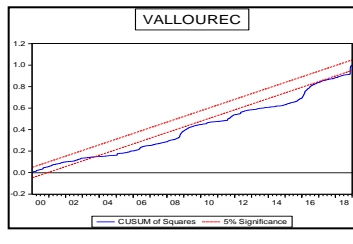
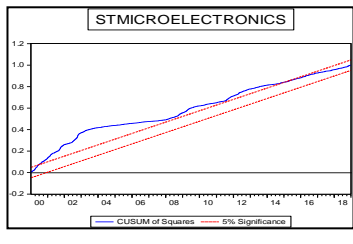
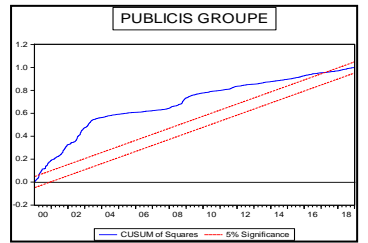
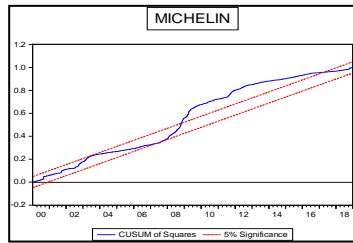
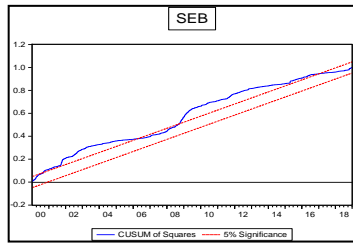
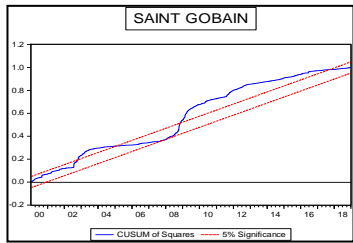
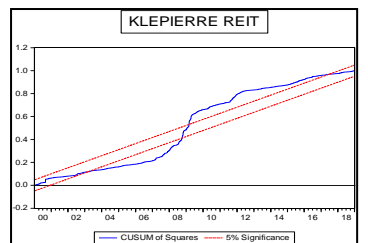
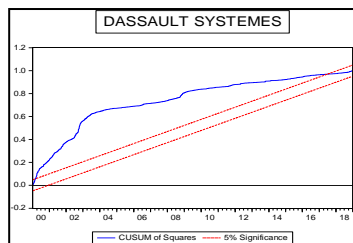
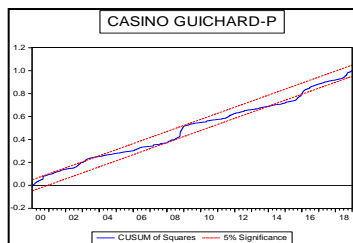
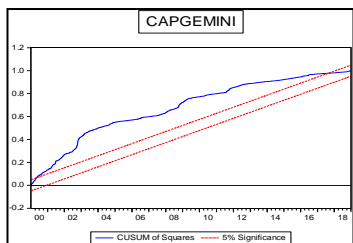
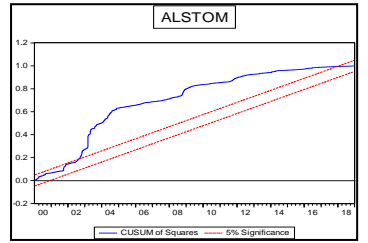
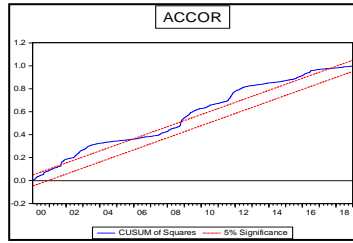
