

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΤΗ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

« Ο ΕΠΕΞΗΓΗΜΑΤΙΚΟΣ ΡΟΛΟΣ
ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ ΣΤΙΣ
ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΤΗΣ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ
ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ »

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: κ. Γ.ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ

ΤΡΙΜΕΛΗΣ ΕΠΙΤΡΟΠΗ: κ. ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ
κ. ΣΚΙΑΔΟΠΟΥΛΟΣ
κ.α. ΧΡΗΣΤΟΥ

ΦΟΙΤΗΤΡΙΑ: ΦΩΚΑ ΔΗΜΗΤΡΑ (ΜΧΡΗ/ 0238)

ΠΕΙΡΑΙΑΣ, ΣΕΠΤΕΜΒΡΙΟΣ 2004

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Εισαγωγή	2
Σκοπός – Περιορισμοί εργασίας.....	5
Θεωρία Χαρτοφυλακίου.....	11
Υπόδειγμα της Αγοράς.....	38
Συνεκτίμηση Απόδοσης – Κινδύνου.....	46
Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων – Θεωρία της Ισορροπίας της Αγοράς.....	50
Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας.....	61
Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας – Αναφορά σε Πρόσφατα Σημαντικά Άρθρα.....	69
Επισκόπηση των εξελίξεων στην Ελληνική και Διεθνή Οικονομία.....	106
Μεθοδολογία – Βάση Δεδομένων.....	114
Ανάλυση Πρωτογενών Παραγόντων.....	122
Παρουσίαση και Ερμηνεία των Αποτελεσμάτων.....	133
Συμπεράσματα.....	138
Βιβλιογραφία	140
Παράρτημα I: Διαγράμματα εξέλιξης Μακροοικονομικών Δεικτών.....	146
Παράρτημα II: Διαγράμματα Τιμών Κλεισίματος Μετοχών Δείγματος.....	157
Παράρτημα III: Διαστρωματικές Παλινδρομήσεις.....	195

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιούχων Στοιχείων, γνωστότερο ως CAPM, υπήρξε το κεντρικό σημείο της θεωρίας αποτίμησης αξιόγραφων, τις τελευταίες δεκαετίες. Το μοντέλο αυτό στηρίχθηκε στις εργασίες του Markowitz (1952) για την θεωρία χαρτοφυλακίου και αναπτύχθηκε στις εργασίες των Sharpe (1964), Litner (1965) και Mossin (1966). Το μοντέλο δίνει μια ακριβή πρόβλεψη για την σχέση που πρέπει να αναμένει ο επενδυτής ανάμεσα στον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Η σχέση αυτή εξυπηρετεί δύο βασικές λειτουργίες:

1. Παρέχει μια τιμή απόδοσης – πρότυπο (benchmark), για την αξιολόγηση πιθανών επενδύσεων. Για παράδειγμα, κατά την ανάλυση μετοχών παρουσιάζει ενδεχομένως ενδιαφέρον το ερώτημα αν η αναμενόμενη απόδοση που προβλέφθηκε, είναι μεγαλύτερη ή μικρότερη από τη «δίκαιη» τιμή της σε σχέση με τον κίνδυνο που περικλείει η μετοχή.
2. Βοηθάει στον επιστημονικό υπολογισμό μιας τιμής για μετοχές που δεν έχουν ακόμα διαπραγματευθεί στην αγορά. Για παράδειγμα, πως θα τιμολογηθεί μια αρχική δημόσια προσφορά μετοχών;

Το CAPM στηρίζεται σε μια σειρά ιδιαίτερα περιοριστικών υποθέσεων, οι οποίες επιγραμματικά είναι:

1. Ισχύει η γνωστή από την μικροοικονομία υπόθεση του τέλει ανταγωνισμού. Οι επενδυτές έχουν μικρά μερίδια σε σχέση με το μέγεθος της αγοράς και ενεργούν με δεδομένα ότι οι τιμές των μετοχών ανεπηρέαστες από τις δικές τους κινήσεις.
2. Όλοι οι επενδυτές σχεδιάζουν με ορίζοντα την ίδια χρονική περίοδο, αγνοώντας οτιδήποτε μπορεί να συμβεί μετά το τέλος αυτής της περιόδου.

3. Οι επενδυτές περιορίζονται σε ένα φάσμα δημόσια διαπραγματευόμενων οικονομικών αξιών, όπως οι μετοχές, τα ομόλογα και οι συμβάσεις δανειοδότηση και δανειοληψίας. Οι επενδυτές είναι δυνατό να δανεισθούν και να δανείσουν απεριόριστα με ένα σταθερό επιτόκιο, χωρίς κίνδυνο.
4. Όλοι οι επενδυτές δρουν με τον ίδιο τρόπο, με βάση το μοντέλο απόδοσης κινδύνου χαρτοφυλακίου του Markowitz.
5. Όλοι οι επενδυτές αναλύουν τις μετοχές με τον ίδιο τρόπο και μοιράζονται ακριβώς τις ίδιες πληροφορίες. Έχουν δηλαδή όμοιες προσδοκίες και γνώση.
6. Όλα τα αξιόγραφα είναι τέλεια διαιρούμενα και ρευστοποιήσιμα.
7. Δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών.

Οι προσπάθειες για εμπειρική επαλήθευση του CAPM των Miller, Scholes (1972), Black, Jensen, Scholes (1972), Blume, Friend (1973), Fama, McBeth (1973) αντιμετώπισαν την κριτική του Roll (1977) ο οποίος διατυπώνει την άποψη ότι ο εμπειρικός έλεγχος του CAPM είναι αδύνατος. Ο Roll υποστηρίζει την άποψη ότι ο μόνος άμεσος τρόπος για να ελέγξουμε εμπειρικά το CAPM είναι να αποδείξουμε την αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς περιέχει όλα τα αξιόγραφα που υπάρχουν στην αγορά (δηλαδή μετοχές, ομολογίες, χρηματοοικονομικά δικαιώματα, γραμματόσημα, έργα τέχνης και οτιδήποτε άλλο έχει αξία) και επομένως δεν είναι δυνατό να παρατηρηθεί εμπειρικά. Γι' αυτόν τον λόγο είναι αδύνατο να ελέγξουμε εμπειρικά ένα υπόδειγμα που στηρίζεται σε ένα μη παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο. Οι εργασίες λοιπόν που επιχείρησαν να ελέγξουν εμπειρικά το CAPM ουσιαστικά περιορίστηκαν στον έλεγχο του χαρτοφυλακίου που επέλεξαν ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Οι εμπειρικές μελέτες οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχει ακριβής γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση και τον συστηματικό κίνδυνο, οδηγώντας στην αναζήτηση και άλλων παραγόντων που επιδρούν στην αναμενόμενη απόδοση των αξιόγραφων και των χαρτοφυλακίων αξιόγραφων.

Η βασική ένσταση των υποστηρικτών του CAPM, το οποίο να σημειωθεί ότι κυριαρχεί και σήμερα σε διάφορες παραλλαγές του στις πρακτικές εφαρμογές, είναι η αδυναμία να ελεγχθεί με βάση ιστορικά δεδομένα, μιας και το υπόδειγμα στηρίζεται σε δεδομένα προσδοκιών. Επομένως το γεγονός της μη διαπίστωσης ακριβούς γραμμικής σχέσης μεταξύ ιστορικών βήτα και ιστορικών αποδόσεων, δεν πείθει τους υποστηρικτές του CAPM, ότι το υπόδειγμα δεν είναι σωστό.

Το CAPM, στην αρχική του μορφή, είναι ένα μοντέλο ενός παράγοντα το οποίο προσδιορίζει τον κίνδυνο ως συνάρτηση μόνο αυτού του παράγοντα, το συντελεστή βήτα του αξιόγραφου. Την εμπειρικά διαπιστωμένη πεποίθηση ότι και άλλοι παράγοντες επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των αξιόγραφων ο Ross (1976) την τεκμηρίωσε και την διατύπωσε με την Θεωρία Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (APT). Η Θεωρία Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας είναι δυνατό να συμπεριλάβει οποιοδήποτε αριθμό παραγόντων κινδύνου, ώστε η αναμενόμενη απόδοση να είναι συνάρτηση αυτού του αριθμού παραγόντων. Βασικό πλεονέκτημα του APT είναι η άρση των περιορισμών των υποθέσεων του CAPM.

Η αρχή στην οποία στηρίζεται το APT είναι η απουσία ευκαιριών arbitrage, μια από τις βασικότερες αρχές της αγοράς, η απουσία δηλαδή της δυνατότητας αποκόμισης κερδών με μηδενική επένδυση – μηδενικού κινδύνου. Η αγορά, σύμφωνα με τη Θεωρία Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας, θα έλθει άμεσα σε ισορροπία στην περίπτωση ύπαρξης ευκαιριών arbitrage. Μικρός αριθμός επενδυτών, ενήμερων για την ευκαιρία arbitrage, είναι αρκετοί για την διενέργεια τέτοιου όγκου συναλλαγών, που θα οδηγήσουν σε πίεση των τιμών ώστε να επανέλθει άμεσα η ισορροπία.

Το APT είναι ένα μοντέλο που στηρίζεται στην υπόθεση ότι δεν υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage στην κατάσταση ισορροπίας της αγοράς. Επιπλέον το APT δεν απαιτεί το πρακτικά μη παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο της αγοράς, όπως το CAPM αλλά ένα καλό διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο που μπορεί να δημιουργηθεί από ένα μεγάλο αριθμό μετοχών. Παρά την υπεροχή του APT, η οποία τεκμηριώνεται και με πληθώρα εμπειρικών ερευνών που παρουσιάζονται στην συνέχεια, η χρήση του CAPM εξακολουθεί να είναι πολλαπλάσια του APT.

Είναι γεγονός ότι το CAPM είναι ένα σαφές και ξεκάθαρο μοντέλο που καλύπτει όλες τις περιπτώσεις με μια και μόνο σχέση. Το APT, όπως διατυπώθηκε από τον Ross, παρά το γεγονός ότι εισάγει την έννοια των πολλών παραγόντων που επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση, δεν ξεκαθαρίζει το παραμικρό για την φύση αυτών των παραγόντων.

Οι ερευνητικές εργασίες που έχουν ασχοληθεί με την εμπειρική διερεύνηση του APT είναι πάρα πολλές και οι μεθοδολογίες που έχουν επιλεγεί διαφέρουν στην προσέγγιση που αφορά τον προσδιορισμό και την χρήση των παραγόντων. Οι περισσότερες εργασίες εντοπίζονται πάντως στις αγορές των Η.Π.Α., της Μεγάλης Βρετανίας και της Ιαπωνίας, ενώ οι εργασίες που αφορούν δεδομένα από μικρότερες αγορές είναι λίγες. Στην Ελληνική αγορά η εργασία των Διακογιάννη, Τσιριτάκη (1998) που βασίζεται στο μοντέλο των Διακογιάννη, Διαμαντή (1997) αποτελεί μια από τις ελάχιστες προσεγγίσεις εμπειρικής επαλήθευσης μιας εκδοχής του APT. Η εργασία αυτή επιχειρεί με βάση το μοντέλο των Διακογιάννη, Τσιριτάκη να επεκτείνει την εμπειρική διερεύνηση των μακροοικονομικών παραγόντων που επιδρούν στις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών στην περίοδο 1993-2003.

ΣΚΟΠΟΣ-ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Βασικός σκοπός της εργασίας αυτής είναι να εξετάσει αν η διαδικασία υπολογισμού των αποδόσεων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, είναι πολυπαραγοντική, στη βάση του υποδείγματος των Διακογιάννη, Διαμαντή και της εμπειρικής διερεύνησης που έχει προηγηθεί από τους Διακογιάννη, Τσιριτάκη. Η έρευνα διερευνά αν οι μακροοικονομικοί παράγοντες που είχαν κριθεί ως σημαντικοί στον καθορισμό των αποδόσεων των αξιόγραφων, τις περιόδους 80-86 και 86-92, διαφέρουν ή όχι με τους παράγοντες που προσδιορίζει η εργασία για την περίοδο 1993-2003.

Η εργασία εξετάζει την περίοδο 1993-2003. η οποία κρίνεται ως η πιο σημαντική στην ανάπτυξη του Χρηματιστηρίου αλλά και ως η περίοδος που η ελληνική αγορά αρχίζει να συγχρονίζεται με τις ευρωπαϊκές, λειτουργώντας ολοένα και περισσότερο με συνθήκες έλλειψης κρατικής παρέμβασης στην οικονομική δραστηριότητα. Τα αποτελέσματα της περιόδου 1993-2003 συγκρίνονται με αυτά των προηγούμενων περιόδων, ώστε να δοθεί η διάσταση της συνέπειας στη διαμόρφωση διαχρονικά των μακροοικονομικών παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η ενδεχόμενη σταθερότητα των παραγόντων αυτών ανάμεσα σε τόσο διαφορετικές περιόδους της ελληνικής οικονομίας, θα αποτελεί τη βάση για την ικανοποιητική πρόβλεψη των αποδόσεων στο Χ.Α.Α.

Η έρευνα στην Ελλάδα που σχετίζεται με το εξεταζόμενο αντικείμενο, περιλαμβάνει και τις σχετικά πρόσφατες εργασίες των Alexakis, Petrakis (1991) η οποία προσπαθεί να καθορίσει τους ορθογώνιους μακροοικονομικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις μεταβολές του γενικού δείκτη του Χ.Α.Α. για την περίοδο 1975-1987, χωρίς να εξετάζει όμως τους συντελεστές ευαισθησίας βήτα των παραγόντων και να προχωράει στο σημαντικό δεύτερο στάδιο των παλινδρομήσεων για την αποτίμηση των κινδύνων που σχετίζονται με τους παράγοντες. Επίσης η εργασία του Κεβόρκ (1996) δεν προχωράει στην ανάλυση των μακροοικονομικών παραγόντων, ακολουθώντας την προσέγγιση του Ross (1976), αποφεύγοντας να δώσει οικονομική ερμηνεία στους παράγοντες.

Στους σκοπούς της εργασίας ανήκει και η παρουσίαση προσφάτων εργασιών που σχετίζονται με μοντέλα ΑΡΤ που περιλαμβάνουν μακροοικονομικούς παράγοντες, με διαφορετικές προσεγγίσεις στην εμπειρική διερεύνηση των υποδειγμάτων, με την παρουσίαση και την σύγκριση εναλλακτικών μοντέλων, με τον αριθμό, την καταλληλότητα και την τελική επιλογή των παραγόντων. Η σύγκριση με άλλες αγορές στον προσδιορισμό των παραγόντων αποτελεί επίσης στόχο της μελέτης.

Τέλος η εργασία στοχεύει στη βελτίωση της προσέγγισης των δεδομένων, την κριτική στην επιλογή τους και σε συγκεκριμένες προτάσεις για περαιτέρω έρευνα με βάση τα δεδομένα και τα αποτελέσματά της.

Περιορισμοί της Μελέτης

Ο σκοπός της εργασίας αναπτύχθηκε προηγουμένα και είναι ξεκάθαρος: πέρα από την πολύ σημαντική επέκταση της εργασίας των Διακογιάννη, Τσιριτάκη, επιτυγχάνεται η βελτίωση της επεξεργασίας των στοιχείων, η παρουσίαση προσφάτων σημαντικών σχετικών εργασιών, η κριτική και η σύγκριση δεδομένων και αποτελεσμάτων.

Η εργασία θα μπορούσε να χρησιμοποιήσει και κάποιους διαφορετικούς μακροοικονομικούς παράγοντες, οι οποίοι ενδεχομένως να απέδιδαν ορθότερα το μακροοικονομικό περιβάλλον για τα ελληνικά δεδομένα. Οι παράγοντες καλύπτουν πάντως επαρκώς, όπως αποδεικνύεται και εμπειρικά, το σκοπό τους για τις περιόδους 80-86 και 86-92, και οποιαδήποτε αλλαγή αποφεύχθηκε και για λόγους συγκρισιμότητας των αποτελεσμάτων με προηγούμενες περιόδους. Πρέπει εδώ να σημειωθεί, ότι κάποιοι από τους παράγοντες δεν προέρχονται από τις ίδιες τιμές με τις προηγούμενες περιόδους, ως αποτέλεσμα της δυσκολίας συγκέντρωσης των στοιχείων, τα οποία δεν υπήρχαν συγκεντρωμένα, στην επιθυμητή για την εργασία ανάλυση, από κανέναν φορέα.

Από τους μακροοικονομικούς παράγοντες, ίσως απουσιάζουν κάποιοι παράγοντες που να αποδίδουν με μεγαλύτερη αμεσότητα το διεθνές περιβάλλον, κάτι οπωσδήποτε χρήσιμο με δεδομένες τις διαφορές στην αλληλεπίδραση των αγορών ανάμεσα στο 1980 και το 2003. η προσθήκη ενός τέτοιου παράγοντα την εργασία των Clare, Piestley (1998), για την αγορά της Μαλαισίας, βελτίωσε σημαντικά την ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος που χρησιμοποιήθηκε. Ένας ακόμη παράγοντας που δεν αποδίδεται άμεσα από τους μακροοικονομικούς παράγοντες που χρησιμοποιήθηκαν, είναι ο πολιτικός κίνδυνος και η πολιτική συγκυρία γενικότερα. Ο παράγοντας αυτός, ενδεχομένως να επηρεάζει σημαντικά τις αποδόσεις του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για την εξεταζόμενη περίοδο. Παρακάτω αναπτύσσεται περισσότερο αυτή η άποψη και παρουσιάζεται μια πιθανή προσέγγιση για την καταγραφή ενός τέτοιου παράγοντα.

Το δείγμα των μετοχών δεν έμεινε σταθερό. Πέρα από τις μεταβολές που επιβάλλονταν, λόγω της απόσυρσης μετοχών που υπήρχαν τις προηγούμενες περιόδους, η επιλογή των μετοχών έγινε με στόχο να επιτευχθεί η δημιουργία του μεγαλύτερου δυνατού δείγματος, αποκλείοντας φυσικά κάποιες φανερά ‘προβληματικές’ μετοχές. Η διαρκής παρουσία των μετοχών σε όλο το διάστημα ήταν ένα σημαντικό κριτήριο στην επιλογή. Με την επιλογή κατά αυτόν τον τρόπο του δείγματος, ενδεχομένως να υπάρχουν μετοχές με ‘ειδική’ ακραία συμπεριφορά, που επηρεάζουν τα αποτελέσματά μας.

Στα τεστ που έγιναν πάντως, αποκλείοντας μετοχές με βάση διάφορα κριτήρια (μετοχές με μικρό όγκο συναλλαγών, υψηλή διακύμανση), τα αποτελέσματα δε διαφέρουν σημαντικά από τα αποτελέσματα με βάση το πλήρες δείγμα των 80 μετοχών που τελικά χρησιμοποιήθηκε. Να σημειωθούν πάντως οι περιπτώσεις όπου: πρώτον, χρησιμοποιήθηκε δείγμα με τις 21 μετοχές με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση και δεύτερον, με τις 58 μετοχές που συμπεριλαμβάνονταν στο δείγμα των Διακογιάννη, Τσιριτάκη τα αποτελέσματα διαφοροποιήθηκαν σημαντικά.

Η σύγκριση με αντίστοιχες εργασίες στο εξωτερικό, όπως ήδη αναφέρθηκε, ήταν δυσχερής λόγω της απουσίας αντίστοιχων εργασιών για αναπτυσσόμενες και περιφερειακές αγορές. Επίσης το μοντέλο των Διακογιάννη, Διαμαντή είναι πολύ πρόσφατο για να έχει υπάρξει σημαντική εμπειρική διερεύνησή του. Οι συγκρίσεις που γίνονται αφορούν διαφορετικές προσεγγίσεις του APT, με αναφορά σε μακροοικονομικούς παράγοντες – μεταβλητές. Έγινε η προσπάθεια να βρεθούν εργασίες στις περιφερειακές αγορές, ανεξάρτητα από την ακριβή μεθοδολογία που χρησιμοποιούν στην προσέγγιση των μοντέλων τους, για να παρουσιασθούν οι αναλογίες και διαφορές στα συμπεράσματα τους συγκριτικά με την ελληνική αγορά.

Η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά μέχρι πρόσφατα, αλλά και σε ένα βαθμό και σήμερα, δεν χαρακτηρίζεται από την ωριμότητα και το «βάθος» αγορών όπως η Η.Π.Α. και η Μεγάλη Βρετανία. Μέχρι πρόσφατα, και σίγουρα πάντως για τμήμα της εξεταζόμενης στην εργασία περιόδου, η έλλειψη «βάθους» άφηνε περιθώρια για επεμβάσεις, ο αριθμός των εισηγμένων εταιρειών ήταν μικρός, οι μέθοδοι επόπτευσης των χρηματιστηριακών εταιρειών αναποτελεσματικοί και η έλλειψη πληροφοριακών συστημάτων έντονη. Ο πρώην πρόεδρος του Χ.Α.Α. σε συνέντευξη του τον Ιανουάριο του 1996 αναφέρει: «έχουμε φύγει από το ύψος των δύο δισεκατομμυρίων δραχμών σε ημερήσιες συναλλαγές και κινούμαστε σταθερά πάνω από τα πέντε, έξι ή και μερικές φορές από τα επτά δισεκατομμύρια δραχμές ... έχουμε αρκετά απομακρυνθεί από την επικίνδυνη κατάσταση που άφηνε μεγάλο περιθώριο για διαφόρων ειδών χειρισμούς από επενδυτικά συμφέροντα ... το Χρημαστήριο που δεν έχει ρευστότητα είναι μόνον κατ' όνομα Χρημαστήριο». Το Χ.Α.Α. άλλωστε εξακολουθεί να «προστατεύει» τους επενδυτές με το όριο του $\pm 12\%$ στην ημερήσια διακύμανση των μετοχών.

Πρέπει συνεπώς να αναγνωριστεί ότι η εργασία καλύπτει περιόδους που χαρακτηρίζονται από μια μεταβατική κατάσταση και οπωσδήποτε όχι μια ώριμη και διαμορφωμένη αγορά. Η κατάσταση αυτής της αγοράς θα πρέπει να μας κάνει λιγότερο απαιτητικούς στον εντοπισμό σταθερών παραγόντων για το υπόδειγμα που χρησιμοποιείται. Είναι λογικό μια αγορά υπό διαμόρφωση, τόσο στους κανόνες της όσο και στα μεγέθη και τη σύνθεσή της, να επηρεάζεται σε ένα βαθμό από διαφορετικούς παράγοντες και σε κάποιες περιπτώσεις η ερμηνεία της πορείας της να γίνεται περισσότερο δυσχερής.

Η μεθοδολογία της προσέγγισης του υποδείγματος είναι η ίδια με αυτή που χρησιμοποιήθηκε τις προηγούμενες περιόδους από τους Διακογιάννη, Τσιριτάκη, πέρα από μια εναλλακτική βελτιωμένη προσέγγιση στις παλινδρομήσεις με διαστρωματικά δεδομένα (cross sectional) της δεύτερης φάσης. Πιο σύγχρονες προσεγγίσεις όπως για παράδειγμα αυτή που προτείνεται και παρακάτω από τους Clare, Priestley, Thomas (1977) θα έδιναν πιθανότατα πιο αξιόπιστα αποτελέσματα αλλά θα στερούσαν τη δυνατότητα απευθείας σύγκρισης με τα αποτελέσματα των προηγούμενων περιόδων.

Επίσης τεστ όπως αυτό του Shanken (1992) ή επιλογή χαρτοφυλακίων μετοχών αντί για μεμονωμένες μετοχές, πιθανότατα να πρόσθεταν χρήσιμα στοιχεία στην εργασία. Σημεία κριτικής στις προσεγγίσεις των πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων, μπορεί να ανακαλέσει κανείς πολλά από την βιβλιογραφία, για παράδειγμα ακόμα και ο υπολογισμός των μερισμάτων στις αποδόσεις των μετοχών που ακολουθείται στην παρούσα εργασία, έχει αμφισβητηθεί από τους Groenewold, Kuay (1993).

Παρά τους παραπάνω περιορισμούς, η εργασία ανταποκρίνεται στον σκοπό της, επεκτείνοντας με την μεγαλύτερη δυνατή πιστότητα, τον εμπειρικό έλεγχο του υποδείγματος των Διακογιάννη, Διαμαντή στην ελληνική αγορά, βελτιώνοντας την προσέγγισή του σε όσα σημεία είναι αυτό εφικτό, χωρίς την απώλεια της δυνατότητας της σύγκρισης των αποτελεσμάτων με τις προηγούμενες περιόδους.

Το Μοντέλο του Markowitz-Εισαγωγή

Ως γνωστό το χρηματοπιστωτικό σύστημα επιτρέπει τη μεταβίβαση χρηματοπιστωτικών πόρων από τις πλεονασματικές στις ελλειμματικές οικονομικές μονάδες. Ελλειμματικές μονάδες είναι κατά κύριο λόγο οι επιχειρήσεις, οι οποίες προβαίνουν σε πραγματικές επενδύσεις – επενδύσεις σε πραγματικά αγαθά. Αυτές εκδίδουν χρηματοπιστωτικούς τίτλους στους οποίους τα νοικοκυριά τοποθετούν τις αποταμιεύσεις τους. Έτσι, η μελέτη του χρηματοπιστωτικού συστήματος προϋποθέτει την μελέτη της συμπεριφοράς των νοικοκυριών και γενικώς των πλεονασματικών μονάδων ως επενδυτών σε χρηματοπιστωτικούς τίτλους.

Το πλέον γνωστό υπόδειγμα μελέτης της συμπεριφοράς των επενδυτών σε χρηματοπιστωτικούς τίτλους είναι το Υπόδειγμα Markowitz. Το θεμελιώδες έργο του Markowitz δημοσιεύθηκε το έτος 1959 και αποτελεί τη βάση της σύγχρονης χρηματοοικονομικής θεωρίας.

Το υπόδειγμα Markowitz βασίζεται σε παραδοχές, που αποτελούν απαντήσεις στα ακόλουθα ερωτήματα:

- Ø Ποιες είναι οι επιδιώξεις των επενδυτών δηλαδή ποιους σκοπούς επιδιώκουν οι επενδυτές να επιτύχουν με την αγορά και διαχείριση χρηματοπιστωτικών τίτλων.
- Ø Ποιο είναι το κριτήριο επιλογής και πως αυτό εκφράζεται ποσοτικά ώστε να αποτελεί μέτρο της συμβολής κάθε σχεδιαζόμενης επένδυσης στην πραγμάτωση των επιδιωκόμενων σκοπών.
- Ø Ποια είναι τα κύρια χαρακτηριστικά της συμπεριφοράς των επενδυτών που θεωρούνται εκ των προτέρων δεδομένα.

- Ø Ποια είναι τα χαρακτηριστικά των τίτλων, οι οποίοι αποτελούν το αντικείμενο των επιλογών και το έρρισμα της επένδυσης.
- Ø Ποια είναι τα χαρακτηριστικά του περιβάλλοντος, που θεωρούνται εκ των προτέρων δεδομένα.

Οι υποθέσεις του υποδείγματος παρουσιάζονται πιο κάτω.

Οι επενδυτές επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση του πλούτου τους

Γίνεται δεκτό, ότι ο επενδυτής διαθέτει στην αρχή δεδομένης περιόδου – κατά το παρόν – ένα συνολικό ποσό προς επένδυση σε χρηματοπιστωτικούς τίτλους. Προτίθεται να το επενδύσει για ορισμένο χρονικό διάστημα, που θα αποκαλείται στο εξής χρονική περίοδος διακράτησης των τίτλων ή χρονικός ορίζοντας του επενδυτή. Στο τέλος της εν λόγω περιόδου, ο επενδυτής θα προβεί σε πώληση των τίτλων, που αγόρασε στην αρχή της περιόδου και τις εισπράξεις είτε θα τις καταναλώσει, είτε θα τις επενδύσει σε τίτλους, ή ένα μέρος θα το καταναλώσει και το άλλο θα το επενδύσει.

Κατά το υπόδειγμα Markowitz, η επένδυση συνίσταται στην απόκτηση, κατά το παρόν –αρχή της περιόδου- ενός συνόλου χρηματοπιστωτικών τίτλων, που αποκαλείται χαρτοφυλάκιο, και στη πώληση αυτών κατά το τέλος της περιόδου. Η επένδυση αφορά χαρτοφυλάκιο, δηλαδή συνδυασμό τίτλων για το λόγο που αναφέρεται πιο κάτω. Το πρόβλημα του επενδυτή συνίσταται στην επιλογή του βέλτιστου χαρτοφυλακίου δηλαδή εκείνου που ικανοποιεί κατά το βέλτιστο τρόπο τις επιδιώξεις του.

Κύρια επιδίωξη ή κύριο σκοπό κάθε επενδυτή αποτελεί η μεγιστοποίηση της περιουσίας του ή του πλούτου του. Επιδιώκει με τις επενδύσεις να επιτύχει την μεγαλύτερη δυνατή αύξηση της περιουσίας.

Η περίοδος διακράτησης των τίτλων

Σύμφωνα με τις πιο πάνω παραδοχές, ο επενδυτής διαθέτει κατά το παρόν δεδομένο χρηματικό ποσό, που επιθυμεί να επενδύσει σε χρηματοπιστωτικούς τίτλους. Επιθυμεί να το επενδύσει για δεδομένη προκαθορισμένη χρονική περίοδο, η οποία αρχίζει κατά τον παρόν (αρχή περιόδου) με αγορά και τελειώνει με την πώληση των τίτλων που αγόρασε στην αρχή της περιόδου.

Εκείνο που χρειάζεται να υπογραμμισθεί εδώ είναι ότι σύμφωνα με το υπόδειγμα Markowitz, ο επενδυτής θεωρεί την επένδυση ως ανταλλαγή ποσών διαθεσίμων σε δύο διαφορετικές χρονικές στιγμές. Δεν εξετάζει και δεν λαμβάνει υπόψη του την επιλογή της διάρκειας της περιόδου και τι θα επακολουθήσει αμέσως μετά το τέλος αυτής. Και αυτό παρ' όλο που κύριο προσδιοριστικό παράγοντα της διάρκειας της χρονικής περιόδου διακράτησης των τίτλων αποτελούν οι προοπτικές επενδύσεων που υπάρχουν κατά την χρονική στιγμή της πώλησης και οι προοπτικές αυτές δεν είναι ανεξάρτητες από τις αποδόσεις των μεταγενέστερων περιόδων.

Με άλλα λόγια, σύμφωνα με το υπόδειγμα Markowitz, ο επενδυτής δεν ενδιαφέρεται για την βελτιστοποίηση της αλληλουχίας των αποφάσεων που αφορούν τις επενδύσεις του. Αυτό αποτελεί προφανώς μειονέκτημα του υποδείγματος.

Υποθέσεις που αφορούν τους τίτλους

- § Οι χρηματοπιστωτικοί τίτλοι είναι τέλεια διαιρετοί και διαπραγματεύσιμοι. Αυτό σημαίνει ότι ο κάθε επενδυτής μπορεί να αγοράσει οποιοδήποτε κλάσμα του τίτλου επιθυμεί.
- § Οι συναλλαγές επί των χρηματιστηριακών τίτλων δεν επιβαρύνονται με έξοδα και δεν υπόκεινται σε φόρους.

§ Το ύψος του εισοδήματος, που αναμένεται κατά το τέλος της περιόδου και η τιμή κάθε τίτλου κατά την ίδια χρονική στιγμή, δεν είναι μεγέθη γνωστά με βεβαιότητα κατά την στιγμή της αγοράς του τίτλου. Δύνανται μόνο να εκτιμηθούν κατά πιθανότητα. Με άλλα λόγια η αποδοτικότητα μιας επένδυσης σε χρηματοπιστωτικό τίτλο, αποτελεί τυχαία μεταβλητή η οποία δεχόμαστε ότι κατανέμεται κανονικά και περιγράφεται από την μέση τιμή και την διακύμανση ή τυπική απόκλιση της κατανομής.

Υποθέσεις που αφορούν τα χαρτοφυλάκια τίτλων

Οι επενδυτές επιδιώκουν την απόκτηση ορισμένου συνδυασμού ή χαρτοφυλακίου τίτλων. Ένα χαρτοφυλάκιο μπορεί να εκφράζεται με τα ποσοστά συμμετοχής της αξίας του κάθε τίτλου, στην συνολική αξία του χαρτοφυλακίου. Με άλλα λόγια, ένα σχέδιο επένδυσης σε ορισμένο χαρτοφυλάκιο αντιπροσωπεύεται από αντίστοιχο διάνυσμα $[x_1, x_2, \dots, x_n]$ όπου x_i ($i = 1, 2, \dots, n$) είναι το ποσοστό συμμετοχής της αξίας του τίτλου i στη συνολική αξία δεδομένου χαρτοφυλακίου, που περιλαμβάνει n τίτλους.

Τα ποσοστά x_i που προσδιορίζουν δεδομένο χαρτοφυλάκιο n τίτλων επαληθεύουν την συνθήκη:

$$\sum x_i = 1 \quad \text{και} \quad 0 \leq x_i \leq 1.$$

Η αποδοτικότητα κάθε χαρτοφυλακίου εξαρτάται από τις αποδοτικότητες των τίτλων, που το συνθέτουν και από τα ποσοστά συμμετοχής της αξίας αυτών στην συνολική αξία του χαρτοφυλακίου. Κατ' ακολουθία η αποδοτικότητα κάθε χαρτοφυλακίου είναι τυχαία μεταβλητή, που αποτελεί σταθμικό άθροισμα των τυχαίων μεταβλητών των αποδοτικοτήτων των τίτλων, σταθμισμένων με τα ποσοστά συμμετοχής των τίτλων στην συνολική αξία του χαρτοφυλακίου. Η κατανομή πιθανοτήτων των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου είναι κανονική αφού είναι άθροισμα τυχαίων μεταβλητών που ακολουθούν τον κανονικό νόμο πιθανοτήτων.

Αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια

Εάν ισχύει η υπόθεση της διαιρετότητας των τίτλων, με έναν πεπερασμένο αριθμό χρηματοπιστωτικών τίτλων είναι δυνατόν να καταρτιστεί ένα άπειρο σύνολο χαρτοφυλακίων τα οποία να διαφέρουν ως προς τα ποσοστά συμμετοχής των τίτλων στην συνολική αξία. Κατά συνέπεια το κάθε χαρτοφυλάκιο αντιπροσωπεύεται από αντίστοιχο συνδυασμό μέσης τιμής και τυπικής απόκλισης των αποδόσεων του. Καθένα από τα χαρτοφυλάκια μπορεί να απεικονίζεται σε ένα σημείο του χώρου των δύο διαστάσεων, με τετμημένη την τυπική απόκλιση και τεταγμένη την μέση τιμή των αποδόσεων του. Το σύνολο των σημείων αυτών αντιπροσωπεύει το σύνολο των δυνατών χαρτοφυλακίων.

Για λόγους συνεπείας προς τις επιδιώξεις του επενδυτή από το σύνολο των δυνατών ή εφικτών χαρτοφυλακίων (που αντιπροσωπεύονται από αντίστοιχα σημεία στον χώρο) ενδιαφέρουν τα καλούμενα «αποτελεσματικά» χαρτοφυλάκια. Από ένα σύνολο χαρτοφυλακίων, που χαρακτηρίζονται από τον ίδιο κίνδυνο (δηλαδή που έχουν την ίδια τυπική απόκλιση), αποτελεσματικό είναι εκείνο, που έχει την υψηλότερη μέση τιμή αποδοτικότητας. Και αντιστρόφως από ένα σύνολο χαρτοφυλακίων, που έχουν την ίδια προσδοκώμενη απόδοση, αποτελεσματικό είναι εκείνο που χαρακτηρίζεται από τον μικρότερο κίνδυνο.

Προφανώς, τον κάθε επενδυτή, που αποστρέφεται τον κίνδυνο και επιδιώκει την μεγιστοποίηση της περιουσίας του, ενδιαφέρουν μόνο τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Μόνο από το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων θα επιλέξει το προτιμότερο, το βέλτιστο γι' αυτόν.

Προκειμένου να περιγράψουμε το μοντέλο του Markowitz θα χρειαστεί να αναφερθούμε σε τρία στάδια ενεργειών. (α) Το πρώτο στάδιο είναι η ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών, (β) το δεύτερο στάδιο είναι η ανάλυση του χαρτοφυλακίου και (γ) το τρίτο στάδιο είναι η επιλογή του χαρτοφυλακίου.

Στο πρώτο στάδιο εκτιμώνται τα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης των μεμονωμένων μετοχών, καθώς και ο βαθμός συσχέτισης όλων των εξεταζομένων μετοχών (ο υπολογισμός του βαθμού συσχέτισης θα μπορούσε επίσης να αποτελέσει και ένα βασικό τμήμα του δεύτερου σταδίου ενεργειών). Στο δεύτερο στάδιο του μοντέλου του Markowitz χρησιμοποιούνται τα εξαγόμενα του πρώτου σταδίου, προκειμένου να προσδιοριστούν οι καλύτεροι συνδυασμοί των μεμονωμένων μετοχών. Με άλλα λόγια, στο στάδιο αυτό προσδιορίζονται οι συνδυασμοί μετοχών που είναι «αποτελεσματικοί» (efficient).

Ένας συνδυασμός θεωρείται αποτελεσματικός όταν συντρέχουν ταυτόχρονα, οι εξής προϋποθέσεις: (α) οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει την ίδια προσδοκώμενη απόδοση, είναι πιο ριψοκίνδυνος και (β) οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει τον ίδιο κίνδυνο, εκτιμάται ότι θα έχει μικρότερη απόδοση. Στο τρίτο στάδιο αξιολογούνται τα αποτελέσματα του δεύτερου σταδίου και επιλέγεται από τους αποτελεσματικούς συνδυασμούς μετοχών εκείνος που μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή ή διαφορετικά, εκείνος που ταιριάζει πιο πολύ στη συνάρτηση ωφελιμότητας (utility function) του επενδυτή.

Ωστόσο, η παρουσίαση του θεμελιακού μοντέλου του Markowitz επιβάλλει μια εκτενέστερη αναφορά σε κάθε ένα από τα τρία στάδια.

Μηχανισμοί διαμόρφωσης τιμών στις χρηματοδοτικές αγορές

Στις χρηματοδοτικές αγορές επικρατούν ανταγωνιστικές συνθήκες που πλησιάζουν τον πλήρη ανταγωνισμό, όπως τον περιγράφει η οικονομική θεωρία, και η τιμή των διαπραγματευόμενων αξιόγραφων διαμορφώνεται από την προσφορά και ζήτηση για αυτά. Τα τελευταία χρόνια, με την ανάπτυξη της πληροφορικής τεχνολογίας υπάρχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον για το ποιος είναι ο πλέον πρόσφορος μηχανισμός για την διαπραγμάτευση των μετοχών.

Σε γενικές γραμμές, μπορούμε να διακρίνουμε τους εξής δύο τύπους αγορών, ανάλογα με τον μηχανισμό διαμόρφωσης των τιμών που χρησιμοποιείται σ' αυτές:

A. Οι αγορές που χρησιμοποιούν την μέθοδο του πλειστηριασμού (open outcry markets), η οποία μέχρι πρόσφατα ήταν η γενικά εφαρμοζόμενη μέθοδος στις αγορές μετοχικών τίτλων. Η μέθοδος αυτή εφαρμόζεται και στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών για τις λεγόμενες συναλλαγές «εντός κύκλου». Η μέθοδος του πλειστηριασμού προϋποθέτει την ύπαρξη συγκεκριμένου χώρου συναλλαγών και σε γενικές γραμμές η διαδικασία σχηματισμού των τιμών είναι η ακόλουθη:

- Ø Οι χρηματιστηριακές εταιρείες ή οι χρηματιστές (brokers) δέχονται εντολές από τους επενδυτές για την αγορά ή πώληση μετοχών (ή άλλων τίτλων), όπως επίσης και συγκεκριμένες οδηγίες για τις τιμές στις οποίες οι επενδυτές επιθυμούν να κλείσουν οι συμφωνίες.
- Ø Οι εντολές αυτές μεταφέρονται στην αγορά είτε από τους ίδιους τους χρηματιστές (όπως είναι η πρακτική στην Ελλάδα) είτε από ειδικούς εμπόρους (jobbers), οι οποίοι είναι ανεξάρτητοι οικονομικά και νομικά από τους χρηματιστές.
- Ø Σε μία συγκεκριμένη ώρα, διαφορετική για κάθε ομάδα τίτλων σε ορισμένες αγορές, αρχίζει η διαπραγμάτευση και οι εντολές εκφωνούνται, αναφέροντας τίτλους, ποσότητες και τιμές.
- Ø Ανεξάρτητα από το σύστημα διαμόρφωσης των τιμών, εντός καθορισμένου χρονικού διαστήματος ο αγοραστής καταβάλλει το τίμημα των μετοχών και ο πωλητής παραδίδει τους τίτλους.

Η μέθοδος του πλειστηριασμού εφαρμόζεται στα περισσότερα ευρωπαϊκά χρηματιστήρια και στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης.

B. Οι αγορές που χρησιμοποιούν την μέθοδο του σχηματισμού τιμών που είναι γνωστή ως η μέθοδος του Market Making. Οι Market Makers, τους οποίους θα ονομάσουμε Δημιουργούς Αγοράς, είναι χρηματιστηριακές εταιρείες, υψηλής κεφαλαιοποίησης, που μεσολαβούν μεταξύ της προσφοράς και ζήτησης κάποιων τίτλων. Η μεσολάβηση αυτή διαφέρει ουσιαστικά από αυτή των χρηματιστών στη μέθοδο του πλειστηριασμού.

Οι Δημιουργοί Αγοράς διατηρούν ένα απόθεμα τίτλων για τους οποίους δημιουργούν αγορά, δηλαδή τους αγοράζουν ή τους πωλούν στο κοινό. Ανά πάσα στιγμή οι Δημιουργοί Αγοράς δημοσιοποιούν δύο τιμές αγοράς: μια τιμή αγοράς (bid price), στην οποία είναι έτοιμοι να αγοράσουν τίτλους και μία, υψηλότερη, τιμή πώλησης (ask price) καθώς και τη μέγιστη ποσότητα (transaction volume) που θα πουλήσουν ή θα αγοράσουν σ' αυτές τις τιμές. Τα στοιχεία δημοσιοποιούνται συνήθως μέσω ενός δικτύου ηλεκτρονικών υπολογιστών. Οι ενδιαφερόμενοι επενδυτές βλέπουν τις τιμές που επικρατούν στην αγορά και αποφασίζουν αμέσως αν τις δέχονται ή όχι και προχωρούν σε αγορά ή πώληση τίτλων.

Οι τιμές διαμορφώνονται από την προσφορά και τη ζήτηση τίτλων, όπως για παράδειγμα αν υπάρχει μεγάλη προσφορά τίτλων, ο Δημιουργός Αγοράς μειώνει την τιμή αγοράς.

Η σημαντικότερη διαφορά μεταξύ των αγορών με την μέθοδο πλειστηριασμού και την μέθοδο των Δημιουργών Αγοράς είναι ότι στην πρώτη περίπτωση οι χρηματιστές κερδίζουν κυρίως από τις προμήθειες, ως ποσοστό επί της αξίας της συναλλαγής, ενώ στην δεύτερη περίπτωση οι Δημιουργοί Αγοράς κερδίζουν από την διαφορά μεταξύ της τιμής πώλησης και της τιμής αγοράς. Η διαφορά αυτή ονομάζεται spread.

Το spread πρέπει να καλύπτει και το κόστος διατήρησης των αποθεμάτων σε τίτλους, όπως επίσης και τον κίνδυνο που διατρέχει ο Δημιουργός Αγοράς και ο οποίος αναφέρεται στην πιθανότητα οι επενδυτές να ξέρουν περισσότερα από αυτόν για την μελλοντική πορεία της προσφοράς και ζήτησης και επομένως των τιμών των τίτλων.

Οι αγορές που λειτουργούν με βάση την μέθοδο αυτή παρουσιάζουν μια σειρά από πλεονεκτήματα. Τα κυριότερα από τα πλεονεκτήματα αυτά είναι τα εξής:

- § Η αγορά μπορεί να λειτουργεί πολλές ώρες την ημέρα ή και ολόκληρο το 24ωρο.
- § Η μεταβολή της τιμής των τίτλων είναι συνεχής

- § Οι επενδυτές γνωρίζουν την αξία κάθε συναλλαγής, πριν από την πραγματοποίησή της
- § Η αγορά παρουσιάζει μεγαλύτερη ρευστότητα, γιατί ανά πάσα στιγμή υπάρχει κάποιος που είναι έτοιμος να αγοράσει ή να πουλήσει τον τίτλο του επενδυτή. Αυτό κάνει την επένδυση σε μετοχές πιο ελκυστική και γι'αυτό διευκολύνει τις επιχειρήσεις να αντλήσουν κεφάλαια από τις χρηματοδοτικές αγορές.