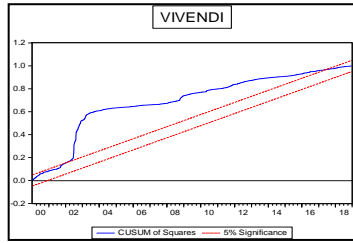
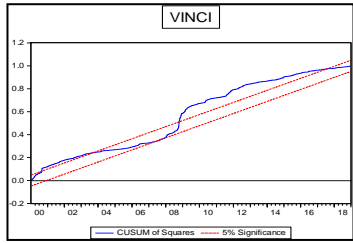
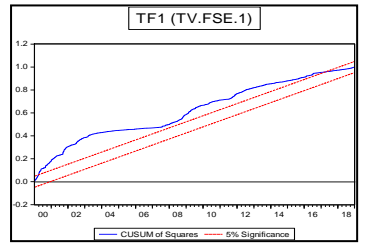
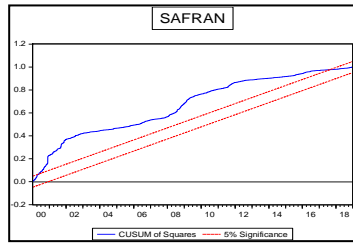
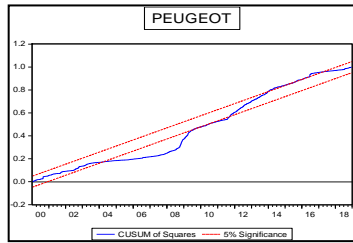
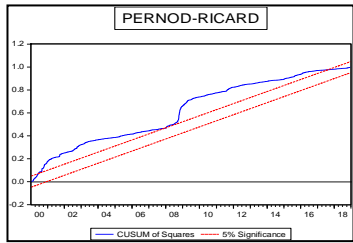


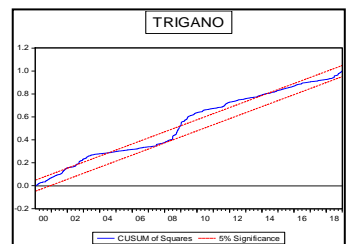
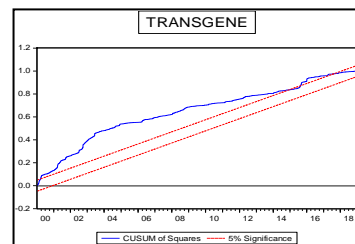
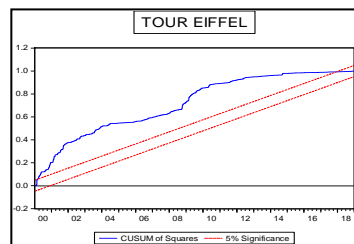
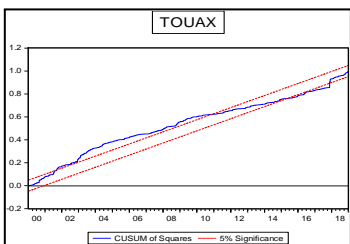
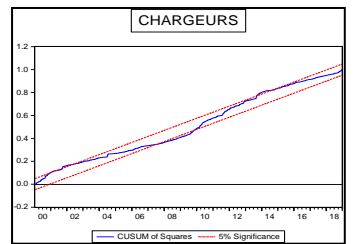