Όμως, τα εν λόγω πλεονεκτήματα είναι συνήθως θεωρητικά, αφού οι εμπειρικές μελέτες που εξετάζουν κατά πόσο ανταποκρίνονται αυτά στην πραγματικότητα είναι ελάχιστες. Συγκεκριμένα, δύο ερευνητές (M.Pagano και A. Roell) εξέτασαν τις υποθέσεις αυτές και βρήκαν ότι οι αγορές που χρησιμοποιούν τη μέθοδο του πλειστηριασμού είναι φθηνότερες για μικροεπενδυτές, ενώ αυτές που χρησιμοποιούν την μέθοδο Δημιουργών Αγοράς είναι φθηνότερες για τους θεσμικούς επενδυτές. Δεδομένου ότι στα μεγάλα χρηματιστήρια κυριαρχούν οι θεσμικοί επενδυτές, δεν θα πρέπει να μας εκπλήσσει το γεγονός ότι αυξάνεται το μερίδιο αγοράς των χρηματιστηρίων που χρησιμοποιούν τη μέθοδο των Δημιουργών Αγοράς.

Αξίζει να αναφέρουμε ότι η μέθοδος των Δημιουργών Αγοράς χρησιμοποιείται, μεταξύ άλλων, στην αγορά NASDAQ των Η.Π.Α., καθώς και στις συναλλαγές «εντός κύκλου» στο Χρηματιστήριο Αθηνών.

Ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών

Το στάδιο της ανάλυσης των χαρακτηριστικών των μετοχών ασχολείται με τις έννοιες του κινδύνου και της απόδοσης, όπως αυτές σχετίζονται με μεμονωμένες μετοχές και παρουσιάζει μεθόδους ποσοτικοποίησης τους. Στο πλαίσιο αυτό, εκτιμώνται η απόδοση μιας μετοχής για μια περίοδο, η αναμενόμενη απόδοση, η διακύμανση της απόδοσης της μετοχής, η συνδιακύμανση και ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των υπό εξέταση μετοχών.

Αρχίζοντας από την απόδοση μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη περίοδο, είναι σημαντικό να τονιστεί πως η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να προέρχεται από δύο πηγές. Πρώτον, από τα κεφαλαιακά κέρδη (ή ζημιές), δηλαδή από τα κέρδη (ή ζημιές) που προκαλούνται από την άνοδο (ή την πτώση) της τιμής της μετοχής κατά την συγκεκριμένη χρονική περίοδο που εξετάζουμε. Δεύτερον, από τα μερίσματα, τα οποία μοιράστηκαν κατά την συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Επομένως, η απόδοση μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο προκύπτει από το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της και από την ποσοστιαία μερισματική της απόδοσης κατά την διάρκεια της εξεταζόμενης χρονικής περιόδου.

Η μαθηματική απεικόνιση της απόδοσης μιας μετοχής για μια χρονική περίοδο t παρουσιάζεται παρακάτω:

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

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

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

D_{it} είναι το μέρισμα ανά μετοχή (εάν υπάρχει) για την μετοχή i από το τέλος της περιόδου $t-1$ έως το τέλος της περιόδου t .

Ο παραπάνω τύπος αποκαλύπτει την ποσοστιαία αύξηση (ή μείωση) του πλούτου του ιδιοκτήτη της μετοχής i , με την προϋπόθεση ότι η μετοχή θα του ανήκει κατά την διάρκεια όλης της εξεταζόμενης περιόδου t . Μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την μέτρηση τόσο των ιστορικών, όσο και των μελλοντικών αποδόσεων μιας μετοχής. Ιδιαίτερα, όσον αφορά στις μελλοντικές αποδόσεις, χρησιμοποιείται η προσδοκώμενη τιμή της μετοχής στο τέλος της εξεταζόμενης περιόδου t (για παράδειγμα το χρονικό διάστημα ενός μηνός), καθώς και τα προσδοκώμενα μερίσματα για την ίδια χρονική περίοδο. Στην περίπτωση όπου δεν υπάρχει μέρισμα, η μερισματική απόδοση ισούται με μηδέν.

Εάν το άθροισμα της τιμής της μετοχής στο τέλος της περιόδου t με το αντίστοιχο μέρισμα είναι μεγαλύτερο (μικρότερο) από την τιμή της μετοχής στην αρχή της περιόδου t , τότε προκύπτει θετική (αρνητική) απόδοση. Εάν, στο τέλος, η τιμή της μετοχής στο τέλος της περιόδου t προσαυξημένη κατά το μέρισμα που διανεμήθηκε στην ίδια περίοδο ισούται με την τιμή της μετοχής στην αρχή της περιόδου, τότε το αποτέλεσμα του τύπου είναι μια αρνητική απόδοση. Έχει αποδειχθεί όμως εμπειρικά, ότι η απόδοση της τιμής της μετοχής αυξάνει όσο το μέρισμα και η τιμή της μετοχής αυξάνουν.

Πιο ρεαλιστική είναι η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής με τη βοήθεια μιας κατανομής πιθανοτήτων. Χρησιμοποιούμε δηλαδή, διάφορες πιθανές αποδόσεις (ή τιμές) της μετοχής σε συνδυασμό με τις αντίστοιχες πιθανότητες να συμβούν σε συγκεκριμένες αποδόσεις (ή τιμές). Οι πιθανότητες αυτές είναι οπωσδήποτε υποκειμενικές και εξαρτώνται από τις πληροφορίες και τις προσδοκίες κάθε επενδυτή. Επομένως, κάθε επενδυτής είναι δυνατόν να έχει διαφορετική κατανομή πιθανοτήτων για την ίδια μετοχή.

Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής παρέχει σημαντικές πληροφορίες για την μετοχή και κατά συνέπεια, για το χαρτοφυλάκιο, αλλά δεν αρκεί. Χρειάζεται να υπολογιστεί και ένα δεύτερο στατιστικό, θα μας επιτρέψει να αποκτήσουμε μια αποκρυσταλλωμένη εικόνα για την μετοχή. Συγκεκριμένα, χρειάζεται ένα μέτρο διασποράς ή προσδοκώμενης απόκλισης από την προβλεπόμενη απόδοση. Αυτό θα χρησιμεύσει ως μέτρο της αβεβαιότητας σχετικά με τις αποδόσεις και μπορεί να χρησιμοποιηθεί στη θέση του η διακύμανση (ή τυπική απόκλιση), οι εκατοστιαίες αποκλίσεις ή το εύρος των τιμών της κατανομής.

Η επιλογή του στατιστικού κριτηρίου έγκειται αποκλειστικά στην υπολογιστική ευκολία κάτω από τις εκάστοτε συνθήκες. Είναι όμως σημαντικό να τονίσουμε πως το μέτρο διασποράς πρέπει απαραίτητα να συνδυάζεται με τον αντίστοιχο συντελεστή προβλεπόμενης απόδοσης. Εάν χρησιμοποιηθεί ως συντελεστή προβλεπόμενης απόδοσης ένα μέτρο κεντρικής τάσεως, θα πρέπει ουσιαστικά να χρησιμοποιηθεί παράλληλα και το αντίστοιχο μέτρο διασποράς.

Ο συνηθισμένος συνοδός του αριθμητικού μέσου είναι η τυπική απόκλιση. Οι εκατοστιαίες αποκλίσεις χρησιμοποιούνται σε συνδυασμό με τη διάμεσο, ενώ το εύρος συνοδεύεται, συνήθως, από το σημείο μέγιστης συχνότητας. Δεδομένου ότι την συγκεκριμένη ανάλυση χρησιμοποιήθηκαν οι προσδοκώμενες τιμές, οδηγούμαστε αναγκαστικά στον προσδιορισμό των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων, πρακτική που έχει εξάλλου επικρατήσει.

Αναλυτικότερα, η τυπική απόκλιση των αποδόσεων είναι η τετραγωνική ρίζα των αποδόσεων. Για το λόγο αυτό, θα εστιάσουμε κυρίως στον υπολογισμό της διακύμανσης, από την οποία εξάγεται, άλλωστε, με την τυπική απόκλιση.

Ως ορισμό της διακύμανσης, θα μπορούσαμε να αναφέρουμε τον σταθμικό μέσο των τετραγώνων των αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων της μετοχής από την αναμενόμενη απόδοση τους, όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται οι πιθανότητες της κατανομής των αποδόσεων. Ο μαθηματικός υπολογισμός της διακύμανσης εξάγεται από τον παρακάτω τύπο:

$$\sigma^2 (R_i) = \sigma_i^2 = \sum p_k (R_{ik} - E(R_i))^2$$

όπου R_i είναι κ πιθανό αποτέλεσμα για την απόδοση της μετοχής i , p_k είναι η πιθανότητα να επιτευχθεί η απόδοση R_{ik} και N είναι το σύνολο των πιθανών αποδόσεων.

Ουσιαστικά, η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής αποτελεί ένα μέτρο του εύρους της κατανομής των αποδόσεων αναφορικά προς την αναμενόμενη απόδοσή τους. Με άλλα λόγια, μετράει την κατά μέσο όρο μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοση τους. Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων, τόσο μεγαλύτερη είναι η πιθανότητα ότι η πραγματική απόδοση θα αποβεί σημαντικά διαφορετική από την αναμενόμενη απόδοση και κατά συνέπεια, τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος της μετοχής, θεωρώντας όλους τους υπόλοιπους παράγοντες σταθερούς. Ακόμα, όσο μικρότερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής, τόσο μεγαλύτερη είναι η συσπείρωση των πιθανών αποδόσεων της μετοχής γύρω από την αναμενόμενη απόδοση τους και συνεπώς τόσο μικρότερος είναι ο κίνδυνος της μετοχής.

Επιπλέον, η τυπική απόκλιση της απόδοσης της μετοχής μετριέται στις ίδιες μονάδες μέτρησης που μετριούνται και οι ίδιες οι μετοχές, γεγονός που κάνει την τυπική απόκλιση πιο ελκυστική από την διακύμανση. Εάν οι αποδόσεις των μετοχών είναι εκφρασμένες για παράδειγμα, ως ποσοστό επί τοις εκατό στο τετράγωνο, το οποίο φαίνεται να μην έχει κανένα υπαρκτό νόημα.

Ωστόσο, υπάρχουν και περιπτώσεις, όπου οι τυπική απόκλιση σε συνδυασμό με την αναφερόμενη απόδοση μιας μετοχής δεν είναι αρκετές για την αξιολόγηση της μετοχής. Αυτό βέβαια δεν ισχύει στις περιπτώσεις, όπου μια μετοχή έχει χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση και υψηλότερο κίνδυνο από μια άλλη. Σε αυτές τις περιπτώσεις, η επιλογή της δεύτερης μετοχής φαίνεται σαν μονόδρομος και δεν αφήνει περιθώρια αμφιβολίας. Ας εξετάσουμε όμως και μια διαφορετική περίπτωση, όπου η επιλογή μεταξύ δύο μετοχών δεν είναι απλή υπόθεση. Υποθέτουμε μια μετοχή A, με αναμενόμενη απόδοση 13,20% και τυπική απόκλιση 2,5% και μια μετοχή B, με αναμενόμενη απόδοση 17% και τυπική απόκλιση 5,8%. Παρατηρούμε πως η μετοχή B έχει σημαντικά υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση, άλλα και σημαντικά υψηλότερο κίνδυνο. Κατά συνέπεια, ο επενδυτής που αποστρέφεται τον κίνδυνο, θα επιλέξει σίγουρα την μετοχή A και θα στερηθεί έτσι την υψηλότερη απόδοση, αλλά και θα προστατευθεί απέναντι στον υψηλότερο κίνδυνο. Αντίθετα, ο ρισοκίνδυνος επενδυτής θα στραφεί προς την μετοχή B, αποδεχόμενος τον υψηλότερο κίνδυνο, προκειμένου να αποκομίσει υψηλότερη απόδοση.

Καταλήγουμε συνεπώς στο συμπέρασμα, πως η επιλογή έγκειται αποκλειστικά στις προσωπικές επιθυμίες του κάθε επενδυτή και όχι στη ύπαρξη ενός αντικειμενικού μέτρου σύγκρισης. Το κενό αυτό στη θεωρία χαρτοφυλακίου έρχεται να καλύψει ο συντελεστής μεταβλητότητας (coefficient of variation) που ορίζεται ως ο λόγος της τυπικής απόκλισης προς την αναμενόμενη απόδοση. Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα των μετοχών A και B, μπορούμε να υπολογίσουμε τους αντίστοιχους συντελεστές μεταβλητότητας, σύμφωνα με τον ακόλουθο τύπο:

$$CV = \frac{\sigma(R_i)}{E(R_i)}$$

Κατά αντιστοιχία, $CV_A = 2,5\%/13,2\% = 0,189$ και $CV_B = 5,8\%/17\% = 0,341$

Συνεπώς, σύμφωνα με τη χρήση του συντελεστή μεταβλητότητας, η μετοχή B είναι πιο επικίνδυνη από την μετοχή A. Άρα, δεν υπάρχει λόγος ούτε για ένα πιο ριψοκίνδυνο επενδυτή να επωμιστεί τόσο μεγάλη προσαύξηση του κινδύνου για μια σχετικά μικρότερη αύξηση της αναμενόμενης απόδοσης.

Ο συντελεστής μεταβλητότητας, όπως άλλωστε και η αναμενόμενη απόδοση και η διακύμανση των αποδόσεων μιας μετοχής, που έχει ήδη αναλύσει, εσωκλείουν πληροφορίες για την κατανομή πιθανοτήτων μιας μεμονωμένης μετοχής. Παρόλα αυτά, τα στατιστικά αυτά κριτήρια δεν παρέχουν καμία απολύτως πληροφορία για τις αλληλοσυνδέσεις μεταξύ των αποδόσεων διαφορετικών μετοχών. Προκειμένου να ανακαλύψουμε την παρουσία μιας αλληλεξάρτησης ανάμεσα σε δύο μετοχές, χρησιμοποιούμε το στατιστικό μέτρο της συνδιακύμανσης.

Η συνδιακύμανση των αποδόσεων δύο μετοχών προσδιορίζεται ως ο σταθμικός μέσος των εξαγομένων των δύο αντίστοιχων αποκλίσεων, δηλαδή αφενός της απόκλισης των αποδόσεων της πρώτης μετοχής από την αναμενόμενη απόδοσή της και αφετέρου της απόκλισης των αποδόσεων της δεύτερης μετοχής από τη δική της αναμενόμενη απόδοση. Ως σταθμά ορίζονται οι κοινές πιθανότητες εμφάνισης των διαφόρων αποδόσεων των δύο μετοχών. Η αλγεβρική διατύπωση της συνδιακύμανσης παρουσιάζεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$\text{Cov}(\mathbf{R}_i, \mathbf{R}_j) = \sigma_{ij} = \sum \mathbf{p}_k (\mathbf{R}_{ik} - \mathbf{E}(\mathbf{R}_i)) \cdot (\mathbf{R}_{jk} - \mathbf{E}(\mathbf{R}_j))$$

όπου \mathbf{p}_k είναι η κοινή πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων \mathbf{R}_{ik} και \mathbf{R}_{jk} , ενώ \mathbf{N} είναι ο συνολικός αριθμός των πιθανών αποδόσεων.

Η αρνητική συνδιακύμανση υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις των δύο αυτών μετοχών τείνουν να κινούνται προς την αντίθετη κατεύθυνση, όταν δηλαδή ανεβαίνουν οι τιμές της μιας μετοχής, οι τιμές της δεύτερης μετοχής τείνουν να πέφτουν. Η ερμηνεία αυτή αποτελεί άλλωστε και τη συνεισφορά του στατιστικού κριτηρίου της συνδιακύμανσης στη θεωρία χαρτοφυλακίου. Ειδικότερα, η συνδιακύμανση είναι ένα απόλυτο στατιστικό μέτρο, απαλλαγμένο από μονάδες μέτρησης, που καταγράφει το βαθμό συσχέτισης ανάμεσα στις αποδόσεις των μετοχών και αντανακλά τη διασπορά των αποδόσεων γύρω από τις αντίστοιχες αναμενόμενες τιμές τους.

Η θετική τιμή της συνδιακύμανσης αποκαλύπτει και μια θετική σύγκλιση των αποδόσεων των εξεταζομένων μετοχών. Με άλλα λόγια, όταν μια μετοχή μια απόδοση μεγαλύτερη από την αναμενόμενη απόδοση της, η δεύτερη μετοχή τείνει να παρουσιάσει απόδοση επίσης μεγαλύτερη από την αναμενόμενη απόδοσή της. Αντίθετα, αρνητική τιμή της συνδιακύμανσης σημαίνει πως οι αποδόσεις των δύο μετοχών παρουσιάζουν μια τάση να κινούνται αντίθετα, δηλαδή, όταν η μια μετοχή επιτυγχάνει υψηλότερη απόδοση από την αναμενόμενη τιμή της, η άλλη μετοχή έχει την τάση να σημειώνει απόδοση χαμηλότερη από την αναμενόμενη απόδοσή της. Τέλος, εάν η συνδιακύμανση πάρει αρνητική τιμή, αυτό υποδεικνύει ότι δεν υπάρχει καμία απολύτως συσχέτιση ανάμεσα στις πορείες των αποδόσεων των δύο υπό εξέταση μετοχών.

Συμπερασματικά, θα μπορούσε να ειπωθεί πως η συνδιακύμανση εκτιμάει την έκταση κατά την οποία δύο συγκεκριμένες μετοχές ανταποκρίνονται ομοιόμορφα απέναντι στα ίδια οικονομικά και πολιτικοκοινωνικά γεγονότα. Δύο εταιρίες καλλυντικών, για παράδειγμα, θα αντιδράσουν με τον ίδιο τρόπο σε μια ενδεχόμενη αύξηση της καταναλωτικής δαπάνης για προϊόντα καλλωπισμού, ενώ μια εταιρία τροφίμων πιθανότατα θα παρουσιάσει διαφορετική ή μηδαμινή αντίδραση στο ενδεχόμενο αυτό. Το βαθμό αυτό αντίδρασης των διαφόρων εταιριών συγκριτικά επιχειρεί να καταγράψει και να ερμηνεύσει η συνδιακύμανση.

Στην εξυπηρέτηση του σκοπού αυτού έρχεται να συνδράμει και το επόμενο μέτρο που θα αναλύσουμε, ο συντελεστής συσχέτισης (correlation coefficient). Ο συντελεστής συσχέτισης παρέχει περισσότερες πληροφορίες για την αλληλεξάρτηση των αποδόσεων δύο μετοχών, σκιαγραφώντας έτσι μια πληρέστερη εικόνα. Ο υπολογισμός της συνδιακύμανσης μας πληροφορεί μόνο για την κατεύθυνση της συσχέτισης των δύο μεταβλητών, δηλαδή για το αν κινούνται παράλληλα, αντίθετα ή ανεξάρτητα η μία από την άλλη. Δεν μας παρέχει όμως, καμία πληροφόρηση για την ένταση της συσχέτισης αυτής. Η ένταση της αλληλεξάρτησης των δύο μετοχών προσεγγίζεται με τη βοήθεια του συντελεστή συσχέτισης.

Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές εντός του διαστήματος [-1, +1]. Όσο πιο κοντά στο +1 πλησιάζουμε, τόσο εντονότερη είναι η θετική συσχέτιση των αποδόσεων των δύο μετοχών, ενώ αντίθετα, όσο εγγύτερα προς το -1 βρισκόμαστε, τόσο ισχυρότερη είναι η αρνητική συσχέτιση των αποδόσεων των δύο εξεταζομένων μετοχών. Ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων δύο μετοχών υπολογίζεται ως ο λόγος της συνδιακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών προς το εξαγόμενο των δύο αντιστοίχων τυπικών αποκλίσεων.

Ο μαθηματικός τρόπος έκφρασης των παραπάνω σχολίων φαίνεται στον ακόλουθο τύπο:

$$CC (R_i , R_j) = \rho_{ij} = \frac{Cov (R_i, R_j)}{\sigma(R_i) \cdot \sigma(R_j)}$$

Εξαιτίας του γεγονότος πως η συνδιακύμανση και το γινόμενο των δύο τυπικών αποκλίσεων εκφράζονται με τις ίδιες μονάδες μέτρησης, ο συντελεστής συσχέτισης προκύπτει ένας καθαρός αριθμός, απαλλαγμένος από οποιεσδήποτε μεταβολές στις μονάδες μέτρησης της συνδιακύμανσης και των τυπικών αποκλίσεων. Το γεγονός αυτό κάνει το συντελεστή συσχέτισης ακόμη πιο ελκυστικό έναντι της συνδιακύμανσης για τον προσδιορισμό της αλληλοσυσχέτισης δύο μετοχών.

Με την παρουσίαση και του συντελεστή συσχέτισης ολοκληρώνεται και το πρώτο στάδιο του μοντέλου του Markowitz. Η ανάπτυξη του δευτέρου σταδίου, το οποίο ονομάζεται ανάλυση χαρτοφυλακίου, είναι το επόμενο βήμα, στα πλαίσια της ανάλυσης του θεμελιώδους υποδείγματος του Markowitz.

Ανάλυση Χαρτοφυλακίου

Η επένδυση του συνόλου των χρηματικών πόρων σε μια μεμονωμένη μετοχή θεωρείται μια υπερβολικά επικίνδυνη στρατηγική. Ο λόγος είναι πως εάν η πορεία της μετοχής είναι πτωτική ή εάν ακόμα χειρότερα, η συγκεκριμένη εταιρία οδεύσει προς χρεοκοπία, ο επενδυτής θα απολέσει ολόκληρο το κεφάλαιο του. Προς αποφυγή του κινδύνου αυτού, οι επενδυτές συγκροτούν χαρτοφυλάκια μετοχών, μέσω των οποίων μειώνονται οι πιθανότητες για παρόμοια δυσάρεστα αποτελέσματα. Ο κυρίαρχος λόγος επένδυσης σε χαρτοφυλάκια, είναι η διαφοροποίηση, δηλαδή η τοποθέτηση των χρηματικών πόρων σε διαφορετικές μετοχές, με απώτερο στόχο τη μείωση του κινδύνου. Έχοντας ήδη αναλύσει τα χαρακτηριστικά των μεμονωμένων μετοχών, είμαστε τώρα σε θέση να επεκταθούμε και στην ανάλυση των χαρτοφυλακίων.

Το πρωταρχικό χαρακτηριστικό του χαρτοφυλακίου, που ενδιαφέρει έναν επενδυτή είναι η απόδοση του που αποτελεί τον σταθμικό μέσο των μεμονωμένων αποδόσεων των μετοχών του χαρτοφυλακίου, όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται τα ποσοστά της επένδυσης σε κάθε μετοχή.

Με άλλα λόγια:

$$E(\mathbf{R}_p) = \sum_{i=1}^N w_i \cdot E(\mathbf{R}_i)$$

όπου N είναι ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο, w_i είναι το ποσοστό της επένδυσης στη μετοχή i και, ως γνωστόν, $E(\mathbf{R}_i)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i . Σημειώνεται πως το άθροισμα των ποσοστών της επένδυσης σε όλες τις μετοχές ενός χαρτοφυλακίου ισοδυναμεί με τη μονάδα ή αλλιώς $\sum_{i=1}^N w_i = 1$.

Γίνεται πλέον σαφέστερη η έννοια του χαρτοφυλακίου. Ο όρος χαρτοφυλάκιο δεν σημαίνει απλώς μια τυχαία συλλογή μετοχών. Ένα χαρτοφυλάκιο ορίζεται συνεπώς από τα ποσοστά των επενδύσεων στις μετοχές που το απαρτίζουν.

Όπως είχαμε αναλυτικά επεξηγήσει στην παρουσίαση των χαρακτηριστικών των μεμονωμένων μετοχών, η εκτίμηση της απόδοσης δεν αρκεί για τον πλήρη χαρακτηρισμό μιας μετοχής, αλλά απαιτείται και ο υπολογισμός της επισφάλειας της. Κατ' επέκταση, ο προσδιορισμός της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου πρέπει απαραίτητα να συνδυαστεί με τον προσδιορισμό και της επισφάλειάς του, προκειμένου να αποκτήσουμε μια ευρύτερη εικόνα του εξεταζομένου χαρτοφυλακίου. Προκειμένου να εκτιμήσουμε την επισφάλεια ενός χαρτοφυλακίου, υπολογίζουμε την διακύμανσή του.

Ο υπολογισμός της διακύμανσης ενός χαρτοφυλακίου, που αποτελείται έστω από δύο μόνο μετοχές, προϋποθέτει την εκτίμηση των τυπικών αποκλίσεων των τίτλων, που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο και της συνδιακύμανσης των τίτλων αυτών, καθώς επίσης και των ποσοστών της αξίας κάθε τίτλου στο σύνολο της αξίας του χαρτοφυλακίου.

Ο σχετικός τύπος υπολογισμού της διακύμανσης ενός χαρτοφυλακίου δύο μόνο μετοχών i και j είναι ο εξής:

$$\sigma_p^2 = w^2 \sigma_i^2 + (1 - w)^2 \sigma_j^2 + 2w(1 - w)\sigma_{ij}$$

όπου w είναι το ποσοστό της αξίας του χαρτοφυλακίου, που έχει επενδυθεί στη μετοχή i , σ_i είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i , σ_j είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής j , και σ_{ij} είναι η συνδιακύμανση των τίτλων i και j .

Χρησιμοποιώντας και τον συντελεστή συσχέτισης ρ_{ij} των δύο μετοχών, μπορούμε να εκφράσουμε τη συνδιακύμανση τους ως ακολούθως:

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

Επεκτείνοντας τον παραπάνω τύπο σε χαρτοφυλάκιο N τίτλων, διαμορφώνεται ως εξής:

$$\sigma_p^2 = \sum w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=1}^N w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

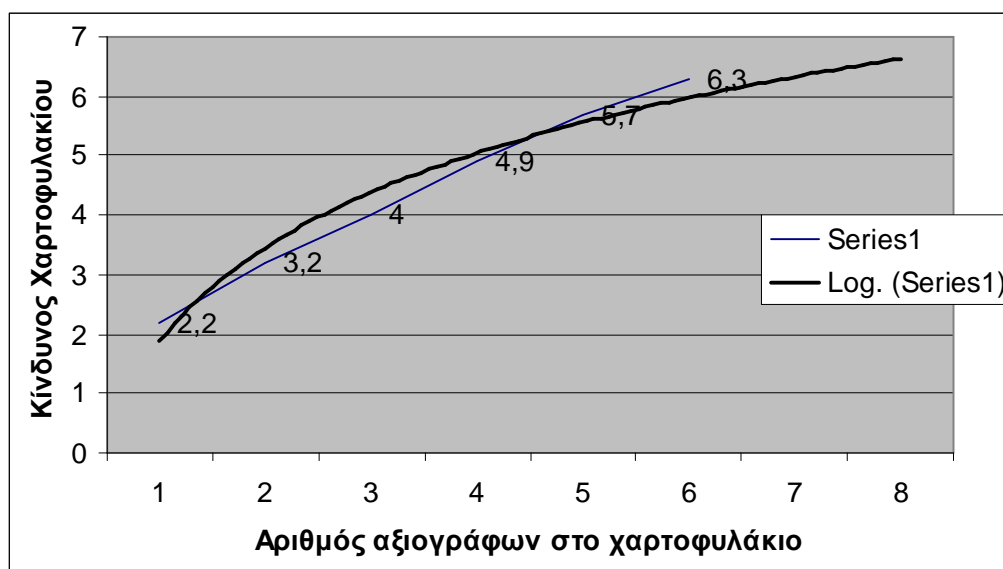
Η διατύπωση του παραπάνω τύπου στρέφει αναγκαστικά την προσοχή του αναλυτή στο συντελεστή συσχέτισης των τίτλων. Ο βαθμός συσχέτισης είναι μέγεθος άκρως σημαντικό για τον επενδυτή, εφόσον εκφράζει ακριβώς τη μείωση κινδύνου, την οποία επιφέρει μια μη τέλεια θετική συσχέτιση, που αποτελεί και τον κύριο λόγο σχηματισμού χαρτοφυλακίου.

Έχει αποδειχθεί εμπειρικά πως ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου με δύο μετοχές εξαρτάται από τον συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών. Σύμφωνα με τον Markowitz, τα πλεονεκτήματα της διαφοροποίησης μπορούν να επιτευχθούν, συνδυάζοντας μετοχές που παρουσιάζουν μικρότερη από την τέλεια θετική συσχέτιση. Σε αυτή την περίπτωση, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου γίνεται σημαντικά χαμηλότερος από τους κινδύνους των μεμονωμένων, που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Συγκεκριμένα, όσο πιο μικρή είναι η συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών, τόσο πιο μικρός θα είναι και ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου, που τις περιλαμβάνει.

Ωστόσο, είναι σημαντικό να έχουμε υπόψη μας, πως ο υπολογισμός του τύπου της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου γίνεται υπερβολικά δύσκολος, καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών του χαρτοφυλακίου. Εναλλακτικά, ο W. F. Sharpe έχει προτείνει ένα ενδεικτικό υπόδειγμα, που μειώνει σχετικά τις υπολογιστικές απαιτήσεις. Ουσιαστικά, εισάγει την άποψη πως αντί να υπολογίζουμε την συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων μιας δεδομένης μετοχής και όλων των άλλων, υπολογίζουμε τη συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της δεδομένης μετοχής και κάποιου δείκτη του Χρηματιστηρίου. Όμως και αυτή η μεθοδολογία συνεισφέρει σχετικά λίγο στη μείωση του βαθμού δυσκολίας. Για τους λόγους αυτούς, προτιμήθηκε μια διαφορετική μεθοδολογία, η οποία εφαρμόζεται επιτυχώς με τη βοήθεια του ηλεκτρονικού υπολογιστή και περιλαμβάνει την χρήση του πίνακα των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων (covariance matrix).

Στο σημείο αυτό, αφού έχουμε παρουσιάσει τα σημαντικότερα μέτρα αξιολόγησης των μετοχών, αλλά και των χαρτοφυλακίων, είμαστε πλέον έτοιμοι να εισάγουμε την έννοια του «αποδοτικού χαρτοφυλακίου» (efficient portfolio). Αναλυτικότερα, ένα χαρτοφυλάκιο είναι αποδοτικό, όταν συντρέχουν οι εξής δύο προϋποθέσεις: (α) να μην υπάρχει κανένα άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια αναμενόμενη απόδοση που να έχει μικρότερη τυπική απόκλιση και (β) να μην υπάρχει κανένα άλλο χαρτοφυλάκιο με την ίδια ή μικρότερη τυπική απόκλιση, που να έχει μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση.

Ο γεωμετρικός τόπος όλων των αποδοτικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται μέτωπο των αποδοτικών συνδυασμών ή αποδοτικό σύνορο (efficient frontier). Τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται επάνω στο σύνορο των αποδοτικών συνδυασμών υπερέρχουν έναντι όλων των υπολοίπων συνδυασμών κινδύνου / απόδοσης, που βρίσκονται προς τα δεξιά ή κάτω από το αποδοτικό μέτωπο, όπως φαίνεται και στο ακόλουθο διάγραμμα:



Στο παραπάνω διάγραμμα παρουσιάζονται διάφορα πιθανά χαρτοφυλάκια σαν συνδυασμοί αναμενόμενων αποδόσεων και αντίστοιχων επιπέδων κινδύνου. Το σύνολο αυτών των χαρτοφυλακίων ονομάζεται εφικτό. Από αυτά τα εφικτά χαρτοφυλάκια, μόνο η γραμμή ΑΕ αποτελείται από αποδοτικά χαρτοφυλάκια, διότι οποιοδήποτε άλλο είναι υποδύεστερο κάποιου χαρτοφυλακίου που κείται επί της γραμμής ΑΕ. Το χαρτοφυλάκιο Ζ, για παράδειγμα, έχει τον ίδιο κίνδυνο με το χαρτοφυλάκιο Δ, αλλά έχει λιγότερη απόδοση. Γι' αυτό, το χαρτοφυλάκιο Δ υπερέχει του Ζ. Παράλληλα, το χαρτοφυλάκιο Ζ έχει ίδια απόδοση με το χαρτοφυλάκιο Γ, αλλά περισσότερο κίνδυνο. Οπότε, το χαρτοφυλάκιο Γ υπερτερεί επίσης έναντι του Ζ.

Επομένως, όλα τα χαρτοφυλάκια, που βρίσκονται πάνω στο σύνορο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων υπερέχουν έναντι όλων των άλλων χαρτοφυλακίων, που βρίσκονται προς τα δεξιά ή κάτω από το σύνορο αυτό. Κατά συνέπεια, συμφέρει τον επενδυτή να επιλέξει ένα από τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Στο ερώτημα ποιο ακριβώς χαρτοφυλάκιο θα επιλέξει ο επενδύτης, έρχεται να δώσει απάντηση το τρίτο στάδιο του μοντέλου του Markowitz, η επιλογή του χαρτοφυλακίου.

Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Ο επενδυτής θα προβεί στην επιλογή ενός αποδοτικού χαρτοφυλακίου, που θα ταιριάζει περισσότερο στις προσωπικές του προτιμήσεις απέναντι στον συνδυασμό απόδοσης – κινδύνου. Ένας πολύ ριψοκίνδυνος επενδυτής, για παράδειγμα, αποζητά μια υψηλή αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου του και είναι πρόθυμος να αναλάβει σημαντικό κίνδυνο προκειμένου να την επιτύχει. Ο επενδυτής αυτός πιθανότατα θα επέλεγε έναν αποδοτικό συνδυασμό κινδύνου – απόδοσης ανάμεσα στους συνδυασμούς Δ και Ε, που προσφέρουν υψηλότερη απόδοση αλλά και μεγαλύτερο κίνδυνο. Αντίθετα, ένα επενδυτής που αποστρέφεται τον κίνδυνο, θα προτιμήσει έναν πιο ασφαλή συνδυασμό, θυσιάζοντας την επιπλέον αναμενόμενη απόδοση. Ένας τέτοιος επενδυτής πιθανότατα θα επιλέξει έναν συνδυασμό κινδύνου – απόδοσης ανάμεσα στους συνδυασμούς Α και Β, που παρουσιάζουν τον μικρότερο κίνδυνο αλλά και την μικρότερη αναμενόμενη απόδοση.

Παρατηρούμε συνεπώς, πως η επιλογή του τελικού χαρτοφυλακίου θα βασιστεί, ουσιαστικά, στις προσωπικές προτιμήσεις του επενδυτή. Πιο συγκεκριμένα, ο επενδυτής θα επιλέξει εκείνο το χαρτοφυλάκιο από το αποδοτικό σύνολο, που εκφράζει γι' αυτόν τη μέγιστη αναμενόμενη ωφελιμότητα. Ο καλύτερος τρόπος να μεταφέρουμε την έννοια της ωφελιμότητας στη θεωρία χαρτοφυλακίου είναι η εισαγωγή της έννοιας των καμπυλών αδιαφορίας ενός επενδυτή.

Στα πλαίσια της ανάλυσης των καμπυλών αδιαφορίας, υποθέτουμε αρχικά πως ο επενδυτής είναι αδιάφορος μεταξύ του αν θα απολαύσει ένα 14% απόδοση με 3% ρίσκο ή ένα 22% απόδοση με 6% ρίσκο. Με άλλα λόγια, όλοι αυτοί οι συνδυασμοί κινδύνου – απόδοσης ενέχουν για αυτόν την ίδια ωφελιμότητα. Το σύνολο συνδυασμών κινδύνου – απόδοσης χαρτοφυλακίου με την ίδια ωφελιμότητα για τον δεδομένο επενδυτή αναδεικνύει τη λεγόμενη καμπύλη αδιαφορίας του επενδυτή, ακριβώς γιατί δεν τον ενδιαφέρει ποιο από τα δύο ή περισσότερα οποιαδήποτε χαρτοφυλάκια από αυτό το σύνολο συνδυασμών θα επιλέξει.

Συντελεστές κίνδυνου για τις εισηγμένες στο Χ.Α.Α. μετοχές

Η χρηματιστηριακή αγορά είναι μια έντονα ανταγωνιστική αγορά στην οποία θεωρητικά συμμετέχει ένα πλήθος από έξυπνους, λογικούς και πληροφορημένους επενδυτές. Οι επενδυτές αυτοί ενσωματώνουν πλήρως και άμεσα στις χρηματιστηριακές τιμές τις σχετικές πληροφορίες που κατέχουν, με τις πράξεις αγοράς και πώλησης μετοχών που πραγματοποιούν. Οι τιμές των μετοχών σε μία Αποτελεσματική Αγορά (Efficient Market) όπως ονομάζεται, δεν θα πρέπει να αντιδρούν στις παλιές πληροφορίες, διότι αυτές έχουν ήδη ενσωματωθεί στις χρηματιστηριακές τιμές, αλλά να αντιδρούν μόνο στις νέες πληροφορίες που εξ' ορισμού είναι άγνωστες. Στη γλώσσα της στατιστικής θα λέγαμε ότι σε μια αποτελεσματική αγορά οι μεταβολές των χρηματιστηριακών τιμών αποτελούν μια χρονολογική σειρά πιθανολογικά ανεξάρτητων διαταράξεων που κατανέμονται ομοιόμορφα και δεν μπορούν να προβλεφθούν.

Η υπόθεση της αποτελεσματικότητας υποστηρίχθηκε από τα συμπεράσματα μελετών πολλών ερευνητών οι οποίοι διαπίστωσαν στατιστικά την τυχαία συμπεριφορά των χρηματιστηριακών τιμών. Έτσι, σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, ένας επενδυτής που τοποθετεί τα κεφάλαια του στη χρηματιστηριακή αγορά αυτό που μπορεί δικαιολογημένα να ελπίζει είναι μια απόδοση που να δικαιολογεί τον κίνδυνο που αναλαμβάνει επιλέγοντας να επενδύσει σε μετοχές εταιριών και όχι την σίγουρη τοποθέτηση των κεφαλαίων του σε κρατικά ομόλογα. Το ζήτημα στο σημείο αυτό είναι το πώς μπορούμε να ποσοτικοποιήσουμε τον κίνδυνο για να εκφράσουμε την απόδοση σε συνάρτηση του.

Στη χρηματοοικονομική ανάλυση η διακύμανση των αποδόσεων μιας επένδυσης θεωρείται ότι είναι το μέτρο κινδύνου της επένδυσης αυτής. Όσο μεγαλύτερη η διακύμανση, τόσο μεγαλύτερος κίνδυνος διότι όσο περισσότερα ενδεχόμενα υπάρχουν τόσο περισσότερα μπορούν να συμβούν. Έτσι, οι αποδόσεις μιας επένδυσης υψηλού κινδύνου μπορεί να πάρουν πολύ μεγάλες αρνητικές αλλά και θετικές τιμές σε αντίθεση με μια επένδυση χαμηλού κινδύνου της οποίας οι αποδόσεις μπορεί να πάρουν μικρές αρνητικές και θετικές τιμές.

Το δεύτερο σημείο που πρέπει να αναφέρουμε στη μέτρηση του κινδύνου είναι ότι αυτός μπορεί να διακριθεί σε δύο είδη. Πρώτον, ένα γενικότερο κίνδυνο (general risk) που αφορά οποιαδήποτε επένδυση σε μία οικονομία. Για παράδειγμα, τον κίνδυνο να ανέβει ο πληθωρισμός σε μια οικονομία και αυτό να επηρεάσει όλες τις εταιρίες που δραστηριοποιούνται σε αυτήν. Δεύτερον, ένα ειδικό κίνδυνο (specific risk) ο οποίος είναι συνυφασμένος με τη συγκεκριμένη επιχείρηση που αφορά. Για παράδειγμα, ο κίνδυνος της πτώχευσης της συγκεκριμένης εταιρίας όπως αυτός προκύπτει από τις οικονομικές της καταστάσεις.

Έτσι, επενδύοντας σε μετοχές της συγκεκριμένης εταιρίας ένας επενδυτής αναλαμβάνει και τις δύο μορφές κινδύνου. Το επόμενο ερώτημα που τίθεται είναι για το εάν και πώς ένας επενδυτής μπορεί να μειώσει τους κινδύνους μιας επένδυσης του. Τον Ιούνιο του 1952 έκανε την εμφάνισή του το άρθρο του Harry Markowitz “Portfolio Selection” (Επιλογή Χαρτοφυλακίου) στη εφημερίδα Journal of Finance.

Ο Markowitz πήρε το βραβείο Nobel στα οικονομικά το 1990. η ιδέα του χαρτοφυλακίου, η οποία πολύ απλά λέει ότι δεν βάζουμε όλα τα αυγά σε ένα καλάθι, αποτέλεσε τη βάση της σύγχρονης διαχείρισης κεφαλαίων στην οποία στηρίχθηκε η βιομηχανία των επενδυτών με μορφή επιχειρήσεων (Institutional Investors).

Η ανάπτυξη της θεωρίας του χαρτοφυλακίου και οι εφαρμογές της βασίστηκαν σε μερικές απλές έννοιες της στατιστικής και κυρίως στην ανάλυση συσχέτισης. Ο σκοπός της ανάλυσης συσχέτισης είναι να μετρήσει τη σχέση μεταξύ δύο μεταβλητών π.χ. των αποδόσεων της μετοχής X με τις αποδόσεις της μετοχής Y ή τις αποδόσεις του δείκτη του χρηματιστηρίου. Η συνδιακύμανση (Covariance) και η συσχέτιση (Correlation) είναι τα στατιστικά μέτρα που μετρούν τη σχέση ανάμεσα σε δύο μεταβλητές.

Ο συντελεστής συσχέτισης ειδικά είναι ένα στατιστικό μέτρο που διακυμαίνεται μεταξύ του συν και πλην ένα. Ένας συντελεστής συσχέτισης με τιμή συν ένα (+1) υποδεικνύει μία τέλεια θετική σχέση ενώ ένας συντελεστής ίσος με μείον ένα (-1) υποδεικνύει μια τέλεια αρνητική σχέση. Τέλος, δύο μεταβλητές με συντελεστή συσχέτισης ίσο με το μηδέν δεν έχουν σχέση. Χαμηλές τιμές του συντελεστή θετικές ή αρνητικές, υποδεικνύουν χαμηλή σχέση μεταξύ των εξεταζόμενων μεταβλητών.

Ξαναγυρνώντας στη θεωρία του χαρτοφυλακίου πρέπει να πούμε ότι όσο η συσχέτιση των αποδόσεων δύο περιουσιακών στοιχείων είναι λιγότερο από τέλεια θετική, δηλαδή μικρότερη από ένα, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου των δύο περιουσιακών στοιχείων είναι μικρότερος από τον μέσο όρο των επιμέρους κινδύνων. Η καλύτερη βέβαια των περιπτώσεων είναι όταν η συσχέτιση είναι αρνητική, κάτι που όμως συναντιέται πολύ δύσκολα στην πράξη. Το φαινόμενο αυτό της μείωσης του κινδύνου συνδυάζοντας μετοχές σε ένα χαρτοφυλάκιο ονομάζεται διαφοροποίηση κινδύνου (Risk Diversification).

Με τη διαφοροποίηση μειώνεται ο ειδικός κίνδυνος. Έχει εκτιμηθεί ότι σε ένα χαρτοφυλάκιο ίσα κατανεμημένο σε δέκα μετοχές ο ειδικός κίνδυνος εξαλείφεται περίπου κατά 80%. Στην ακραία περίπτωση που μπορεί κανείς να έχει ένα σταθμισμένο υποπολλαπλάσιο όλων των μετοχών της αγοράς, έχει εξαλείψει εντελώς τον ειδικό κίνδυνο. Βεβαίως, άσχετα με τη διαφοροποίηση ο κίνδυνος της αγοράς (γενικός) παραμένει αμετάβλητος.