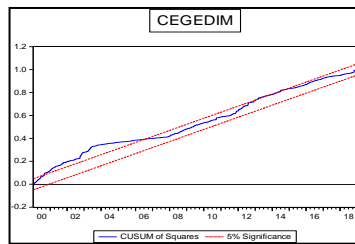
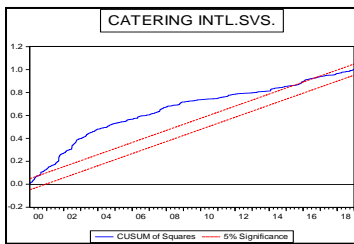
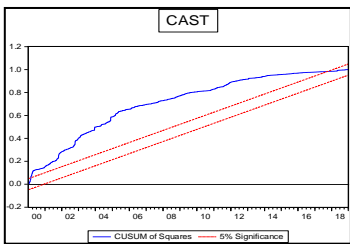
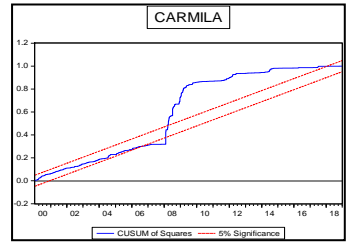
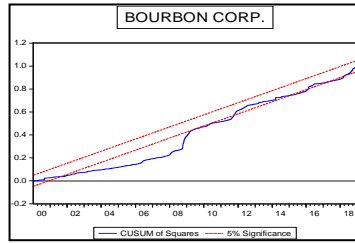
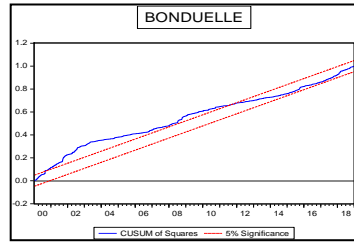
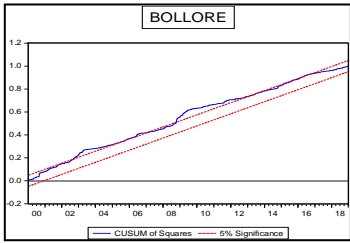
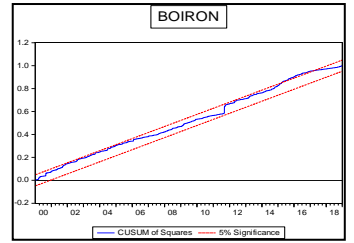
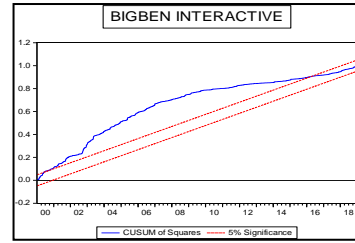
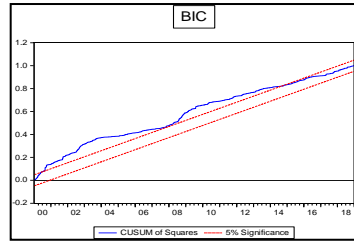
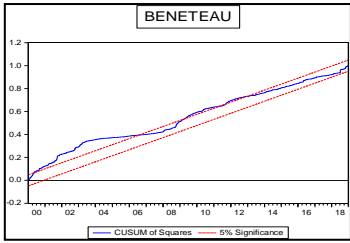
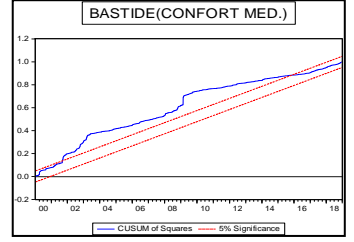