Ο συντελεστής βήτα (β) μετρά το γενικό κίνδυνο μιας μετοχής. Μετρά δηλαδή την ευαισθησία της απόδοσης μιας συγκεκριμένης μετοχής στις διακυμάνσεις της αγοράς. Για παράδειγμα, μια μετοχή με συντελεστή βήτα ίσο με 1,6 θα μεταβάλλεται κατά μέσο όρο 1,6 φορές περισσότερο από το σύνολο της αγοράς. Αντίθετα, η απόδοση μιας μετοχής με συντελεστή βήτα ίσο με 0,5 θα μεταβάλλεται κατά μέσο όρο 0,5 φορές σε σύγκριση με τη μεταβολή της αγοράς. Μια μετοχή με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας μπορεί να χαρακτηριστεί ως επιθετική, λειτουργώντας αποδοτικά σε περίοδο ανόδου της αγοράς, αλλά και επιτείνοντας τη ζημιά σε περίοδο μείωσης των τιμών. Μια μετοχή με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας μπορεί να χαρακτηριστεί ως αμυντική, πραγματοποιώντας μικρότερες ζημιές από την αγορά σε περίοδο μείωσης των τιμών, αλλά και μικρότερα κέρδη σε περίοδο ανόδου των τιμών.

Ο συντελεστής βήτα του συνόλου της αγοράς, ενός χαρτοφυλακίου δηλαδή που περιέχει όλες τις μετοχές της αγοράς, ισούται με τη μονάδα. Έτσι, ο συντελεστής βήτα μιας μετοχής, έστω της μετοχής i , μετρά την συνεισφορά αυτής της μετοχής στο κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Μια επιθετική μετοχή, μια μετοχή δηλαδή με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας, συνεισφέρει περισσότερο στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς σε σχέση με μια μετοχή με συντελεστή βήτα μικρότερο της μονάδας. Ο μέσος επενδυτής και λειτουργώντας ορθολογικά αγοράζοντας μια μετοχή με μεγαλύτερη συνεισφορά στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου του και αναμένει και μία απόδοση που να είναι μεγαλύτερη από την απόδοση μιας μετοχής που συνεισφέρει λίγο στο συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου του. Έτσι είναι εύκολα κατανοητό ότι πρέπει να υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ του συντελεστή βήτα για μια μετοχή και της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής αυτής. Για τους πιο πάνω λόγους, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θεωρείται σημαντική στη διαχείριση των χρηματιστηριακών επενδύσεων.

Για τη εκτίμηση του συντελεστή βήτα υπολογίζεται η απόδοση (μέρισμα και κεφαλαιακά κέρδη) σε τακτά χρονικά διαστήματα για κάθε μετοχή και οι αντίστοιχες αποδόσεις του δείκτη της αγοράς. Ο συντελεστής βήτα είναι η κλίση της ευθείας που αντιπροσωπεύει καλύτερα τις τιμές των πιο πάνω παρατηρήσεων και υπολογίζεται στατιστικά χρησιμοποιώντας τη μέθοδο της παλινδρόμησης των Κανονικών Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και διορθώνοντας πιθανά σοβαρά οικονομετρικά προβλήματα.

Αναλυτικά εκτιμούμε την πιο κάτω εξίσωση:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + u_t$$

όπου,

R_i = η απόδοση της μετοχής i

α_i = μια σταθερά που ονομάζουμε άλφα για την μετοχή i

β_i = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

R_m = η απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς

u_t = ο τυχαίος παράγοντας στην εξίσωση που ονομάζεται και κατάλοιπο

Η επιλογή του χρονικού διαστήματος συλλογής των παρατηρήσεων, το παράθυρο των δεδομένων (data window), που ανοίγουμε να εξετάσουμε κάθε φορά ασκεί σημαντική επίδραση στο αποτέλεσμα. Όσο πιο πολλά δεδομένα έχουμε, τόσο καλύτερα αποδίδουν οι στατιστικές τεχνικές, αλλά από την άλλη πλευρά, όσο πιο πολλά δεδομένα έχουμε τόσο πιο παλιά στο παρελθόν πάμε και τόσο πιο πολύ χάνουμε την έννοια της πραγματικότητας. Αυτό, γιατί η δομή της οικονομίας και των επιμέρους επιχειρήσεων αλλάζει σημαντικά με την πάροδο του χρόνου. Έτσι, για τον υπολογισμό των συντελεστών χρησιμοποιούμε έναν αριθμό παρατηρήσεων ικανό να μας δίνει σημαντικά στατιστικά αποτελέσματα, αλλά και τέτοιο που να εκφράζει την πραγματικότητα της αγοράς που αναλύουμε.

Με βάση τα πιο πάνω κάθε φορά θα υπολογίζουμε δύο συντελεστές βήτα. Έναν μακροχρόνιο ο οποίος θα έχει ως βάση εκκίνησης το έτος 1997 και ένα βραχυχρόνιο ο οποίος θα αφορά το τρίμηνο που εξετάζεται. Έτσι θα είμαστε σε θέση να παρατηρούμε πιθανές αποκλίσεις οι οποίες θα μας δίνουν σημαντική πληροφόρηση για την δυναμική συμπεριφορά των μεγεθών που εξετάζουμε.

Εδώ πρέπει να αναφέρουμε το μήκος διαστήματος, που οριοθετεί τις διαδοχικές παρατηρήσεις που χρησιμοποιούμε είναι αυτό της μιας ημέρας. Αποφασίσαμε να χρησιμοποιήσουμε ημερήσιες παρατηρήσεις για δύο λόγους. Πρώτον, οι ημερήσιες παρατηρήσεις δίνουν καλύτερη, πιο ζωντανή, εικόνα του μέτρου αντίδρασης μιας μετοχής στις διακυμάνσεις της αγοράς, και δεύτερον η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά έχει πλέον ικανοποιητικό βάθος και πλάτος ώστε οι ημερήσιες παρατηρήσεις είναι αντιπροσωπευτικές της χρηματιστηριακής δραστηριότητας. Διαπιστώθηκε ακόμη ότι η στασιμότητα (stationarity) των χρονολογικών σειρών, που είναι απαραίτητη προϋπόθεση για τον ικανοποιητικό υπολογισμό των συντελεστών βήτα, επιτυγχάνεται άριστα για ημερήσιες παρατηρήσεις.

Η άλλη βασική προϋπόθεση για τον έγκυρο υπολογισμό των συντελεστών βήτα είναι η χρησιμοποίηση ενός γενικού δείκτη, αντιπροσωπευτικού των συνολικών εξελίξεων στην αγορά. Οι ιδιότητες αυτές μπορεί να θεωρηθεί ότι λείπουν από το σύνολο των δεικτών που χρησιμοποιούνται κατά καιρούς. Εμείς, ακολουθώντας μια αρχή απλότητας, επιλέξαμε τον Γενικό Δείκτη των τιμών του Χ.Α.Α. ως τον πλέον αντιπροσωπευτικό, ως την καλύτερη δηλαδή προσέγγιση ενός δείκτη που να αφορά το σύνολο της αγοράς.

Επιλογή του Βέλτιστου Χαρτοφυλακίου

Ο επενδυτής τελικά θα διαλέξει εκείνο το χαρτοφυλάκιο που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής μεταξύ του συνόρου αποδοτικών χαρτοφυλακίων και της όσο το δυνατόν αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας του.

ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Εισαγωγή

Ο προσδιορισμός των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων προϋποθέτει τον υπολογισμό των μέσων τιμών και των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων ανά δύο των αποδόσεων όλων των τίτλων που αποτελούν αντικείμενο μελέτης. Εάν ο αριθμός των τίτλων είναι n , είναι αναγκαίο να υπολογισθούν $n + n + \frac{(n^2-n)}{2} = \frac{n^2 + 3n}{2}$

παράμετροι. Για 100 τίτλους χρειάζεται να εκτιμηθούν 5150 παράμετροι.

Ο William Sharpe (1963) προς απλούστευση και αποφυγή μεγάλου πλήθους υπολογισμών πρότεινε υπόδειγμα που επιτρέπει μεγάλο περιορισμό του αριθμού των παραμέτρων που χρειάζεται να εκτιμηθούν. Έτσι έκανε δεκτή την ακόλουθη υπόθεση.

Οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των χρηματοπιστωτικών τίτλων οφείλονται στην επίδραση ενός κοινού και μοναδικού συστηματικού προσδιοριστικού παράγοντα. Οι μεταβολές του εν λόγω εξωγενούς παράγοντα, εκφραζόμενες με τις μεταβολές ορισμένου δείκτη, συνοδεύονται από μεταβολές των αποδόσεων των τίτλων. Με άλλα λόγια, οι αποδόσεις κάθε τίτλου συνδέονται, σύμφωνα προς ορισμένη σταθερή σχέση, με τις μεταβολές του δείκτη που αντιπροσωπεύει τον κοινό προσδιοριστικό παράγοντα. Κατά συνέπεια παρουσιάζουν συνδιακύμανση μόνο διότι επηρεάζονται από έναν κοινό παράγοντα.

Εν τούτοις, ανεξάρτητα από την επίδραση που ασκεί συστηματικά ο κοινός προσδιοριστικός παράγοντας, οι αποδόσεις των τίτλων επηρεάζονται από πλήθος τυχαίων παραγόντων. Η επίδραση των τυχαίων παραγόντων ασκείται τυχαία και ανεξάρτητα από την επίδραση του συστηματικού παράγοντα. Έτσι, ο μόνος λόγος συσχέτισης και συνδιακύμανσης των αποδόσεων δύο τίτλων είναι ότι υπόκεινται στην επίδραση κοινού συστηματικού παράγοντα δηλαδή είναι η κοινή ανταπόκριση τους στις διακυμάνσεις του συστηματικού παράγοντα.

Η παρατήρηση των κινήσεων των τιμών στο Χρηματιστήριο αποκαλύπτουν ότι οι τιμές γενικώς ανέρχονται ή κατέρχονται όταν η κίνηση της αγοράς είναι αντίστοιχα ανοδική ή πτωτική. Πλην όμως, άλλοι τίτλοι αντιδρούν αμέσως και έντονα στις διακυμάνσεις της χρηματιστηριακής αγοράς ενώ άλλοι παρουσιάζουν σχετικά μικρότερη ανταπόκριση και ορισμένοι αντιδρούν με μεγαλύτερη καθυστέρηση ή καθόλου.

Οι κινήσεις των τιμών ενός τίτλου δεν οφείλονται μόνο στην συστηματική επίδραση του κοινού παράγοντα αλλά επηρεάζονται επίσης και από παράγοντες που αφορούν ειδικά την εταιρία που τον έχει εκδώσει, από την αποτελεσματικότητα της διαχείρισης της και την επιτυχή ή ατυχή πορεία των δραστηριοτήτων της. Κατά συνέπεια, είναι πιθανό να σημειωθεί πτώση ή άνοδος της τιμής και της απόδοσης ενός τίτλου ακόμα και αν η χρηματιστηριακή αγορά παραμένει σταθερή.

Εκτός λοιπόν από την επίδραση του συστηματικού παράγοντα, που είναι η κίνηση της αγοράς, την τιμή δεδομένης μετοχής επηρεάζει επίσης ένα μεγάλο πλήθος παραγόντων που αφορούν ειδικά την εταιρία και επιδρούν προς διάφορες κατευθύνσεις. Η επίδρασή τους ασκείται, λόγω και του μεγάλου πλήθους τους, κατά τρόπο τυχαίο δηλαδή η επίδρασή τους, κατά την δεδομένη χρονική στιγμή, μπορεί να είναι κατά πιθανότητα θετική ή αρνητική ανεξάρτητα από την κατάσταση της χρηματιστηριακής αγοράς. Έτσι η διακύμανση των τιμών και των αποδόσεων ενός τίτλου αναλύεται σε δύο συνιστώσες, στην διακύμανση που αντανακλά την επίδραση του συστηματικού παράγοντα και στην διακύμανση που εκφράζει την επίδραση τυχαίων παραγόντων.

Ως δείκτης που αντιπροσωπεύει τον κοινό συστηματικό παράγοντα λαμβάνεται ο δείκτης τιμών των μετοχών. Θεωρείται ότι οι μεταβλητές του εν λόγω δείκτη αντανακλούν την κίνηση της αγοράς. Οι μεταβολές του δείκτη τιμών, δεδομένου ότι αποτελούν μεταβολές της αξίας ενός συνόλου μετοχών που διαπραγματεύονται στην αγορά, εκφράζουν αντίστοιχες αποδόσεις του «χαρτοφυλακίου της αγοράς» και αυτό υπό την προϋπόθεση ότι περιλαμβάνει το σύνολο των μετοχών που αποτελεί αντικείμενο διαπραγμάτευσης στο Χρηματιστήριο.

Γίνεται λοιπόν δεκτό ότι το «Υπόδειγμα της αγοράς», που αναπτύχθηκε από τον William Sharpe, περιγράφει μια γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση μεμονωμένων χρεογράφων (ή χαρτοφυλακίων) και την απόδοση της συνολικής αγοράς. Βασίζεται στην υπόθεση ότι η απόδοση ενός χρεογράφου (ή χαρτοφυλακίου) έχει την τάση να κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του δείκτη της αγοράς, το υπόδειγμα αυτό μπορεί να εκφραστεί μαθηματικά με την παρακάτω εξίσωση:

$$R_{it} = \beta_i R_{mt} + a_i + e_{it}$$

όπου,

R_{it} = η τυχαία απόδοση του χρεογράφου i κατά την περίοδο t .

R_{mt} = η τυχαία απόδοση του Γενικού Δείκτη m κατά την περίοδο t .

a_i = το συστατικό της απόδοσης του χρεογράφου i , που δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη m . Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη m είναι ίση με μηδέν, η απόδοση του χρεογράφου i είναι ίση με a_i .

β_i = ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου i ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i , ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη.

e_{it} = το σφάλμα της απόδοσης του χρεογράφου i κατά την περίοδο t .

Υποθέσεις του Υποδείγματος

Η εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς γίνεται συχνά εφαρμόζοντας την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, η χρησιμοποίηση της οποίας προϋποθέτει την υιοθέτηση αρκετά περιοριστικών υποθέσεων, οι οποίες πρέπει να ελέγχονται εμπειρικά. Έτσι, διατυπώνονται οι ακόλουθες υποθέσεις:

1. $E(e_{it}) = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή του στοχαστικού όρου είναι μηδέν.

2. $\text{Cov}(e_{it}, e_{it+k}) = 0$ για κάθε $k \neq 0$, όπου και είναι δύο διαφορετικές τιμές του στοχαστικού όρου. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου e_{it} . Η υπόθεση αυτή είναι αναγκαία για τη εκτίμηση των παραμέτρων.
3. $\text{Cov}(e_{it}, R_{mt}) = 0$. Η τυχαία μεταβλητή, η οποία εκφράζει την επίδραση των τυχαίων, μη συστηματικών παραγόντων, είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα R_m .
4. $\text{Var}(e_{it}) = \sigma^2_{it}$. Η υπόθεση αυτή είναι η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Σύμφωνα με αυτήν, η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Εάν οι παραπάνω υποθέσεις πληρούνται, τότε οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι και έχουν τη μικρότερη διακύμανση μεταξύ όλων των γραμμικών και αμερόληπτων εκτιμητών. Πρέπει να σημειωθεί δε, ότι η παραβίαση των υποθέσεων αυτών δημιουργεί σοβαρά προβλήματα αξιοπιστίας στην τιμή του συντελεστή βήτα.

Απόδοση ενός Χρεογράφου

Χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς, η αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου μπορεί να εκφραστεί ως εξής:

$$E(R_i) = \beta_i E(R_m) + a_i, \text{ όπου } i = 1, 2, \dots, N,$$

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου I,

$E(R_m)$ = η αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη.

Συνεπώς, η αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου διαιρείται σε δύο μέρη:

- 1) την αναμενόμενη απόδοση που σχετίζεται με την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $\beta_i E (R_m)$ (συστηματικό μέρος) και
- 2) την αναμενόμενη απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης a_i (μη συστηματικό μέρος).

Το μη συστηματικό μέρος εκφράζει την συνδυασμένη επίδραση παραγόντων οι οποίοι είναι μοναδικοί για κάθε εταιρία και οι οποίοι θεωρούνται ότι δεν έχουν καμία επίδραση στην απόδοση του Γενικού Δείκτη (για παράδειγμα, η ανακάλυψη ενός σημαντικού νέου προϊόντος, μια τοπική απεργία, το μέγεθος της εταιρείας κ.α.).

Συνολικός Κίνδυνος ενός Χρεογράφου

Επίσης χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς, η διακύμανση της απόδοσης ενός χρεογράφου, μπορεί να χωριστεί ως εξής:

$$\sigma^2_i = \beta^2_i \sigma^2_m + \sigma^2_{ei} ,$$

όπου:

σ^2_i = η διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη

σ^2_{ei} = η διακύμανση του στοχαστικού όρου e_i ($i=1,2,\dots,N$)

Το πρώτο μέρος του συνολικού κινδύνου του χρεογράφου i είμαι ο συστηματικός κίνδυνος και δίνεται από το $\beta^2_i \sigma^2_m$. Ο πρώτος όρος β^2_i δείχνει πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση του χρεογράφου i στις κινήσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη. Για παράδειγμα, ένα χρεόγραφο με βήτα ίσο με 0,8 δείχνει ότι η απόδοση του χρεογράφου θα μεταβληθεί κατά 8% κατά μέσο όρο σε μια μεταβολή της απόδοσης του Γενικού Δείκτη κατά 10%. Ο δεύτερος όρος είναι η διακύμανση της αγοράς, η οποία μετράει τη μεταβλητότητα που συνδέεται με την απόδοση του Γενικού Δείκτη.

Είναι προφανές ότι οι επενδυτές προτιμούν να επενδύουν σε επιθετικά χρεόγραφα όταν η αγορά ανεβαίνει και σε αμυντικά χρεόγραφα όταν η αγορά πέφτει. Αφού η διακύμανση του δείκτη της αγοράς είναι σταθερή σε σχέση με τα άλλα χρεόγραφα του δείκτη, ο συντελεστής βήτα παρέχει ένα μέτρο του συστηματικού κινδύνου του χρεογράφου. Ο συστηματικός κίνδυνος ονομάζεται επίσης και μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος.

Είναι χρήσιμο να αναφέρουμε ότι ο τύπος υπολογισμού του συστηματικού κινδύνου δίνεται από την σχέση:

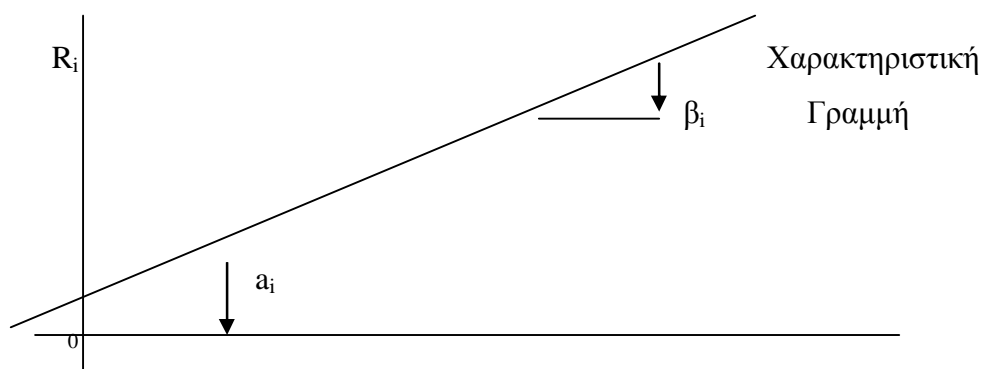
$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} \text{ όπου}$$

σ_{im} = η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου i και του Γενικού Δείκτη της αγοράς m .

σ_m^2 = η διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη της αγοράς m . Ο αριθμητής του παραπάνω κλάσματος δείχνει τον κίνδυνο του χρεογράφου i μέσα στο χαρτοφυλάκιο που αντιπροσωπεύει την αγορά και ο παρονομαστής του κλάσματος δείχνει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου που αντιπροσωπεύει την αγορά.

Γενικά: Ο συστηματικός κίνδυνος προκύπτει από γεγονότα τα οποία επηρεάζουν ολόκληρη την αγορά, επηρεάζει τις αποδόσεις των χρεογράφων, δεν μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφθεί με τη διαφοροποίηση και τέλος, μπορεί να μετρηθεί από το βήτα. Από την άλλη πλευρά ο μη συστηματικός κίνδυνος προκύπτει από γεγονότα τα οποία είναι μοναδικά για κάθε επιχείρηση, επηρεάζει τις αποδόσεις ενός χρεογράφου, μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφθεί με τη διαφοροποίηση και τέλος μπορεί να μετρηθεί χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς.

Το υπόδειγμα της αγοράς προϋποθέτει ότι δεν υπάρχουν άλλοι παράγοντες που να επηρεάζουν τα χρεόγραφα (π.χ. οικονομικοί, βιομηχανικοί, κλπ) παρά μόνο η απόδοση της αγοράς. Το υπόδειγμα αυτό μπορεί να παρουσιαστεί και γραφικά με την ευθεία παλινδρόμηση της απόδοσης του χρεογράφου i στην απόδοση του δείκτη m .



Η γραμμή αυτή λέγεται Χαρακτηριστική γραμμή και περιγράφει τη σχέση μεταξύ μεταβολών στις αποδόσεις ενός χρεογράφου και μεταβολών στις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η κλίση της γραμμής αυτής είναι ο συντελεστής παλινδρόμησης και συγκεκριμένα ο συντελεστής Βήτα.

Χρήσεις του Υποδείγματος της Αγοράς

Το υπόδειγμα της αγοράς χρησιμοποιείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα γίνεται με την μέθοδο της παλινδρόμησης.

Το υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιείται επίσης για την απλοποίηση των εκτιμήσεων που χρειάζονται για το υπόδειγμα του Markowitz. Βασιζόμενοι στο υπόδειγμα της αγοράς, μπορούμε εύκολα να υπολογίσουμε τις αναμενόμενες αποδόσεις, τις διακυμάνσεις και τις συνδιακυμάνσεις των χρεογράφων, έτσι ώστε να υπολογιστεί το σύνολο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων. Δηλαδή:

$$\begin{aligned} E(R_i) &= \beta_i E(R_m) + a_i \\ \text{Var}(R_i) &= \beta_i^2 \text{Var}(R_m) + \text{Var}(e_i) \\ \text{Cov}(R_i, R_j) &= \beta_i \beta_j \text{Var}(R_m) \end{aligned}$$

Τέλος, το υπόδειγμα της αγοράς επιλύει άμεσα το πρόβλημα της ανάλυσης χαρτοφυλακίου. Δηλαδή, η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου βρίσκονται απευθείας:

$$\begin{aligned} E(R_p) &= \sum w_i E(R_i) \quad \text{και} \\ \sigma_p^2 = \text{Var}(P) &= \sum w_i^2 \sigma_i^2 + \sum \sum w_i w_j \sigma_{ij}, \quad i \neq j. \end{aligned}$$

Εισαγωγή

Μέχρι την δεκαετία του '50 οι διαχειριστές κεφαλαίων και γενικότερα οι επενδυτές θεωρούσαν ως ορθότερη τακτική συγκρότησης χαρτοφυλακίου, εκείνη που αξιολογούσε επενδύσεις με βάση την υψηλότερη προσδοκώμενη απόδοση. Σύμφωνα με την τακτική εκείνη ο κίνδυνος δεν αποτελούσε χαρακτηριστικό αξιολόγησης και επιλογής επενδυτικών στοιχείων. Ο μοναδικός αντικειμενικός σκοπός των επενδύσεων ήταν η μεγιστοποίηση των αναμενόμενων κερδών.

Στις αρχές της δεκαετίας του '50 ο Markowitz παρουσίασε μια πρωτοποριακή μεθοδολογία συγκρότησης του άριστου χαρτοφυλακίου, όπου οι επενδυτές λαμβάνουν υπόψη ταυτόχρονα και την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μετοχών. Σύμφωνα με τον Markowitz ένα χαρτοφυλάκιο θεωρείται αποδοτικό όταν δεν υπάρχει κανένα άλλο το οποίο: (α) με δεδομένη προσδοκώμενη απόδοση να έχει μικρότερο κίνδυνο και (β) με δεδομένο τον κίνδυνο να έχει μεγαλύτερη προσδοκώμενη απόδοση.

Ο Sharpe (1964) απλοποίησε και επέκτεινε το μοντέλο του Markowitz εισάγοντας το «μοντέλο ενός δείκτη αναφοράς». Σύμφωνα με το μοντέλο αυτό ο Sharpe αντικατέστησε τον πολλαπλό συσχετισμό των μετοχών με το συσχετισμό της κάθε μετοχής με ένα κοινό δείκτη.

Στη συνέχεια, οι Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966) εισάγοντας την έννοια του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου διέυρυναν τις μέχρι τότε αναφορές και διαμόρφωσαν τη θεωρία ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς. Η θεωρία αυτή εκφράζεται με το «Μοντέλο Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων», γνωστό ως CAPM (Capital Asset Pricing Model) και δείχνει τη σχέση μεταξύ απόδοσης και κινδύνου σε συνθήκες ισορροπίας.

Οι τρεις αυτοί ερευνητές στήριξαν τις θεωρίες τους στις εξής κύριες υποθέσεις:

- 1) Όλες οι επενδυτικές αποφάσεις βασίζονται στο αναμενόμενο κέρδος και κίνδυνο χαρτοφυλακίου.
- 2) Όλοι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο.
- 3) Όλοι οι επενδυτές επιθυμούν την καλύτερη δυνατή αναμενόμενη απόδοση.
- 4) Όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες κατανομές πιθανοτήτων των μελλοντικών αποδόσεων καθώς επίσης και τον ίδιο επενδυτικό ορίζοντα.
- 5) Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται με επιτόκιο ίσο με αυτό του αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο.
- 6) Ο δείκτης πληθωρισμού είναι μηδενικός.
- 7) Η κεφαλαιαγορά είναι τέλεια, δηλαδή:
 - § Δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών.
 - § Οι μετοχές είναι απεριόριστα διαιρετές.
 - § Οι τιμές δεν επηρεάζονται από ενέργειες μεμονωμένων επενδυτών
 - § Δεν υπάρχουν έξοδα παροχής πληροφοριών
- 8) Η κεφαλαιαγορά βρίσκεται σε ισορροπία.

Με βάση τις υποθέσεις αυτές αναπτύχθηκαν τα παρακάτω:

Η Καμπύλη της Κεφαλαιαγοράς

Η καμπύλη της κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια και είναι η σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου, όπου ο κίνδυνος υπολογίζεται από την τυπική απόκλιση της απόδοσης του.

Πιο συγκεκριμένα ισχύει:

$$E(R_p) = R_f + \frac{[E(R_m) - R_f] \cdot \sigma(R_p)}{\sigma(R_m)}$$

όπου

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

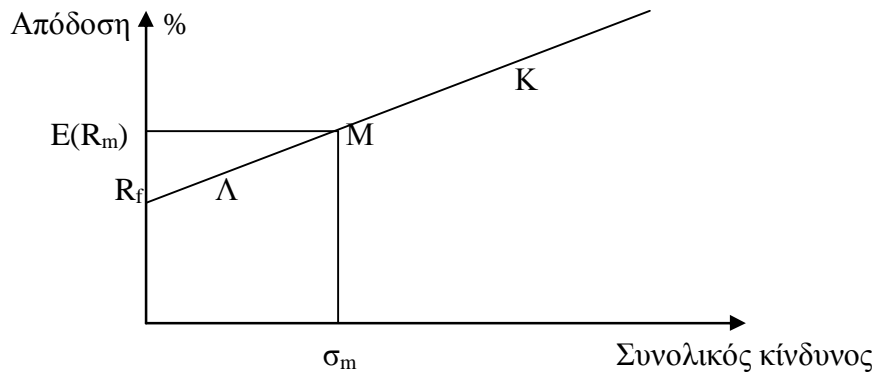
R_f = η απόδοση του αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο f

$E(R_m)$ = αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma(R_m)$ = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma(R_p)$ = η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου p

Γραφικά η σχέση αυτή της απόδοσης και του κινδύνου για αποδοτικά – αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια παρουσιάζεται στο παρακάτω διάγραμμα:



Σύμφωνα με το παραπάνω διάγραμμα, κάθε επενδυτής έχει τη δυνατότητα να τοποθετήσει τα κεφάλαια του σε τέσσερα εναλλακτικά σχέδια:

1. σε μηδενικού κινδύνου αξιόγραφα (R_f)
2. σε μηδενικού κινδύνου αξιόγραφα και μετοχές με αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο μικρότερα από τα αντίστοιχα ποσά του χαρτοφυλακίου της αγοράς (Λ)
3. σε μετοχές που παρουσιάζουν την ίδια συμπεριφορά με αυτή του χαρτοφυλακίου της αγοράς (M)
4. σε μετοχές με αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο μεγαλύτερα από αυτά του χαρτοφυλακίου της αγοράς (K)

ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΑΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ – ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΙΣΟΡΡΟΠΙΑΣ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ

Εισαγωγή

Πιο πάνω αναλύσαμε τα κριτήρια και την συμπεριφορά του επενδυτή σε συγκεκριμένη χρηματοπιστωτική αγορά. Ο επενδυτής με δεδομένες τις τρέχουσες τιμές των μετοχών και τις προσδοκίες του εκτιμά την μέση τιμή, την διακύμανση και τις συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων όλων των υπό εξέταση τίτλων. Με δεδομένες τις εκτιμήσεις των εν λόγω παραμέτρων και το επιτόκιο δανείου απαλλαγμένου από κίνδυνο, προσδιορίζει το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Από το εν λόγω σύνολο επιλέγει το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο, που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής της ευθείας γραμμής των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων με την καμπύλη αδιαφορίας, που εκφράζει το μέγιστο δυνατό επίπεδο χρησιμότητας. Με δεδομένη την παραπάνω συμπεριφορά των επενδυτών, θα εξετάσουμε τον μηχανισμό δια του οποίου διαμορφώνονται στην αγορά οι τιμές ισορροπίας των χρηματοπιστωτικών τίτλων και οι αποδόσεις τους.

Το υπόδειγμα που θα παρουσιάσουμε σχετικά με τον μηχανισμό διαμόρφωσης των τιμών ισορροπίας και των αποδόσεων των χρηματοπιστωτικών τίτλων (μετοχών), είναι γνωστό ως «Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων» ή «Capital Asset Pricing Model» (CAPM). Η διατύπωση του υποδείγματος, δηλαδή της θεωρίας που περιγράφει και ερμηνεύει τον μηχανισμό διαμόρφωσης των τιμών ισορροπίας και των αποδόσεων των χρηματοπιστωτικών τίτλων, θεμελιώνεται στα αποτελέσματα του υποδείγματος Markowitz και στις παραδοχές τις σχετικές με τη συμπεριφορά των επενδυτών.

Παρακάτω υπενθυμίζουμε τις παραδοχές των υποδειγμάτων συμπεριφοράς των επενδυτών και αναφέρουμε ορισμένες αναγκαίες πρόσθετες υποθέσεις, που αφορούν ειδικά το υπόδειγμα CAPM.

Οι υποθέσεις

- 1) Οι επενδυτές επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση της περιουσίας τους ενώ παράλληλα αποστρέφονται τον κίνδυνο.
- 2) Ο κάθε επενδυτής έχει ως χρονικό ορίζοντα μία και μόνη περίοδο διακράτησης των τίτλων.
- 3) Οι αποδόσεις των τίτλων κατά το τέλος της περιόδου διακράτησης αποτελούν τυχαίες μεταβλητές που γενικώς δεν είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Υπάρχει όμως τουλάχιστον ένας τίτλος με βέβαια απόδοση και απαλλαγμένος από κάθε κίνδυνο.
- 4) Οι επενδυτές επιλέγουν το επιθυμητό χαρτοφυλάκιο τίτλων από το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.
- 5) Οι χρηματοπιστωτικοί τίτλοι είναι τέλεια διαιρετοί που σημαίνει ότι ο επενδυτής μπορεί να αποκτήσει οποιοδήποτε κλάσμα ενός τίτλου.
- 6) Υπάρχει ένα επιτόκιο στο οποίο κάθε επενδυτής μπορεί χωρίς κίνδυνο να δανείσει ή να δανεισθεί το ποσό που επιθυμεί υπό τον όρο της εξόφλησης και της εξυπηρέτησης του δανείου.
- 7) Οι συναλλαγές δεν υπόκεινται σε έξοδα και δεν επιβάλλεται φόρος επί των αποδόσεων.

Οι πρόσθετες υποθέσεις είναι:

- 8) Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα δηλαδή την ίδια, μία και μόνη χρονική περίοδο τοποθέτησης.
- 9) Η χρηματοπιστωτική αγορά είναι ανταγωνιστική. Το επιτόκιο είναι το ίδιο για όλους όσους επιθυμούν να δανείσουν ή να δανεισθούν.
- 10) Όλες οι υπάρχουσες πληροφορίες περιέρχονται σε γνώση όλων των επενδυτών αμέσως και χωρίς κόστος. Δεν υπάρχουν τριβές που εμποδίζουν τις συναλλαγές.
- 11) Οι επενδυτές έχουν ομογενείς προσδοκίες, που σημαίνει ότι έχουν την ίδια γνώση, την ίδια αίσθηση και την ίδια αντίληψη σχετικά με τις αποδόσεις των τίτλων και κατά συνέπεια προβαίνουν στις ίδιες εκτιμήσεις των αναμενόμενων αποδόσεων, των τυπικών αποκλίσεων και των συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων του τίτλου.

Εφ' όσον όλοι διαθέτουν και χρησιμοποιούν τα ίδια δεδομένα μέσω των τιμών, διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων, είναι επόμενο να προσδιορίζουν το ίδιο σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.

Το θεώρημα του Διαχωρισμού

Όλοι οι επενδυτές έχουν να επιλέξουν από το ίδιο σύνολο αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Ο μόνος λόγος για τον οποίο ο καθένας επιλέγει διαφορετικό χαρτοφυλάκιο είναι ότι έχει διαφορετικές προτιμήσεις και διαφορετική θέση έναντι της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου, δηλαδή χαρακτηρίζεται από άλλη καμπύλη αδιαφορίας. Εν τούτοις, το χαρτοφυλάκιο που επιλέγει ο κάθε επενδυτής, παρόλο που μπορεί να διαφέρει από εκείνο των άλλων, αποτελεί γραμμικό συνδυασμό που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων Μ και δανεισμό με το ίδιο επιτόκιο για όλους.

Όλοι οι επενδυτές κατανέμουν το ποσό που θέλουν να επενδύσουν σε επικίνδυνους τίτλους, κατά τις ίδιες σχετικές αναλογίες που χαρακτηρίζουν το χαρτοφυλάκιο Μ και δανείζονται ή δανείζουν ένα ορισμένο ποσό ώστε να επιτύχουν τον επιθυμητό συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου. Έτσι διατυπώνεται το ακόλουθο «Θεώρημα Διαχωρισμού».

Η απόφαση της επένδυσης λαμβάνεται χωριστά από την απόφαση της χρηματοδότησης. Η απόφαση επένδυσης σε επικίνδυνους τίτλους προσδιορίζεται χωρίς να είναι γνωστές οι προτιμήσεις και η συμπεριφορά του επενδυτή έναντι της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου. Όλοι οι επενδυτές, ανεξάρτητα από τις προτιμήσεις τους, θα επενδύσουν στο ίδιο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων. Τελικά σε συνάρτηση με τις προτιμήσεις τους θα επιλέξουν συνδυασμό του εν λόγω χαρτοφυλακίου με χορήγηση ή ανάληψη δανείου. Από τις προτιμήσεις του επενδυτή εξαρτάται το ποσό που θα επενδύσει το εν λόγω χαρτοφυλάκιο καθώς και η χρηματοδότηση του. Με άλλα λόγια από τις προτιμήσεις εξαρτάται εάν θα δανεισθεί και θα επενδύσει ποσό ανώτερο των όσων διαθέτει εξ ιδίων ή εάν θα δανείσει μέρος των εξ ιδίων και το υπόλοιπο θα το επενδύσει στο δεδομένο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων.

Το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς

Οι διατυπωθείσες πιο πάνω υποθέσεις έχουν τις ακόλουθες συνέπειες:

Το χαρτοφυλάκιο Μ επικινδύνων τίτλων, το οποίο οι επενδυτές συνδυάζουν με δανεισμό (χορήγηση ή λήψη δανείου) για να πετύχουν τον βέλτιστο συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, περιλαμβάνει όλους τους διαπραγματεύσιμους στην χρηματοπιστωτική αγορά τίτλους. Με άλλα λόγια, αποτελεί το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς. Αυτό γίνεται φανερό από την ακόλουθη σύντομη ανάλυση.

Εάν υποτεθεί ότι ορισμένοι τίτλοι, λόγω των τρεχουσών τιμών τους και των αναμενόμενων αποδόσεων τους, δεν περιλαμβάνονται στο αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο Μ, αυτό σημαίνει ότι κανείς επενδυτής δεν επιθυμεί να κατέχει αυτούς τους τίτλους. Αφού λοιπόν κανείς δεν ζητάει να αγοράσει και να συμπεριλάβει στο χαρτοφυλάκιο του, τους τίτλους αυτούς, αλλά αντίθετα τους προσφέρει, οι τιμές στην αγορά θα πέσουν. Τελική συνέπεια της πτώσεως των τιμών των εν λόγω τίτλων θα είναι οι αγοραστές που θα τους αγοράσουν σε χαμηλές τιμές, να έχουν μεγάλες πιθανότητες υψηλών αποδόσεων. Έτσι, είναι προφανές ότι, όταν οι τρέχουσες τιμές κατέλθουν σε ορισμένα χαμηλά επίπεδα, όλοι οι επενδυτές θα σπεύσουν να συμπεριλάβουν στο χαρτοφυλάκιο τους, τους εν λόγω τίτλους.

Τελικά, για κάθε τίτλο διαμορφώνεται τιμή ισορροπίας τέτοια ώστε η συνολική διαθέσιμη ποσότητα κάθε τίτλου είναι επιθυμητή και περιλαμβάνεται στο χαρτοφυλάκιο όλων των επενδυτών. Κατά συνέπεια, όταν η αγορά είναι σε ισορροπία και δεν υπάρχει πλεόνασμα ζήτησης ή προσφοράς όλοι οι τίτλοι συμμετέχουν στο χαρτοφυλάκιο Μ. Ο κάθε τίτλος συμμετέχει κατά ποσοστό ίσο με το λόγο της συνολικής αξίας του προς την συνολική αξία του χαρτοφυλακίου της αγοράς (δηλαδή προς τον λόγο του γινομένου της τιμής ισορροπίας επί την διαθέσιμη ποσότητα του, προς το άθροισμα των γινομένων των τιμών ισορροπίας επί των διαθεσίμων ποσοτήτων όλων των υπάρχοντων τίτλων). Οι εν λόγω τιμές ισορροπίας συνεπάγονται προσδοκώμενες αποδόσεις αρκούντως υψηλές ώστε να συμψηφίζουν τον αντίστοιχο κίνδυνο.

Ας υποθεθεί τώρα ότι οι τρέχουσες τιμές ορισμένων τίτλων στην αγορά είναι χαμηλότερες από τις τιμές ισορροπίας. Στην περίπτωση αυτή, λόγω των σχετικά υψηλών αναμενόμενων αποδόσεων, οι εν λόγω τίτλοι θα επιλέγουν να συμπεριληφθούν στο χαρτοφυλάκιο Μ κατά ποσοστό ανώτερο από εκείνο που αντιστοιχεί σε κατάσταση ισορροπίας της Αγοράς. Συνέπεια αυτού θα είναι ότι θα εκδηλωθεί σχετικά μεγάλη ζήτηση που θα συντελέσει στην ύψωση των τιμών προς τα επίπεδα ισορροπίας. Κατ' ακολουθία, οι προσδοκώμενες αποδόσεις θα μειωθούν και οι επενδυτές θα προσδιορίσουν νέο χαρτοφυλάκιο Μ στο οποίο θα συμπεριλάβουν τους τίτλους αυτούς κατά ποσοστά αντίστοιχα ίσα προς εκείνα που ισχύουν σε κατάσταση ισορροπίας της αγοράς.

Καταλήγουμε ότι εάν οι τρέχουσες τιμές των τίτλων αποκλίνουν από τις τιμές ισορροπίας, οι επενδυτές, επιδιώκοντας να καταρτίσουν το επιθυμητό χαρτοφυλάκιο, θα προκαλέσουν αναπροσαρμογές των τιμών μέχρι η αγορά να ισορροπήσει.

Σε κατάσταση ισορροπίας της αγοράς:

- a) Η τρέχουσα τιμή κάθε τίτλου είναι σε επίπεδο τέτοιο ώστε να μην υπάρχει πλεόνασμα ζήτησης.
- b) Οι επενδυτές κατέχουν ορισμένη ποσότητα από όλους τους επικίνδυνους τίτλους κατά την αναλογία, που αντιπροσωπεύει την σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (έτσι το χαρτοφυλάκιο ισορροπίας της αγοράς Μ, είναι το χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων που οι επενδυτές, υπό τις προηγούμενες υποθέσεις, προσδιορίζουν με την επίλυση του προβλήματος του προσδιορισμού του συνόλου των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων).
- c) Το επιτόκιο δανεισμού χωρίς κίνδυνο είναι σε επίπεδο τέτοιο ώστε το συνολικό ποσό των δανείων που ζητούνται είναι ίσο με το συνολικό ποσό των δανείων που προσφέρονται.
- d) Όλοι οι επενδυτές συνδυάζουν κατά την επιθυμητή στον καθένα αναλογία, τίτλο δανείου με χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων. Το τελευταίο, έχει ποσοστιαία σύνθεση της αξίας του όμοια προς εκείνη της αξίας του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Το χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων τίτλων της αγοράς είναι λοιπόν το χαρτοφυλάκιο που περιλαμβάνει όλους τους επικίνδυνους τίτλους που κυκλοφορούν στην αγορά (όλων των εταιρειών που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο). Η αναλογία συμμετοχής της αξίας του κάθε τίτλου στη συνολική αξία του χαρτοφυλακίου είναι ίση με το λόγο της συνολικής αγοραίας αξίας του προς το άθροισμα των συνολικών αγοραίων αξιών όλων των τίτλων ή όπως λέγεται ίση προς την σχετική αγοραία αξία. Η σχετική αγοραία αξία ενός τίτλου είναι ίση προς το λόγο της συνολικής αγοραίας αξίας του (δηλαδή του γινομένου της συνολικής ποσότητας του τίτλου που κυκλοφορεί και της τιμής ισορροπίας), δια του αθροίσματος των συνολικών αγοραίων αξιών όλων των επικίνδυνων τίτλων.

Έτσι το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο Μ επικίνδυνων τίτλων, το οποίο προσδιορίζουν και στο οποίο επενδύουν όλοι οι επενδυτές ταυτίζεται με το «Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς».

Οι επενδυτές επιλέγουν το βέλτιστο συνδυασμό αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, που αποτελεί αντίστοιχο για τον καθένα συνδυασμό δανεισμού και του χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Άρα το Χαρτοφυλάκιο της Αγοράς είναι το αποτελεσματικό εκείνο χαρτοφυλάκιο, που αντιπροσωπεύεται από το σημείο Μ της οριοθετικής γραμμής των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων, στο οποίο εφάπτεται η Ευθεία Γραμμή των Αποτελεσματικών Χαρτοφυλακίων.

Το εν λόγω χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι τέλεια διαφοροποιημένο. Αυτό σημαίνει ότι από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς έχει εξαλειφθεί κάθε κίνδυνος που είναι δυνατόν να εξαλειφθεί. Ωστόσο, τίθεται το πρακτικό ερώτημα, κατά πόσο είναι δυνατόν κάθε επενδυτής να κατέχει χαρτοφυλάκιο, που περιλαμβάνει μετοχές όλων των εισηγμένων στο χρηματιστήριο εταιρειών. Η απάντηση είναι ότι αρκεί να περιλαμβάνει ένα δείγμα 30 περίπου εταιρειών, που είναι αντιπροσωπευτικό του χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Με τυχαία επιλογή δείγματος 30 εταιρειών επιτυγχάνεται διαφοροποίηση που μειώνει τον κίνδυνο κατά 90% του μέγιστου επιπέδου του, που μπορεί να εξαλειφθεί.

Δεδομένου ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποδοτικό, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων είναι μια σχέση ισορροπίας μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και του κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Ο κίνδυνος αυτός μετριέται με τον συντελεστή βήτα και δείχνει το ποσοστό μεταβολής των αποδόσεων της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου σε σχέση με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Πιο συγκεκριμένα η ευθεία γραμμή των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων ή Ευθεία Γραμμή της Αγοράς Κεφαλαίου γράφεται σύμφωνα με τον ακόλουθο τύπο:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \cdot \beta_{im}$$

όπου

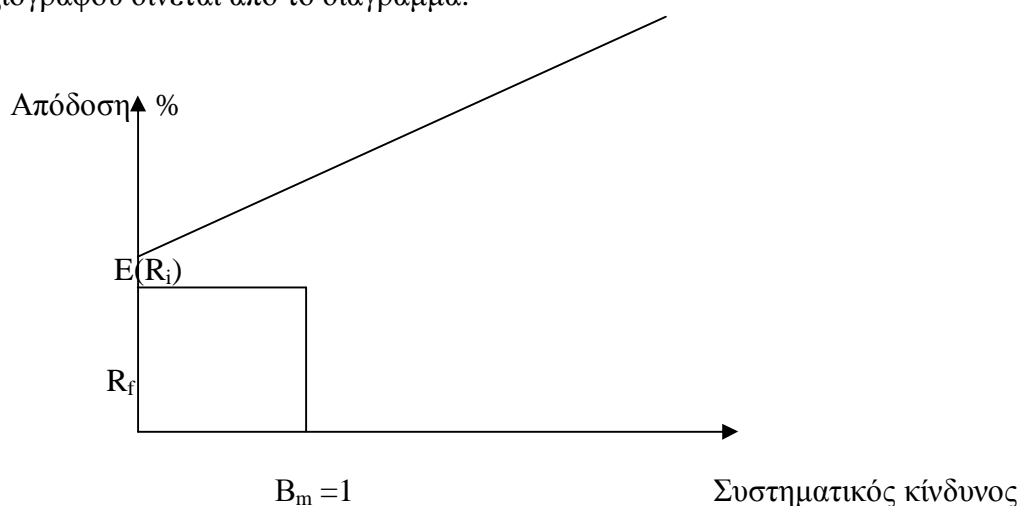
$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

R_f = η απόδοση του αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο f

$E(R_m)$ = αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

β_{im} = ο συντελεστής βήτα μεταξύ της απόδοσης της μετοχής i και της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Διαγραμματικά η σχέση της απόδοσης και του συστηματικού κινδύνου ενός αξιόγραφου δίνεται από το διάγραμμα:



Η ευθεία γραμμή R_M ονομάζεται γραμμή αξιόγραφων και καθορίζει τη σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου για κάθε μετοχή. Επί της γραμμής αυτής βρίσκονται όλες οι μετοχές οι τιμές των οποίων είναι σε ισορροπία. Επομένως οι μετοχές πάνω από τη γραμμή αξιόγραφων θεωρούνται υποτιμημένες αφού η αναμενόμενη απόδοση είναι μεγαλύτερη από την απαιτούμενη και οι μετοχές κάτω από την γραμμή αυτή θεωρούνται υπερτιμημένες αφού η αναμενόμενη απόδοση είναι μικρότερη από την απαιτούμενη.

Κάθε χαρτοφυλάκιο που αντιπροσωπεύεται από αντίστοιχο σημείο της ευθείας της Αγοράς Κεφαλαίου, αποτελεί αποτελεσματικό συνδυασμό του χαρτοφυλακίου M της Αγοράς και του τίτλου δανείου, με τη βέβαια απόδοση (ή το βέβαιο κόστος).

Ερμηνεία του συντελεστή β

Ο συντελεστής β_i μιας εταιρείας εκφράζεται με το ακόλουθο κλάσμα:

$$\beta_i = \frac{\sigma_i \cdot \rho_{im}}{\sigma_m}$$

Ο αριθμητής αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο της εταιρείας και ο παρονομαστής το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Άρα, ο λόγος β_i μιας εταιρείας i είναι δείκτης του μεγέθους του συστηματικού κινδύνου της εταιρείας σε σχέση προς τον κίνδυνο της αγοράς.

Το β_i μιας εταιρείας i δείχνει επίσης το βαθμό ευαισθησίας που παρουσιάζει η αναμενόμενη απόδοση της εταιρείας έναντι των διακυμάνσεων της αγοράς δηλαδή, έναντι των διακυμάνσεων της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Το β αντανakλά την πολλαπλάσια (εάν $\beta > 1$) ή υποπολλαπλάσια (εάν $\beta < 1$) μεταβολή, που σημειώνεται στην αναμενόμενη απόδοση της μετοχής, και ακολουθία δεδομένης μεταβολής της αναμενόμενης απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Προσδιοριστικοί Παράγοντες του Συστηματικού Κινδύνου

Τίθεται το ερώτημα γιατί ορισμένες εταιρείες έχουν υψηλό συστηματικό κίνδυνο ($\beta > 1$) και άλλες έχουν χαμηλό ($\beta < 1$).

Δεδομένου ότι αντανακλά το βαθμό ευαισθησίας των αποδόσεων της εταιρείας έναντι των διακυμάνσεων της αγοράς, ο συστηματικός κίνδυνος είναι τόσο υψηλότερος όσο περισσότερο τα εισοδήματα της εταιρείας επηρεάζονται από μακροοικονομικούς παράγοντες και γενικά από τις διακυμάνσεις της κατάστασης της οικονομίας και της αγοράς. Επιχειρήσεις που παρουσιάζουν υψηλό β είναι αυτές που παράγουν μηχανολογικό εξοπλισμό, έπιπλα, κλπ. Δεδομένη ποσοστιαία αύξηση (ή πτώση) των εισοδημάτων, συνοδεύεται από μεγαλύτερη ποσοστιαία αύξηση (ή μείωση) των πωλήσεων τους.

Αντίθετα οι επιχειρήσεις τροφίμων, των οποίων η ζήτηση δεν επηρεάζεται σημαντικά από τις μεταβολές των εισοδημάτων των καταναλωτών, παρουσιάζουν σχετικά χαμηλό β .

Ένας άλλος παράγοντας, που επαυξάνει την ευαισθησία και συνεπώς το συστηματικό κίνδυνο, είναι η αναλογία των σταθερών δαπανών προς τις μεταβλητές δαπάνες (στις σταθερές δαπάνες περιλαμβάνονται και τα χρηματοδοτικά έξοδα). Όταν μια εταιρεία έχει σχετικά υψηλά σταθερά έξοδα, (π.χ. εταιρείες με υψηλή συμμετοχή κεφαλαίων και πληρωμή υψηλών τόκων) δεν προσαρμόζεται εύκολα στις διακυμάνσεις της οικονομίας. Για τον λόγο αυτόν, οι διακυμάνσεις της οικονομίας συνεπάγονται σχετικά μεγάλες διακυμάνσεις των κερδών των εν λόγω εταιρειών.

Ως γνωστό το μέγεθος του συνολικού κινδύνου μιας εταιρείας, που έχει ως μέτρο την τυπική απόκλιση των αποδόσεων της, αναλύεται σε άθροισμα δύο συνιστωσών: του συστηματικού και του μη συστηματικού κινδύνου. Το μέγεθος του πρώτου προσδιορίζεται από τους πιο πάνω μακροοικονομικούς, κοινωνικούς, πολιτικούς, διεθνείς κ.α. παράγοντες που επηρεάζουν την κατάσταση της οικονομίας. Οι παράγοντες αυτοί επηρεάζουν τις αποδόσεις όλων των τίτλων, άλλων περισσότερο και άλλων λιγότερο.

Οι ειδικοί παράγοντες, που προσδιορίζουν τον μη συστηματικό κίνδυνο, αφορούν ειδικά την εταιρεία την διοίκηση της, τις εργατικές σχέσεις εντός αυτής, την διαφήμιση και τη θέση της στην αγορά, το ερευνητικό της πρόγραμμα κ.ά. που επηρεάζουν τον κύκλο εργασιών της και τις προοπτικές της. Ο ειδικός κίνδυνος μιας μετοχής εξαλείφεται με την προσθήκη της σε ένα τέλεια διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο (π.χ. ο κίνδυνος απεργίας σε μια εταιρεία και μείωσης των κερδών αυτής αντισταθμίζεται από αύξηση των κερδών άλλης, όπου οι καλές εργασιακές σχέσεις συνοδεύονται από μεγάλη αύξηση των κερδών).

Εμπειρικές μελέτες

Αν και το ΥΑΚΣ αποτελεί μια από τις σημαντικότερες ανακαλύψεις στο χώρο της Χρηματοοικονομικής Διοικητικής δεν στερείται κριτικής. Ο Roll (1977) αμφισβήτησε τη δυνατότητα εμπειρικού ελέγχου του υποδείγματος, διατυπώνοντας την άποψη ότι κανένας από τους προτεινόμενους εμπειρικούς ελέγχους του ΥΑΚΣ δεν είναι μεθοδολογικά αξιόπιστος από την στιγμή που δεν είναι γνωστή η ακριβής σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Συγκεκριμένα το χαρτοφυλάκιο της αγοράς πρέπει να περιλαμβάνει όλα τα στοιχεία που έχουν επενδυτική αξία, ακόμα και τα άυλα, όπως για παράδειγμα η εκπαίδευση. Όμως αυτό το χαρτοφυλάκιο είναι δύσκολο να αναγνωρισθεί, έτσι όλες οι εμπειρικές μελέτες στηρίζονται σε προσεγγίσεις του.

Σύμφωνα με την κριτική του Roll, όλες οι απόπειρες εμπειρικού ελέγχου του ΥΑΚΣ εξετάζουν: (1) την ύπαρξη μιας ακριβούς και γραμμικής σχέσης μεταξύ μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου ή (2) την αποδοτικότητα (efficiency) του δείκτη που χρησιμοποιήθηκε σαν προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ακόμα υποστηρίζει ότι ο μόνος άμεσος τρόπος για να ελέγξουμε εμπειρικά το ΥΑΚΣ είναι να αποδείξουμε την αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς περιέχει όλα τα αξιόγραφα που υπάρχουν στη αγορά (δηλαδή μετοχές, ομολογίες, χρηματοοικονομικά δικαιώματα, γραμματόσημα, έργα τέχνης και οτιδήποτε άλλο έχει αξία) και επομένως δεν μπορεί να παρατηρηθεί εμπειρικά. Γι' αυτό τον λόγο είναι αδύνατο να ελέγξουμε εμπειρικά ένα υπόδειγμα που στηρίζεται σε ένα μη παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο. Όλες οι πιο πάνω εμπειρικές μελέτες έδειξαν ότι δεν υπάρχει ακριβής γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου, γεγονός που οδηγεί στην αναζήτηση και άλλων παραγόντων που επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των αξιόγραφων (ή χαρτοφυλακίων αξιογράφων).

Εισαγωγή-Εμπειρικές Μελέτες

Ο Ross (1976) πρότεινε μια εναλλακτική και πιο γενική θεώρηση για τους παράγοντες που καθορίζουν τις αποδόσεις των αξιογράφων στην αγορά κεφαλαίου σε καθεστώς ισορροπίας εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (arbitrage equilibrium). Η μέθοδος του Ross, γνωστή σαν το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (APT), έδωσε νέα ώθηση σε ένα μεγάλο πεδίο έρευνας της χρηματοοικονομικής επιστήμης, διότι ανακίνησε το ερώτημα για το ποιοι και πόσοι είναι οι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο.

Προκειμένου όμως να γίνουν σωστά οι μελέτες αυτές χρειάζεται να κάνουμε κάποιες επιπλέον υποθέσεις πέρα από αυτές της θεωρίας του A.P.T. Αρχικά θα πρέπει να υποθέσουμε ότι όλοι οι επενδυτές στην αγορά αναμένουν τις ίδιες αποδόσεις και τους ίδιους συντελεστές beta για τους τίτλους τους.

Παράλληλα θα πρέπει να κάνουμε και κάποιες υποθέσεις που απαιτούνται για την μέθοδο της ανάλυσης παραγόντων (factor analysis) όπως κανονικότητα, ανεξαρτησία, ομοσκεδαστικότητα, κ.ά. Σαν κριτήριο επιλογής των εναλλακτικών προτάσεων επελέγη η συνάφεια τους ως προς την εξέταση μακροοικονομικών μεταβλητών σαν πηγών συστηματικού κινδύνου.

Οι Roll και Ross (1980) συγκεκριμένα επεσήμαναν την σπουδαιότητα της θεωρητικής και εμπειρικής ανάλυσης που έχει σαν στόχο της τον προσδιορισμό των παραγόντων που καθορίζουν τις αποδόσεις των μετοχών και συνέστησαν τον διαχωρισμό της ερευνητικής αυτής προσπάθειας από εναλλακτικά υποδείγματα τιμών ισορροπίας.

Για να εξετάσουν το A.P.T. ακολούθησαν δύο βήματα. Αρχικά χώρισαν ένα δείγμα σε ίσα μέρη και χρησιμοποίησαν την ανάλυση παραγόντων για να εξετάσουν μία υπόθεση για τον αριθμό των παραγόντων.

Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή, υπάρχουν μη μηδενικές σταθερές $E_0, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ τέτοιες ώστε να ισχύει:

$$E_1 - E_0 = \sum \lambda_i b_{i,j} \quad \text{για κάθε } i.$$

Μέσω της μεθόδου της μέγιστης πιθανοφάνειας κατέληξαν ότι οι 5 παράγοντες είναι αρκετοί.

Στην συνέχεια, εξέτασαν την σημαντικότητα των παραπάνω σταθερών τρέχοντας την παλινδρόμηση :

$$\check{R}_t = B \lambda_t + \xi_t$$

όπου

\check{R}_t ένας πίνακας στήλη των μέσων αποδόσεων

B ένας πίνακας που περιέχει τους συντελεστές ευαισθησίας της απόδοσης των αξιόγραφων ως προς τις μεταβολές στην απόδοση των παραγόντων

λ_t πίνακας που περιέχει τα ασφάλιστρα κινδύνου για τους παράγοντες

ξ_t ένας πίνακας στήλη με τις τυχόν μη αναμενόμενες μεταβολές των αξιόγραφων με μηδενικό μέσο και ανεξάρτητες η μία από την άλλη

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης οδήγησαν τους Roll και Ross στο συμπέρασμα ότι τρεις ή τέσσερις παράγοντες είναι παρατηρήσιμοι και μετρήσιμοι στην αγορά ενώ για κάθε ομάδα του δείγματος συνάντησαν τα ίδια εμπόδια.

Στα πλαίσια της παραπάνω συλλογιστικής, οι Chen, Roll και Ross (1986) επέλεξαν τέσσερις οικονομικές μεταβλητές που να επηρεάζουν τις μελλοντικές ταμειακές ροές μιας επιχείρησης και την αξία αυτών των ροών στους επενδυτές. Οι μεταβλητές αυτές: πληθωρισμός, πριμ χρονικής διάρκειας των επιτοκίων, πριμ κινδύνου των επιτοκίων και βιομηχανική παραγωγή θεωρητικά θα πρέπει να προσδιορίζουν τις αποδόσεις των αξιόγραφων-μετοχών.

Ιδιαίτερα ο Chen χώρισε το δείγμα του σε δύο μέρη σύμφωνα με την διακύμανση των τιμών των αξιόγραφων. Έτσι το ένα χαρτοφυλάκιο περιείχε αξιόγραφα με μεγάλες διακυμάνσεις και το άλλο αξιόγραφα με μικρές τιμές διακυμάνσεων.

Για να ισχύει λοιπόν το A.P.T. θα πρέπει και τα δύο χαρτοφυλάκια να έχουν την ίδια αναμενόμενη απόδοση. Τελικά τα αποτελέσματα της μελέτης έδειξαν ότι δεν μπορούν να μετρηθούν οι διακυμάνσεις των αναμενόμενων αποδόσεων των αξιόγραφων γεγονός που δεν μπορεί να αντιμετωπιστεί με την διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου.

Οι Chen, Roll και Ross υπέθεσαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών καθορίζονται συναρτησιακά με την ακόλουθη σχέση:

$$R_i = a_i + \sum \beta_{i,j} \Pi_j + e_i$$

από την οποία εκτιμώνται οι οριακοί συντελεστές επίδρασης των μακροχρόνιων μεταβλητών στις αποδόσεις των αξιόγραφων, με μηνιαίες χρονικές σειρές.

Στην συνέχεια εκτίμησαν με διαστρωματικά δεδομένα την αποτίμηση της αγοράς για τους τέσσερις αυτούς παράγοντες κινδύνου με βάση τη σχέση ισορροπίας:

$$\check{R}_i = \check{R}_f + \sum \beta_{i,j} \Pi_j + e_i$$

Οι παραπάνω ερευνητές βρήκαν ότι όλες οι μακροοικονομικές μεταβλητές έχουν στατιστικά σημαντική αποτίμηση στη αγορά κεφαλαίου σαν παράγοντες συστηματικού κινδύνου. Η έρευνα τους διαφέρει μεθοδολογικά από το αρχικό υπόδειγμα του A.P.T. στο ότι οι παράγοντες δεν είναι ενδογενείς αλλά προκαθορίζονται στην βάση μιας θεωρητικής ανάλυσης.

Το πλεονέκτημα της μεθόδου αυτής είναι ότι προσδίδει οικονομική υπόσταση στους παράγοντες που επιδρούν στον καθορισμό των αποδόσεων των αξιόγραφων. Το μειονέκτημα της είναι ότι αποκλείει άλλες μεταβλητές και άλλους παράγοντες που είναι δυνατόν να έχουν προσδιοριστικό ρόλο στην αποτίμηση των αξιόγραφων.

Η μελέτη των Kim και Wu (1987) ακολουθεί διαφορετική μεθοδολογία. Διατηρεί την βασική υπόθεση του C.A.P.M. για την κατανομή των αποδόσεων των αξιόγραφων, αντικαθιστά όμως την σχέση του με την ακόλουθη:

$$R_i = E(R_i) + \beta_{i1} \cdot \pi_1 + \beta_{i2} \cdot \pi_2 + \dots + \beta_{ij} \cdot \pi_j + e_i$$

όπου

π_j ανεξάρτητοι παράγοντες σε απόκλιση από τον μέσο.

Η παραπάνω σχέση, λόγω της υπόθεσης, ισχύει όχι μόνο για τις αποδόσεις κάθε αξιόγραφου αλλά και για κάθε χαρτοφυλάκιο συμπεριλαμβανομένου και εκείνο της αγοράς.

Οι ερευνητές λοιπόν κατέληξαν στην ακόλουθη σχέση ισορροπίας:

$$E(R_i) = R_f + \delta_1 \cdot \beta_{i1} + \delta_2 \cdot \beta_{i2} + \dots + \delta_j \cdot \beta_{ij}$$

$$\text{όπου: } \delta_j = \frac{[E(R_m) - R_f]}{\text{Var}(R_m)} \cdot \text{Var}(\pi_j) \cdot \sum w_i \cdot \beta_{ji}$$

$$\text{Var}(R_m)$$

και w_i είναι το ποσοστό με το οποίο συμμετέχει το αξιόγραφο i στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Με την μέθοδο αυτή οι Kim και Wu εισάγουν στα πλαίσια του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων, μακροοικονομικούς παράγοντες και εξετάζουν την εμπειρική αποτίμηση του συστηματικού κινδύνου που αυτοί εισάγουν στην αγορά κεφαλαίου. Τα αποτελέσματά τους συνηγορούν για μία πολυπαραγοντική σχέση κινδύνου-απόδοσης.

Ένας ολοκληρωμένος προσδιορισμός της εξίσωσης : $R_i = a_i + \sum(b_{ij} \cdot \lambda_j)$ θα απαιτούσε να είναι καθορισμένοι όλοι οι παράγοντες και οι συμπεριφορές (I_j 's και b_{ij} 's), έτσι ώστε η συνδιακύμανση των αποδόσεων να είναι μηδέν. Ωστόσο, αυτό δεν μπορεί να επιτευχθεί ακριβώς και γι'αυτό και υπάρχουν κάποιες μέθοδοι που προσεγγίζουν αυτό το αποτέλεσμα και ονομάζονται 'ανάλυση παραγόντων'. Η ανάλυση παραγόντων προσδιορίζει μια συγκεκριμένη ομάδα I_j 's και b_{ij} 's τέτοια ώστε η συνδιακύμανση των αποδόσεων μετά την επίδραση των δεικτών αυτών να είναι όσον το δυνατό μικρότερη.

Μια συγκεκριμένη ανάλυση παραγόντων εκτελείται για ένα συγκεκριμένο αριθμό υποθετικών παραγόντων. Με την επανάληψη αυτής της διαδικασίας, με εναλλακτικές υποθέσεις για τον αριθμό των παραγόντων, καταλήγουμε στον κατάλληλο αριθμό όταν πιθανότητα για έναν ακόμα είναι μικρότερη από κάποιο επίπεδο που ορίζουμε εμείς. Έτσι, η απόφαση λαμβάνεται υποκειμενικά, καθώς δεν υπάρχει μια συγκεκριμένη θεωρία για το πόσοι παράγοντες θα χρησιμοποιηθούν.

Η ανάλυση παραγόντων παρέχει εκτιμητές για τα I_j 's και b_{ij} 's. Τα b_{ij} 's είναι μέτρα ευαισθησίας ενώ τα I_j 's είναι δείκτες που αποτελούνται από έναν διαφορετικό σταθμισμένο μέσο αξιόγραφων στα οποία έχει εφαρμοστεί η ανάλυση παραγόντων. Έτσι το επόμενο βήμα στον έλεγχο του A.P.T. είναι να φτιάξουμε ανάλογα τεστ με αυτά των Fama και MacBeth στο απλό C.A.P.M. Πρώτοι οι Roll και Ross, τρέχοντας μια παλινδρόμηση, μπόρεσαν να υπολογίσουν εκτιμητές για τα λ_i , την μέση τιμή για κάθε λ_i και την διακύμανσή τους.

Ωστόσο, υπάρχουν κάποια προβλήματα στην χρήση της ανάλυσης παραγόντων. Αρχικά, όπως και στο C.A.P.M., τα b_{ij} 's εκτιμώνται με κάποιο λάθος οπότε και τα τεστ σημαντικότητας των λ_i 's είναι ασυμπτωτικά σωστά. Ακόμα υπάρχουν τρία προβλήματα μοναδικά στην ανάλυση παραγόντων :

1. δεν υπάρχει εξήγηση στις ενδείξεις των παραγόντων οπότε και τα b_{ij} 's και λ_i 's μπορούν να αντιστραφούν
2. η διακύμανση των b_{ij} 's και λ_i 's είναι αυθαίρετη
3. δεν υπάρχει εγγύηση ότι οι παράγοντες παρουσιάζονται σε συγκεκριμένη σειρά.

Οι Roll και Ross στην ερευνά τους για το A.P.T. έκαναν ανάλυση παραγόντων σε 42 ομάδες 30 μετοχών χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία για 10 χρόνια. Τα αποτελέσματά τους είναι εντυπωσιακά. Στο 38 % των ομάδων υπήρχε λιγότερη από 10% πιθανότητα ότι ο έκτος παράγοντας είναι ικανοποιητικός ενώ στα 3/4 των ομάδων υπήρχε 50 % πιθανότητα ότι οι πέντε παράγοντες είναι σημαντικοί. Μετά από διάφορα τεστ, οι Roll και Ross κατέληξαν ότι τουλάχιστον τρεις παράγοντες είναι σημαντικοί για να εξηγήσουν τις τιμές στην ισορροπία ενώ, είναι απίθανο οι τέσσερις να είναι σημαντικοί. Είναι λογικό λοιπόν να αναρωτηθούμε αν τα αποτελέσματα αυτά μπορούν να είναι σύμφωνα με το C.A.P.M. ή αν αποτελούν επιπλέον παράγοντες που επηρεάζουν την αγορά.

Η έρευνα των Cho, Elton και Gruber έδειξε ότι πρόκειται για επιπλέον επιρροές στην αγορά. Επανέλαβαν την μεθοδολογία των Roll και Ross για μια μεταγενέστερη περίοδο και βρήκαν περισσότερους παράγοντες να είναι σημαντικοί. Στην συνέχεια, χρησιμοποίησαν το C.A.P.M. με μηδενικό Βήτα, διατηρώντας τους ίδιους μέσους και διακυμάνσεις στις αποδόσεις κάθε μετοχής του προηγούμενου τεστ και μεταβάλλοντας τα χαρτοφυλάκια και τα Βήτα κάθε στιγμή.

Ωστόσο, παρόλο που η παραπάνω ανάλυση δείχνει ότι παραπάνω από ένα ή δύο παράγοντες είναι σημαντικοί στον προσδιορισμό των αποδόσεων και των αποδόσεων σε ισορροπία, εξακολουθούν να υπάρχουν ερωτήματα σχετικά με την πραγματοποίηση του A.P.T. μέσω της ανάλυσης παραγόντων. Η χρησιμότητα ενός A.P.T μοντέλου δεν μπορεί να διαφοροποιηθεί από την μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση του. Μπορεί η θεωρία να είναι σωστή, αλλά δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την εξέλιξη της έρευνας. Ένα τεστ για το A.P.T είναι ένα κοινό τεστ της θεωρίας και της μεθοδολογίας που χρησιμοποιείται για να ολοκληρώσει την θεωρία.

Η ανάλυση παραγόντων είναι η βασική μεθοδολογία που χρησιμοποιείται για να εκτιμήσει ταυτόχρονα τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις σε ισορροπία και την ευαισθησία των εταιρειών σε αυτούς. Ένα πρόβλημα στην μέθοδο αυτή είναι ότι τα μαθηματικά που χρησιμοποιεί είναι τόσο περίπλοκα που μόνο ένας μικρός αριθμός αξιόγραφων μπορεί να αναλυθεί.

Οι Dhrymes, Friend και Gultekin παρουσιάζουν αποδείξεις ότι το πλήθος των σημαντικών παραγόντων είναι θετική συνάρτηση του αριθμού των ομάδων και των αξιόγραφων που εξετάζονται, καθώς, από τους 3 σημαντικούς παράγοντες για ομάδες 15 αξιόγραφων των Roll και Ross, κατέληξαν στους 7 για ομάδες των 60 αξιόγραφων. Συμπέραναν λοιπόν ότι αν χωρίσουν το δείγμα σε υποομάδες μπορεί να αγνοήσουν τις σημαντικές συνδιακυμάνσεις των αξιόγραφων στις διάφορες ομάδες και ότι ο παράγοντας που θα εντοπιστεί στην μία ομάδα μπορεί να μην είναι ο ίδιος ή τόσο σημαντικός σε άλλη ομάδα.

Άλλα τεστ του A.P.T. απέτυχαν να δείξουν την υπεροχή του σε σχέση με άλλες μεθόδους. Οι Dhrymes, Friend και Gultekin έδειξαν ότι ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο του A.P.T. μπορεί να εξηγήσει πιο πολλά σε σχέση με ένα μονοπαραγοντικό μοντέλο. Ωστόσο, κατέληξαν να αμφιβάλουν για το αν οι τιμές των πέντε παραγόντων των Roll και Ross είναι σημαντικά διαφορετικοί από το μηδέν.

Άλλες έρευνες των Roll και Ross κατέληξαν σε διαφορετικά αποτελέσματα. Για παράδειγμα, ασχολήθηκαν με το τι αποτελέσματα θα είχαν αν δεν πρόσθεταν τον κίνδυνο μιας μετοχής που απομένει, σαν παράγοντα στην εξίσωση ισορροπίας και κατέληξαν ότι είναι μηδενικός. Παράλληλα οι Dhrymes, Friend και Gultekin βρήκαν ότι η τυπική απόκλιση και η κυρτότητα μιας μετοχής γενικά δεν είναι τόσο σημαντικοί παράγοντες.

Οι Lehmann και Modest ολοκλήρωσαν την ιδέα του να φτιάξουν χαρτοφυλάκια που μιμούνται την συμπεριφορά των παραγόντων. Φτιάχνοντας ένα χαρτοφυλάκιο με τον ελάχιστο κίνδυνο για κάθε παράγοντα, μπορούν να τα χρησιμοποιήσουν στην συνέχεια σαν ανεξάρτητες μεταβλητές για να εκτιμήσουν την ευαισθησία του καθενός σε κάθε παράγοντα. Έτσι έδειξαν ότι ένα πολυπαραγοντικό A.P.T. μπορεί να εξηγήσει τις διαφορές στην απόδοση του μερίσματος και την διακύμανση του αλλά η επιπλέον απόδοση μπορεί μόνο μερικά να υπολογισθεί.

Η ικανότητα του A.P.T., με την χρήση ενός μικρού αριθμού παραγόντων να υπολογίζει τις πρότυπες αποδόσεις που δεν εξηγούνται από το C.A.P.M., το καθιστά το πιο χρήσιμο μοντέλο για να εξηγήσουμε σχετικές τιμές. Όλα τα παραπάνω τεστ που αναφέραμε είναι συνδυασμός του A.P.T. και μιας συγκεκριμένης στατιστικής μεθοδολογίας που χρησιμοποιείται για να εντοπίσει τα I_j 's και b_{ij} 's των μοντέλων. Τα αποτελέσματα της έρευνας αυτής είναι ανεπαρκή ωστόσο, υπάρχουν σοβαρές ενδείξεις ότι περισσότεροι από δύο παράγοντες επηρεάζουν τις αποδόσεις. Διάφορες στατιστικές μέθοδοι αναπτύσσονται και μας επιτρέπουν να προσδιορίζουμε τους παράγοντες και να διαμορφώνουμε χαρτοφυλάκια.

Παρά την ελκυστικότητα του γενικού χαρακτήρα της θεωρίας αυτής, το υπόδειγμα του Ross παρουσίασε πολλά μεθοδολογικά προβλήματα. Οι Kim και Wu (1987) επεκτείνουν τις εργασίες των Basu (1983) και Sharpe (1984) και παράλληλα με την εργασία των Chen Roll και Ross (1986), που ακολουθεί όμως διαφορετική μεθοδολογία, εξέτασαν την ύπαρξη παρατηρήσιμων μακροοικονομικών παραγόντων στον καθορισμό των αποδόσεων. Το υπόδειγμα που κατασκεύασαν για τον εμπειρικό έλεγχο της υπόθεσης τους, βασίζεται στο αρχικό υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων, το οποίο μετέτρεψαν σε πολυπαραγοντική σχέση αναμενόμενης απόδοσης – κινδύνου, υποθέτοντας μια πολυπαραγοντική συνάρτηση υπολογισμού των αποδόσεων των αξιολογούμενων.

Στην διεθνή βιβλιογραφία υπάρχουν πολυάριθμες εμπειρικές έρευνες με σκοπό να διερευνήσουν την αξιοπιστία των εναλλακτικών θεωρήσεων για την διαμόρφωση των τιμών των αξιολογούμενων (αποδόσεων) στις αγορές κεφαλαίου. Αξιοσημείωτο παραμένει το γεγονός ότι λίγες είναι οι ερευνητικές προσπάθειες που αναφέρονται σε δεδομένα από μικρές και λιγότερο αναπτυγμένες κεφαλαιαγορές ώστε να εντοπιστούν οι ομοιότητες και οι διαφορές τους – στο θέμα των συστηματικών μεταβλητών που επιδρούν στη διαμόρφωση των αποδόσεων – με τις περισσότερο αναπτυγμένες.

ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ-ΑΝΑΦΟΡΕΣ ΣΕ ΠΡΟΣΦΑΤΑ ΣΗΜΑΝΤΙΚΑ ΑΡΘΡΑ

Ο εμπειρικός έλεγχος της Θεωρίας Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας και ειδικότερα των πολυπαραγοντικών εκδοχών της αποτελεί ένα από τα δημοφιλή θέματα της διεθνούς βιβλιογραφίας, την τελευταία δεκαετία. Η αναφορά σε ορισμένα σημαντικά άρθρα σχετικά με το υπό εξέταση θέμα, κρίνεται απαραίτητη. Επισημαίνεται για μια ακόμη φορά η έλλειψη εμπειρικών ελέγχων σε μικρές και αναπτυσσόμενες αγορές και ο περιορισμός του κυρίου όγκου των ερευνητών στις αγορές των Η.Π.Α., της Μεγάλης Βρετανίας και της Ιαπωνίας.

Οι **Teker και Varela** πραγματοποίησαν μια συγκριτική ανάλυση της τιμολόγησης των μετοχών χρησιμοποιώντας μοντέλα Παραγοντικά (Factor), Μακροοικονομικών μεταβλητών (Macrovariable) και Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (APT). Πιο συγκεκριμένα, συγκρίθηκαν τα μοντέλα ενός παράγοντα, τριών παραγόντων, μακροοικονομικών μεταβλητών και Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας χρησιμοποιώντας κοινό δείγμα 1037 μετοχών, κατατασσόμενες σε 20 ομάδες με βάση τους κωδικούς κλάδου δραστηριότητας (SIC codes), καλύπτοντας ημερήσια δεδομένα για την περίοδο 1980-1992. Ειδικά για την περίπτωση του μοντέλου Μακροοικονομικών μεταβλητών χρησιμοποιήθηκαν υποχρεωτικά (λόγω απουσίας ημερησίων στοιχείων) μηνιαία δεδομένα. Η υπό εξέταση χρονική περίοδος καλύπτει ένα κύκλο ανάκαμψης, κάμψης και άνθησης της οικονομίας των Η.Π.Α.

Η έρευνα χρησιμοποίησε την μεθοδολογία των δύο βημάτων των Fama και MacBeth (1973 και 1974) για τον εντοπισμό των παραγόντων κινδύνου των μοντέλων που αποτιμώνται διαστρωματικά. Για την σύγκριση των μοντέλων χρησιμοποιήθηκαν τα τεστ Davidson – Mackinnon (1981), Theil U^2 (1966) και υπολειμματικών όρων. Παλινδρομήσεις χρησιμοποιήθηκαν επίσης για να εξετασθεί η σχέση μεταξύ των μακροοικονομικών μεταβλητών και των κοινών παραγόντων του APT.

Οι σχέσεις που χρησιμοποιήθηκαν από τους **Teker και Varela** για την τιμολόγηση των μετοχών κατά το πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων είναι:

§ Για το μοντέλο ενός παράγοντα:

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{a}_{sf,i} + \beta_{i,Rm} \mathbf{R}_m + \mathbf{e}_{sf,i} \quad (1)$$

όπου \mathbf{R}_i είναι η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου i , \mathbf{R}_m η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, $\mathbf{a}_{sf,i}$ ο σταθερός όρος, $\beta_{i,Rm}$ ο συντελεστής βήτα που σχετίζεται με τις μεταβολές στην πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου i σε σχέση με την μεταβολή στην απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και $\mathbf{e}_{sf,i}$ ο διαταρακτικός όρος για το χαρτοφυλάκιο του κλάδου i .

§ Για το μοντέλο τριών παραγόντων:

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{a}_{TF,i} + \beta_{i,URm} \mathbf{URm} + \beta_{i,UTB} \mathbf{UTB} + \beta_{i,UX} \mathbf{UX} + \mathbf{e}_{TF,i} \quad (2)$$

όπου \mathbf{R}_i είναι η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου i , $\mathbf{a}_{TF,i}$ ο σταθερός όρος, $\beta_{i,j}$ ο συντελεστής βήτα που αποδίδει τις μεταβολές στην πραγματοποιηθείσα απόδοση στο χαρτοφυλάκιο του κλάδου i σε σχέση με την απρόσμενη μεταβολή στον παράγοντα j (όπου ως j έχουμε τα \mathbf{URm} , \mathbf{UTB} , \mathbf{UX}), $\mathbf{e}_{TF,i}$ ο διαταρακτικός όρος για το χαρτοφυλάκιο του κλάδου i , \mathbf{URm} είναι η απρόσμενη μεταβολή στην απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, \mathbf{UTB} είναι η απρόσμενη μεταβολή στο επιτόκιο των μηνιαίων εντόκων γραμματίων (T-bill rate) και \mathbf{UX} είναι η απρόσμενη μεταβολή στην συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου.

§ Για το μοντέλο μακροοικονομικών μεταβλητών:

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{a}_{\text{Macro},i} + \beta_{i,\text{URP}} \text{URP} + \beta_{i,\text{UTR}} \text{UTR} + \beta_{i,\text{UP}} \text{UP} + \beta_{i,\text{UI}} \text{UI} + \beta_{i,\text{UX}} \text{UX} + \beta_{i,\text{URm}} \text{URm} + \mathbf{e}_{\text{Macro},i} \quad (3)$$

όπου \mathbf{R}_i είναι η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου i , $\mathbf{a}_{\text{Macro},i}$ ο σταθερός όρος, $\beta_{i,j}$ ο συντελεστής βήτα που αποδίδει τις μεταβολές στην πραγματοποιηθείσα απόδοση στο χαρτοφυλάκιο του κλάδου i σε σχέση με την απρόσμενη μεταβολή στον μακροοικονομικό παράγοντα j (όπου ως j έχουμε τα URP , UTR , UP , UI , UX , URm), $\mathbf{e}_{\text{Macro},i}$ ο διαταρακτικός όρος για το χαρτοφυλάκιο του κλάδου i , URm είναι η απρόσμενη μεταβολή στην απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, UTR είναι η απρόσμενη μεταβολή στην αμοιβή διάρκειας (term structure) των επιτοκίων, UX είναι η απρόσμενη μεταβολή στην συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου, URP είναι η απρόσμενη μεταβολή στην αμοιβή κινδύνου (risk premium), UI είναι η απρόσμενη μεταβολή στον πληθωρισμό και UP είναι η απρόσμενη μεταβολή στην βιομηχανική παραγωγή.

§ Για το μοντέλο εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (APT):

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{E}_i + \beta_{i,f1} \mathbf{f}_{i1} + \beta_{i,f2} \mathbf{f}_{i2} + \dots + \beta_{i,fk} \mathbf{f}_{ik} + \mathbf{e}_{\text{APT},i} \quad (4)$$

όπου \mathbf{E}_i είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου i , \mathbf{f}_{ij} (το j αντιστοιχεί στους 1 μέχρι k παράγοντες) είναι η τιμή του παράγοντα j μηδενικού μέσου με το χαρτοφυλάκιο i , $\beta_{i,j}$ ο συντελεστής βήτα που αποδίδει τις μεταβολές στην πραγματοποιηθείσα απόδοση στο χαρτοφυλάκιο του κλάδου i σε σχέση με την απρόσμενη μεταβολή στον παράγοντα j , $\mathbf{e}_{\text{APT},i}$ ο διαταρακτικός όρος για το χαρτοφυλάκιο του κλάδου i . Στην παραπάνω σχέση ισχύουν οι υποθέσεις περί μη συσχέτισης των παραγόντων μεταξύ τους και με τους διαταρακτικούς όρους.

Η μελέτη προχωράει στη σύγκριση των τεσσάρων εναλλακτικών μοντέλων που αναφέρθηκαν. Ακολουθώντας την μεθοδολογία των Fama, MacBeth για την αποτίμηση των παραγόντων κινδύνου και τα τεστ Davidson-Mackinnon, Theil U^2 και υπολειμματικών τιμών, για την σύγκριση των μοντέλων.

Το βήτα για την μεταβλητή της απόδοσης της αγοράς του μοντέλου ενός παράγοντα και της απρόσμενης μεταβολής της απόδοσης της αγοράς τόσο για το μοντέλο τριών παραγόντων, όσο και για το μοντέλο των μακροοικονομικών μεταβλητών προκύπτει θετικό και σημαντικό για όλους τους κλάδους και τις χρονικές περιόδους. Τα βήτα των μοντέλων ενός και τριών παραγόντων για την απόδοση της αγοράς είναι επίσης θετικό για τα διαστρωματικά δεδομένα όλων των περιόδων.

Το μοντέλο των μακροοικονομικών μεταβλητών φανερώνει ότι η αμοιβή κινδύνου και ο πληθωρισμός ήταν πιο σημαντικά πριν το κραχ του 1987, ενώ η αμοιβή διάρκειας, η βιομηχανική παραγωγή και η συναλλαγματική ισοτιμία είναι σημαντικότερα μετά το 1987. Επίσης τα μοναδικά βήτα που αποτιμήθηκαν ως σημαντικά σε όλες τις περιόδους για το μοντέλο αυτό, (εκτός αυτού της απόδοσης της αγοράς) ήταν αυτά της αμοιβής κινδύνου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Οι δύο πρώτοι παράγοντες του APT αποδίδουν το μεγαλύτερο ποσοστό (70-90%) της διακύμανσης των αποδόσεων των κλάδων σε όλους τους κλάδους και τις περιόδους. Επίσης το βήτα για τον πρώτο μόνο παράγοντα είναι σημαντικά αποτιμημένο σε όλες τις περιόδους, ενώ ο τρίτος και τέταρτος παράγοντας είναι σημαντικά αποτιμημένοι συχνότερα.

Τα Davidson – Mackinnon και Theil's U^2 τεστ, δείχνουν ότι το APT υπερτερεί έναντι όλων των υπολοίπων μοντέλων. Σύμφωνα με το τεστ Davidson – Mackinnon το μοντέλο μακροοικονομικών μεταβλητών παρουσιάζεται καλύτερο των υπολοίπων ενώ το μοντέλο τριών παραγόντων υπερτερεί αυτού του ενός παράγοντα. Τέλος το Theil's U^2 τεστ δείχνει ότι η βελτίωση που προσφέρει το μοντέλο τριών παραγόντων απέναντι σε αυτό του ενός παράγοντα είναι οριακή.

Το τεστ των υπολειμματικών όρων εμφανίζει και αυτό το μοντέλο του ενός παράγοντα ως κατώτερου όλων των υπολοίπων. Το ίδιο τεστ καταδεικνύει την ανωτερότητα των μοντέλων του APT και των μακροοικονομικών μεταβλητών, αφού οι υπολειμματικοί τους όροι σπανιότερα αποτιμούνται από παράγοντες άλλων μοντέλων. Και αυτό το τεστ εμφανίζει το APT να υπερτερεί των μακροοικονομικών μεταβλητών αφού ο πρώτος παράγοντας των APT φαίνεται να καλύπτει πληροφόρηση που περικλείεται στους μηνιαίους υπολειμματικούς όρους του μοντέλου των μακροοικονομικών μεταβλητών.

Τέλος οι συγκρίσεις ανάμεσα στους παράγοντες του APT και των μεταβλητών του μοντέλου μακροοικονομικών μεταβλητών, δείχνουν ότι μετά το κραχ του 1987 η αμοιβή κινδύνου και η συναλλαγματική ισοτιμία έγιναν πιο σημαντικές στην αναγνώριση του δεύτερου και τρίτου παράγοντα του APT. Ο τρίτος παράγοντας επίσης, ήταν σε όλες τις περιόδους πιο συνεπής στην εμφάνιση της σχέσης με την απόδοση της αγοράς. Ο τέταρτος παράγοντας ποτέ δεν αναγνωρίστηκε με όρους μακροοικονομικών μεταβλητών, ενώ οι μακροοικονομικές μεταβλητές της χρονικής διάρκειας επιτοκίων (term structure) και της παραγωγής, ποτέ δεν ήταν σημαντικές στον προσδιορισμό των παραγόντων του APT.

Οι **Chan, Karceski και Lakonishok** προχώρησαν σε μια ενδιαφέρουσα μελέτη σχετικά με την απόδοση των παραγόντων που χρησιμοποιούνται για την εκτίμηση της απόδοσης των μετοχών. Η έρευνα τους επικεντρώθηκε στον καθορισμό και την αξιολόγηση εκείνων των παραγόντων, που συντελούν στην συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών, ανεξάρτητα από την αποτίμηση ή όχι των παραγόντων αυτών. Χρησιμοποίησαν αποδόσεις μετοχών των Χρηματιστηρίων Νέας Υόρκης, Λονδίνου και Τόκιο, κατά την περίοδο 1968-1993.