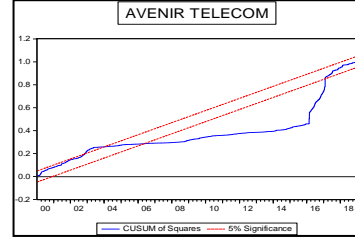
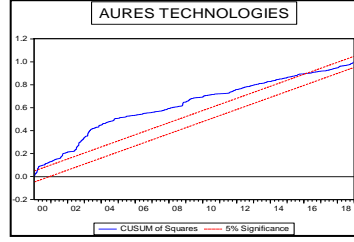
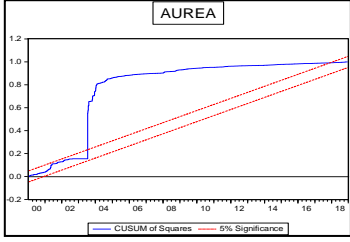
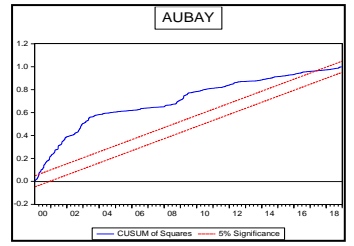
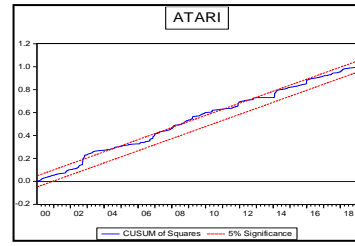
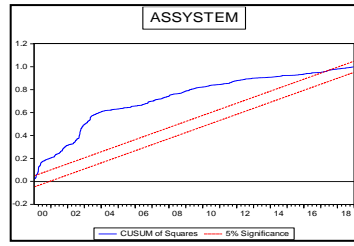
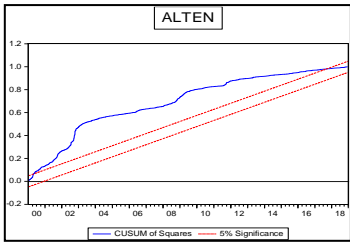


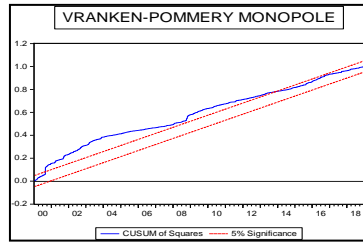
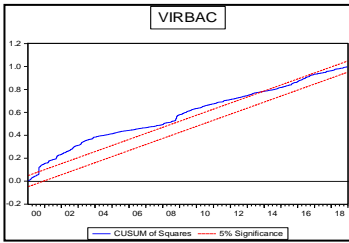
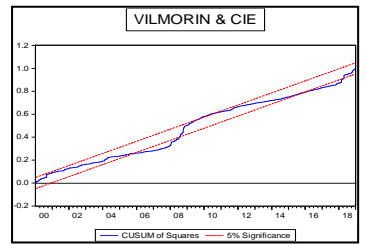
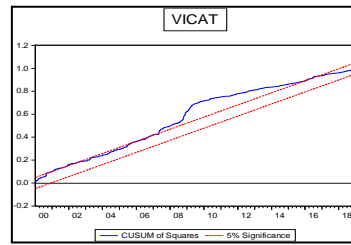
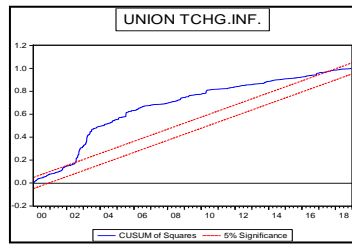
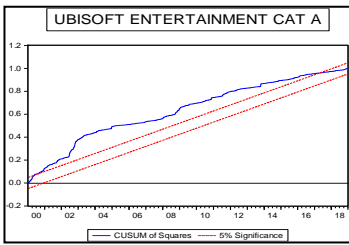


CUSUMSQ Test for France Individual Stocks

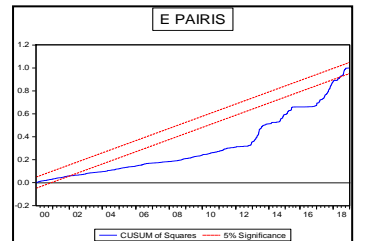
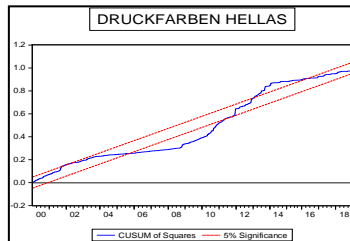
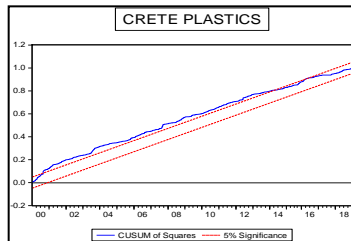
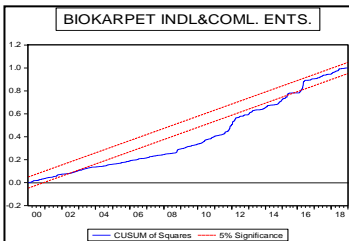
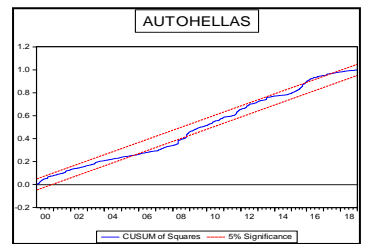
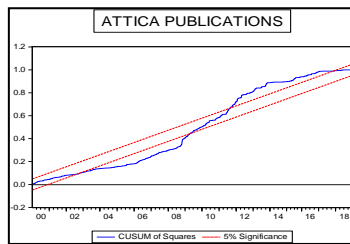
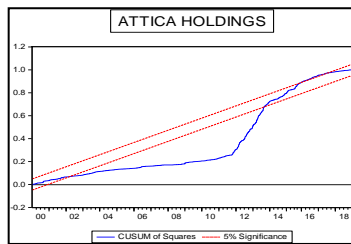
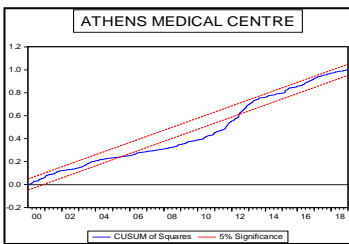
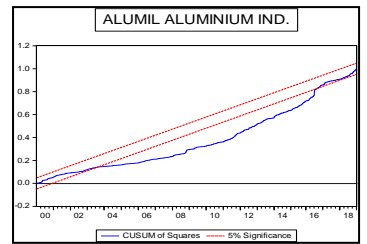