Οι παράγοντες που αξιολογήθηκαν διακρίνονται σε πέντε κατηγορίες περιλαμβάνοντας ένα μεγάλο φάσμα από τους προτεινόμενους, από τους ειδικούς παράγοντες. Οι κατηγορίες και οι παράγοντες που περιλαμβάνουν είναι οι ακόλουθοι:

1. **Θεμελιώδεις παράγοντες**, που αναφέρονται βασικά σε λογιστικά χαρακτηριστικά όπως ο δείκτης τιμής έκδοσης / τιμής αγοράς, ο δείκτης των ταμιακών ροών / αξία αγοράς μετοχικού κεφαλαίου, ο δείκτης μερίσματα / αξία αγοράς μετοχικού κεφαλαίου, ο δείκτης κερδών / αξία αγοράς μετοχικού κεφαλαίου, το μέγεθος με βάση την αξία αγοράς του μετοχικού κεφαλαίου.
2. **Τεχνικοί παράγοντες**, που αναφέρονται στις αποδόσεις προηγούμενων περιόδων της μετοχής οι οποίες φέρονται να επηρεάζουν τις μελλοντικές της αποδόσεις. Εξετάζονται αποδόσεις του προηγούμενου εξαμήνου (χωρίς να περιλαμβάνεται ο προηγούμενος από τον τρέχοντα μήνα), αποδόσεις της τελευταίας πενταετίας, αποδόσεις του προηγούμενου μήνα.
3. **Μακροοικονομικοί παράγοντες**, όπως η βιομηχανική παραγωγή, το default premium (η διαφορά στην μηνιαία απόδοση ανάμεσα σε ένα δείκτη ομολόγων υψηλής απόδοσης και μακροπρόθεσμα κρατικά ομόλογα), το πραγματικό επιτόκιο, η αμοιβή χρονικής διάρκειας επιτοκίου (διαφορά επιτοκίου ανάμεσα σε μακροπρόθεσμα κρατικά ομόλογα και μηνιαία απόδοση γραμματίων του δημοσίου), ο πληθωρισμός.
4. **Στατιστικοί παράγοντες**: υπολογισμός παραγόντων με τη χρήση ανάλυσης πρωτογενών παραγόντων χρησιμοποιώντας ιστορικές αποδόσεις.
5. **Παράγοντες απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς**: χρησιμοποιούνται τόσο η απόδοση ενός ισοβαρούς δείκτη μετοχών της αγοράς, όσο και ενός σταθμισμένου με βάση την αξία των εταιριών

Για την αξιολόγηση των παραγόντων χρησιμοποιούνται προσομοιωμένα χαρτοφυλάκια με βαρύτητα σε κάθε παράγοντα. Τα αποτελέσματα της μελέτης έχουν ως εξής:

Οι **Μακροοικονομικοί παράγοντες**, παρά την ευρεία χρήση τους, φάνηκε να μην πηγαίνουν ιδιαίτερα καλά. Με την εξαίρεση των default premium και την αμοιβή χρονικής διάρκειας επιτοκίου, οι παράγοντες αυτοί δεν ερμηνεύουν σε σημαντικό βαθμό τη συνδιακύμανση των αποδόσεων. Οι παράγοντες αυτοί φάνηκε να έχουν ελάχιστη χρησιμότητα για την κατασκευή αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων.

Οι **Στατιστικοί παράγοντες** είναι και αυτοί ευρύτατα χρησιμοποιούμενοι. Διαπιστώθηκε ότι είναι ανώφελη η προσθήκη στατιστικών παραγόντων πέρα από τους πρώτους δύο ή τρεις πρωτογενείς παράγοντες. Ο πρώτος παράγοντας είναι με διαφορά ο πιο σημαντικός με τυπική απόκλιση 5,78% ανά μήνα. Το ποσοστό αυτό προσεγγίζει την τυπική απόκλιση του παράγοντα της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς (που αφορά τον ισοβαρή δείκτη). Η συσχέτιση ανάμεσα στα δύο προσομοιωμένα χαρτοφυλάκια (στατιστικό, απόδοσης χαρτοφυλακίου της αγοράς) είναι σχετικά υψηλή, αποκαλύπτοντας ότι οι δύο πρώτοι πρωτογενείς παράγοντες, καλύπτουν ουσιαστικά την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Οι **Θεμελιώδεις παράγοντες**, οι οποίοι στην συγκεκριμένη μελέτη αντιστοιχούν στην πρόταση των Fama και French (1993), φαίνεται να αποδίδουν ιδιαίτερα καλά την συνδιακύμανση των αποδόσεων της αγοράς. Η απόδοση του παράγοντα του Μεγέθους είναι αξιοσημείωτη, με μηνιαία τυπική απόκλιση 5,11%. Δύο ακόμα θεμελιώδεις παράγοντες ο δείκτης τιμή έκδοσης / τιμή αγοράς και η μερισματική απόδοση έχουν σχετικά υψηλές μηνιαίες τυπικές αποκλίσεις (περίπου 3,8%).

Οι **Τεχνικές μεταβλητές** (αποδόσεις παρελθόντων περιόδων) φάνηκαν να έχουν και αυτές σημαντικές τυπικές αποκλίσεις γύρω στο 4%.

Η συγκεκριμένη μελέτη μπορεί να ελεγχθεί από την άποψη ότι εξετάζει την σημαντικότητα καθενός παράγοντα ατομικά, χωρίς οποιαδήποτε σύνδεση με άλλους παράγοντες. Είναι όμως φανερό ότι οι παράγοντες συσχετίζονται μεταξύ τους και επομένως μια τέτοια μονοδιάστατη προσέγγιση οδηγεί πιθανότατα σε παραπλανητικά συμπεράσματα. Οι Chan, Karceski και Lakonishok αντιπαρέρχονται αυτήν την κριτική ελέγχοντας την ορθότητα της μελέτης τους, χρησιμοποιώντας πολυπαραγοντική προσέγγιση για την ταυτόχρονη εξέταση των πιο σημαντικών από τους παράγοντες, καταλήγοντας σε δεδομένα που επιβεβαιώνουν τις αρχικές τους διαπιστώσεις.

Μια επιπλέον επαλήθευση των συμπερασμάτων τους, πραγματοποιείται επαναλαμβάνοντας τη μελέτη τους με στοιχεία από το Τόκιο και το Λονδίνο. Τα συμπεράσματα για τους παράγοντες παραμένουν βασικά τα ίδια και σε αυτές τις αγορές. Για παράδειγμα το Μέγεθος είναι ο πιο σημαντικός θεμελιώδης παράγοντας και στις τρεις εξεταζόμενες αγορές, ενώ ο δείκτης τιμή έκδοσης / τιμή αγοράς και η μερισματική απόδοση είναι επίσης σημαντικοί παράγοντες και στις τρεις αγορές.

Οι μεταβλητές που παράγουν μεγάλα περιθώρια στις μέσες αποδόσεις είναι συνήθως υποψήφιος για κοινοί παράγοντες. Η μελέτη έδειξε ότι παρά το γεγονός ένας παράγοντας είναι υπεύθυνος για σημαντική συνδιακύμανση απόδοσης, δεν συνδέεται απαραίτητα με μια μεγάλη αμοιβή στην απόδοση των μετοχών. Για παράδειγμα, το περιθώριο στις αποδόσεις μεταξύ μετοχών με υψηλές και χαμηλές μερισματικές αποδόσεις είναι μόλις 0,08% το μήνα. Οι διαφορές στο μέγεθος συνδέονται επίσης με ένα σχετικά μικρό περιθώριο στις αποδόσεις. Το συμπέρασμα είναι ότι διαφορετικά μοντέλα παραγόντων είναι απαραίτητα για διαφορετικές χρήσεις (πρόβλεψη αποδόσεων και έλεγχο του κινδύνου για παράδειγμα).

Στην μελέτη των Chan, Karceski και Lakonishok παρατηρήθηκαν και εποχιακές διακυμάνσεις ανάλογα με τον παράγοντα που χαρακτήριζε κάθε χαρτοφυλάκιο οι οποίες ξεπερνούν τα όρια ενδιαφέροντος της παρούσας εργασίας. Τέλος, αδυναμία της μελέτης αποτελεί η εξαγωγή συμπερασμάτων που αφορούν τα προσομοιωμένα σε ένα παράγοντα χαρτοφυλάκια και η μεταφορά τους σε αυτούς καθαυτούς τους παράγοντες, παρά την πιθανή 'αφανή' επίδραση άλλων παραγόντων.

Για παράδειγμα, οι διαφορές ανάμεσα στις μεγάλες και μικρές επιχειρήσεις που αποδίδονται στο Μέγεθος (με βάση την χρηματιστηριακή αξία) προέρχονται σε διαφορές των ταμιακών τους ροών.

Οι **Antoniou, Garrett και Priestly** επιχειρούν να αποδείξουν ότι οι μακροοικονομικοί παράγοντες αποτελούν σταθερούς κοινούς παράγοντες για την θεωρία εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (APT), ανεξάρτητα από την επιλογή χαρτοφυλακίου. Τα βασικά σημεία εμπειρικής επαλήθευσης του APT επικεντρώνονται στη δυνατότητα του μοντέλου να τιμολογεί ορθά τις μετοχές, προσφέροντας παράλληλα και μια οικονομική θεώρηση στην τιμολόγηση. Αρκετές εμπειρικές μελέτες επιβεβαιώνουν την ισχύ του APT (όπως των Chen, Roll και Ross), δεν απαντούν όμως στην κριτική του Fama (1991) αλλά και των Connor και Korajczyk (1992) που θεωρούν ότι η εμπειρική επιβεβαίωση του APT, προϋποθέτει την ισχύ του και για την τιμολόγηση μετοχών πέρα αυτών του δείγματος που χρησιμοποιείται για την εμπειρική απόδειξή του.

Αποδίδοντας την αποτυχία προηγούμενων προσπαθειών για εμπειρική επιβεβαίωση του APT σε διάφορα μεθοδολογικά προβλήματα, οι Antoniou, Garrett και Priestly προχωρούν στην μελέτη τους με δύο παραδοχές:

1. Με δεδομένη την πιθανότητα ότι μια αυστηρή δομή των παραγόντων οδηγεί ενδεχομένως στην τιμολόγησης ενδογενών παραγόντων συγκεκριμένων κλάδων δέχονται ένα προσεγγιστικό παραγοντικό μοντέλο όπου για δύο μετοχές i, j ισχύει $E(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0$ για $i \neq j$.
2. Οι εμπειρικοί έλεγχοι του APT πρέπει να χρησιμοποιούν ξεχωριστές μετοχές και όχι χαρτοφυλάκια μετοχών (Shanken και Weinstein-1990- και Clare και Thomas-1994-)

Τα δεδομένα (αποδόσεις μετοχών και μακροοικονομικές μεταβλητές) που χρησιμοποιήθηκαν αφορούν το Χρηματιστήριο του Λονδίνου και καλύπτουν μηνιαία δεδομένα από τον Ιανουάριο του 1980 μέχρι τον Αύγουστο του 1993 (164 παρατηρήσεις). Οι μετοχές χωρίστηκαν τυχαία σε δύο δείγματα. Το πρώτο δείγμα είναι το δείγμα 'εκτίμησης' και το δεύτερο, δείγμα 'επαλήθευσης' για τον έλεγχο της υπόθεσης ότι οι ίδιοι παράγοντες κινδύνου αποτιμώνται με τις ίδιες τιμές και στα δύο δείγματα. Οι μακροοικονομικοί παράγοντες που χρησιμοποιήθηκαν είναι: ο μη προσδοκώμενος πληθωρισμός και οι απρόσμενες αλλαγές στον προσδοκώμενο πληθωρισμό, οι απρόσμενες μεταβολές στην βιομηχανική παραγωγή, στις λιανικές πωλήσεις, στην προσφορά χρήματος, στις τιμές των πρώτων υλών, οι απρόσμενες μεταβολές στο default risk, στη συναλλαγματική ισοτιμία και την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Τα αποτελέσματα της ανάλυσης των Antoniou, Garrett και Priestly έδειξαν την ύπαρξη πέντε παραγόντων που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την τιμολόγηση των μετοχών. Από τους πέντε αυτούς παράγοντες, μόνο τρεις (ο απρόσμενος πληθωρισμός, η προσφορά χρήματος και οι υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς) είναι μοναδικοί με την έννοια ότι μεταφέρουν τις ίδιες τιμές κινδύνου ανάμεσα στα δύο δείγματα.

Με την πρώτη ματιά το γεγονός ότι μόνο τρεις από τους πέντε παράγοντες είναι κοινοί στα δύο δείγματα, φαίνεται να καταρρίπτει την υπόθεση για την ύπαρξη πλήρους ομάδας κοινών σημαντικών παραγόντων τιμολόγησης ανεξάρτητα από το δείγμα (κατάρριψη της προϋπόθεσης του Fama και άλλων). Πιο προσεκτική όμως παρατήρηση δείχνει ότι οι δύο μη κοινοί παράγοντες συνεισφέρουν σε σημαντικό βαθμό στην τιμολόγηση δύο μόνο μετοχών (εταιρειών) σε κάθε δείγμα, ενώ η συνεισφορά τους στις υπόλοιπες μετοχές είναι οριακή. Υπάρχει λοιπόν πάντα το ενδεχόμενο εντοπισμού παραγόντων που δεν είναι μοναδικοί αλλά απλά προσφέρουν οριακά στην τιμολόγηση της πλειοψηφίας των μετοχών.

Το acid test του APT κατά τους Antoniou, Garrett και Priestly είναι λοιπόν αν οι μοναδικοί παράγοντες είναι ικανοί να εξηγήσουν την διαστρωματική συμπεριφορά των πλεοναζόντων αποδόσεων. Με την αφαίρεση των δύο, ευαίσθητων στους μη μοναδικούς παράγοντες, μετοχών από κάθε δείγμα, το APT είναι πάλι σε θέση να ερμηνεύσει σε σημαντικό βαθμό ($\text{adjusted } R^2 = 0,712$ με τους τρεις παράγοντες έναντι 0,751 με τους πέντε παράγοντες για το σύνολο των μετοχών) τη διαστρωματική συμπεριφορά των πλεονάζουσων αποδόσεων, ικανοποιώντας το 'κριτήριο' του Fama. Να σημειωθεί τέλος ότι και σε αυτήν τη μελέτη οι σημαντικοί παράγοντες είναι κοινοί με αυτούς των Η.Π.Α. (Chen 1986, Burmeister και McElroy 1988) με την εξαίρεση της συναλλαγματικής ισοτιμίας και μάλιστα με το ίδιο πρόσημο, συνάγοντας μια συνέπεια στους μακροοικονομικούς παράγοντες τιμολόγησης του κινδύνου και της συνεισφοράς τους (πρόσημο) σε αυτόν.

Ένα από τα ελάχιστα εμπειρικά τεστ της θεωρίας εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (APT), σε αγορές πέρα από τις Η.Π.Α., Μεγάλη Βρετανία και Ιαπωνία είναι αυτό των **Groenewold και Fraser** (1997) και αναφέρεται στην αγορά της Αυστραλίας. Η συγκεκριμένη έρευνα σύμφωνα με τους Groenewold και Fraser συνεισφέρει:

1. Στον έλεγχο του APT με μακροοικονομικούς παράγοντες, με δεδομένα από μια άλλη σχετικά 'ανεξάρτητη' αγορά, προσφέροντας στοιχεία για την παρουσία κοινών παραγόντων ανάμεσα στις αγορές.
2. Στη σύγκριση ανάμεσα στις εκδοχές του APT με προκαθορισμένους ή τεχνητούς (στατιστικούς) παράγοντες, επεκτείνοντας την σύγκριση σε δεδομένα πέρα από το αρχικό δείγμα.
3. Στη σύγκριση ανάμεσα στο CAPM και το APT και με δεδομένα πέρα από το αρχικό δείγμα.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται είναι μηνιαία στοιχεία από την Αυστραλιανή Αγορά (Australian Stock Exchange) που καλύπτουν την περίοδο Δεκέμβριος 1980 – Απρίλιος 1994. Οι Groenewold και Fraser υποστηρίζουν επικαλούμενοι τους Lo, MacKinlay (1988) και Groenewold, Kuay (1993) ότι ο συνυπολογισμός των μερισμάτων των μετοχών δε συνεισφέρει ουσιαστικά κατά τον υπολογισμό των αποδόσεων του δείγματος. Να σημειωθεί ότι η παρούσα εργασία περιλαμβάνει τα μερίσματα στις αποδόσεις των μετοχών.

Ο εμπειρικός έλεγχος του APT με υπολογιζόμενους στατιστικά παράγοντες, καταλήγει σε τρεις παράγοντες οι οποίοι ερμηνεύουν το μεγαλύτερο μέρος της διαστροφματικής διακύμανσης των μέσων αποδόσεων. Η σύγκριση του APT των τριών παραγόντων με το CAPM, καταλήγει στην επικράτηση του APT. Αξίζει να σημειωθεί ότι όταν ο έλεγχος περιορίζεται σε μικρότερες περιόδους (πενταετίες) η απόδοση του CAPM βελτιώνεται σημαντικά, ενώ αντίθετα του APT επιδεινώνεται.

Επίσης ελέγχεται το ενδεχόμενο της υπεροχής του APT λόγω του υπολογισμού των παραγόντων ώστε να ταιριάζουν στα δεδομένα του δείγματος και της παρουσίας πολλών παραγόντων, ενώ το CAPM χρησιμοποιεί έναν παράγοντα, αυστηρά καθορισμένο από τη θεωρία. Η σύγκριση ανάμεσα στο APT με ένα μόνο παράγοντα (αυτόν με την μεγαλύτερη χαρακτηριστική ρίζα – eigenvalue) και το CAPM, δίνει ένα οριακό προβάδισμα στο APT, μειώνοντας σημαντικά την ερμηνευτική του ικανότητα σε σχέση με το υπόδειγμα των τριών παραγόντων.

Οι Groenewold και Fraser επιχειρούν και αυτοί, τον έλεγχο με δεδομένα εκτός δείγματος, διαμορφώνοντας δύο δείγματα, ένα για τον υπολογισμό των συντελεστών ευαισθησίας των παραγόντων και ένα για την αξιολόγηση της ερμηνευτικής ικανότητας. Το APT υπερτερεί και σε αυτήν την περίπτωση του CAPM, απορρίπτοντας έτσι τον ισχυρισμό ότι η υπεροχή του είναι αποτέλεσμα κυρίως του τρόπου υπολογισμού των παραγόντων ώστε να ‘ταιριάζουν’ στο προς έλεγχο δείγμα.

Οι Groenewold και Fraser κατά τους ελέγχους με προκαθορισμένες μακροοικονομικές μεταβλητές, επέλεξαν μεταβλητές με βάση δύο κριτήρια:

1. την παραδοχή ότι οι αποδόσεις εξαρτώνται από τρεις κατηγορίες παραγόντων : την πραγματική εσωτερική οικονομική δραστηριότητα, τις τυπικές εσωτερικές επιδράσεις και τις εξωτερικές μεταβλητές
2. την εμπειρία από εργασίες σε άλλες αγορές όπως των Clare και Thomas (1994), Ariff και Johnson (1990), Martikainen (1991), Chen, Roll και Ross (1986) για την Μεγάλη Βρετανία, τη Σιγκαπούρη, την Φιλανδία και τις Η.Π.Α. αντίστοιχα.

Οι μεταβλητές που επιλέγηκαν ήταν για την πραγματική εσωτερική οικονομική δραστηριότητα (οι δείκτες βιομηχανικής παραγωγής, ανεργίας και απασχόλησης), για τις τυπικές εσωτερικές επιδράσεις (ο πληθωρισμός, οι τιμές των πρώτων υλών, η εξέλιξη των αμοιβών οι προσφορές χρήματος M3, M6 και τα επιτόκια) και για τις εξωτερικές μεταβλητές (οι συναλλαγματικές ισοτιμίες με ορισμένα νομίσματα και το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών).

Οι παράγοντες που αποδείχθηκαν στατιστικά σημαντικοί ήταν ο πληθωρισμός, τα επιτόκια και η προσφορά χρήματος M3. Οι παράγοντες αυτοί συμπίπτουν σε μεγάλο βαθμό με παράγοντες που εντοπίστηκαν σε άλλες αγορές μέσω πέντε αντίστοιχων εργασιών [Η.Π.Α.: Chen, Roll, Ross (1986), MacElroy, Burmeister (1988), Μεγάλη Βρετανία: Clare, Thomas (1994), Beenstock, Chan (1988), Σιγκαπούρη: Ariff, Johnson (1990)]. Πιο συγκεκριμένα ο πληθωρισμός είναι σημαντικός παράγοντας και στη Μεγάλη Βρετανία, τις Η.Π.Α. και την Σιγκαπούρη και στις πέντε εργασίες. Τα επιτόκια είναι σημαντικός παράγοντας σε τέσσερις από τις πέντε εργασίες. Οι νομισματικοί παράγοντες εμφανίστηκαν μόνο στις δύο από τις πέντε εργασίες. Έκπληξη προκαλεί η απουσία κάποιου παράγοντα από τις εξωτερικές μεταβλητές γεγονός που συμβαίνει σε όλες τις άλλες ανοιχτές αγορές.

Η ερμηνευτική ικανότητα της εκδοχής του APT με τις προκαθορισμένες μακροοικονομικές μεταβλητές είναι οριακά μικρότερη αυτής με τους στατιστικούς παράγοντες, φανερώνοντας ότι η αξία του APT παραμένει σταθερή και στις δύο εκδοχές του. Και αυτή η εκδοχή του APT υπερτερεί φανερά απέναντι του CAPM.

Συμπερασματικά η έρευνα των Groenewold και Fraser έδειξε:

- § την ύπαρξη κοινών μακροοικονομικών παραγόντων για το APT, σε διάφορες αγορές, με σημαντικότερο τον πληθωρισμό,
- § την ισοδύναμη απόδοση και των δύο εκδοχών του APT,
- § ότι η ερμηνευτική ικανότητα του APT προέρχεται βασικά από την πολυπαραγοντική φύση του,
- § την υπεροχή και των δύο εκδοχών του APT απέναντι στο CAPM, σε ελέγχους εντός του αρχικού δείγματος και σημαντική επιδείνωση σε ελέγχους εκτός δείγματος για όλα τα μοντέλα.

Οι **Connor και Korajczyk** (1993) επιχείρησαν και αυτοί να προσδιορίσουν τον “κατάλληλο” αριθμό παραγόντων για πολυπαραγοντικά μοντέλα. Χρησιμοποίησαν δεδομένα από τα American Stock Exchange και New York Stock Exchange για την περίοδο για την περίοδο Ιανουάριος 1967 – Δεκέμβριος 1991 (300 μήνες) για δείγμα που κάλυπτε, ανάλογα την περίοδο από 1626 μέχρι 1869 μετοχές. Προτίμησαν την χρήση στατιστικά υπολογιζόμενων παραγόντων αντί για την επιλογή προκαθορισμένων παραγόντων. Ερμηνεύοντας ως σημαντική τη γνωστή ιδιομορφία των αποδόσεων του Ιανουαρίου (anomalie) εξέτασαν ειδικά την περίπτωση αυτού του μήνα. Το μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε ήταν μια “προσεγγιστική” παραγοντική μορφή του APT με την παραδοχή ότι αν λ είναι ο κατάλληλος αριθμός παραγόντων, τότε δεν θα πρέπει να υπάρχει σημαντική μείωση (προσαρμοσμένη στους βαθμούς ελευθερίας) στην διαστρωματική ερμηνεία αν προσθέσουμε έναν παράγοντα ($\lambda+1$).

Τα αποτελέσματα των Connor και Korajczyk δείχνουν πραγματικά μια σημαντική διαφοροποίηση ανάμεσα στον Ιανουάριο και τους υπόλοιπους μήνες. Για τους υπόλοιπους μήνες ένας ή δύο παράγοντες φαίνονται ικανοί να περιγράψουν τις αποδόσεις των μετοχών, ενώ όταν συμπεριληφθεί και ο Ιανουάριος μέχρι και έξι παράγοντες φαίνονται να είναι ο κατάλληλος αριθμός παραγόντων. Οι Connor και Korajczyk αναγνωρίζοντας ότι τον Ιανουάριο οι μέσες αποδόσεις και οι διακυμάνσεις είναι ασυνήθιστα μεγάλες, ενώ αυτόν τον μήνα συμβαίνουν και σημαντικά γεγονότα που επηρεάζουν τις αποδόσεις, προτείνουν τελικά ως τα πλέον “κατάλληλα” μοντέλα τριών ως έξι παραγόντων.

Οι **Burmeister, Roll και Ross** (από τους θεμελιωτές της θεωρίας του APT) προτείνουν μια ολοκληρωμένη μεθοδολογία χρήσης μακροοικονομικών παραγόντων για τον έλεγχο του κινδύνου χαρτοφυλακίων, χρησιμοποιώντας την Θεωρία Εξισορροπητική Αγοραπωλησίας (APT). Το APT βασίζεται στην άποψη ότι δεν υπάρχει κατ’ ανάγκη ένας μοναδικός τρόπος για την μέτρηση του κινδύνου (όπως η απόδοση της αγοράς για το CAPM). Το APT είναι απόλυτα γενικό και δεν καθορίζει επακριβώς ποιοι είναι οι συστηματικοί κίνδυνοι ή πόσοι είναι αυτοί. Οι Burmeister, Roll και Ross ισχυρίζονται ότι οι κίνδυνοι προέρχονται από τις απρόσμενες μεταβολές στις ακόλουθες θεμελιώδεις οικονομικές μεταβλητές:

- § Εμπιστοσύνη των επενδυτών
- § Επιτόκια
- § Πληθωρισμός
- § Πραγματική επιχειρηματική δραστηριότητα
- § Ένας δείκτης της αγοράς

Κάθε μετοχή και χαρτοφυλάκιο έχουν κάποια έκθεση (exposure – που εκφράζεται με το βήτα) σχετικά με καθένα από τους παραπάνω παράγοντες κινδύνου. Το σύνολο των βήτα για κάθε κίνδυνο, για μια μετοχή ή χαρτοφυλάκιο είναι το προφίλ έκθεσης κινδύνου τους ενώ οι εκθέσεις στον κίνδυνο ανταμείβονται από την αγορά με επιπλέον αναμενόμενη απόδοση.

Συνεπώς το προφίλ έκθεσης κινδύνου καθορίζει την διακύμανση και την απόδοση ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου. Για παράδειγμα μετοχές που έχουν υψηλή έκθεση στην πραγματική επιχειρηματική δραστηριότητα, θα δώσουν σχετικά υψηλότερες αποδόσεις από τις μετοχές με χαμηλή έκθεση στον παράγοντα αυτό, αν η πραγματική επιχειρηματική δραστηριότητα είναι μεγαλύτερη από αυτή που είχε προβλεφθεί.

Οι Burmeister, Roll και Ross ερμηνεύουν τις βασικές σχέσεις που αποτελούν το APT ως εξής:

§ Η πρώτη σχέση εκφράζει το γεγονός, ότι σε κάθε χρονική περίοδο, η διαφορά ανάμεσα στην πραγματική (πραγματοποιηθείσα) απόδοση και την αναμενόμενη απόδοση για κάθε μετοχή, είναι ίση με το άθροισμα, για όλους τους παράγοντες κινδύνου, των γινομένων των εκθέσεων στο κίνδυνο (τα βήτα των παραγόντων κινδύνου) επί την πραγματοποιηθείσα τιμή (πραγματική τιμή στο τέλος στο τέλος της περιόδου) για αυτόν τον παράγοντα κινδύνου, με την πρόσθεση ενός όρου λάθους συσχετιζόμενο με την ιδιομορφία κάθε μετοχής:

$$\mathbf{r}_i(\mathbf{t}) - \mathbf{E}[\mathbf{r}_i(\mathbf{t})] = \beta_{i1}\mathbf{f}_1(\mathbf{t}) + \dots + \beta_{ik}\mathbf{f}_k(\mathbf{t}) + \varepsilon_i(\mathbf{t}) \quad (5)$$

όπου:

$\mathbf{r}_i(\mathbf{t})$ = η συνολική απόδοση της μετοχής i (κεφαλαιακά κέρδη πλέον μερισμάτων) που έχει πραγματοποιηθεί στο τέλος της περιόδου t

$\mathbf{E}[\mathbf{r}_i(\mathbf{t})]$ = η αναμενόμενη απόδοση, στο ξεκίνημα της περιόδου t

β_{ij} = η έκθεση σε κίνδυνο ή το βήτα της μετοχής i για παράγοντα κινδύνου j για $j = 1, \dots, k$

$\mathbf{f}_j(\mathbf{t})$ = πραγματοποιηθείσα τιμή στο τέλος της περιόδου t για τον παράγοντα κινδύνου j

$\mathbf{j} = 1, \dots, k$

$\varepsilon_i(\mathbf{t})$ = η τιμή στο τέλος της περιόδου του εσωτερικού κινδύνου που οφείλεται σε ιδιομορφίες της μετοχής.

Υποθέτουν ότι:

1. Οι προσδοκίες στην αρχή της περιόδου, για όλους τους παράγοντες και τον εσωτερικό κίνδυνο είναι μηδέν, δηλαδή :

$$\mathbf{E}[\mathbf{f}_1(t)] = \dots = \mathbf{E}[\mathbf{f}_k(t)] = \mathbf{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_i(t)] = \mathbf{0} \quad (6)$$

2. Ο εσωτερικός κίνδυνος δεν συσχετίζεται με τις πραγματοποιηθείσες τιμές των παραγόντων κινδύνου, δηλαδή:

$$\text{cov} [\boldsymbol{\varepsilon}_i(t), \mathbf{f}_j(t)] = \mathbf{0} \quad \text{για κάθε } j = 1, \dots, k \quad (7)$$

3. Όλες οι πραγματοποιηθείσες τιμές των παραγόντων κινδύνου και των εσωτερικών κινδύνων δε συσχετίζονται χρονικά, δηλαδή:

$$\text{cov} [\mathbf{f}_j(t), \mathbf{f}_j(t')] = \text{cov} [\boldsymbol{\varepsilon}_i(t), \boldsymbol{\varepsilon}_i(t')] = \mathbf{0} \quad \text{για κάθε } j = 1, \dots, k \\ \text{και για όλα τα } t \neq t'$$

Οι παραπάνω συνθήκες καλύπτονται συνολικά, λέγοντας ότι οι αποδόσεις των μετοχών προκύπτουν από ένα γραμμικό παραγοντικό μοντέλο. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι παράγοντες κινδύνου είναι δυνατόν να συσχετίζονται μεταξύ τους (για παράδειγμα ο πληθωρισμός με τα επιτόκια), όπως επίσης και οι εσωτερικοί κίνδυνοι μεταξύ διαφορετικών μετοχών (όπως όταν, για παράδειγμα, ένα ασυνήθιστο γεγονός επηρεάζει όλες τις επιχειρήσεις ενός συγκεκριμένου κλάδου).

- § Η δεύτερη συνθήκη του APT εκφράζει ότι είναι αδύνατο να προκύψουν καθαρά κέρδη από συναλλαγές που παραβιάζουν τις συνθήκες εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (pure arbitrage profits). Λόγω του ανταγωνισμού στις αγορές, είναι αδύνατο για έναν επενδυτή να αποκομίσει θετικές προσδοκώμενες αποδόσεις χωρίς να αναλάβει κίνδυνο ή να επενδύσει πραγματικά κάποια κεφάλαια.

Με βάση τις δύο προηγούμενες σχέσεις, το βασικό θεώρημα του APT είναι ότι υπάρχουν $k+1$ αριθμοί P_0, P_1, \dots, P_k που δεν είναι όλοι μηδέν, τέτοιοι ώστε η αναμενόμενη απόδοση για την i -στη μετοχή να είναι περίπου ίση με P_0 πλέον του αθροίσματος μέχρι το j του γινομένου β_{ij} επί P_j , δηλαδή:

$$\mathbf{E}[\mathbf{r}_i(\mathbf{t})] \approx \mathbf{P}_0 + \beta_{i1}\mathbf{P}_1 + \dots + \beta_{ik}\mathbf{P}_k \quad (8)$$

Παρά το γεγονός ότι η σχέση (8) ισχύει μόνο προσεγγιστικά, με επιπλέον υποθέσεις είναι δυνατό να αποδειχθεί ότι ισχύει ακριβώς. Σε κάθε περίπτωση για πραγματικές εφαρμογές οποιοδήποτε λάθος προκύπτει είναι δυνατό να αγνοηθεί. Επομένως ισχύει:

$$\mathbf{E}[\mathbf{r}_i(\mathbf{t})] = \mathbf{P}_0 + \beta_{i1}\mathbf{P}_1 + \dots + \beta_{ik}\mathbf{P}_k \quad (9)$$

Εδώ το P_j εκφράζει την τιμή του κινδύνου ή την αμοιβή κινδύνου για τον j -στο παράγοντα κινδύνου. Αυτά τα P_j καθορίζουν μέσω της σχέσης (3), το tradeoff μεταξύ κινδύνου και απόδοσης.

Αν υποθέσουμε ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο είναι τέλεια διαφοροποιημένο (είναι για παράδειγμα $e_p(\mathbf{t}) = 0$) και χωρίς εκθέσεις σε κίνδυνο. Ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο έχει μηδενικό κίνδυνο και από την σχέση (3) η αναμενόμενη απόδοση του είναι P_0 . Επομένως το P_0 πρέπει να αντιστοιχεί στην απόδοση χωρίς κίνδυνο. Με την ίδια λογική η αμοιβή κινδύνου για τον j -στο παράγοντα κινδύνου είναι η επιπλέον απόδοση από την απόδοση χωρίς κίνδυνο, που αποφέρει μια μετοχή η οποία έχει μοναδιαία έκθεση σε κίνδυνο στον j -στο παράγοντα ($b_{ij} = 1$) και μηδενική έκθεση σε όλους τους άλλους παράγοντες ($b_{ih} = 0$ για κάθε $h \neq j$).

Η πλήρης σχέση της Θεωρίας Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (APT) προκύπτει αντικαθιστώντας τη σχέση (3) στη σχέση (1), η οποία επανακαθορίζοντας τους όρους που αφορούν τις αποδόσεις είναι:

$$\mathbf{r}_i(\mathbf{t}) - \mathbf{P}_0 = \beta_{i1}[\mathbf{P}_1 + \mathbf{f}_1(\mathbf{t})] + \dots + \beta_{ik}[\mathbf{P}_k + \mathbf{f}_k(\mathbf{t})] + \mathbf{e}_i(\mathbf{t}) \quad (10)$$

Σε αυτό το επίπεδο του καθορισμού των αναμενόμενων αποδόσεων, το CAPM διαφέρει ουσιαστικά από το APT. Στο CAPM, οι αναμενόμενες επιπλέον αποδόσεις για μια μετοχή είναι ίσες με το βήτα του CAPM επί τις αναμενόμενες επιπλέον αποδόσεις ενός δείκτη της αγοράς, ακόμα και για τις πολυπαραγοντικές εκδοχές του CAPM. Για να ισχύει μια τέτοια πολυπαραγοντική εκδοχή του CAPM, οι αμοιβές απόδοσης του APT (P_j 's) πρέπει να ικανοποιούν ορισμένες συνθήκες. Η στατιστική έρευνα έχει απορρίψει αυτούς τους περιορισμούς του CAPM, επιβεβαιώνοντας το APT.

Οι Burmeister, Roll και Ross προτείνουν πρακτικά την αντικατάσταση του P_0 με μια γνωστή τιμή που τιμολογείται περίπου στην ίδια συχνότητα με τις παρατηρήσεις μας. Έτσι για μηνιαία δεδομένα η τιμή των μηνιαίων γραμματίων του δημοσίου είναι ιδανική και γνωστή στους επενδυτές από την αρχή της περιόδου. Για ένα μοντέλο με N μετοχές ($i = 1, \dots, N$) και μια περίοδο T παρατηρήσεων ($t = 1, \dots, T$) τα δεδομένα είναι: οι αποδόσεις των μετοχών $r_i(t)$, οι τιμές των μηνιαίων γραμματίων $TB(t)$ και οι πραγματοποιηθείσες τιμές των παραγόντων κινδύνου $f_i(t)$.

Θεωρώντας την χρονική περίοδο μηνιαία και χρησιμοποιώντας τα μηνιαία γραμμάτια του δημοσίου ως μια προσέγγιση για την απόδοση χωρίς κίνδυνο, η εκδοχή του APT της σχέσης (4), διαμορφώνεται:

$$r_i(t) - TB(t) = \beta_{i1} [P_1 + f_1(t)] + \dots + \beta_{ik} [P_k + f_k(t)] + e_i(t) \quad (11)$$

Οι Burmeister, Roll και Ross παρουσιάζουν τρεις διαφορετικές προσεγγίσεις για την εκτίμηση ενός μοντέλου APT:

1. Οι παράγοντες κινδύνου $f_1(t), f_2(t), \dots, f_k(t)$ να υπολογιστούν με τη χρήση ανάλυσης παραγόντων ή πρωτογενών παραγόντων.
2. K διαφορετικά, καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια μπορούν να υποκαταστήσουν τους παράγοντες.
3. Η οικονομική θεωρία και η γνώση των αγορών μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον προσδιορισμό K παραγόντων κινδύνου, που είναι δυνατό να υπολογισθούν με βάση τα διαθέσιμα μακροοικονομικά και χρηματοοικονομικά δεδομένα.

Κρίνοντας τις εναλλακτικές αυτές προσεγγίσεις, οι Burmeister, Roll και Ross προσάπτουν προβλήματα ερμηνείας στην προσέγγιση των πρωτογενών παραγόντων, ιδιαίτερες ικανότητες διαίσθησης και γνώσεις στην προσέγγιση των καλά διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων και προτείνουν στη μεθοδολογία τους την προσέγγιση των προκαθορισμένων παραγόντων.

Τα πλεονεκτήματα που αποδίδουν σε αυτή την προσέγγιση είναι η άμεση οικονομική ερμηνεία των εκθέσεων σε κίνδυνο β_{ij} και των αμοιβών κινδύνου P_j και από στατιστική άποψη η χρήση οικονομικής πληροφόρησης και αποδόσεων μετοχών σε αντίθεση με τις δύο άλλες προσεγγίσεις που χρησιμοποιούν αποδόσεις μετοχών για την ερμηνεία αποδόσεων μετοχών.

Οι παράγοντες που προτείνονται στοχεύουν στην ερμηνεία κατά το δυνατόν μεγαλύτερου ποσοστού διακύμανσης των αποδόσεων μέσω κατανοητών, σταθερών, αξιόπιστων παραγόντων. Καταλήγουν λοιπόν σε πέντε παράγοντες που πληρούν αυτά τα κριτήρια:

- 1. Κίνδυνος εμπιστοσύνης, $f_1(t)$** είναι οι απρόσμενες αλλαγές στις προθέσεις των επενδυτών να αναλάβουν επενδύσεις σχετικά υψηλού κινδύνου. Υπολογίζεται ως η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση των σχετικά υψηλού κινδύνου ομολόγων επιχειρήσεων και την απόδοση των κρατικών ομολόγων, εικοσαετούς διάρκειας και τα δύο. Η ερμηνεία είναι ότι θετική διαφορά εκφράζει αυξημένη εμπιστοσύνη του επενδυτή γιατί η απαιτούμενη απόδοση του υψηλότερου κινδύνου ομολόγων επιχειρήσεων έχει πέσει σε σχέση με τα ασφαλέστερα κρατικά ομόλογα. Η εμπειρική έρευνα έχει δείξει ότι πραγματικά οι περισσότερες μετοχές έχουν θετική έκθεση στον Κίνδυνο εμπιστοσύνης, με τις ‘μικρές’ μετοχές να έχουν αυξημένη έκθεση σε σχέση με τις μεγάλες.

2. **Κίνδυνος χρονικού ορίζοντα, $f_2(t)$:** ο παράγοντας αυτός εκφράζει τις απρόσμενες μεταβολές του επενδυτή που αφορούν τον επιθυμητό χρόνο ρευστοποίησης. Υπολογίζεται ως η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση των εικοσαετών ομολόγων του δημοσίου και τα μηνιαία γραμμάτια του δημοσίου. Θετική τιμή ερμηνεύεται ως ένδειξη ότι οι επενδυτές απαιτούν μικρότερη αμοιβή για την κατοχή επενδυτικών τίτλων που απαιτούν μεγαλύτερο χρόνο για να ρευστοποιηθούν. Οι τιμές των μετοχών που έχουν θετική έκθεση σε αυτόν τον παράγοντα, θα αυξηθούν ώστε να μειωθεί η απόδοση τους. Οι αναπτυξιακές (growth stocks) μετοχές ωφελούνται περισσότερο από τις μετοχές εισοδήματος (investment stocks), όταν συμβαίνει η προηγούμενη συγκυρία.
3. **Κίνδυνος πληθωρισμού, $f_3(t)$:** ο παράγοντας αυτός εκφράζει ένα συνδυασμό των απρόσμενων μεταβολών στο μακροπρόθεσμο και βραχυπρόθεσμο πληθωρισμό. Κάθε μήνα, ο κίνδυνος πληθωρισμού είναι η απρόσμενη μεταβολή, που υπολογίζεται στο τέλος του μήνα, για παράδειγμα είναι η διαφορά ανάμεσα στον πραγματικό πληθωρισμό για αυτόν τον μήνα και την πρόβλεψη (που υπολογίζεται από τα επιτόκια, ιστορικούς ρυθμούς πληθωρισμού και άλλες οικονομικές μεταβλητές που επηρεάζουν τον πληθωρισμό) στην αρχή του μήνα. Εφόσον οι περισσότερες μετοχές έχουν αρνητική έκθεση στον πληθωρισμό ($\beta_{i3} < 0$), μια θετική μεταβολή στον παράγοντα αυτό ($f_3 > 0$), προκαλεί μια αρνητική συνεισφορά στην απόδοση, ενώ μια αρνητική ($f_3 < 0$, μια έκπληξη αποπληθωρισμού), συνεισφέρει θετικά στην απόδοση των μετοχών. Οι επιχειρήσεις που παράγουν είδη πρώτης ανάγκης επηρεάζονται λιγότερο από τον πληθωρισμό, ενώ αυτές που παράγουν λιγότερο 'αναγκαία' αγαθά είναι περισσότερο ευαίσθητες στον κίνδυνο πληθωρισμού. Επιχειρήσεις που έχουν σημαντικές επενδύσεις σε στοιχεία όπως η γη ή τα αποθέματα πετρελαίου ενδέχεται να ευνοηθούν από μια πληθωριστική έκρηξη.

4. **Κίνδυνος των Κυκλικών Διακυμάνσεων, $f_4(t)$:** ο παράγοντας αυτός εκφράζει τις απρόσμενες μεταβολές στο επίπεδο της πραγματικής επιχειρηματικής δραστηριότητας. Ο κίνδυνος των Κυκλικών Διακυμάνσεων υπολογίζεται ως η διαφορά ανάμεσα στην αναμενόμενη τιμή του τέλους της περιόδου και αυτή στην αρχή της περιόδου. Μια θετική τιμή ($f_4 > 0$) του παράγοντα αυτού, δείχνει ότι η αναμενόμενη επιχειρηματική τιμή αυξήθηκε. Στην περίπτωση αυτή, επιχειρήσεις με σημαντική έκθεση στον κίνδυνο αυτό, όπως για παράδειγμα τα καταστήματα λιανικής ενισχύουν την απόδοσή τους σε σχέση με άλλες λιγότερες ευαίσθητες σε αυτόν τον παράγοντα, όπως π.χ. οι εταιρείες κοινής ωφέλειας.
5. **Κίνδυνος Συγκυρίας της Αγοράς, $f_5(t)$:** ο παράγοντας αυτός υπολογίζεται ως το τμήμα εκείνο της απόδοσης του δείκτη της αγοράς, που δεν ερμηνεύεται από τους τέσσερις προηγούμενους παράγοντες και τον σταθερό όρο του APT. Ο παράγοντας αυτός διευκολύνει αυτούς που επιθυμούν να προσεγγίσουν το APT ως μια γενικότερη προσέγγιση του CAPM. Με την παρουσία αυτού του παράγοντα, το CAPM, παρουσιάζεται ως μια ειδική περίπτωση του APT: αν και οι τέσσερις άλλοι μακροοικονομικοί παράγοντες έχουν μηδενικές τιμές (δηλαδή $\beta_{i1} = \dots = \beta_{i4} = 0$), τότε ο Κίνδυνος Συγκυρίας της Αγοράς, θα είναι ανάλογος με τον δείκτη απόδοσης της αγοράς. Στην περίπτωση αυτή το βήτα της μετοχής θα ταυτίζεται με την έκθεση στον κίνδυνο συγκυρίας της αγοράς. Σχεδόν όλες οι μετοχές έχουν θετική έκθεση σε αυτόν τον παράγοντα ($\beta_{i5} > 0$) και επομένως θετικές εκπλήξεις Συγκυρίας της αγοράς ($f_5 > 0$) αυξάνουν την απόδοση των μετοχών.