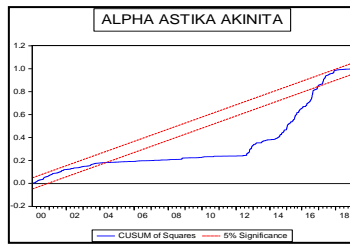
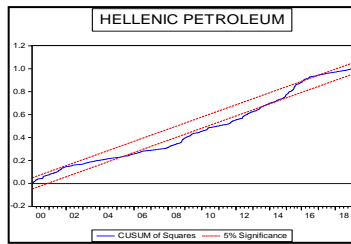
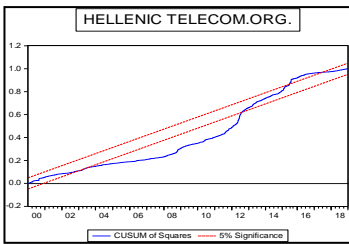


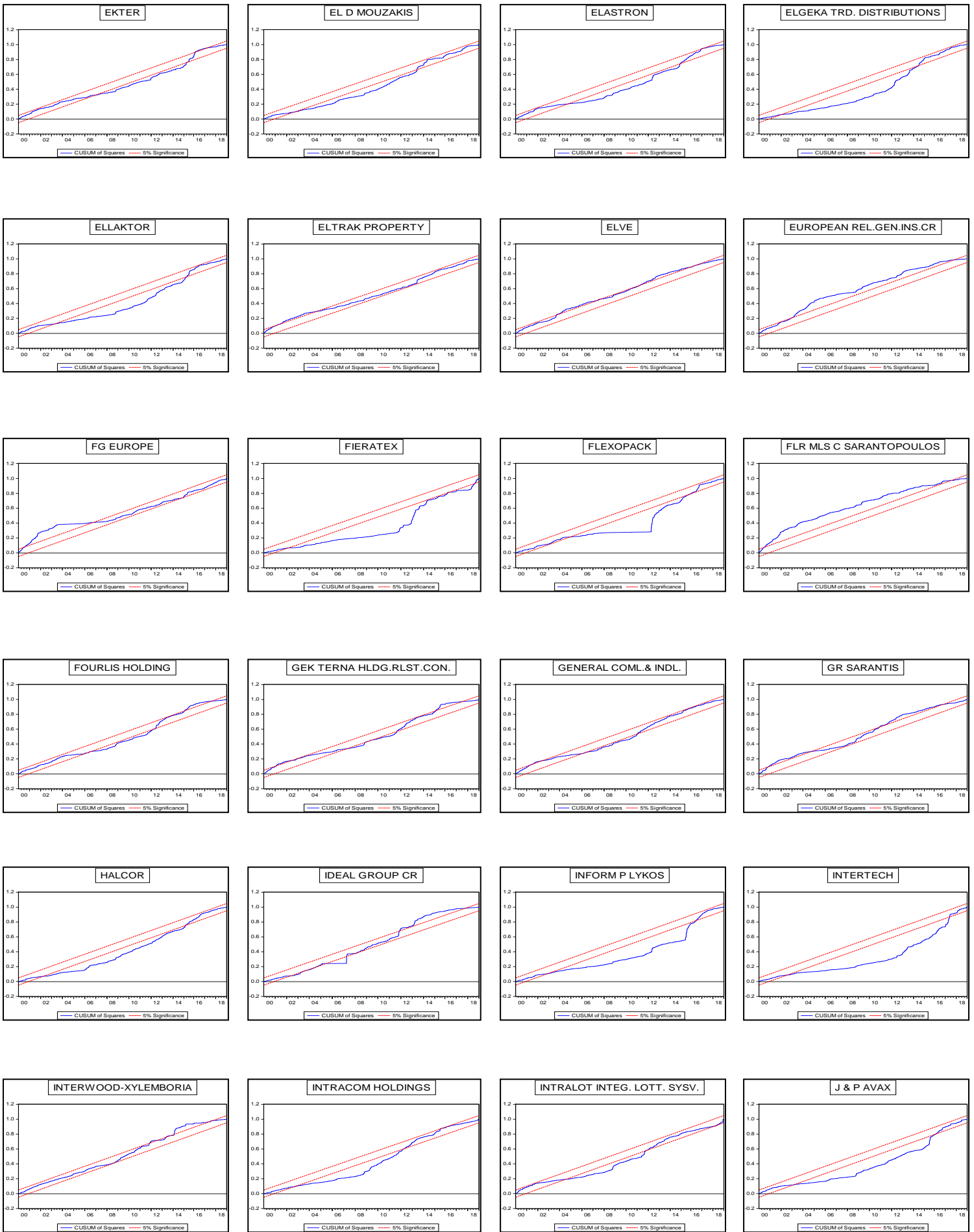


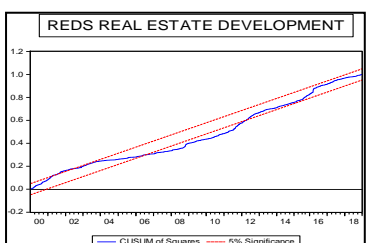
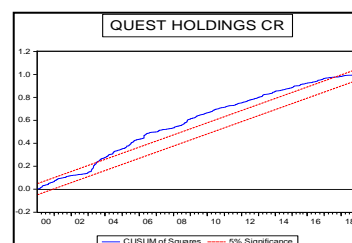
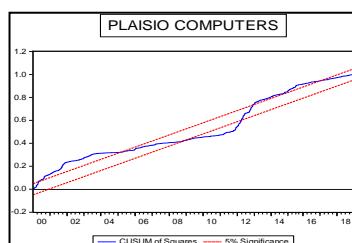
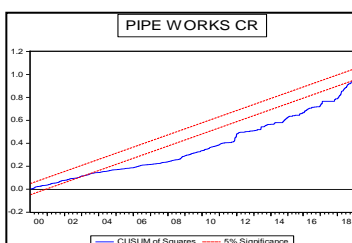
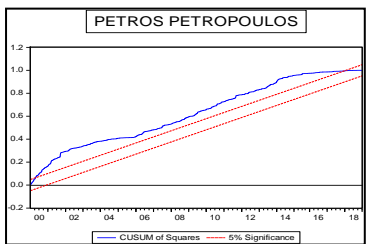
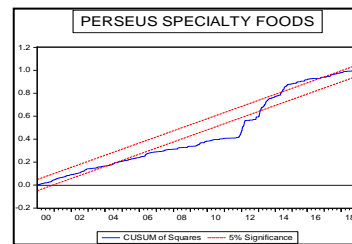
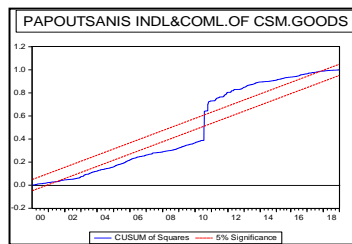