Οι Burmeister, Roll και Ross ισχυρίζονται ότι παραπάνω από πέντε παράγοντες ερμηνεύουν σύμφωνα με στατιστικές έρευνες σαφώς καλύτερα τις αποδόσεις των μετοχών σε σχέση με οποιοδήποτε δείκτη της αγοράς.

Πρακτικά οι Burmeister, Roll και Ross ενσωμάτωσαν τα συμπεράσματα τους σε ένα εμπορικά διαθέσιμο λογισμικό (BIRR ® Risks and Returns Analyzer®) για την ανάλυση κινδύνου βασισμένη στο μοντέλο του APT που περιγράφηκε.

Αναφέρουμε ένα απλό παράδειγμα (τα b_{ij} 's και τα P_j 's εκτιμούνται μηνιαία και είναι διαθέσιμα). Το προφίλ έκθεσης σε κίνδυνο για το δείκτη της αγοράς (εδώ για τον S&P500 για τον Απρίλιο του 1992) και οι αντίστοιχες αμοιβές κινδύνου είναι:

ΑΜΟΙΒΕΣ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΚΑΙ ΕΚΘΕΣΗ ΣΕ ΚΙΝΔΥΝΟ (BIRR)

Παράγοντας κινδύνου	Έκθεση για τον S&P 500	Αμοιβή Κινδύνου (%/έτος)
Κίνδυνος Εμπιστοσύνης	0.27	2.59
Κίνδυνος Χρονικού Ορίζοντα	0.56	-0.66
Κίνδυνος Πληθωρισμού	-0.37	-4.32
Κίνδυνος Κυκλικών Διακυμάνσεων	1.71	1.49
Κίνδυνος Συγκυρίας Αγοράς	1.00	3.61

Για κάθε παράγοντα κινδύνου, η συνεισφορά στην αναμενόμενη απόδοση είναι το γινόμενο της έκθεσης σε κίνδυνο επί την αντίστοιχη αμοιβή κινδύνου. Το άθροισμα αυτών των γινομένων είναι η επιπλέον αναμενόμενη απόδοση σε σχέση με την απόδοση των μηνιαίων γραμματίων του δημοσίου:

**ΣΥΝΕΙΣΦΟΡΑ ΤΟΥ ΠΑΡΑΓΟΝΤΑ ΚΙΝΔΥΝΟΥ ΣΤΗΝ
ΑΝΑΜΕΝΟΜΕΝΗ ΑΠΟΔΟΣΗ (BIRR)**

Παράγοντας κινδύνου	Έκθεση για τον S&P 500	Αμοιβή Κινδύνου (%/έτος)	Συνεισφορά του παράγοντα κινδύνου, στην αναμενόμενη απόδοση(%/έτος)
Κίνδυνος Εμπιστοσύνης	0.27X	2.59	0.70
Κίνδυνος Χρονικού Ορίζοντα	0.56X	-0.66	-0.37
Κίνδυνος Πληθωρισμού	-0.37X	-4.32	1.60
Κίνδυνος Κυκλικών Διακυμάνσεων	1.71X	1.49	2.55
Κίνδυνος Συγκυρίας Αγοράς	1.00X	3.61	3.61
Άθροισμα =	Επιπλέον αναμενόμενη απόδοση για S&P 500		8.09

Επομένως αν για παράδειγμα τα μηνιαία γραμμάτια του δημοσίου έχουν απόδοση 5.00%, η πρόβλεψη για τον S&P 500 θα είναι $5.00 + 8.09 = 13.09\%$ /έτος.

Γενικά για κάθε μετοχή i , η σχέση απόδοσης – κινδύνου του APT, όπως περιγράφηκε από την σχέση (3) είναι :

$$E(r_i) - TB = \beta_{i1}(2.59) + \beta_{i2}(-0.66) + \beta_{i3}(-4.32) + \beta_{i4}(1.49) + \beta_{i5}(3.61)$$

όπου TB είναι η απόδοση των μηνιαίων γραμματίων του δημοσίου.

Παρά την υπεροχή του, το APT εξακολουθεί να μην γνωρίζει την εκτεταμένη χρήση του CAPM.. Πάνω στη σύγκριση των δύο υποδειγμάτων έχουν γραφτεί πολλά, η υπεροχή στην πρακτική χρήση του CAPM απέναντι στην επιστημονική αποδοχή του APT, είναι πάντως μια κοινή διαπίστωση. Τα πλεονεκτήματα του APT απέναντι στο CAPM όπως παρουσιάζονται από τον Eben Otuteye, είναι:

- § Το APT δεν κάνει οποιαδήποτε υπόθεση σχετικά με την κατανομή των αποδόσεων των μετοχών.
- § Δεν υπάρχουν περιορισμοί στις συναρτήσεις χρησιμότητας των επενδυτών, πέρα από την παραδοχή ότι όλοι οι επενδυτές είναι αρνητικοί στον κίνδυνο (Risk Averters),
- § Το APT εμπεριέχει το εμπειρικά κοινά αποδεκτό γεγονός ότι οι αποδόσεις των μετοχών τείνουν να κινούνται μαζί, χωρίς να αποδίδεται η κοινή τους κατεύθυνση σε μια μοναδική μεταβλητή.
- § Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν διαδραματίζει κάποιον ειδικό ρόλο στο APT, επομένως δεν υπάρχει η απαίτηση να εντοπιστεί το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς όπως στο CAPM.
- § Είναι δυνατό να αποδειχθεί (όπως η προηγούμενη αναφορά των Burmeister, Roll και Ross) ότι το APT αποτελεί μια πιο γενική θεωρία από το CAPM. Στην πραγματικότητα το CAPM αποτελεί μια ειδική περίπτωση του APT.
- § Το APT μπορεί να υλοποιηθεί πρακτικά με οποιοδήποτε σύνολο οικονομικών μεταβλητών που ικανοποιούν τη συνθήκη, ότι επιδρούν σε όλες τις μετοχές.
- § Το APT μπορεί εύκολα να επεκταθεί σε ένα διαχρονικό μοντέλο αποτίμησης των αποδόσεων.

Ο Otuteye έχει προχωρήσει επίσης και σε εμπειρική έρευνα του APT με δεδομένα από την αγορά του Καναδά και τα αποτελέσματα του όσον αφορά τις μακροοικονομικές μεταβλητές δείχνουν να αποδέχονται τις προτάσεις των Birmeister, Roll και Ross.

Οι **Clare, Priestley και Thomas** (1997) προχώρησαν σε έναν εμπειρικό έλεγχο του APT, χρησιμοποιώντας διαφορετικές μεθοδολογίες (εκτιμητές), προκειμένου να καταλήξουν σε συμπεράσματα σχετικά με τη συνέπεια του.

Το APT έχει ελεγχθεί εμπειρικά με διαφορετικές τεχνικές και μεθοδολογίες. Οι Roll και Ross (1980) χρησιμοποίησαν αρχικά την ανάλυση παραγόντων, προχωρώντας στη συνέχεια μαζί με τον Chen (1986) στην μεθοδολογία των δύο βημάτων των Fama και MacBeth, η οποία περιλαμβάνει σε πρώτη φάση την εκτίμηση των συντελεστών ευαισθησίας των μετοχών (βήτα) σε σχέση με τους προκαθορισμένους παράγοντες, χρησιμοποιώντας διαχρονικές παλινδρομήσεις για μια περίοδο και στη δεύτερη φάση την εκτίμηση των σχετικών αμοιβών κινδύνου μέσω διαστρωματικών παλινδρομήσεων (cross-sectional) για μια επόμενη περίοδο.

Οι Chen Roll και Ross (1986) κατέληξαν σε τέσσερις στατιστικά σημαντικές μακροοικονομικές μεταβλητές που αποτιμώνται στην αγορά των Η.Π.Α. Η μεθοδολογία αυτή εμπεριέχει ένα σημαντικό πρόβλημα λάθους στις μεταβλητές – EIV (Error in Variables problem), το οποίο θεωρήθηκε ότι αντιμετωπίζεται με αλλαγές στον τρόπο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων που εξετάστηκαν. Ο Shanken (1992) αποδεικνύει ότι το πρόβλημα παραμένει και οι σημαντικοί παράγοντες που ανιχνεύτηκαν από τους Chen Roll και Ross είναι ιδιαίτερα ευαίσθητοι στην ύπαρξη ή όχι διόρθωσης του EIV (για την ακρίβεια ο Shanken δείχνει ότι τα τυπικά σφάλματα στις εκτιμήσεις των παραγόντων κινδύνου υπερεκτιμούνται). Με την διόρθωση ο παράγοντας της απρόσμενης μεταβολής του πληθωρισμού, καθίσταται μη σημαντικός.

Μια εναλλακτική μεθοδολογία η οποία αντιμετωπίζει το πρόβλημα του EIV, αναπτύχθηκε από τους McElroy, Burmeister και Wall (1985, 1988). Η προσέγγιση αυτή περιλαμβάνει τη χρήση ενός σύγχρονου, μη-γραμμικού εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων (simultaneous, non-linear, least squares estimator / NLLS). Ένα πρόσθετο πλεονέκτημα του NLLS, σχετίζεται με το θέμα της παραγοντικής δομής των αποδόσεων. Η μεθοδολογία των δύο βημάτων επιβάλλει τη χρήση της αυστηρής δομής (strict factor) του APT, σε αντίθεση με την προσέγγιση του NLLS που επιτρέπει και τη χρήση μιας προσεγγιστικής δομής του APT (approximate factor structure). Στην περίπτωση του NLLS είναι δυνατή η προσέγγιση είτε μέσω της αυστηρής είτε μέσω της προσεγγιστικής δομής ανάλογα με τον περιορισμό που τίθεται στον πίνακα διακύμανσης – συνδιακύμανσης (να είναι ή όχι υποχρεωτικά διαγώνιος).

Οι Clare, Priestley και Thomas επιδιώκουν να συγκρίνουν την διαδικασία του ενός βήματος (NLLS) με την προσέγγιση των δύο βημάτων. Για αυτόν το σκοπό χρησιμοποιούν τα ίδια δεδομένα και προχωρούν στην περίπτωση του NLLS, στον υπολογισμό με την αυστηρή και την προσεγγιστική δομή. Επιπλέον στην περίπτωση των δύο βημάτων, υπολογίζουν τα αποτελέσματα με ή χωρίς την διόρθωση του EIV.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν αποτελούνται από 56 χαρτοφυλάκια καθορισμένα με βάση το μέγεθος, αποτελούμενα από 15 μετοχές με την ίδια συμμετοχή, διαπραγματευόμενες στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Στις αποδόσεις των μετοχών έχουν ληφθεί υπόψη τα μερίσματα. Τα χαρτοφυλάκια επαναδιατάσσονται ανάλογα με την κεφαλαιοποίηση της αγοράς στην αρχή κάθε ημερολογιακού έτους.

Οι μακροοικονομικοί παράγοντες, με τις απαραίτητες διευκρινήσεις (όπου κρίνονται απαραίτητες) είναι:

- § Δείκτης τιμών Λιανικής
- § Gilt to Equity Yield Ratio (GEYR) (διαφορά ανάμεσα στην απόδοση των κρατικών ομολόγων και τη συνολική μερισματική απόδοση της αγοράς)
- § Τιμή πετρελαίου
- § Δείκτης απόδοσης εταιρικών ομολόγων
- § Default κίνδυνος (η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση ομολογιών επιχειρήσεων και την απόδοση μακροπρόθεσμων κρατικών ομολογιών)
- § Κόστος δανεισμού ιδιωτικού τομέα (επιτόκια)

Η περίοδος των στοιχείων του δείγματος είναι από τον Απρίλιο του 1978 μέχρι τον Δεκέμβριο του 1990. Τα αποτελέσματα της έρευνας, με τη χρήση της μεθοδολογίας των δύο βημάτων, δείχνουν να αποτιμώνται ως στατιστικά σημαντικοί μόνο δύο παράγοντες: ο GEYR και ο δείκτης τιμών λιανικής. Επίσης ο σταθερός όρος των παλινδρομήσεων φαίνεται να είναι κοντά στο μηδέν, ενισχύοντας την ισχύ του APT. Τέλος με την προσθήκη στους μακροοικονομικούς παράγοντες του παράγοντα της επιπλέον απόδοσης της αγοράς αποτιμάται και αυτός στατιστικά σημαντικά.

Η χρήση της μεθοδολογίας του ενός βήματος (NLLS) στην περίπτωση της αυστηρής δομής οδηγεί στο συμπέρασμα ότι κανένας από τους μακροοικονομικούς παράγοντες δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Αν εφαρμοσθούν τεχνικές αντιμετώπισης του προβλήματος EIV στην προσέγγιση με την μεθοδολογία των δύο βημάτων, εξακολουθεί να μην προκύπτει κανένας σημαντικός παράγοντας. Επομένως με οποιαδήποτε μεθοδολογία η προσέγγιση μέσω ενός μοντέλου αυστηρής δομής δεν παράγει στατιστικά σημαντικούς παράγοντες.

Στην περίπτωση της προσεγγιστικής δομής φαίνεται να αποτιμώνται τελικά πέντε παράγοντες. Οι παράγοντες αυτοί είναι ο δείκτης της αγοράς, ο δείκτης τιμών λιανικής, ο default κίνδυνος (η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση ομολογιών επιχειρήσεων και την απόδοση μακροπρόθεσμων κρατικών ομολόγων), το κόστος δανεισμού ιδιωτικού τομέα (επιτόκια) και ο δείκτης απόδοσης εταιρικών ομολόγων. Φαίνεται λοιπόν ότι ορισμός του πίνακα διακύμανσης – συνδιακύμανσης στο APT, είναι ένα σημαντικό θέμα που επηρεάζει και τα αποτελέσματα των εμπειρικών ερευνών.

Οι Clare, Priestley και Thomas καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι ανάλογα με την μεθοδολογία (ενός ή δύο βημάτων) για την εμπειρική εκτίμηση του APT, παράγονται διαφορετικά αποτελέσματα, τα οποία καθορίζονται κυρίως από τους περιορισμούς που θέτονται στον πίνακα συνδιακύμανσης. Η μεθοδολογία των δύο βημάτων με την προσθήκη της διόρθωσης για το EIV, οδηγεί στο συμπέρασμα ότι το APT δεν ισχύει εμπειρικά για την αγορά της Μεγάλης Βρετανίας.

Τα αποτελέσματα αυτής της προσέγγισης συμπίπτουν με αυτά της μεθοδολογίας ενός βήματος (NLLS), όταν ο πίνακας συνδιακύμανσης περιορίζεται να είναι διαγώνιος (αυστηρή δομή του APT). Το γεγονός αυτό δεν εκπλήσσει γιατί ουσιαστικά στην περίπτωση αυτή και οι δύο μεθοδολογίες είναι ισοδύναμες, αφού ακολουθούν την υπόθεση ότι οι αποδόσεις προκύπτουν από ένα αυστηρό μοντέλο παραγόντων. Με την χρήση της μεθοδολογίας δύο βημάτων σε συνδυασμό με το προσεγγιστικό μοντέλο του APT, πέντε σημαντικοί στατιστικά παράγοντες αποτιμώνται στην Βρετανική αγορά.

Οι **Garret και Priestley (1997)** ερεύνησαν την αξία των υποθέσεων σχετικά με την δομή των παραγόντων στους εμπειρικούς ελέγχους του APT (η εργασία αυτή θα πρέπει να εξετασθεί σε συνδυασμό με αυτή των Clare, Priestley και Thomas).

Θεωρώντας το πολυπαραγοντικό μοντέλο του APT, το οποίο περιγράφεται από τις σχέσεις:

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{E}(\mathbf{R}) + \mathbf{B}_k \mathbf{F}_{kt} + \mathbf{u}_t \quad (12)$$

$$\mathbf{E}(\mathbf{R}) = \lambda_0 \mathbf{I}_N + \mathbf{B}_k \lambda_k \quad (13)$$

όπου \mathbf{R}_t είναι ένας πίνακας N γραμμών με τις αποδόσεις των μετοχών, \mathbf{F}_{kt} είναι ένας μηδενικών μέσων πίνακας k γραμμών, των παρατηρήσεων των k παραγόντων κινδύνου, που προέρχονται είτε από παρατηρήσεις των μακροοικονομικών μεταβλητών, είτε από την ανάλυση παραγόντων, \mathbf{B}_k ένας πίνακας $N \times k$ με τις ευαισθησίες των αποδόσεων στους παράγοντες κινδύνου, \mathbf{u}_t ένας μηδενικού μέσου πίνακας N γραμμών με τις ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις (τις αποδόσεις που οφείλονται σε παράγοντες που σχετίζονται αποκλειστικά με τη συγκεκριμένη, κάθε φορά, επιχείρηση), $\mathbf{E}(\mathbf{R})$ ένας πίνακας N γραμμών με τις αναμενόμενες αποδόσεις, λ_0 είναι η απόδοση μηδενικού κινδύνου, \mathbf{I}_N είναι ένας μοναδιαίος πίνακας N γραμμών, λ_k είναι ένας πίνακας k γραμμών με τις σταθερές αμοιβές κινδύνου που αντιστοιχούν με τους k παράγοντες συστηματικού κινδύνου.

Μια από τις υποθέσεις αυτού του μοντέλου είναι ότι η συσχέτιση ανάμεσα στους παράγοντες \mathbf{F} και τις ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις \mathbf{u} είναι μηδέν. Η σημασία αυτού είναι ότι εφόσον ο ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις είναι ασυσχέτιστες με τους παράγοντες κινδύνου, ο πίνακας συνδιακύμανσης των αποδόσεων θα μπορούσε να εκφρασθεί ως:

$$\Sigma_{\mathbf{R}} = \Sigma_{\mathbf{F}} + \Sigma_{\mathbf{u}} \quad (14)$$

όπου $\Sigma_{\mathbf{F}}$ είναι ο πίνακας συνδιακύμανσης των παραγόντων κινδύνου (που εκφράζουν το συστηματικό κίνδυνο) και $\Sigma_{\mathbf{u}}$ είναι ο πίνακας συνδιακύμανσης των ενδοεπιχειρησιακών αποδόσεων. Αυτή ακριβώς η υπόθεση, σχετικά με την δομή του $\Sigma_{\mathbf{u}}$ καθορίζει αν η δομή των παραγόντων είναι αυστηρή ή προσεγγιστική.

Ο Ross (1976), για παράδειγμα, υποθέτει ότι ο Σ_u είναι ένας διαγώνιος πίνακας, που σημαίνει ότι οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις είναι ασυσχέτιστες μεταξύ των μετοχών, αφού οι τιμές που δεν ανήκουν στην διαγώνιο είναι μηδέν. Σε αυτήν την περίπτωση οι αποδόσεις θεωρείται ότι ακολουθούν την αυστηρή δομή. Αυτή η υπόθεση, σχετικά με την αυστηρή δομή ακολουθείται σε αρκετούς εμπειρικούς ελέγχους για το APT. Η προσεγγιστική δομή, όπως αποδείχθηκε από τους Chamberlain και Rothschild (1983) δεν επηρεάζει την ισχύ του APT. Οι Chamberlain και Rothschild εκφράζουν την χαλαρή συνθήκη την χαλαρή συνθήκη ότι ο Σ_u δεν είναι διαγώνιος, έτσι ώστε οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις συσχετίζονται ανάμεσα στις μετοχές, ενώ οι k eigen τιμές του Σ_R αυξάνονται όσο ο αριθμός των μετοχών αυξάνεται, ενώ η $k+1$ τιμή eigen Σ_R είναι μικρότερη από την μεγαλύτερη τιμή eigen του Σ_u .

Οι Garret και Priestley επιχειρούν να διερευνήσουν αν οι αποδόσεις ακολουθούν μια αυστηρή ή μια προσεγγιστική δομή παραγόντων και να αναλύσουν την εμπειρική σημασία της υπόθεσης σχετικά με τη δομή των παραγόντων που ακολουθούν οι αποδόσεις. Για το σκοπό αυτό εξετάζουν τις τιμές eigen των Σ_R και Σ_u σε συνδυασμό με ελέγχους σημαντικότητας των συσχετίσεων μη διαγωνίων στοιχείων του Σ_u για ένα δείγμα μετοχών από την Μεγάλη Βρετανία, προκειμένου να συμπεράνουν αν οι αποδόσεις έχουν μια αυστηρή ή μια προσεγγιστική δομή. Στη συνέχεια εξετάζουν εναλλακτικές προσεγγίσεις του Σ_u προκειμένου να διαπιστωθεί αν αυτό επηρεάζει τον αριθμό των στατιστικά σημαντικών παραγόντων που προσδιορίζονται.

Τα αποτελέσματα της εμπειρικής έρευνας των Garret και Priestley έδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου περιγράφονται καλύτερα από την προσεγγιστική δομή, όταν οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις επιτρέπεται ταυτόχρονα να συσχετίζονται ανάμεσα στις μετοχές.

Από την πλευρά της εμπειρικής σημασίας του παραπάνω συμπεράσματος, φαίνεται ότι όταν οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις επιτρέπεται να συσχετίζονται ανάμεσα στις μετοχές, όπως δηλαδή καθορίζεται από μια προσεγγιστική δομή παραγόντων, έξι παράγοντες αποτιμώνται με σημαντικές αμοιβές κινδύνου, συμπέρασμα που είναι συνεπές με την έρευνα των Connor και Korajczyk (1993). Όταν ελέγχεται η υπόθεση ότι οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν μια αυστηρή δομή παραγόντων, κανένας παράγοντας δεν αποτιμάται ως σημαντικός. Προφανώς, σε όρους σημαντικότητας των αμοιβών κινδύνου, η υπόθεση αν οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις συσχετίζονται ανάμεσα στις μετοχές, έχει επίδραση. Η εκτίμηση της αμοιβής κινδύνου της αγοράς, παρουσιάζει επίσης διαφορές ανάλογα με την επιλογή της δομής των παραγόντων.

Επομένως η επιλογή της δομής του πίνακα συνδιακυμάνσεων των ενδοεπιχειρησιακών αποδόσεων, επηρεάζει τα αποτελέσματα των εμπειρικών ελέγχων του APT.

Οι Clare και Priestley (1998) επιχειρούν μια ενδιαφέρουσα εμπειρική διερεύνηση του πολυπαραγοντικού APT, σε μια αναδυόμενη αγορά, την Μαλαισία. Το CAPM διερευνήθηκε εμπειρικά σε αρκετές εργασίες (Cheung και Wong (1992), κλπ), όσον αφορά την επαλήθευσή του στις αναδυόμενες αγορές της Νοτιοανατολικής Ασίας, με συμπεράσματα που κατέληξαν σε μικρή ή και ανύπαρκτη σχέση μεταξύ του β και των αποδόσεων των μετοχών.

Επομένως οι Clare και Priestley προχώρησαν σε μια εξέταση του APT με προκαθορισμένους μακροοικονομικούς παράγοντες, προσθέτοντας στη συνέχεια και το δείκτη της τοπικής χρηματιστηριακής αγοράς και τέλος μια μεταβλητή που προσπαθεί να εκφράσει τους διεθνείς παράγοντες συστηματικού κινδύνου. Για την επεξεργασία των δεδομένων έλαβαν υπόψη τους τις ενστάσεις του Shanken (1992) σχετικά με τον τρόπο εντοπισμού των παραγόντων κινδύνου στο APT.

Οι τοπικοί μακροοικονομικοί παράγοντες που επιλέχθηκαν με βάση την εμπειρία του Chen και άλλων, είναι:

- **UR_f** η απρόσμενη μεταβολή στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (μηνιαίο επιτόκιο κατάθεσης)
- **UTS** η απρόσμενη μεταβολή στην αμοιβή διάρκειας (term structure) των επιτοκίων
- **UIP** η απρόσμενη μεταβολή στη βιομηχανική παραγωγή
- **UI** ο μη προβλεπόμενος πληθωρισμός
- **DEI** η αλλαγή στην προβλεπόμενη τιμή του πληθωρισμού

Η μεθοδολογία που ακολουθείται δεν είναι αυτή των δύο βημάτων των Fama και MacBeth (1973), η οποία όπως αναφέρθηκε και προηγούμενα έχει δεχθεί έντονη κριτική τα τελευταία χρόνια (όπως αυτή για το ενδογενές λάθος των μεταβλητών EIV Shanken), αλλά η μέθοδος που προτείνεται από τον McElroy (1992) που εξαλείφει το πρόβλημα του EIV.

Τα δεδομένα είναι μηνιαία στοιχεία από 70 εκ των 192 μετοχών από το χρηματιστήριο της Μαλαισίας για την περίοδο από τον Ιανουάριο 1986 ως τον Αύγουστο του 1991 και μηνιαία στοιχεία των επιλεγμένων μακροοικονομικών μεταβλητών. Ο μόνος παράγοντας που δεν αποτιμάται στατιστικά είναι οι μεταβολές στη βιομηχανική παραγωγή (UIP), ενώ ο παράγοντας UI (ο μη προβλεπόμενος πληθωρισμός) αποτιμάται οριακά. Να σημειωθεί ότι η αμοιβή κινδύνου είναι αρνητική για τις δύο από τις τέσσερις στατιστικά σημαντικές μεταβλητές (την απρόσμενη μεταβολή στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, UR_f και την αλλαγή στην προβλεπόμενη τιμή του πληθωρισμού, DEI).

Η προσθήκη του χρηματιστηριακού δείκτη (προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς) προκαλεί ορισμένες αλλαγές στα αποτελέσματα: ο δείκτης του χρηματιστηρίου αποτιμάται ως στατιστικά σημαντικός με αμοιβή κινδύνου 0,4671%, ο παράγοντας της βιομηχανικής παραγωγής παραμένει μη σημαντικός, ενώ το πρόσημο της αμοιβής κινδύνου του γίνεται αρνητικό. Πιο σημαντική κρίνεται η διαφοροποίηση της αμοιβής κινδύνου στην απρόσμενη μεταβολή στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, UR_f , που η τιμή της πέφτει στο μισό, παραμένοντας αρνητική. Τα αποτελέσματα αυτά, μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η προσθήκη του χρηματιστηριακού δείκτη, δίνει μια πληρέστερη εικόνα στο APT, τείνοντας να συμφωνήσει κανείς με την διαπίστωση των Burmeister και McElroy (1988), ότι ο δείκτης της αγοράς μπορεί να υποκαταστήσει με επιτυχία τις μεταβλητές κινδύνου που δεν συμπεριλαμβάνονται στους παράγοντες που επιλέγονται στο APT.

Πολύ ενδιαφέρον στοιχείο της έρευνας των Clare και Priestley είναι η προσπάθεια τους να συμπεριλάβουν και ένα παράγοντα που εκφράζει τις διεθνείς μεταβολές στο μοντέλο του APT. Απορρίπτουν την ιδέα για χρήση μεταβλητών όπως η τιμή του πετρελαίου ή ο διεθνής πληθωρισμός, ως διεθνείς παράγοντες κινδύνου υιοθετώντας την άποψη του King (1994), ότι οι συσχετίσεις ανάμεσα στις εθνικές αγορές καθορίζονται από μη παρατηρήσιμους παράγοντες. Καταλήγουν, έτσι ως προσέγγιση των μη παρατηρήσιμων διεθνών παραγόντων, σε ένα δείκτη της αγοράς. Επιλέγουν τον δείκτη της Morgan Stanley (World Capital Market Index), στην απόπειρά τους να διαχωρίσουν τις διεθνείς επιδράσεις από τις τοπικές που εκφράζονται από το χρηματιστηριακό δείκτη της Μαλαισίας.

Η χρήση δύο δεικτών της Αγοράς, ενός τοπικού και ενός διεθνή, αυξάνει την πιθανότητα εμφάνισης πολυσυγγραμικότητας (multicollinearity). Οι δύο δείκτες έχουν υψηλό επίπεδο συσχέτισης μεταξύ τους, γεγονός που μπορεί να δημιουργήσει προβλήματα στη διαδικασία εκτίμησης και καθιστά τα συμπεράσματα σχετικά με τις εκτιμώμενες μεταβλητές, δύσκολα.

Για να ξεπερασθεί αυτό το πρόβλημα, εξασφαλίζεται ότι οι δύο μεταβλητές θα είναι ορθογώνιες μεταξύ τους, με την ακόλουθη διαδικασία:

- § Η μέθοδος παλινδρόμησης εφαρμόζεται για τον δείκτη της αγοράς της Μαλαισίας σε σχέση με τον διεθνή δείκτη.
- § Στη συνέχεια οι αποκλίσεις (residuals R_e) από αυτό το μοντέλο χρησιμοποιούνται στις παλινδρομήσεις για το APT ως μια προσέγγιση του διεθνούς παράγοντα κινδύνου, επομένως οι δύο παράγοντες της αγοράς είναι ορθογώνιοι από την κατασκευή τους.

Ενδιαφέρον παρουσιάζουν τα αποτελέσματα από τη εκτίμηση του πολυπαραγοντικού μοντέλου, μετά την προσθήκη και του δεύτερου (του διεθνούς) παράγοντα της αγοράς. Ο διεθνής παράγοντας της αγοράς, αποτιμάται ως σημαντικός, όπως και ο δείκτης της αγοράς της Μαλαισίας. Η αμοιβή κινδύνου για τον διεθνή δείκτη της αγοράς έχει αρνητική τιμή.

Οι Clare και Priestley διαπιστώνουν επίσης, μέσω της σύγκρισης των προσαρμοσμένων R^2 των παλινδρομήσεων για το CAPM, του APT χωρίς τους δείκτες της αγοράς και του APT με την προσθήκη των δύο δεικτών της αγοράς, ότι η ερμηνευτική δυνατότητα του μοντέλου βελτιώνεται περνώντας από το CAPM, στη 'διεθνή' εκδοχή του APT. Αυτή η διαπίστωση οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι επενδυτές θα πρέπει να προσεγγίζουν τη σχέση κινδύνου-απόδοσης στη Μαλαισιανή αγορά, με το πλήρες 'διεθνές' μοντέλο του APT.

Τα τελικά συμπεράσματα των Clare και Priestley είναι ότι εθνικοί παράγοντες κινδύνου που συνδέονται με μακροοικονομικά μεγέθη είναι σημαντικοί για την τιμολόγηση των μετοχών της Μαλαισίας. Σημαντικό ρόλο διαδραματίζει επίσης ο εθνικός χρηματιστηριακός δείκτης . καλύπτοντας παράγοντες που δεν συμπεριλήφθηκαν στο μοντέλο. Τέλος η ύπαρξη ενός διεθνούς παράγοντα κινδύνου, όπως εκφράστηκε από την Morgan Stanley World Capital Market Index, συνεισφέρει στην προσέγγιση της επίδρασης από τις διεθνείς αγορές, που δεν καλύπτεται από άλλους παράγοντες.

Μια ενδιαφέρουσα εμπειρική διερεύνηση του APT, είναι και αυτή των Bailey και Chung (1996). Η εργασία τους αφορά την αγορά των Φιλιππίνων. Η συγκεκριμένη αγορά παρουσιάζει αυξανόμενο ενδιαφέρον, αφού ξεπερνώντας τα προβλήματα που αντιμετώπιζε τη δεκαετία του '80, συγκαταλέγεται πλέον στις αναδυόμενες αγορές αλλά και λόγω της αστάθειας που παρουσιάζει στο πολιτικό και οικονομικό της περιβάλλον. Αξίζει να σημειωθεί ότι οι Φιλιππίνες παρουσιάζουν τα τελευταία χρόνια ετήσια αύξηση του Α.Ε.Π. της τάξης του 6%, ενώ οι ξένες επενδύσεις στη χώρα αυξάνονται ραγδαία. Η κατανόηση της συμπεριφοράς της Χρηματιστηριακή αγοράς των Φιλιππίνων λόγω των υψηλών αποδόσεων, της μεγάλης ρευστότητας του περιβάλλοντος της και των υψηλών διακυμάνσεων που παρουσιάζει, αποτελεί πρόκληση.

Οι Bailey και Chung (1996) χρησιμοποίησαν σχετικά μικρό δείγμα, 26 μετοχών με συνεχή παρουσία από το 1982 ως το 1993. Οι μετοχές επελέγησαν ανάμεσα σε αυτές με την υψηλότερη εμπορευσιμότητα και τα δεδομένα ήταν μηνιαίες αποδόσεις. Οι μακροοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποίησαν είναι:

- **RMKT**, ο λογαριασμός της μηνιαίας μεταβολής του Δείκτη του Χρηματιστηρίου σε σχέση με το τραπεζικό επιτόκιο για 30-45 μέρες στο τοπικό νόμισμα.
- **RFX**, ο λογαριασμός της μηνιαίας μεταβολής της επίσημης συναλλαγματικής ισοτιμίας του τοπικού νομίσματος με το δολάριο.
- **DFXPREM**, η μηνιαία αλλαγή στην επιπλέον τιμή (premium) για την ισοτιμία του δολαρίου με το τοπικό νόμισμα στη μαύρη αγορά.
- **DCREDIT**, η μηνιαία μεταβολή της διαφοράς μεταξύ της απόδοσης των 60-90 ημερών καταθέσεων δολαρίων σε Τράπεζες των Φιλιππίνων και των βραχυπρόθεσμων γραμματίων των Η.Π.Α.

Με την επιλογή των συγκεκριμένων μεταβλητών επιχειρήθηκε να αποτυπωθεί κατά το δυνατόν πληρέστερα, το ρευστό πολιτικό και οικονομικό περιβάλλον.

Η έρευνα των Bailey και Chung οδηγεί στη διαπίστωση ότι οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζουν σημαντική εξάρτηση από τις μακροοικονομικές μεταβλητές που επιλέγηκαν. Επιπλέον, οι αποδόσεις μπορούν να προβλεφθούν μέσω των μεταβλητών πρόβλεψης (lagged variables) που χρησιμοποιήθηκαν στην έρευνα, με ένα τρόπο όμως που υποδηλώνει την παρουσία χρονικά μεταβαλλόμενων αμοιβών κινδύνου. Εν τούτοις αδυνατούν να αποδείξουν κάποια συσχέτιση μεταξύ των εκθέσεων σε κίνδυνο (risk exposure) και της προβλεπτικής ικανότητας. Με άλλα λόγια, οι αμοιβές κινδύνου που συνδέονται με τις προβλέψεις δεν φαίνεται να αντιστοιχίζονται στους παράγοντες κινδύνου για τους οποίους εκτιμήθηκαν οι εκθέσεις στον κίνδυνο.

Το πιο σημαντικό συμπέρασμα της εργασίας αφορά την ορθότητα της αποδοχής ύπαρξης σταθερών εκθέσεων στον κίνδυνο. Η έρευνα κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι εκθέσεις σε κίνδυνο δεν είναι σταθερές κατά την διάρκεια των δώδεκα ετών, που εξετάζονται. Η αστάθεια των εκθέσεων σε κίνδυνο είναι φυσική συνέπεια των γρήγορων οικονομικών και πολιτικών αλλαγών που βιώνουν οι αναπτυσσόμενες οικονομίες σαν τις Φιλιππίνες.

Οι Bailey και Chung επισημαίνουν ότι η επιλογή των μεταβλητών στο πολυπαραγοντικό μοντέλο που χρησιμοποίησαν έγινε με βάση το ειδικό τους ενδιαφέρον για το νομισματικό και τον πολιτικό κίνδυνο. Πιθανότατα διαφορετικοί παράγοντες κινδύνου να ήταν πιο κατάλληλοι για την ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών και την κατανόηση της αγοράς των Φιλιππίνων. Η αυξανόμενη απελευθέρωση και διεθνοποίηση της Φιλιππινέζικης αγοράς υποδεικνύει ως πιθανούς σημαντικούς παράγοντες τα διεθνή επιτόκια, τις διεθνείς ισοτιμίες και το διεθνές κεφάλαιο. Ο μεγάλος αριθμός των παραγωγών πετρελαίου με ισχυρή παρουσία στις Φιλιππίνες και η σημαντική επίδραση των τιμών του πετρελαίου στην κατανάλωση και την πολιτική, καθιστά την τιμή του πετρελαίου έναν ακόμη πιθανό παράγοντα. Τέλος τα τοπικά επιτόκια, το πριμ διάρκειας των επιτοκίων και ο πληθωρισμός θα πρέπει επίσης να εξετασθούν ως πιθανοί παράγοντες.

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΩΝ ΕΞΕΛΙΞΕΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΚΑΙ ΔΙΕΘΝΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ

Η ελληνική οικονομία στην περίοδο 1950-80 πραγματοποίησε υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης. Η ανάπτυξη ήταν ιδιαίτερα σημαντική μέχρι την πρώτη πετρελαϊκή κρίση του 1973, απ' όπου ξεκινά, μέχρι το τέλος της περιόδου αυτής, μια φάση επιβραδυνόμενης ανάπτυξης με έξαρση των πληθωριστικών πιέσεων. Ο μέσος ετήσιος ρυθμός αύξησης του ΑΕΠ, σε πραγματικές τιμές, ήταν 7,3% την περίοδο 1960-68, 8,2% την περίοδο 1968-73 και 3,7% την περίοδο 1973-79, τη στιγμή που οι αντίστοιχοι ρυθμοί αύξησης για το σύνολο των χωρών του ΟΟΣΑ ήταν 5,1% , 4,7% και 2,6% αντίστοιχα.

Τα αίτια της αλματώδους αυτής ανάπτυξης οφείλονται κυρίως στους εξής παράγοντες:

- § στην επιτακτική ανάγκη ανασυγκρότησης της οικονομίας μετά τις καταστροφές του πολέμου
- § στην απότομη αύξηση της κατανάλωσης (που έδωσε ώθηση στην παραγωγή) λόγω των στερήσεων από τον πόλεμο και την κατοχή
- § στη μεγάλη αύξηση των άδηλων πόρων (μεταναστευτικών και ναυτιλιακών εμβασμάτων)
- § στη σημαντική εισροή ξένων επιχειρηματικών κεφαλαίων
- § στη σύνδεση της Ελλάδος με την ΕΟΚ (1962)
- § στο ευνοϊκό εξωτερικό περιβάλλον (σταθερότητα τιμών και συναλλαγματικών ισοτιμιών).

Σε αντίθεση με την προηγούμενη περίοδο, το χρονικό διάστημα 1980-92, ο ρυθμός ανάπτυξης της ελληνικής οικονομίας είναι μικρότερος από ότι τις προηγούμενες δεκαετίες. Μέχρι το 1985, οι μικτές επενδύσεις ήταν αρνητικές και το προϊόν στάσιμο. Ο μέσος ετήσιος ρυθμός ανάπτυξης του ΑΕΠ ήταν 1,7%, ενώ ο πληθωρισμός παρέμενε από το 1973 σε σταθερά διψήφιο αριθμό.

Από τα συστατικά στοιχεία της δαπάνης, η μέση αύξηση της ιδιωτικής κατανάλωσης ήταν 2,4% και των επενδύσεων παγίου κεφαλαίου 1,1%. Σημαντική ήταν και η κάμψη της οικοδομικής δραστηριότητας, που ήταν ιδιαίτερα έντονη στις δύο προηγούμενες δεκαετίες (-3,9% ο μέσος ετήσιος ρυθμός μεταβολής την περίοδο 1979-88, έναντι 10,9% την περίοδο 1960-68 και 9,5% την περίοδο 1968-73).

Την περίοδο 1980-85 παρατηρείται μια σημαντική μείωση στο πλεόνασμα του ισοζυγίου των άδηλων συναλλαγών και στην αυτόνομη εισροή ιδιωτικών κεφαλαίων από το εξωτερικό, που οδήγησαν και σε διόγκωση του εξωτερικού δημόσιου χρέους (1979: 6.3%, 1992: 32.7% του ΑΕΠ). Το ποσοστό κάλυψης των εισαγωγών αγαθών από το εξωτερικό παρέμεινε σε πολύ χαμηλά επίπεδα (1975: 40%, 1984: 45.1%, 1985: 40.7%, 1987: 44.7%). Το κύριο χαρακτηριστικό του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών ήταν η δραματική επιδείνωση του την περίοδο 1984-85, ενώ το 1987, για πρώτη φορά στα τελευταία 20 χρόνια, ως ποσοστό του ΑΕΠ, έπεσε κάτω από το 3%.

Το μέγεθος του δημόσιου τομέα αυξήθηκε σημαντικά. Όσον αφορά τις δαπάνες, από το 16.7% το 1960 και 30% το 1979, σε 46% το 1992, ενώ το δημόσιο χρέος από 32% του ΑΕΠ που ήταν το 1979, ξεπέρασε το ΑΕΠ στις αρχές της δεκαετίας του 1990 (1992: 120%).

Μερικά από τα αίτια της φτωχής απόδοσης της οικονομίας την περίοδο αυτή ήταν:

- § η ένταξη της Ελλάδας στην ΕΟΚ (1981), που ακολουθήθηκε από εισαγωγική διείδυση και εκτροπή εμπορίου σε πολλούς τομείς.
- § Η επεκτατική πολιτική που εφαρμόστηκε περιοδικά, που δημιούργησε σπειροειδείς αρνητικές επιπτώσεις στα δημόσια ελλείμματα –χρέος – πληθωρισμό.
- § Η εξάντληση των δυνατοτήτων των επενδύσεων για κατοικία.
- § Η μείωση του πλεονάσματος των άδηλων πόρων και της αυτόνομης εισροής κεφαλαίων από το εξωτερικό (παλιννόστηση, διεθνής κρίση ναυτιλίας).

- § Η μικρή βιομηχανική βάση της χώρας. Ο γεωργικός τομέας και οι υπηρεσίες είναι τομείς που επηρεάζονται εύκολα από εξωτερικούς παράγοντες.
- § Το μεγάλο ποσοστό παραοικονομίας, που καθιστά περιορισμένη την αποτελεσματικότητα της οικονομικής πολιτικής.
- § Το διεθνές περιβάλλον (κατάργηση σταθερών συναλλαγματικών ισοτιμιών, υψηλές τιμές πετρελαίου, μεγάλος πληθωρισμός στις χώρες του ΟΟΣΑ).
- § Το γεγονός ότι, αντίθετα από ότι συνέβη στις περισσότερες ευρωπαϊκές χώρες, δεν έγινε καμία προσπάθεια προσαρμογής της ελληνικής οικονομίας μετά την πρώτη ενεργειακή κρίση του 1973 και μέχρι το 1985.

Η μακροοικονομική πολιτική της περιόδου 1980-92 χαρακτηρίζεται από περιόδους επεκτατικής πολιτικής και περιόδους πολιτικής σταθεροποίησης της οικονομίας. Συγκεκριμένα, στις αρχές της δεκαετίας του '80 εφαρμόστηκε μια επεκτατική οικονομική πολιτική, με μεγάλες αυξήσεις των πραγματικών μισθών και συντάξεων (1982), και τη θεσμοθέτηση του συστήματος της αυτόματης τιμαριθμικής προσαρμογής των μισθών και συντάξεων (ΑΤΑ). Στους πρώτους μήνες του 1983, μετά την υποτίμηση της δραχμής τον Ιανουάριο του 1983, έγινε παρέμβαση συγκρότησης της αυξητικής τάσης των μισθών (ετεροχρονισμένη ΑΤΑ), ενώ αντίθετα το 1984 και το πρώτο εξάμηνο του 1985 εφαρμόστηκε επίσης μια χαλαρή δημοσιονομική και εισοδηματική πολιτική.

Τη διετία 1986-87 εφαρμόστηκε ένα διετές πρόγραμμα σταθεροποίησης της οικονομίας με σκοπό την βελτίωση του ισοζυγίου πληρωμών, τη μείωση του πληθωρισμού και την μείωση των ελλειμμάτων του δημοσίου τομέα. Το πρόγραμμα περιελάμβανε αυστηρή δημοσιονομική, νομισματική και εισοδηματική πολιτική και μια δεύτερη υποτίμηση της δραχμής κατά 15%. Ακολουθεί το 1989-90 μια επίσης χαλαρή οικονομική πολιτική, ενώ το 1990 τίθεται σε εφαρμογή ένα δεύτερο πρόγραμμα σταθεροποίησης της οικονομίας, με σκοπούς παρεμφερείς του πρώτου προγράμματος. Η οικονομική πολιτική περιελάμβανε και εδώ αυστηρή εισοδηματική, δημοσιονομική και νομισματική πολιτική, αλλά δεν έγινε υποτίμηση της δραχμής, όπως έγινε στο πρώτο Πρόγραμμα, αλλά διατηρήθηκαν οι πραγματικές συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Με το πρόγραμμα 1986-87 τέθηκαν και οι βάσεις του εκσυγχρονισμού της ελληνικής οικονομίας, συμπεριλαμβανόμενης και της χρηματιστηριακής αγοράς (Επιτροπή Καρατζά για την αλλαγή και τον εκσυγχρονισμό του τραπεζικού συστήματος). Μέχρι τότε το ελληνικό χρηματιστήριο ήταν ιδιαίτερα υποβαθμισμένο, με την Κύρια Αγορά του να είναι πρακτικά περιορισμένη στην έκδοση ομολόγων και εντόκων γραμματίων, για τα οποία μάλιστα υπήρχε και περιορισμένη ζήτηση. Οι εξελίξεις αυτές της Κύριας Αγοράς επηρέαζαν και την ανάπτυξη της Παράλληλης Αγοράς.

Οι σημαντικότεροι παράγοντες αυτών των εξελίξεων ήταν:

- § Ο διοικητικός καθορισμός των επιτοκίων και μάλιστα σε επίπεδα μικρότερα του πληθωρισμού. Αυτό ήταν ένα αντικίνητρο για αυτούς που θα ήθελαν να δανειστούν χρήματα να το κάνουν μέσα από το Χρηματιστήριο.
- § Η οικογενειακή δομή των επιχειρήσεων και το μικρό τους μέγεθος έχουν σαν αποτέλεσμα οι διοικήσεις τους να αποφεύγουν την εισαγωγή των μετοχών τους στο Χρηματιστήριο και να προσφεύγουν στον τραπεζικό δανεισμό.
- § Τα προβλήματα ανάπτυξης της κεφαλαιαγοράς όξυναν τα διαρθρωτικά προβλήματα της ελληνικής οικονομίας, όπως:
 - Ø Την αδυναμία των ελληνικών επιχειρήσεων να αντιμετωπίζουν αποτελεσματικά τις κυκλικές διακυμάνσεις της οικονομίας και τον διεθνή ανταγωνισμό, λόγω του υψηλού βαθμού δανειακής επιβάρυνσής τους.
 - Ø Τη διαρροή πόρων σε μη παραγωγικές δραστηριότητες.
 - Ø Την έλλειψη αυτοδύναμης διαμόρφωσης της αποδοτικότητας των τραπεζών, με αποτέλεσμα την ενίσχυση του παρεμβατικού ρόλου των νομισματικών αρχών στη στήριξη των αποτελεσμάτων των τραπεζών και ειδικών πιστωτικών οργανισμών.

Από το 1986 η χρηματιστηριακή αγορά αρχίζει να διευρύνεται με νέες εταιρίες, απελευθερώνεται η κίνηση κεφαλαίων για επενδύσεις σε τίτλους, η κάλυψη των δανειακών αναγκών του δημοσίου τομέα γίνεται με απευθείας προσφυγή στη κεφαλαιαγορά στη κεφαλαιαγορά και σταδιακά απελευθερώνεται η αγορά επιτοκίων. Σημαντικές αλλαγές στη δομή και τη λειτουργία του Χρηματιστηρίου επήλθε με το νόμο 1806/1988. Ο νόμος αυτός εισήγαγε νέους θεσμούς όπως τις χρηματιστηριακές εταιρίες, την Παράλληλη Αγορά, το Αποθετήριο Τίτλων, τη διεύρυνση του Διοικητικού Συμβουλίου του Χρηματιστηρίου κλπ.

Η ευρωπαϊκή οικονομική και νομισματική ένωση

Από την σύνοδο κορυφής της Χάγης, το Δεκέμβριο του 1969, η οικονομική και νομισματική ένωση αποτέλεσε βασικό στόχο της Ευρωπαϊκής Κοινότητας. Η επίτευξη όμως του στόχου αυτού μέχρι τα τέλη της δεκαετίας του '80 δεν κατέστη δυνατή, εξαιτίας κυρίως της αδυναμίας των κρατών-μελών της Κοινότητας να επιτύχουν ικανοποιητικό βαθμό οικονομικής σύγκλισης και της απροθυμίας τους να περιορίσουν τα εθνικά δικαιώματα κυριαρχίας σε βασικούς τομείς της οικονομικής πολιτικής. Δύο σημαντικές εξελίξεις εντούτοις στο χώρο της Κοινότητας στο δεύτερο ήμισυ της δεκαετίας του '80 επέφεραν ριζική αλλαγή στη στάση των κρατών-μελών ως προς το θέμα της οικονομικής και νομισματικής ένωσης.

Οι εξελίξεις αυτές αφορούσαν, πρώτον, τη σχετική επιτυχία του Ενιαίου Νομισματικού Συστήματος (Ε.Ν.Σ.), το οποίο μέχρι την κρίση του Σεπτεμβρίου του 1992 υπήρξε ισχυρός παράγοντας νομισματικής και συναλλαγματικής σταθερότητας και συνέβαλε στη σύγκλιση των ρυθμών πληθωρισμού και των επιτοκίων, και δεύτερον, την Ενιαία Ευρωπαϊκή Πράξη (Ε.Ε.Π.), η οποία υπογράφηκε το Φεβρουάριο του 1986 και τέθηκε σε εφαρμογή την 1^η Ιουλίου 1987. Η Πράξη αυτή, η οποία αντικατέστησε την απαίτηση της ομοφωνίας με την αρχή της πλειοψηφίας (με στάθμιση των ψήφων των μελών) στη λήψη αποφάσεων σε θέματα που συνδέονται με τις τέσσερις ελευθερίες (ελευθερία κυκλοφορίας αγαθών, προσώπων, υπηρεσιών και κεφαλαίων), καθόρισε το πρόγραμμα για την δημιουργία της ενιαίας εσωτερικής αγοράς έως το τέλος του 1992.

Οι παραπάνω εξελίξεις οδήγησαν τις χώρες της Ευρωπαϊκής Κοινότητας να προχωρήσουν και προς την κατεύθυνση της οικονομικής και νομισματικής ένωσης, η οποία θεωρείται ως λογική συνέχεια του προγράμματος της εσωτερικής αγοράς. Σημαντικό βήμα προς την κατεύθυνση αυτή έγινε στη σύνοδο του Ευρωπαϊκού Συμβουλίου στο Ανόβερο τον Ιούνιο του 1988. Στη Σύνοδο αυτή αποφασίστηκε να επιδιωχθεί η προοδευτική πραγματοποίηση της οικονομικής και νομισματικής ένωσης και ανατέθηκε σε επιτροπή, υπό την προεδρία του Jacques Delors, να μελετήσει και να προτείνει τα συγκεκριμένα στάδια υλοποίησης του στόχου αυτού.

Ένα άλλο σημαντικό βήμα για την περαιτέρω προώθηση της οικονομικής και νομισματικής ένωσης έγινε στην διάσκεψη κορυφής του Μάαστριχ (9-11 Δεκεμβρίου 1991), η οποία κατέληξε στη Συνθήκη για την Ευρωπαϊκή Ένωση. Με την Συνθήκη αυτή, η οποία υπογράφηκε στις 7 Φεβρουαρίου 1992 και τέθηκε σε ισχύ την 1^η Νοεμβρίου 1993, η Ευρωπαϊκή Κοινότητα προβλέπεται να εξελιχθεί σε οικονομική και νομισματική ένωση (Ο.Ν.Ε.) και σε πολιτική ένωση.

Η δημιουργία της ζώνης του ευρώ ήταν το αποτέλεσμα μιας μακράς διαδικασίας πολιτικής και οικονομικής προσαρμογής, η οποία ολοκληρώθηκε με την εισαγωγή του ενιαίου νομίσματος του ευρώ. Από την έναρξη του τρίτου σταδίου της Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης (ΟΝΕ) την 1^η Ιανουαρίου 1999 το ευρώ αποτελεί το ενιαίο νόμισμα των 11 κρατών που συμμετέχουν εξαρχής στο τελικό αυτό στάδιο της ΟΝΕ- Αυστρία, Βέλγιο, Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ισπανία, Ιταλία, Λουξεμβούργο, Ολλανδία, Πορτογαλία και Φιλανδία. Παράλληλα, το Ευρωσύστημα, το οποίο απαρτίζεται από την Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα και τις εθνικές κεντρικές τράπεζες των κρατών-μελών που υιοθέτησαν το ευρώ, ανέλαβε την ευθύνη της χάραξης και άσκησης της ενιαίας νομισματικής πολιτικής, με πρωταρχικό στόχο τη διατήρηση της σταθερότητας των τιμών στη ζώνη του ευρώ.

Η εισαγωγή του ευρώ στις αρχές του 1999 στις χώρες της ευρωζώνης ήταν σε λογιστική μορφή. Τον Ιανουάριο και Φεβρουάριο του 2002 έγινε αντικατάσταση των εθνικών νομισμάτων από τραπεζογραμμάτια και κέρματα σε ευρώ. Από την 1^η Μαρτίου το ευρώ αποτελεί το μόνο νόμιμο χρήμα για όλη την ζώνη του ευρώ.

Με την έναρξη του τρίτου σταδίου της ONE επίσης τέθηκε σε λειτουργία ο νέος μηχανισμός συναλλαγματικών ισοτιμιών του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος, ο Μ.Σ.Ι. ΙΙ στον οποίο συμμετέχουν δύο κράτη-μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης (ΕΕ), η Δανία και η Ελλάδα. Τα περιθώρια διακύμανσης της δραχμής και της δανέζικης κορώνας γύρω από την ισοτιμία τους με το ευρώ ήταν $\pm 15\%$ και $\pm 2,25\%$, αντίστοιχα.

Την 1^η Ιανουαρίου 2001 η Ελλάδα εντάχθηκε στην ζώνη του ευρώ και αποτέλεσε το 12^ο κράτος-μέλος της ΕΕ που υιοθέτησε το ενιαίο νόμισμα. Από την ημερομηνία αυτή η Τράπεζα της Ελλάδος επίσης μετέχει στο Ευρωσύστημα και εφαρμόζει στην χώρα μας την ενιαία νομισματική πολιτική. Προϋπόθεση για την εφαρμογή της πολιτικής αυτής ήταν η εισαγωγή του ευρώ σε λογιστική μορφή και η διασύνδεση της εγχώριας αγοράς χρήματος με την αντίστοιχη της ζώνης του ευρώ.

Η εισαγωγή του ευρώ στις αρχές του 1999 επέφερε σημαντικές μεταβολές στην οικονομία και το χρηματοπιστωτικό σύστημα της ζώνης του ευρώ, καθώς και στο παγκόσμιο νομισματικό σύστημα. Με την εισαγωγή του ευρώ, οι εθνικές αγορές συναλλάγματος, χρήματος, ομολόγων και μετοχών των κρατών-μελών που συμμετέχουν στην ONE, σε σημαντικό βαθμό, έγιναν αγορές σε ευρώ. Το ευρώ, εξάλλου, αποτελεί το δεύτερο σε σπουδαιότητα νόμισμα σε διεθνές επίπεδο.

Ο διεθνής ρόλος του ευρώ καθορίζεται κυρίως από την αγορά. Όσον αφορά την χρήση του ευρώ ως νομίσματος χρηματοδότησης, σύμφωνα με την ΕΚΤ, το μερίδιο των διεθνών ακαθαρίστων εκδόσεων τίτλων της χρηματαγοράς σε ευρώ στο τέλος Ιουνίου 2001 ήταν 24% έναντι 60% του δολαρίου ΗΠΑ και 3% του γεν Ιαπωνίας. Σχετικά με την χρήση του ευρώ ως νομίσματος επενδύσεων, το μερίδιο των χρεογράφων σε ευρώ στα σημαντικότερα ανά τον κόσμο χαρτοφυλάκια διαχείρισης κεφαλαίων ήταν 28% τον Σεπτέμβριο του 2001 έναντι 49% του δολαρίου ΗΠΑ και 16% του γεν Ιαπωνίας.

Σημαντικός επίσης είναι ο ρόλος του ευρώ ως νομίσματος πληρωμών στο διεθνές εμπόριο αγαθών και υπηρεσιών, καθώς και ως νομίσματος-οχήματος στις αγορές συναλλάγματος. Σύμφωνα με την Τράπεζα Διεθνών Διακανονισμών της Βασιλείας, τον Απρίλιο του 2001 το ένα σκέλος του 38% των καθαρών πράξεων συναλλάγματος αφορούσε το ευρώ, έναντι του 98% του δολαρίου ΗΠΑ και 23% του γεν Ιαπωνίας. Επισημαίνεται ότι σε κάθε πράξη συναλλάγματος περιλαμβάνονται δύο νομίσματα και κατά συνέπεια το άθροισμα των ποσοστών είναι συνολικά 200% και όχι 100%.

Ευρεία, τέλος, είναι η επίσημη χρήση του ευρώ ως νομίσματος συναλλαγματικών διαθεσίμων και ως νομίσματος σύνδεσης. Όσον αφορά την χρήση του ως νομίσματος συναλλαγματικών διαθεσίμων, στο τέλος του 2000 το 12,7% των παγκόσμιων συναλλαγματικών διαθεσίμων ήταν σε ευρώ, ενώ το αμερικάνικο δολάριο αντιπροσώπευε το 68,2% και το ιαπωνικό γεν το 5,3%. Ως προς την χρήση του ευρώ ως νομίσματος σύνδεσης, περισσότερες από 50 χώρες εκτός της ζώνης του ευρώ έχουν σήμερα συναλλαγματικό καθεστώς σύμφωνα με το οποίο το νόμισμα τους συνδέεται με το ευρώ ή μια δέσμη νομισμάτων όπου το ευρώ διαδραματίζει κάποιο ρόλο.

Οι Διακογιάννης – Διαμαντής (1997), λαμβάνοντας υπόψη τους τις εργασίες των Chen, Roll, Ross (1986) και Kim, Wu (1987) απέδειξαν μια νέα θεωρητική πολυπαραγοντική σχέση ισορροπίας μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, η οποία χρησιμοποιεί μακροοικονομικές μεταβλητές που αντιπροσωπεύουν τους καθοριστικούς παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Το θεωρητικό αυτό υπόδειγμα είναι δυνατό να ελεγχθεί εμπειρικά χρησιμοποιώντας ένα δείγμα μετοχών και ένα δείγμα παρατηρήσιμων μακροοικονομικών μεταβλητών. Η πολυπαραγοντική αυτή σχέση ισορροπίας υποθέτει την ανυπαρξία ευκαιριών εξισορροπητικής αγοραπωλησίας, δηλαδή οι επενδυτές είναι αδύνατο να έχουν θετική αναμενόμενη απόδοση με μηδενικό κίνδυνο.

Η σχέση στην οποία στηρίζεται το πολυπαραγοντικό υπόδειγμα των Διακογιάννη, Διαμαντή για την διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών είναι:

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{E}[\mathbf{R}_i] + \beta_{i1}\mathbf{f}_1 + \dots + \beta_{ik}\mathbf{f}_k + \varepsilon_i \quad (1)$$

όπου $i = 1, 2, \dots, n$, $\mathbf{E}[\mathbf{R}_i]$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου i , β_{is} = μέτρο ευαισθησίας των μεταβολών της απόδοσης του αξιόγραφου i σε σχέση με τις μεταβολές του κοινού παράγοντα s , όπου $s = 1, 2, \dots, k$ (αυτές οι ποσότητες ονομάζονται συντελεστές βήτα των παραγόντων), \mathbf{f}_s = η τιμή του κοινού παράγοντα s , που έχει μέση τιμή ίση με το μηδέν, ε_i = ο διαταρακτικός όρος που συνδέεται με το αξιόγραφο i . Υποθέτουμε ότι οι διαταρακτικοί όροι έχουν μηδενικούς μέσους, είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους και ασυσχέτιστοι με τους κοινούς παράγοντες. Επίσης υποθέτουμε ότι οι κοινοί παράγοντες είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους.

Με τις υποθέσεις που αναφέρθηκαν, αναπτύχθηκε η ακόλουθη πολυπαραγοντική σχέση ισορροπίας:

$$\mathbf{E}[\mathbf{R}_i] = \mathbf{E}[\mathbf{R}_0] + \beta_{i1}\delta_1 + \dots + \beta_{ik}\delta_k \quad \text{για κάθε } i \quad (2)$$

Η αμοιβή (αποτίμηση) του κινδύνου που συνδέεται με τον παράγοντα s , δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$\delta_s = E[\mathbf{R}_p] - E[\mathbf{R}_0]\beta_{ps}\text{Var}(\mathbf{f}_s)/\text{Var}(\mathbf{R}_p) \quad (3)$$

όπου $E[\mathbf{R}_p]$ = η αναμενόμενη απόδοση ενός πλήρως διαφοροποιημένου παρατηρήσιμου χαρτοφυλακίου, $E[\mathbf{R}_0]$ = η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου μηδενικού κινδύνου ή η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου που έχει μηδενικό συστηματικό κίνδυνο, β_{ps} = ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p σε σχέση με τον κοινό παράγοντα s , $\text{Var}(\mathbf{R}_p)$ = η διακύμανση του χαρτοφυλακίου p και $\text{Var}(\mathbf{f}_s)$ = η διακύμανση του κοινού παράγοντα s .

Το υπόδειγμα των Διακογιάννη, Διαμαντή προσδίδει οικονομική υπόσταση στους κοινούς παράγοντες που επηρεάζουν την απόδοση των μετοχών σε αντίθεση με το υπόδειγμα του Ross (1976), που στηρίζεται σε μια πολυπαραγοντική σχέση μη παρατηρήσιμων παραγόντων. Σε σχέση με το υπόδειγμα των Chen, Roll, Ross (1986), επισημαίνεται ότι το υπόδειγμα αυτό αποφασίζει εκ των προτέρων την επιλογή των μακροοικονομικών μεταβλητών, αποκλείοντας ενδεχομένως άλλους συστηματικούς παράγοντες που επιδρούν στη διαμόρφωση των αποδόσεων. Τέλος σε σχέση με το υπόδειγμα των Kim, Wu διαπιστώνεται ότι υπόκειται στην κριτική του Roll, εκτιμώντας στην πραγματικότητα τα πριμ κινδύνου που προκύπτουν από το υπόδειγμα ισορροπίας των Διακογιάννη, Διαμαντή.

Ο εμπειρικός έλεγχος των πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων και κατά συνέπεια και του υποδείγματος των Διακογιάννη, Διαμαντή απαιτεί δύο βασικά κοινά βήματα:

- § Την επιλογή των παρατηρήσιμων κοινών παραγόντων που συνεισφέρουν στις αλλαγές των αποδόσεων των αξιόγραφων
- § Τον προσδιορισμό των αμοιβών κινδύνου που συντελούν στην τιμολόγηση των αξιόγραφων.

Οι αποδόσεις των αξιόγραφων επηρεάζονται από διάφορες μακροοικονομικές μεταβλητές. Η άμεση χρήση μακροοικονομικών μεταβλητών στη σχέση που εκφράζει τις αποδόσεις των αξιόγραφων είναι αναποτελεσματική λόγω των προβλημάτων πολυσυγγραμμικότητας που ανακύπτουν αλλά και λόγω της έλλειψης εκ των προτέρων γνώσης για την επιλογή των μακροοικονομικών μεταβλητών που πράγματι επηρεάζουν τις αποδόσεις. Η τεχνική των πρωτογενών παραγόντων (principal components) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την δημιουργία των ανεξάρτητων παραγόντων από ένα σύνολο επιλεγμένων μακροοικονομικών μεταβλητών. Η διαδικασία αυτή έχει το πλεονέκτημα ότι αντιμετωπίζει την πολυσυγγραμμικότητα ανάμεσα στις μεταβλητές που προσδιορίζουν τη διακύμανση των αποδόσεων των αξιόγραφων και περιορίζει την διάσταση (τον αριθμό) των ανεξαρτήτων μεταβλητών που χρησιμοποιούνται στη διαδικασία υπολογισμού των αποδόσεων.

Ενδιαφέρον παρουσιάζουν επίσης και οι συνθήκες κάτω από τις οποίες οι αμοιβές κινδύνου παίρνουν μη μηδενικές τιμές. Παρατηρώντας την σχέση (3) φαίνεται ότι η αμοιβή κινδύνου που συνδέεται με τον παράγοντα s , επηρεάζεται από την επιπλέον απόδοση της προσέγγισης του χαρτοφυλακίου της αγοράς σε σχέση με το αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου (ή το χαρτοφυλάκιο με μηδενικό βήτα), επί το βήτα της προσέγγισης του χαρτοφυλακίου της αγοράς σε σχέση με τον παράγοντα s , είναι μη μηδενική όταν και μόνο όταν η διαφορά $E[R_p] - E[R_0]$ και το β_{ps} είναι διαφορετικά από το μηδέν.

Η μελέτη για την σημαντικότητα των β_{ps} περιλαμβάνει δύο βήματα. Πρώτα, την εκτίμηση των βήτα όλων των αξιόγραφων στο δείγμα σχετικών με τον πρωτογενή παράγοντα s . Η διαδικασία αυτή επιτυγχάνεται μέσω παλινδρομήσεων των αποδόσεων κάθε αξιόγραφου σε σχέση με τις τιμές των παραγόντων. Στην συνέχεια ελέγχεται η σημαντικότητα του β_{ps} .

Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται για τον έλεγχο του υποδείγματος, αποτελούνται από έντεκα μακροοικονομικές μεταβλητές, οι οποίες καλύπτουν όλους τους τομείς της οικονομίας, οι οποίοι κρίθηκαν ότι επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Οι τομείς που καλύπτονται είναι οι εξής: Βιομηχανική Παραγωγή, Κατασκευές, Διεθνές Εμπόριο, Συναλλαγματική Πολιτική, Δημοσιονομική Πολιτική και Νομισματική Βάση.

Οι αλληλεξαρτήσεις μεταξύ των μεταβλητών που καλύπτουν τους παραπάνω τομείς της οικονομίας ενισχύει την πιθανότητα εμφάνισης πολυσυγγραμμικότητας στο υπόδειγμα που εκτιμάται. Το πρόβλημα αυτό αντιμετωπίζεται με τη μέθοδο των πρωτογενών παραγόντων (principal components). Με την δημιουργία των ορθογώνιων αυτών παραγόντων παρακάμπτεται και η απουσία θεωρητικού υποδείγματος που να περιγράφει με ακρίβεια τη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και συγκεκριμένων μακροοικονομικών μεταβλητών στα πλαίσια του υποδείγματος ισορροπίας. Η οικονομική ανάλυση του υποδείγματος με τους ορθογώνιους παράγοντες δεν είναι φυσικά τόσο άμεση και ξεκάθαρη όπως στην περίπτωση χρήσης απ'ευθείας μακροοικονομικών μεταβλητών.

Τα δεδομένα είναι τριμηνιαία και καλύπτουν την περίοδο 1993-2003. έγινε προσπάθεια να υπάρξει η μεγαλύτερη δυνατή συνέπεια, όσον αφορά τις πηγές και τα μεγέθη, σε σχέση με τις περιόδους 1980-1986 και 1986-1992. Στη συντριπτική πλειοψηφία των μεταβλητών υπάρχει απόλυτη συνέπεια με τις προηγούμενες περιόδους. Να σημειωθεί ότι και στις υπόλοιπες περιπτώσεις, η τάση της μακροοικονομικής μεταβλητής, καταγράφεται με πιστότητα, ανεξάρτητα από την διαφοροποίηση στην προέλευση ή τον τρόπο μέτρησης του μεγέθους. Οι πηγές των δεδομένων και η περιγραφή κάθε μεταβλητής παρουσιάζεται παρακάτω:

1. **Ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών**, πηγή Τράπεζα της Ελλάδος σε εκατομμύρια ευρώ
2. **Άδειες οικοδομών**, πηγή ΕΣΥΕ, όγκος σε χιλιάδες κυβικά μέτρα με βάση τις άδειες οικοδομών.
3. **Συναλλαγματική ισοτιμία δολαρίου**, πηγή Τράπεζα της Ελλάδος, μέση τιμή για την περίοδο με βάση τις μηνιαίες τιμές
4. **Πληθωρισμός**, πηγή International Monetary Fund με βάση το 1990 = 100
5. **Προσφορά χρήματος (M3)**, πηγή Τράπεζα της Ελλάδος, υπόλοιπο σε εκατομμύρια ευρώ, $M3 = M0$ (Νομισματική Κυκλοφορία) + Καταθέσεις ιδιωτών όψεως, ταμειυτηρίου και προθεσμίας + repos + τραπεζικά ομόλογα
6. **Βιομηχανική Παραγωγή**, πηγή International Monetary Fund με βάση το 1990 = 100

7. **Ποσοστό Ανεργίας**, πηγή ΟΑΕΔ, καταγραφόμενοι άνεργοι ως % εργατικού δυναμικού
8. **Ισοζύγιο κεφαλαιακών συναλλαγών**, πηγή International Monetary Fund σε εκατομμύρια ευρώ
9. **Εισαγωγές**, πηγή Τράπεζα της Ελλάδος, σε εκατομμύρια ευρώ
10. **Εξαγωγές**, πηγή Τράπεζα της Ελλάδος, σε εκατομμύρια ευρώ
11. **Δείκτης Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών**, πηγή Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, με βάση το 1980 = 100, γενικός δείκτης.

Ένας ακόμα παράγοντας που πιθανόν να έπρεπε να συμπεριληφθεί στις μακροοικονομικές μεταβλητές που εξετάζονται είναι ο πολιτικός κίνδυνος. Υπάρχει εντύπωση ότι το ελληνικό χρηματιστήριο είναι ιδιαίτερα ευαίσθητο σε μεταβολές που συνδέονται με το πολιτικό περιβάλλον. Μπορεί φυσικά να ισχυρισθεί κανείς ότι οι αναταράξεις του πολιτικού περιβάλλοντος αντανακλώνται τελικά και σε μακροοικονομικούς παράγοντες και κατά συνέπεια η παρουσία ξεχωριστού παράγοντα πολιτικού κινδύνου, είναι περιττή. Αξίζει ωστόσο να επισημανθεί από απλή και μόνο παρατήρηση της πορείας του γενικού δείκτη η επίδραση που έχουν σε αυτόν περίοδοι πολιτικής αλλαγής, πολιτικών κρίσεων, πολιτικής σταθερότητας, εθνικών κρίσεων, κινδύνων στην περιοχή μας, κλπ.

Ακόμα πάντως και αν καταλήγαμε στη χρήση ενός δείκτη μέτρησης του πολιτικού κινδύνου θα ήταν πολύ δύσκολο να συμφωνήσουμε στο πως αυτός θα προσδιορίζεται. Προτάσεις προς εξέταση θα μπορούσαν να είναι οι τακτικές προβλέψεις εταιρειών όπως οι Frost & Sullivan, Probe International, Arthur D., Little (ADL), ή οι δείκτες του Planning Review, μια άλλη πρόταση θα συμπεριλάμβανε τις μηνιαίες τακτικές δημοσκοπήσεις (π.χ. τάσεις της MRB), στον βαθμό που π.χ. η μεταβολή στη δημοτικότητα της κυβέρνησης αντανακλά την πολιτική σταθερότητα. Ίσως ένας σταθμισμένος δείκτης από διάφορους παράγοντες πληροφόρησης να ήταν μια πιο ενδεδειγμένη λύση.

Η επεξεργασία των δεδομένων ακολουθεί τα παρακάτω βήματα:

- Ø Για την δημιουργία των μακροοικονομικών παραγόντων, αφού δημιουργήθηκε η βάση δεδομένων με τις μηνιαίες τιμές των 11 μακροοικονομικών μεταβλητών, υπολογίστηκε ο μέσος όλης της περιόδου για κάθε μεταβλητή (AVG) και η τυπική απόκλιση (STDEV) κάθε μεταβλητής για όλη την περίοδο. Στη συνέχεια οι μεταβλητές του δείγματος τυποποιήθηκαν (standardized) με βάση την σχέση:

$$X_i - \text{AVG}(X_i) / \text{STDEV}(X_i)$$

ώστε να διευκολυνθεί η ανάλυση των αποτελεσμάτων, να γίνει δηλαδή σε όρους συντελεστών συσχέτισης και όχι συνδιακύμανσης, διότι οι μεταβλητές του δείγματος μετρούνται σε διαφορετικές μονάδες η κάθε μία. Στην περίπτωση αυτή ισχύει η εξής σχέση που συνδέει τον συντελεστή συσχέτισης μεταξύ μιας μεταβλητής και ενός παράγοντα, το συντελεστή στάθμισης της μεταβλητής στον παράγοντα και την διακύμανση του παράγοντα :

$$r_{sj} = a_{sj} [\text{Var}(\Pi_i)]^{1/2}$$

όπου r_{sj} ο συντελεστής συσχέτισης της μακροοικονομικής μεταβλητής j με τον πρωτογενή παράγοντα s , a_{sj} ο συντελεστής στάθμισης της μεταβλητής j στον παράγοντα s και $\text{Var}(\Pi_i)$ η διακύμανση του πρωτογενή παράγοντα s .

Στην συνέχεια αφού υπολογιστούν με την μέθοδο πρωτογενών παραγόντων (Principal Components Analysis) τα eigenvectors (ιδιοδιανύσματα) για κάθε μεταβλητή και πρωτογενή παράγοντα, πολλαπλασιάζονται με τις τυποποιημένες τιμές της μεταβλητής για κάθε περίοδο. Στη συνέχεια υπολογίζεται το άθροισμα των γινομένων eigen value επί τυποποιημένης τιμής για κάθε μεταβλητή για μια περίοδο. Οι τιμές που προκύπτουν αποτελούν τα f_i στη σχέση για το πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων.

Ø Ακολουθούν 78 παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις των 78 εισηγμένων εταιρειών για κάθε τρίμηνο της περιόδου 1993-2003 και ανεξάρτητες μεταβλητές τις τιμές των παραγόντων f_i που προέκυψαν κατά το προηγούμενο στάδιο. Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να αναφερθεί ότι οι τριμηνιαίες αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν με βάση τα προσαρμοσμένα στοιχεία των μετοχών (στην προσαρμογή συμπεριλαμβάνεται και το μέρισμα) όπως δόθηκαν από το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Η σχέση που χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό των αποδόσεων είναι $\ln(P_{t+1}) - \ln(P_t)$, όπου P_t η προσαρμοσμένη τιμή της μετοχής στην αρχή του τριμήνου και P_{t+1} η προσαρμοσμένη τιμή της μετοχής στην αρχή του επόμενου. Σε αυτό το στάδιο εκτιμήθηκαν οι συντελεστές βήτα των παραγόντων για την περίοδο 1993-2003.

Ø Η επιλογή των μετοχών έγινε με κριτήριο την διαρκή παρουσία τους κατά την περίοδο 1993-2003, με τον αποκλεισμό ελαχίστων μετοχών λόγω ειδικών προβλημάτων που είχαν παρουσιάσει. Το δείγμα των μετοχών δεν είναι συνεπώς το ίδιο με αυτό της προηγούμενης περιόδου που εξετάστηκε. Το γεγονός ότι το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε δεν είναι το ίδιο, δεν αποδυναμώνει την εμπειρική έρευνα του μοντέλου, αλλά αντίθετα την επεκτείνει μιας και είναι προφανές ότι η ισχύς ενός μοντέλου σε μια συγκεκριμένη αγορά δεν θα πρέπει να εξαρτάται από το εξεταζόμενο κάθε φορά δείγμα μετοχών.

Η επιλογή των μετοχών, με βάση την διαρκή παρουσία τους στο Χ.Α.Α. καθ'όλη την εξεταζόμενη περίοδο, εισάγει στο δείγμα το «πρόβλημα της επιβίωσης» - survivorship bias (το γεγονός ότι το δείγμα αποτελείται μόνο από μετοχές με διαρκή παρουσία κατά το διάστημα 1993-2003, σημαίνει ότι μετοχές εταιρειών που έκλεισαν ή η διαπραγμάτευση τους σταμάτησε λόγω κάποιων αρνητικών γεγονότων, δεν συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα. Επομένως οι αποδόσεις που παρουσιάζονται συνολικά είναι καλύτερες από την πραγματική συνολική απόδοση). Το δείγμα λοιπόν είναι «προκατελιημμένο» με βάση τις μετοχές με μεγάλη διάρκεια παρουσίας στο Χ.Α.Α. και κάθε ερμηνεία των αποτελεσμάτων θα πρέπει να το λαμβάνει υπόψη της.

Ø Στο επόμενο στάδιο των παλινδρομήσεων, υπάρχει μια σημαντική διαφορά σε σχέση με την προσέγγιση που είχε υιοθετηθεί, κατά την περίοδο 1986-1992 από τους Διακογιάννη – Τσιριτάκη. Στις παλινδρομήσεις της φάσης αυτής με διαστρωματικά δεδομένα, είχε επιλεγεί να είναι εξαρτημένη μεταβλητή οι μέσες αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητες μεταβλητές οι συστηματικοί κίνδυνοι βήτα των παραγόντων, όπως αυτοί εκτιμήθηκαν κατά την προηγούμενη φάση των παλινδρομήσεων. Η προσέγγιση αυτή δέχθηκε κριτική λόγω της χρήσης μέσων αποδόσεων για όλη την περίοδο και όχι διαχρονικών τιμών αποδόσεων.

Στην μελέτη αυτή, πέρα από την προσέγγιση που είχε επιλεγεί για τις προηγούμενες περιόδους, γίνονται 44 παλινδρομήσεις, μία για κάθε τρίμηνο, με εξαρτημένη μεταβλητή τις τριμηνιαίες προσαρμοσμένες αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητες μεταβλητές τους συστηματικούς κινδύνους βήτα που εκτιμήθηκαν προηγουμένως. Με αυτήν προσέγγιση εκλείπει ένα από τα βασικά σημεία της κριτικής που είχε ασκηθεί στην εμπειρική διερεύνηση των Διακογιάννη – Τσιριτάκη. Επίσης δίνεται η δυνατότητα σύγκρισης των αποτελεσμάτων των δύο εναλλακτικών προσεγγίσεων αλλά και των αποτελεσμάτων μεταξύ τους.

ΑΝΑΛΥΣΗ ΠΡΩΤΟΓΕΝΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ (PRINCIPAL COMPONENTS)

Καταλληλότητα των δεδομένων

Θα ξεκινήσουμε εξετάζοντας κάποια περιγραφικά στοιχεία των δεδομένων.

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Analysis N
USD	-2,2E-06	1,0028643	44
IMPORTS	-7,6E-07	,9686047	44
EXPORTS	-7,6E-08	,9795907	44
B.OF.PAY	1,14E-06	,8155603	44
B.OF.CAP	-7,6E-08	,6064232	44
INFLATIO	1,52E-07	1,0039814	44
IND.PROD	-9,8E-07	,8907231	44
M3	1,51E-07	1,0066787	44
XAA	2,88E-06	1,0007940	44
OIKODOM	7,58E-08	,5839925	44
UNEMPLOY	3,79E-07	,9823376	44

όπου usd η συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου, imports οι εισαγωγές, exports οι εξαγωγές, b.of.pay το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών, b.of.cap το ισοζύγιο κεφαλαιακών συναλλαγών, inflation ο πληθωρισμός, ind.prod. η βιομηχανική παραγωγή, m3 η προσφορά χρήματος, xaa ο γενικός δείκτης του Χρηματιστηρίου Αθηνών, oikodom οι άδειες οικοδομών και unemploy ο δείκτης ανεργίας.

Οι μέσες τιμές δεν είναι άμεσα συγκρίσιμες. Ωστόσο, από τη στήλη με τις τυπικές αποκλίσεις παρατηρούμε ότι αυτές δε διαφέρουν πολύ και άρα θα μπορούσαμε να προχωρήσουμε σε ανάλυση με τον πίνακα διακύμανσης.

Παρόλα αυτά, εμείς θα χρησιμοποιήσουμε τον πίνακα συσχετίσεων, ο οποίος δίνεται παρακάτω, που θα μας βοηθήσει και στο να εξετάσουμε την καταλληλότητα των δεδομένων.

Correlation Matrix

	USD	IMPORTS	EXPORTS	B.O.F. PAY	B.O.F. CAP	INFLATIO	IND. PROD	M3	XAA	OIK ODOM	UNEMPLOY
USD	1,0	,870	,862	-,557	-,399	-,781	,822	,881	,698	,638	,761
IMPORTS	,870	1,0	,976	-,676	-,393	-,830	,901	,961	,649	,762	,699
EXPORTS	,862	,976	1,00	-,608	-,336	-,747	,916	,927	,648	,723	,691
B.O.F. PAY	-,56	-,68	-,608	1,000	,163	,538	-,486	-,6	-,369	-,445	-,504
B.O.F. CAP	-,40	-,39	-,336	,163	1,000	,414	-,417	-,4	-,367	-,367	-,281
INFLATIO	-,78	-,83	-,747	,538	,414	1,00	-,678	-,9	-,736	-,632	-,757
IND. PROD	,822	,901	,916	-,486	-,417	-,678	1,000	,902	,571	,830	,581
M3	,881	,961	,927	-,610	-,438	-,893	,902	1,0	,663	,798	,738
XAA	,698	,649	,648	-,369	-,367	-,736	,571	,663	1,00	,325	,871
OIK ODOM	,638	,762	,723	-,445	-,367	-,632	,830	,798	,325	1,000	,348
UNEMPLOY	,761	,699	,691	-,504	-,281	-,757	,581	,738	,871	,348	1,00

Κοιτάζοντας τον πίνακα συσχετίσεων υπάρχουν ενδείξεις πως οι συσχετίσεις κάποιων από τις μεταβλητές είναι ικανοποιητικά μεγάλες. Άλλωστε σε αυτό συγκλίνει και η τιμή του p-value για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι η τιμή του συντελεστή συσχέτισης στον πληθυσμό είναι 0.

Στη συνέχεια παραθέτουμε το στατιστικό Kaiser-Meyer-Olkin. Αυτό είναι ένα μέτρο για να συγκρίνουμε το σχετικό μέγεθος των συντελεστών συσχέτισης σχετικά με τους μερικούς συντελεστές συσχέτισης.

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,817
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	687,852
	df	55
	Sig.	,000

Το KMO στατιστικό έχει τιμή 0,817 και επομένως οι συσχετίσεις ανάμεσα στα δεδομένα είναι σχετικά υψηλές και επομένως τα δεδομένα μας είναι κατάλληλα για παραγοντική ανάλυση.

Στην συνέχεια θα εξετάσουμε αν είναι όλες οι μεταβλητές μας κατάλληλες να χρησιμοποιηθούν στο μοντέλο.

Anti-image Matrices

	USD	IMPORTS	EXPORTS	B.O.F.PAY	B.O.F.CA P	INFLATIO	IND. PROD	M3	XAA	OIKODOM	UNEMPLOY
USD	,176	,000	-,004	,011	,030	,005	-,016	-,003	,003	,014	-,029
IMP	,00	,013	-,013	,038	,022	,011	-,001	-,001	,003	,00	,006
EXP	,00	-,013	,018	-,03	-,04	-,02	-,003	-,003	-,01	,012	-,001
B.O.P.	,01	,038	-,031	,356	,072	,036	-,030	,002	-,01	,009	,040
B.O.C	,03	,022	-,039	,072	,628	,039	,006	,023	,084	-,03	-,059
INFL	,01	,011	-,016	,036	,039	,053	-,030	,021	,048	,002	-,019
IND.PR	-,02	-,001	-,003	-,03	,006	-,03	,057	-,015	-,03	-,04	,022
M3	,00	-,001	-,003	,002	,023	,021	-,015	,016	,026	-,01	-,029
XAA	,00	,003	-,011	-,01	,084	,048	-,034	,026	,128	,007	-,086
OIKOD	,01	-,004	,012	,009	-,03	,002	-,041	-,013	,007	,185	,039
UNEMP L	-,03	,006	-,001	,040	-,06	-,02	,022	-,023	-,09	,038	,117
USD	,983 ^a	,010	-,079	,042	,090	,055	-,157	-,064	,021	,080	-,202
IMP	,01	,824 ^a	-,853	,575	,243	,410	-,024	-,087	,080	-,08	,160
EXP	-,08	-,853	,803 ^a	-,386	-,368	-,519	-,103	-,198	-,233	,207	-,019
B.O.P.	,04	,575	-,386	,801 ^a	,152	,262	-,211	,022	-,05	,036	,194
B.O.C	,09	,243	-,368	,152	,741 ^a	,215	,029	,230	,294	-,09	-,219
INFL	,05	,410	-,519	,262	,215	,743 ^a	-,538	,726	,581	,015	-,236
IND.PR	-,16	-,024	-,103	-,211	,029	-,538	,842 ^a	-,503	-,398	-,395	,267
M3	-,06	-,087	-,198	,022	,230	,726	-,503	,807 ^a	,556	-,244	-,516
XAA	,02	,080	-,233	-,05	,294	,581	-,398	,556	,721 ^a	,048	-,706
OIKOD	,08	-,077	,207	,036	-,09	,015	-,395	-,244	,048	,915 ^a	,259
UNEMP L	-,20	,160	-,015	,194	-,215	-,236	,267	-,516	-,706	,258	,792

Measures of Sampling Adequacy (MSA)

Στον προηγούμενο πίνακα περιέχονται στα μη διαγώνια στοιχεία του η τιμή του συντελεστή μερικής συσχέτισης των δύο μεταβλητών, όταν εξουδετερώσουμε την επίδραση των υπολοίπων, με αντίστροφο όμως πρόσημο ενώ στα διαγώνια είναι τα MSA (Measures of Sampling Adequacy) των μεταβλητών. Οι τιμές λοιπόν κρίνονται ικανοποιητικές και δεν υπάρχει λόγος να διώξουμε καμία μεταβλητή. Η επιλογή του αριθμού των παραγόντων είναι το επόμενο μας βήμα.

Επιλογή αριθμού παραγόντων

Η επιλογή του αριθμού των παραγόντων δεν μπορεί να γίνει πριν από την εκτίμηση του μοντέλου εκτός και αν υπάρχουν ισχυρά στοιχεία ότι ο αριθμός των παραγόντων είναι συγκεκριμένος. Αυτό σημαίνει ότι πρόκειται για μια δυναμική διαδικασία και προϋποθέτει επαναληπτικά την εκτίμηση και αξιολόγηση του μοντέλου. Τα περισσότερα κριτήρια που χρησιμοποιούνται για την επιλογή του αριθμού των παραγόντων μοιάζουν με αυτά που χρησιμοποιούνται και στην ανάλυση σε κύριες συνιστώσες (Principal components Analysis) και βασίζονται στις ιδιοτιμές του πίνακα συσχετίσεων.

Επομένως μπορεί κάποιος να χρησιμοποιήσει τον κανόνα του Kaiser, το ποσοστό διακύμανσης που εξηγείται ή το scree plot αλλά και όλα τα υπόλοιπα κριτήρια που προσφέρονται συνήθως από τα συνήθη στατιστικά πακέτα. Επιπροσθέτως, μπορεί κανείς να χρησιμοποιήσει κριτήρια βασισμένα πάνω στο μοντέλο όπως τα κατάλοιπα του εκτιμημένου πίνακα συσχετίσεων με τον δειγματικό πίνακα συσχετίσεων ή κριτήρια βασισμένα στην πιθανοφάνεια.

Σε αυτές όμως τις περιπτώσεις ο αριθμός των παραγόντων του μοντέλου ανάγει το πρόβλημα σε πρόβλημα επιλογής μοντέλου, όπου κάποιος πρέπει να προσαρμόσει πολλά μοντέλα και να κρατήσει αυτό που θεωρεί καλύτερο με βάση

κάποιο κριτήριο. Κάτι τέτοιο δεν χρειάζεται στην περίπτωση της χρήσης κριτηρίων βασισμένων στις ιδιοτιμές.