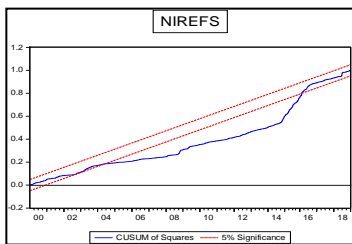
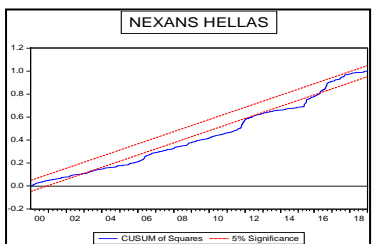
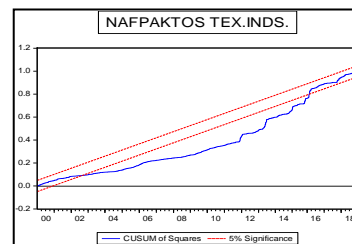
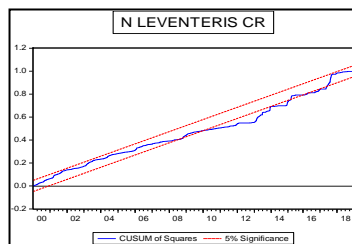
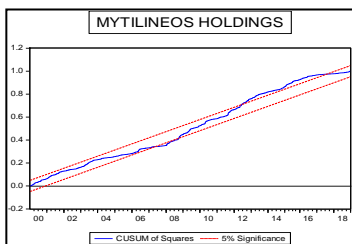
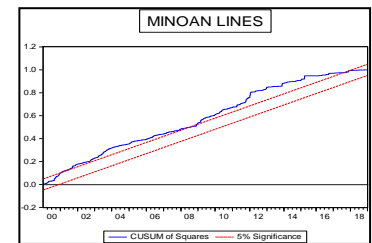
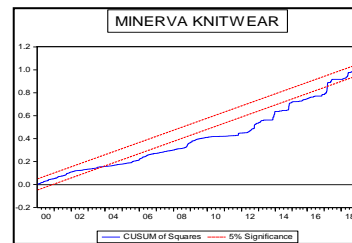
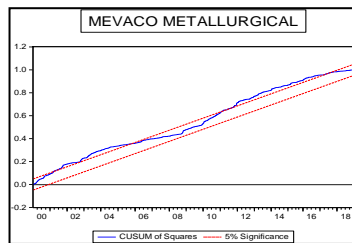
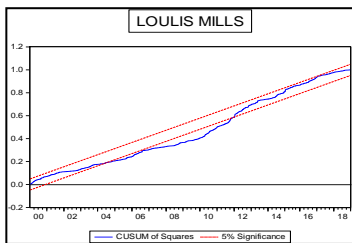
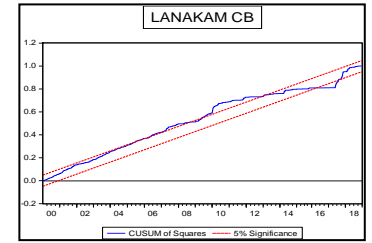
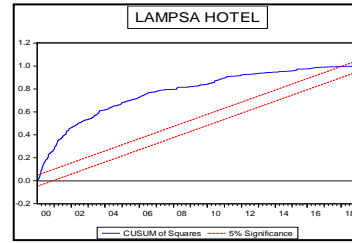
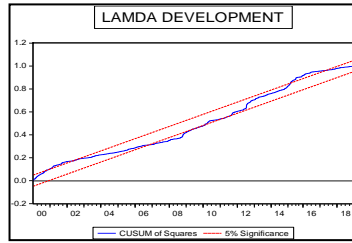
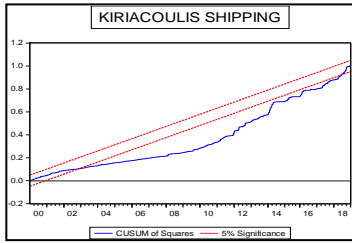
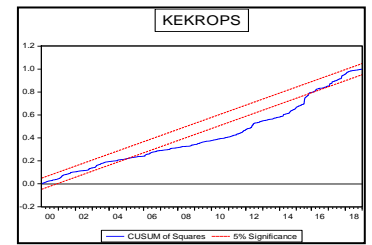
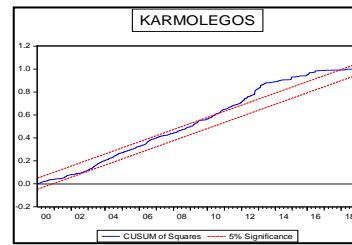
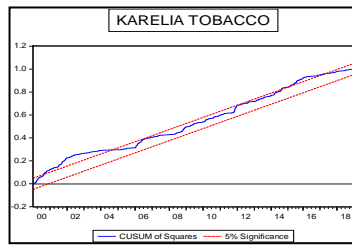
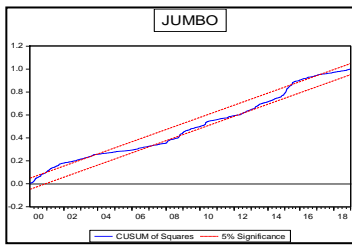


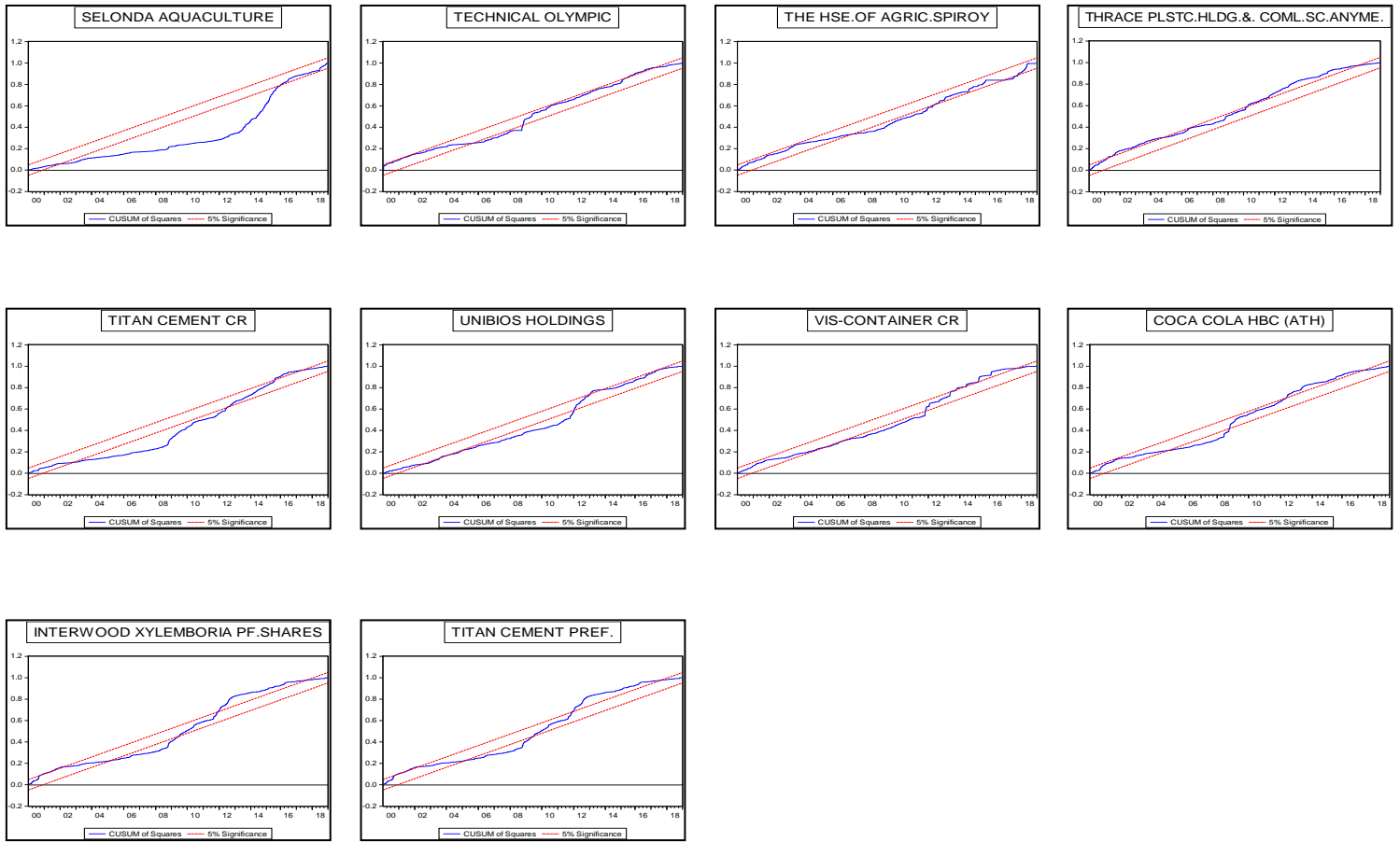


CUSUMSQ Test for Greece Individual Stocks

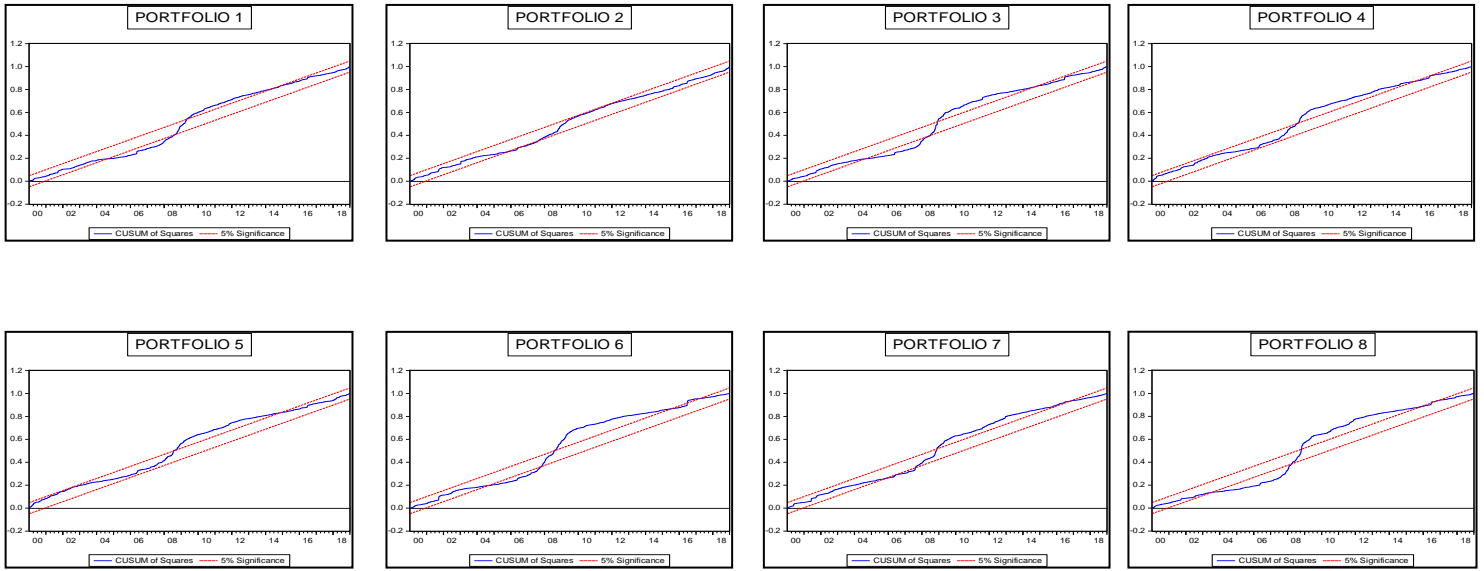


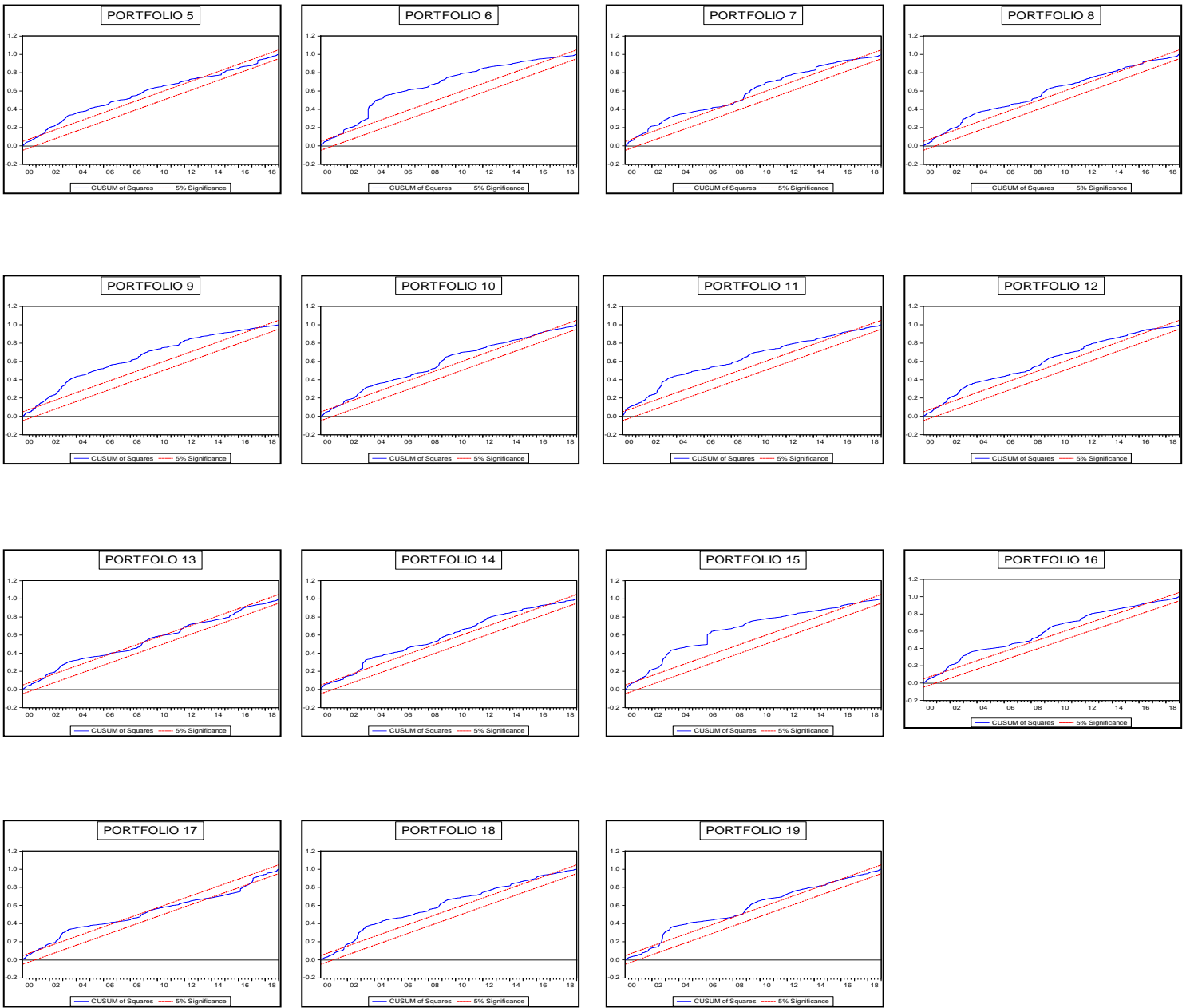






CUSUMSQ Test for UK Portfolios





CUSUMSQ Test for Greece Portfolios