Οι ιδιοτιμές του πίνακα συσχέτισης των δεδομένων και το ποσοστό της διακύμανσης που κάθε ιδιοτιμή ερμηνεύει δίνονται από τον παρακάτω πίνακα:

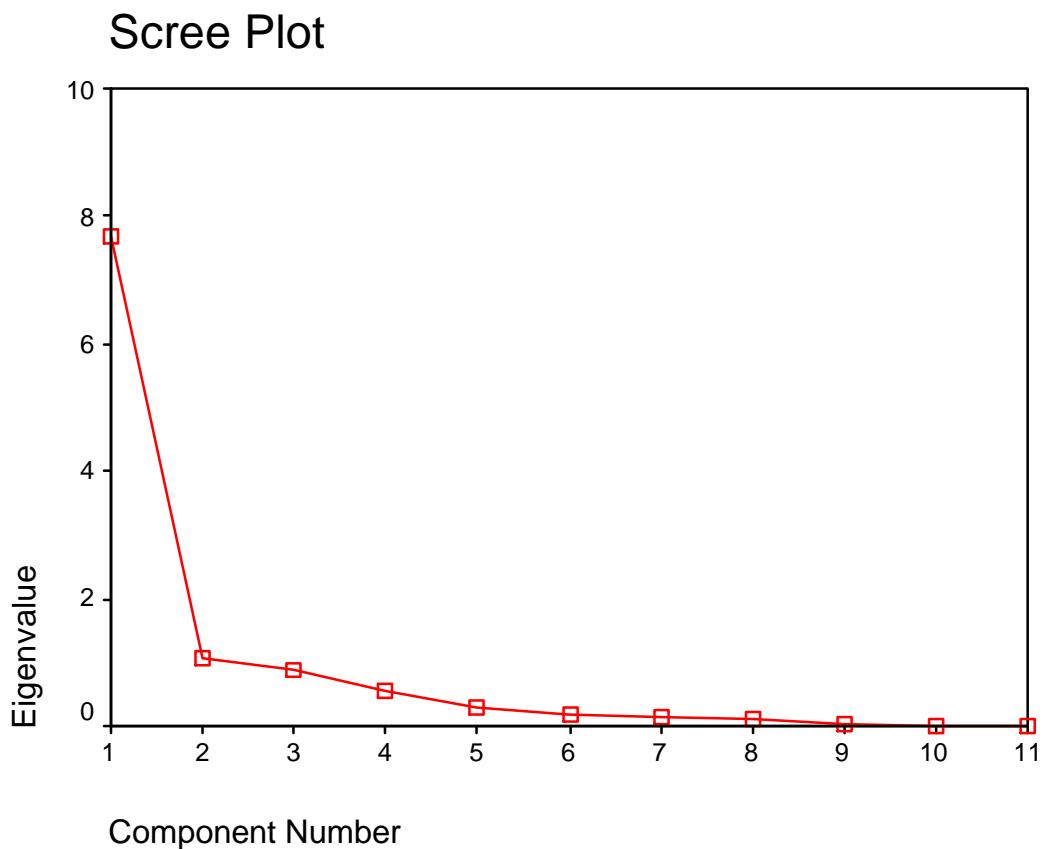
Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	7,667	69,704	69,704	7,667	69,704	69,704
2	1,049	9,532	79,237	1,049	9,532	79,237
3	,891	8,098	87,335			
4	,569	5,172	92,506			
5	,310	2,815	95,322			
6	,186	1,690	97,011			
7	,152	1,386	98,397			
8	,106	,966	99,363			
9	,050	,459	99,822			
10	,012	,110	99,932			
11	,008	6,8E-02	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Έχοντας θέσει ως κριτήριο για τους παράγοντες να κρατήσουμε όσους έχουν ιδιοτιμή μεγαλύτερη της μονάδας, το λογισμικό κρατάει μόνο 2. Αυτοί μάλιστα ερμηνεύουν το 79,24% της συνολικής διακύμανσης.

Το παρακάτω γράφημα (Scree Plot) δίνει μία ένδειξη ότι πρέπει να κρατήσουμε 2 παράγοντες καθώς μετά τον 2ο κόμβο-σημείο η κλίση αλλάζει.



Στον παρακάτω πίνακα έχουμε τις επιβαρύνσεις των παραγόντων που προκύπτουν για το μοντέλο με δυο παράγοντες. Βλέπουμε δηλαδή πώς εκφράζεται κάθε μία μεταβλητή με τη χρήση των δυο παραγόντων. Έτσι, έχουμε:

$$\Pi_{\text{usd}} = 0,919F1 - 0,0615F2$$

$$\Pi_{\text{imports}} = 0,970F1 - 0,121F2$$

.
. .
. .
. .
. .
. .

$$\Pi_{\text{unemployment}} = 0,800F1 - 0,536F2$$

Component Matrix^a

	Component	
	1	2
USD	,919	-6,15E-02
IMPORTS	,970	,121
EXPORTS	,942	,112
B.OF.PAY	-,652	-4,62E-02
B.OF.CAP	-,469	-8,01E-02
INFLATIO	-,885	,157
IND.PROD	,902	,281
M3	,979	9,709E-02
XAA	,758	-,564
OIKODOM	,762	,540
UNEMPLOY	,800	-,536

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 2 components extracted.

Κοιτάζοντας τις σχέσεις των μεταβλητών και των παραγόντων βλέπουμε ότι οι μεταβλητές usd, b.of payments, b.of capital, unemployment και x.a.a. έχουν αρνητικά πρόσημα ενώ οι υπόλοιπες θετικά για το δεύτερο παράγοντα.

Στον παρακάτω πίνακα έχουμε τις εταιρικότητες, δηλαδή τις διακυμάνσεις που εξηγούν οι παράγοντες που προσαρμόσαμε. Έχουμε δηλαδή το ποσοστό της διακύμανσης κάθε μεταβλητής που εξηγείται από τον αριθμό των παραγόντων που προσαρμόσαμε.

Καθώς έχουμε χρησιμοποιήσει τη μέθοδο κυρίων συνιστωσών η πρώτη στήλη (initial) αποτελείται από μονάδες. Παρατηρούμε επομένως πως με το μοντέλο που προσαρμόσαμε ερμηνεύουμε το 84,8% (που είναι ίσο με το άθροισμα των τετραγώνων των επιβαρύνσεων $0,919^2 + [-0,0615]^2 = 0,848$) του παράγοντα 1, το 95,5% του παράγοντα 2 κ.ο.κ.

Communalities

	Initial	Extraction
USD	1,000	,848
IMPORTS	1,000	,955
EXPORTS	1,000	,901
B.OF.PAY	1,000	,428
B.OF.CAP	1,000	,226
INFLATIO	1,000	,808
IND.PROD	1,000	,894
M3	1,000	,967
XAA	1,000	,892
OIKODOM	1,000	,872
UNEMPLOY	1,000	,926

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Καταλήγουμε λοιπόν στον Component Score Coefficient Matrix που περιέχει τους συντελεστές με τους οποίους μπορώ να εκφράσω τον κάθε παράγοντα ως γραμμικό συνδυασμό των μεταβλητών.

Component Score Coefficient Matrix

	Component	
	1	2
USD	,120	-,059
IMPORTS	,126	,115
EXPORTS	,123	,107
B.OF.PAY	-,085	-,044
B.OF.CAP	-,061	-,076
INFLATIO	-,115	,149
IND.PROD	,118	,268
M3	,128	,093
XAA	,099	-,538
OIKODOM	,099	,515
UNEMPLOY	,104	-,511

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Scores.

Component Score Covariance Matrix

Component	1	2
1	1,000	,000
2	,000	1,000

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Component Scores.

Επομένως οι καινούριες μεταβλητές που θα είναι ασυσχέτιστες μεταξύ τους θα είναι οι δύο ακόλουθες:

$$F_1 = 0,120\text{Usd} + 0,126\text{Imports} + 0,123\text{Exports} - 0,085\text{B.of payments} - 0,061\text{B.of capital} - 0,115\text{Inflation} + 0,118\text{Ind.prod} + 0,128\text{M3} + 0,099\text{X.a.a} + 0,099\text{Oikodom} + 0,104\text{Unemployment}$$

και

$$F_2 = -0,059\text{Usd} + 0,115\text{Imports} + 0,107\text{Exports} - 0,044\text{Bop} - 0,076\text{Boc} + 0,149\text{Inflation} + 0,268\text{Ind.prod} + 0,093\text{M3} - 0,538\text{X.a.a} + 0,515\text{Oikodom} - 0,511\text{Unemployment}$$

ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Σύμφωνα με τα παραπάνω, καταλήγουμε ότι οι δύο παράγοντες είναι αρκετοί για την περιγραφή της Ελληνικής Οικονομίας. Από τα σωρευτικά ποσοστά της διακύμανσης των αρχικών μεταβλητών που διατηρούνται από τους δύο παράγοντες, ο πρώτος παράγοντας διατηρεί το 69,71% της συνολικής πληροφορίας που περιέχεται στην μεταβλητότητα των 11 μεταβλητών της ελληνικής οικονομίας και ο δεύτερος παράγοντας απορροφά το 9,53% που δεν αντανakλάται στον πρώτο παράγοντα. Έτσι οι δύο πρώτοι παράγοντες διατηρούν το 79,24% της συνολικής πληροφορίας που περιέχεται στις μακροοικονομικές και συνεπώς είναι οι πιο σημαντικοί.

Οι Kim και Wu βρίσκουν ότι οι τρεις πρώτοι παράγοντες της οικονομία των Η.Π.Α. συγκεντρώνουν το 88% της διακύμανσης. Οι Alexakis και Petrakis μελέτησαν 11 μεταβλητές της ελληνικής οικονομίας που αντιπροσωπεύουν εναλλακτικές επενδυτικές ευκαιρίες ως προς το Χρηματιστήριο καθώς και την οικονομική δραστηριότητα και κατέληξαν ότι οι τρεις πρώτοι παράγοντες διατηρούν το 70% της πληροφόρησης.

Ο πρώτος παράγοντας αποτελείται από μεταβλητές που αντανakλούν την επίδραση όλης της οικονομίας αφού υψηλότερους συντελεστές στάθμισης έχουν 8 από τις 11 μεταβλητές. Μεταξύ σε αυτές τις μεταβλητές ξεχωρίζουν η προσφορά χρήματος, η βιομηχανική παραγωγή, οι εισαγωγές και εξαγωγές της χώρας για την συγκεκριμένη περίοδο.

Άξιο παρατήρησης είναι το γεγονός ότι ο Δείκτης του Χρηματιστηρίου ανήκει στον πρώτο παράγοντα που είναι και ο σημαντικότερος. Το αποτέλεσμα οφείλεται στην έντονη κινητικότητα της αγοράς κεφαλαίου την συγκεκριμένη περίοδο. Ο δείκτης του Χρηματιστηρίου σημείωσε τεράστια άνοδο και κυριάρχησε ειδικότερα κατά τη περίοδο 1999-2000. Ο πρώτος παράγοντας λοιπόν αντανakλά στο Χρηματιστήριο, την Συναλλαγματική Θέση της χώρας και την Νομισματική Πολιτική, ενώ ο δεύτερος το Διεθνές εμπόριο, τον πληθωρισμό και το κλοστος παραγωγής.

Η συνέπεια των παραγόντων είναι οπωσδήποτε σημαντική για την αξιόπιστη πρακτική χρήση του υποδείγματος, εν τούτοις θα πρέπει να επισημανθεί ότι η συνέπεια στους παράγοντες είναι λογικό να ακολουθεί την ωρίμανση της ελληνικής οικονομίας και αγοράς και είναι χαρακτηριστικό που απαιτεί κανείς από ανεπτυγμένες οικονομίες και όχι από ταχύτατα αναπτυσσόμενες ή σε φάση ραγδαίων αλλαγών οικονομίες και αγορές. Η συνέπεια επομένως των παραγόντων απομένει να αναζητηθεί τα επόμενα χρόνια και είναι πρόωρο να απαιτείται σε αυτήν την φάση.

Επιχειρώντας μια σύγκριση με τους παράγοντες που προκύπτουν ως σημαντικοί σε εργασίες που αναφέρθηκαν προηγούμενα παρατηρούμε ότι ο πληθωρισμός εμφανίζεται ως σημαντικός παράγοντας τόσο στις ώριμες όσο και στις αναπτυσσόμενες αγορές (Antonίου, Garret, Priestley – Μεγάλη Βρετανία, Groenewold, Fraser – Αυστραλία, Clare, Priestley – Μαλαισία), όπως επίσης και κάποιος παράγοντας σχετικά με τα επιτόκια. Στην Αυστραλία ως σημαντικός παράγοντας αποτιμάται και η προσφορά χρήματος όπως και στην Μεγάλη Βρετανία, ενώ η προσθήκη κάποιου δείκτη της αγοράς βελτιώνει την απόδοση όλων των μοντέλων.

Άξια αναφοράς είναι η παρουσία του δείκτη διεθνών αγορών που περιγράφηκε στην εργασία των Clare, Priestley για τη Μαλαισία, στους στατιστικά σημαντικούς παράγοντες. Πρέπει να σημειωθεί πάντως, ότι όλες οι εργασίες που αναφέρονται προηγούμενα χρησιμοποιούν προκαθορισμένες μακροοικονομικές μεταβλητές και δεν ακολουθούν την ανάλυση πρωτογενών παραγόντων. Ενδιαφέρον παρουσιάζει επίσης η διαφοροποίηση των αποτελεσμάτων, ανάλογα με την προσέγγιση των υποδειγμάτων πριν και μετά τη διόρθωση του Error in Variables (EIV-κριτική Shanken) και τα αποτελέσματα υποδειγμάτων που χρησιμοποιούν μακροοικονομικούς – ενδοεπιχειρησιακούς παράγοντες (Chan, Karceski, Lakonishok – 1998).

Το Ελληνικό Χρηματιστήριο χαρακτηρίζεται από έλλειψη «βάθους» και «πλάτους». Το γεγονός αυτό καθιστά τις αποδόσεις των αξιόγραφων περισσότερες ευαίσθητες στις εγχώριες οικονομικές εξελίξεις. Στο δείγμα της μελέτης αυτής χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις 78 εταιριών εισηγμένων στο ελληνικό χρηματιστήριο και έγιναν 78 παλινδρομήσεις με διαχρονικά δεδομένα (44 παρατηρήσεις) στην πρώτη φάση (First pass Regressions). Στην φάση αυτή, χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις των μεμονωμένων μετοχών και εκτιμήθηκαν οι συντελεστές βήτα των δύο παραγόντων.

Στις παλινδρομήσεις της δεύτερης φάσης (Second pass Regressions) χρησιμοποιήθηκαν διαστρωματικά δεδομένα με ανεξάρτητες μεταβλητές τους συστηματικούς κινδύνους βήτα των μετοχών και εξαρτημένες μεταβλητές τις μέσες αποδόσεις για κάθε τρίμηνο. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον παρακάτω πίνακα:

Η αποτίμηση κινδύνου των μακροοικονομικών μεταβλητών στο Χ.Α.Α 1993-2003	
Σταθερά	0,02 (6,6)
B1	-0,16 (-2,36)
B2	0,59 (3,57)

Οι τιμές εντός των παρενθέσεων είναι τα t-statistics.

Το αρνητικό πρόσημο σημαίνει ότι οι επενδυτές επιδεικνύουν συμπεριφορά θετική ως προς τον κίνδυνο, η οποία ίσως οφείλεται στην απότομη εκτίναξη του χρηματιστηρίου και στην ελκυστικότητα που αυτή η εκτίναξη προσδίδει στην αγορά κεφαλαίου.

Ένα στοιχείο που δημιούργησε προβληματισμό στα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας αποτέλεσε ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 , ο οποίος, σε αντίθεση με την εργασία των Διακογιάννη, Τσιριτάκη, κινήθηκε σε χαμηλά επίπεδα, περίπου στο 15%. Είναι γεγονός ότι στα διαστρωματικά δεδομένα το ενδεχόμενο χαμηλής τιμής του R^2 είναι περισσότερο πιθανό. Εξάλλου και στην εργασία των Teker, Varela (1998) με δεδομένα από το Χρηματιστήριο του Σικάγο, που παρουσιάστηκε προηγούμενα, στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις το R^2 κινήθηκε, σε όλες τις περιόδους και με οποιοδήποτε υπόδειγμα χρησιμοποιήθηκε, λίγο πάνω από το 10%.

Οι ερμηνείες που μπορούν να δοθούν είναι αρκετές. Η επιλογή των μετοχών αυτή την φορά ήταν από ένα διαφορετικό δείγμα που λογικά βελτιώνει την αξιοπιστία της έρευνας ενώ από την άλλη πλευρά στο δείγμα των 80 μετοχών υπήρχαν μετοχές μεγάλης και μικρής κεφαλαιοποίησης, με διαφορές και στην εμπορευσιμότητα εταιριών με διαφορετικά μεγέθη. Η ποικιλία αυτή ευνοεί φαινόμενα ετεροσχεδαστικότητας (heteroscedasticity). Η ετεροσχεδαστικότητα προκύπτει συχνά σε διαστρωματικά (cross-sectional) δεδομένα, ως η παραβίαση της υπόθεσης ότι η διακύμανση του παράγοντα λάθους, για όλες τις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών, είναι σταθερή. Το λάθος που συνδέεται με τις μικρές εταιρείες πιθανότατα θα είναι μικρότερο από αυτό για τις μεγάλες εταιρείες.

Σε αυτό το σημείο έχει ενδιαφέρον να αναφερθεί το τεστ που πραγματοποιήθηκε με δεδομένα μόνο από τις 21 μετοχές που είχαν τις μεγαλύτερες κεφαλαιοποιήσεις ανά κλάδο το τελευταίο τρίμηνο του 1998 και είχαν διαρκή παρουσία όλο το διάστημα 1993-2003. οι μετοχές αυτές κάλυπταν το 34,07% της συνολικής κεφαλαιοποίησης. Στην περίπτωση αυτού του δείγματος παρατηρούμε ότι το R^2 είναι 52,7%, πολύ μεγαλύτερο από αυτό που προκύπτει για όλο το δείγμα. Επίσης στην περίπτωση αυτή είναι στατιστικά σημαντικός μόνο ο πρώτος παράγοντας.

Αυτά τα δεδομένα οδηγούν στο συμπέρασμα ότι το υπόδειγμα με τις μακροοικονομικές μεταβλητές που έχουν επιλεγεί, ερμηνεύει πληρέστερα τις μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης, οι οποίες επηρεάζονται κύρια από την κυρίαρχη τάση της ελληνικής οικονομίας που εκφράζεται από τον πρώτο παράγοντα. Οι μικρότερες μετοχές επηρεάζονται περισσότερο από παράγοντες που δεν ανήκουν στις επιλεγμένες μακροοικονομικές μεταβλητές. Πιθανότατα η ωρίμανση της ελληνικής αγοράς θα ελαχιστοποιήσει σταδιακά αυτές τις διαφορές στη συμπεριφορά ανάμεσα στις μετοχές υψηλής και μικρότερης κεφαλαιοποίησης.

Επίσης η πορεία των αποδόσεων του Χρηματιστηρίου δεν φαίνεται να συγχρονίζεται με τα περισσότερα από τα μακροοικονομικά μεγέθη, ακολουθώντας περισσότερο παράγοντες που συνδέονται με τις διεθνείς αγορές και κύρια την πολιτική συγκυρία και τις προσδοκίες που προκύπτουν από αυτή. Σε αυτό το σημείο αξίζει να επισημανθεί ότι το R^2 , στην ανάλυση με τα δεδομένα ανά τρίμηνο, είναι σημαντικά υψηλότερο μετά το τελευταίο τρίμηνο του 1996 με ποσοστά από 17% μέχρι και 38% ενώ οι τιμές μικραίνουν το 2002-2003. Σε κάθε περίπτωση το μέγεθος του R^2 δεν αναιρεί τα αποτελέσματα της μελέτης, παρά τον προβληματισμό που το συνοδεύει.

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Το πρώτο σημαντικό συμπέρασμα που εξάγεται από αυτά τα αποτελέσματα είναι η μη επιβεβαίωση του απλού υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM) και στις δύο μορφές του, αφού στα πλαίσια αυτού του υποδείγματος ένας είναι ο συστηματικός παράγοντας κινδύνου, αυτός του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Επιπροσθέτως, η χρησιμότητα του εναλλακτικού υποδείγματος που πρότείνει ο Ross (APT) είναι αμφίβολη. Συγκεκριμένα τα εμπειρικά αποτελέσματα του υποδείγματος των Διακογιάννη, Τσιριτάκη συγκλίνουν περισσότερο στην εκδοχή του APT που βασίζεται στην ύπαρξη των ανεξάρτητων μακροοικονομικών παραγόντων.

Το υπόδειγμα αυτό δεν υπόκειται στην κριτική του Roll καθώς δεν προϋποθέτει την παρατήρηση του Χαρτοφυλακίου της Αγοράς. Ακόμα δεν προαπαιτεί ούτε την ύπαρξη θεωρίας που να συνδέει τις αποδόσεις των μετοχών με συγκεκριμένες μακροοικονομικές μεταβλητές. Αποτελεί ένα γενικό υπόδειγμα που στα πλαίσια των υποδειγμάτων γραμμικής επίδρασης είναι καλύτερα προσδιορισμένο από τα δύο εναλλακτικά (CAPM, APT).

Οι παράγοντες που βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί για την περίοδο 1993-2003 ήταν δύο: ο πρώτος καλύπτει περίπου το σύνολο της οικονομίας με βαρύτητα πάντως στον πληθωρισμό και την νομισματική σταθερότητα και ο δεύτερος που εκφράζει περισσότερο την παραγωγή και τις επενδύσεις. Αξιοσημείωτη είναι η σταθεροποίηση του Δείκτη του Χρηματιστηρίου στον πρώτο παράγοντα, αποτέλεσμα της αυξανόμενης σημασίας του Χρηματιστηρίου για την ελληνική οικονομία και η μεταφορά του δείκτη ανεργίας στον πρώτο παράγοντα, τονίζοντας την όξυνση του συγκεκριμένου προβλήματος. Είναι σημαντική η συνέπεια που αρχίζει να διαφαίνεται στους παράγοντες που αποτιμώνται στατιστικά από περίοδο σε περίοδο, παρά τις περιορισμένες αλλαγές στην σύνθεση των μεταβλητών που συνθέτουν κάθε παράγοντα.

Τα αποτελέσματα είναι ενθαρρυντικά για την απαραίτητη αξιοπιστία του υποδείγματος και απομένει να επαληθευθεί η προβλεπτική του ικανότητα. Να σημειωθεί ότι η συνέπεια που παρατηρείται στη σύνθεση των μακροοικονομικών μεταβλητών που συνιστούν τους σημαντικούς πρωτογενείς παράγοντες ανά περίοδο, είναι ικανοποιητική δεδομένης της φάσης σημαντικών αλλαγών που βρίσκεται η ελληνική οικονομία κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Οι αλλαγές αυτές φαίνεται να καταγράφονται ικανοποιητικά από την διαφοροποίηση στην σύνθεση των παραγόντων από περίοδο σε περίοδο.

Η εργασία θα μπορούσε να επεκταθεί με την διερεύνηση της προβλεπτικής ικανότητας του υποδείγματος, χρησιμοποιώντας μακροοικονομικές μεταβλητές με χρονική υστέρηση, σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών. Η χρήση εναλλακτικών μεθοδολογιών στην προσέγγιση του υποδείγματος όπως αυτή των McElroy, Burmeister, Wall (1985), θα βοηθούσε την επαλήθευση και τον έλεγχο αξιοπιστίας του υποδείγματος, ξεπερνώντας την κριτική του Shanken (1992), σχετικά με το πρόβλημα λάθους στις μεταβλητές (EIV problem).

Μια εξαιρετικά ενδιαφέρουσα επέκταση της εργασίας θα ήταν η περίληψη στις μακροοικονομικές μεταβλητές, μεγεθών που εκτιμούμε ότι συμβάλλουν στην διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Οι παράγοντες του πολιτικού κινδύνου και του δείκτη διεθνών αγορών που αναφέρθηκαν και προηγούμενα είναι δύο από αυτούς.

Το υπόδειγμα που εξετάστηκε φαίνεται να έχει την δυνατότητα να αποτελέσει ένα χρήσιμο εργαλείο για την εκτίμηση των αποδόσεων στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Αυτό διακρίνεται από την συνέπεια των παραγόντων και την εμφάνιση των αλλαγών στην ελληνική οικονομία στα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας σε σχέση με την εργασία των Διακογιάννη, Τσιριτάκη. Παρά τα ενθαρρυντικά αποτελέσματα που προέκυψαν υπάρχουν τα περιθώρια για την εξέταση των πρακτικών αλλαγών που ίσως πρέπει να γίνουν και για πιθανές βελτιώσεις στην μεθοδολογία προσέγγισης.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Ø Alexakis P. and P. Petrakis (1991) 'Analyzing Stock Market Behaviour in a Small Capital Market', *Journal of Banking and Finance*, V15, pp.471-483.
- Ø Alogoskoufis G. (1995) 'The Two Faces of Ianus: Institutions, Policy Regimes and Macroeconomic Performance in Greece', *Economic Policy* V20, pp.149-184.
- Ø Asprem M. (1989) 'Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in 10 European Countries', *Journal of Banking and Finance*, V13, pp.589-612
- Ø Basu S. (1983) 'The Relationship between Earnings, Yields, Market Value and Returns for NYSE Common Stocks: Further Evidence', *Journal of Financial Economics*, pp.129-156.
- Ø Black F., Jensen M.C. and Scholes M. (1972) 'The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests', Jensen (ed.), *Studies in The Theory of Capital Markets* (New York: Praeger).
- Ø Blume, Marsall and Friend, Irwin (1973) 'A New Look at the Capital Asset Pricing Model', *Journal of Finance*, March, pp.19-33.
- Ø Campbell J., Y. Lo, A.W. Lo and A.C. MacKinlay (1997) 'The Econometrics of Financial Markets', Princeton University Press.
- Ø Chen, Nai-fu, Roll Richard and Ross Stephen (1986) 'Economic Forces and the Stock Market', *Journal of Business*, July, pp.386-403.

- Ø Clare A. and S. Thomas (1994) 'Macroeconomic Factors, the APT and the UK Stock market', *Journal of Business Finance and Accounting*, V21, April, pp.309-330.
- Ø Dhrymes P., Friend I. And M.Gultekin, (1984) 'A Critical Re-examination Of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory', *Journal of Finance*, June, pp.323-346.
- Ø Diacogiannis G.P. (1986a) 'Some Empirical Evidence in the Intertemporal Stationarity of Security Return Distributions' *Journal of Accounting and Business Research*, Winter, pp. 43-48.
- Ø Diacogiannis G.P. (1986b) 'Arbitrage Pricing Theory: A Critical Examination of its Empirical Applicability for the London Stock Exchange', *Journal of Business Finance and Accounting*, Winter, pp. 498-504.
- Ø Diacogiannis G. P. and P. Diamandis (1997) 'Multi Factor Risk-Return Relationships', *Journal of Business Finance and Accounting*, V24, pp. 559-570.
- Ø Dickey D.A. and W.A. Fuller (1981) 'Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root', *Econometrica*, V49, pp.1057-1072.
- Ø Errunza V.R. (1979) 'Efficiency and the programs to develop Capital Markets – The Brazilian Experience', *Journal of Banking and Finance*, pp.355-382.
- Ø Errunza V.R. (1983) 'Emerging Markets – A New Opportunity for Improving Global Portfolio Performance', *Financial Analysts Journal*, Sept.-Oct., pp.51-58.
- Ø Errunza V.R. and E. Losq (1985) 'The Behaviour of Stock Prices on LDC markets', *Journal of Banking and Finance*, pp.561-575.

- Ø Errunza V.R. and E. Losq (1987) 'How Risky are Emerging Markets? Myths and Perceptions versus Theory and Evidence', *Journal of Portfolio Management*, pp.62-67.

- Ø Fama Eugene and MacBeth J. (1973) 'Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests', *Journal of Political Economy*, May-June, pp. 607-636.

- Ø Fama E.F. and K.R. French (1992) 'The cross-section of expected stock returns', *Journal of Finance*, V47, pp.427-465.

- Ø Fama E.F. and K.R. French (1993) 'Common Risk factors in the returns of Stocks and Bonds', *Journal of Financial Economics*, V33, pp.3-56.

- Ø Gibbons M.R., S.A. Ross and J. Shanken (1989) 'A test of the efficiency of a given portfolio', *Econometrica*, V57, pp.1121-1152.

- Ø Green W.H. (1993) 'Econometric analysis', 2nd ed. MacMillan.

- Ø Guy J. (1977) 'The behaviour of Equity Securities on the German stock Exchange', *Journal of Banking and Finance*, pp.71-93.

- Ø Hardouvelis G. (1988) 'Stock Prices: Nominal versus real Stocks', *Financial Markets and Portfolio Management*, V3, pp.10-18.

- Ø Jacob N.L. (1971) 'The measurement of systematic risk for securities and portfolios: some empirical results', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, V6, pp.815-834.

- Ø Jennergen P. and P.Korsvold (1975) 'The non-random character of Norwegian and Swedish stock market prices in Elton and Gruber' (eds), *International Capital Markets*, (Amsterdam: North Holland).

- Ø Jobson J.D. and B. Korkie (1982) 'Potential performance and tests of portfolio efficiency', *Journal of Financial Economics*, V10, pp.433-466.

- Ø Kim M.K. and C.Wu (1987) 'Macro-Economic Factors and Stock Returns', Journal of Financial Research, Summer, pp.87-98.

- Ø Kryzanowski L. and M. To (1983) 'General Factor Models and the Structure of Security Returns', Journal of Financial and Quantitative Analysis, March, pp.31-52.

- Ø McKinnon J.G. (1991) 'Critical values for co integration tests' in R.F. Engle and C.W. J. Granger (eds), Long Run Economic Relationships: Readings in Co integration, N.Y., :Oxford University Press, pp.267-276.

- Ø Miller M.H. and Scholes M. (1972) 'Rates of Return in Relation to Risk: A Re-Examination of some recent Findings' in Jensen (ed.) Studies in the Theory of Capital Markets (New York: Praeger).

- Ø Milonas N. and G. Papaioannou (1986) 'Thinness and Portfolio Diversification Benefits: The Case of the Greek Stock Exchange', Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali, pp.1027-40.

- Ø Niarchos N. (1972) 'The Stock Market in Greece', in G. Szego and K. Shell eds, Mathematical Methods in Investment and Finance, (North Holland), pp.633-37.

- Ø Niarchos N. (1995) 'The Greek Stock Market: Recent Developments and Trends in the Greek Capital Markets: Trends and Perspectives', (in Greek) by G.Provopoulos, editor, IOBE, Athens.

- Ø Papaioannou G.J. and N.G. Travlos (1995) 'Greek IPO's : a Theoretical and Empirical Analysis in the Greek Capital Markets :Trends and Perspectives', (in Greek) by G.Provopoulos, editor, IOBE, Athens.

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

- Ø Roll R. and Ross S.A. (1980) 'An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory', *Journal of Finance*, Dec., pp.1073-1103.

- Ø Ross S.A. (1976) 'The Arbitrage Theory of Capital Assets', *Journal of Economic Theory*, December, pp.341-360.

- Ø Ross S.A. (1977) 'Risk, Return and Arbitrage', in I.Friend and J.L.Bicksler (eds.), *Risk and Return in Finance*, Vol I (Cambridge, Mass.: Ballinger), pp.189-218.

- Ø Shanken J. (1982) 'The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?', *Journal of Finance*, December, pp.1129-1140.

- Ø Shanken J. (1985a) 'Multi-Beta CAPM or Equilibrium APT: A Reply', *Journal Of Finance*, September, pp.1189-1196.

- Ø Shanken J. (1985b) 'Multivariate tests of the zero-beta CAPM', *Journal of Financial Economics*, V14, pp.327-348.

- Ø Shanken J. (1987) 'Multivariate Proxies and Asset Pricing Relations: Living with the Roll Critique', *Journal of Financial Economics*, pp.91-110.

- Ø Shanken J. (1992) 'On the Estimation of Beta-Pricing Models', *Review of Financial Studies*, V5, pp.1-34.

- Ø Sharpe W.F. (1982) 'Factors in New York Stock Exchange Security Returns, 1931-1979', *Journal of Portfolio Management*, Summer, pp.5-19.

- Ø Sharpe W.F. (1984) 'Factor Models, CAPMs and the APT', *Journal of Portfolio Management*, Fall, pp.21-25.

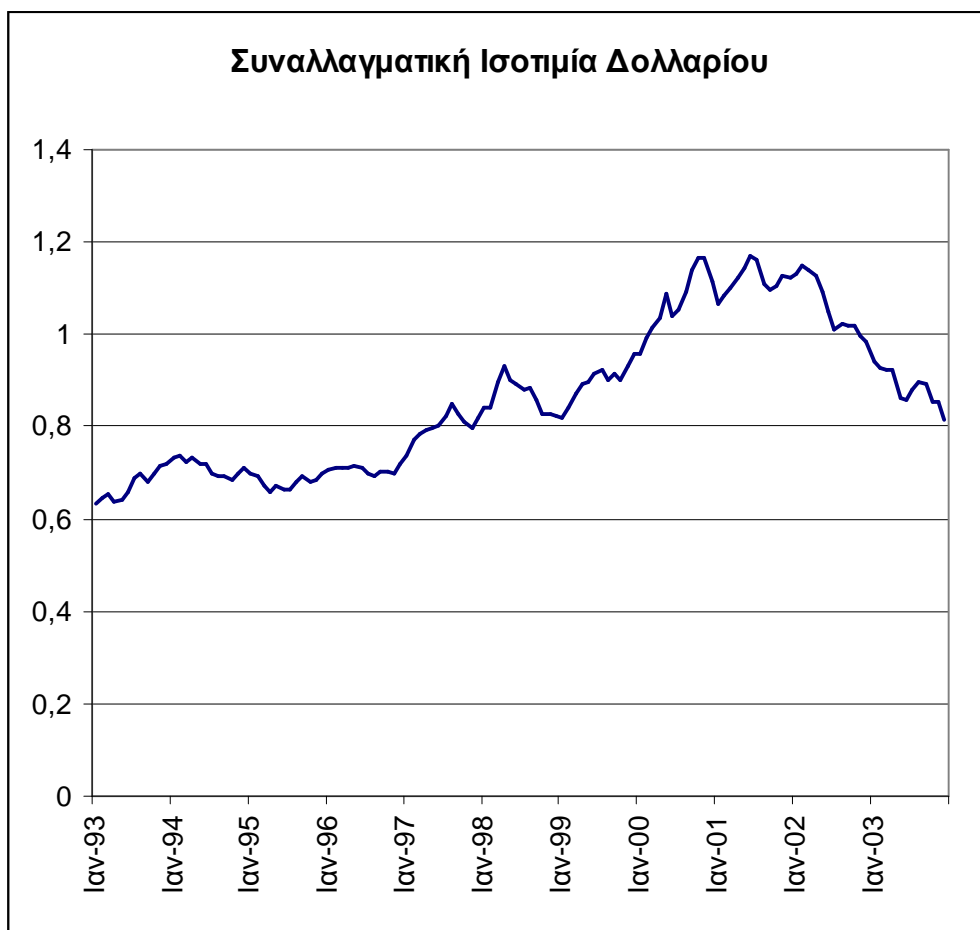
- Ø Tallman E.W. (1986) 'Macroeconomic factors in asset premia', University of Rochester.

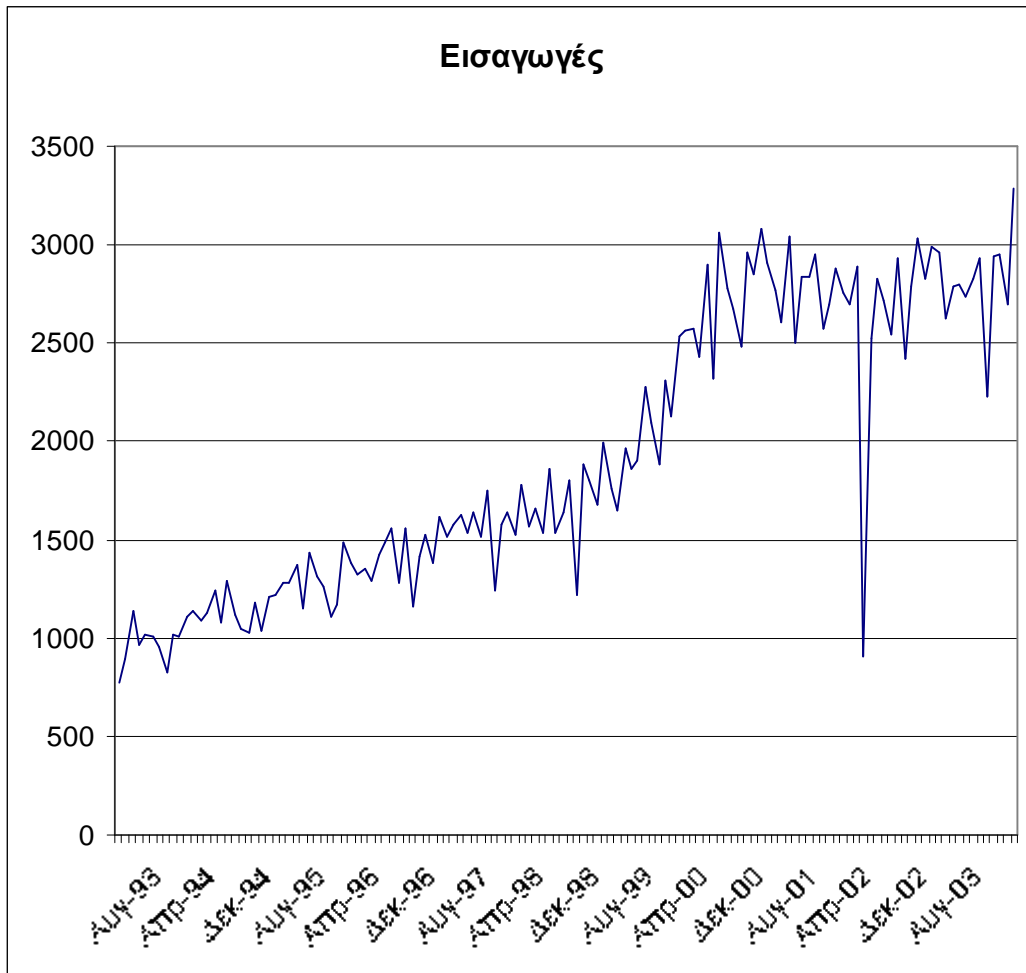
- Ø Zhou G. (1991) Small sample tests of portfolio efficiency' Journal of Financial Economics, V30, pp.165-191.

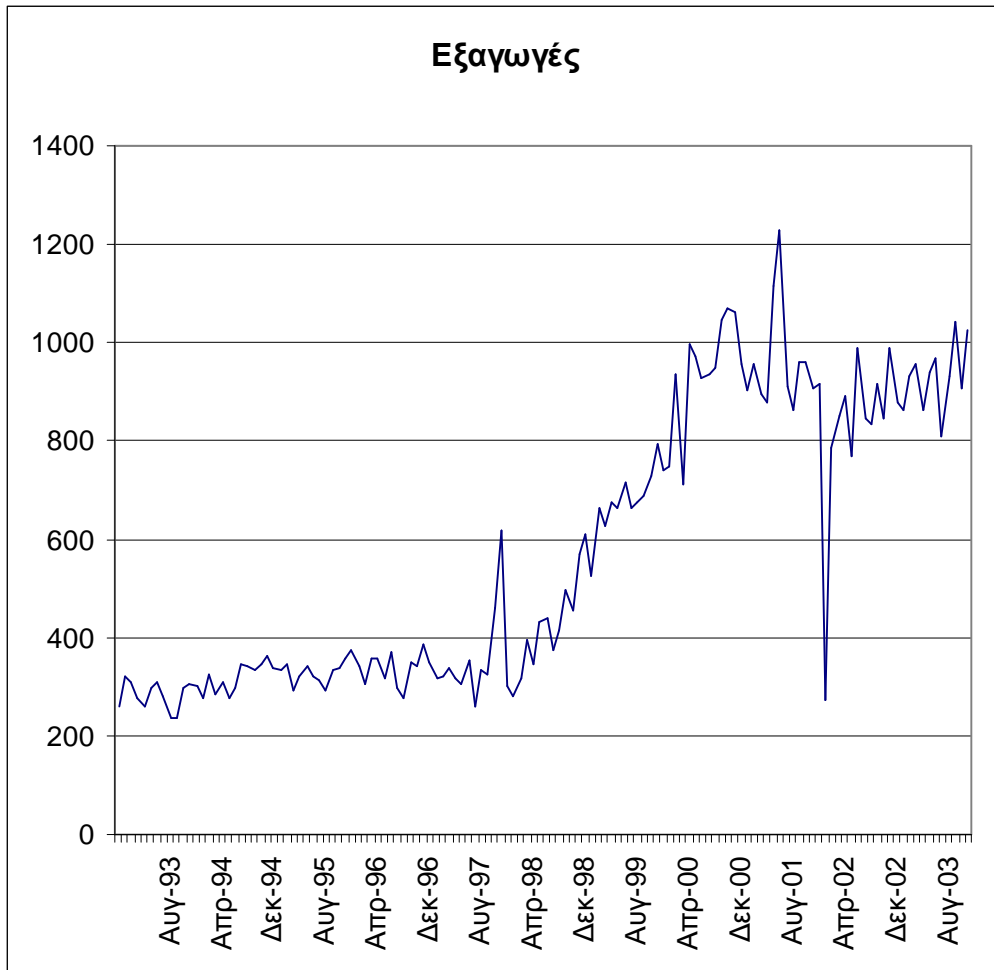
- Ø Wasserfallen W. (1989) 'Macroeconomic news and the stock market: evidence from Europe', Journal of Banking and Finance, V13, pp.613-626.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι

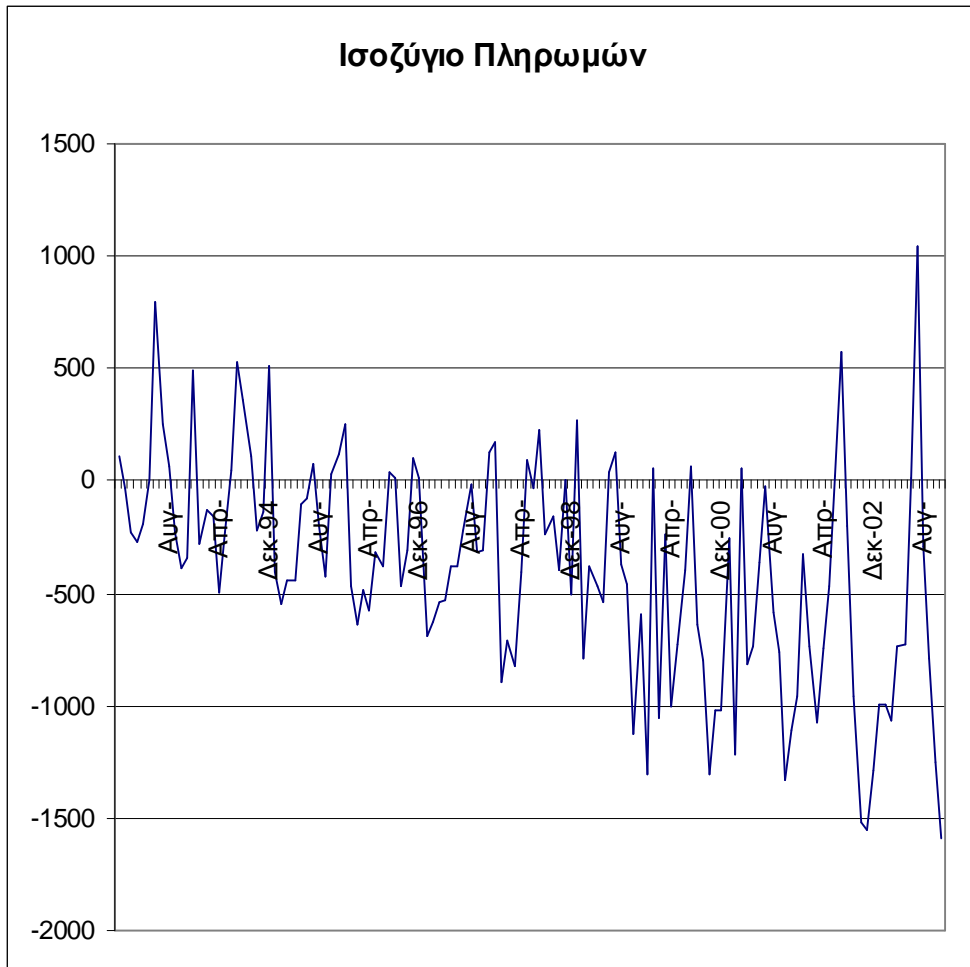
Διαγράμματα Εξέλιξης Μακροοικονομικών Δεικτών 1993-2003



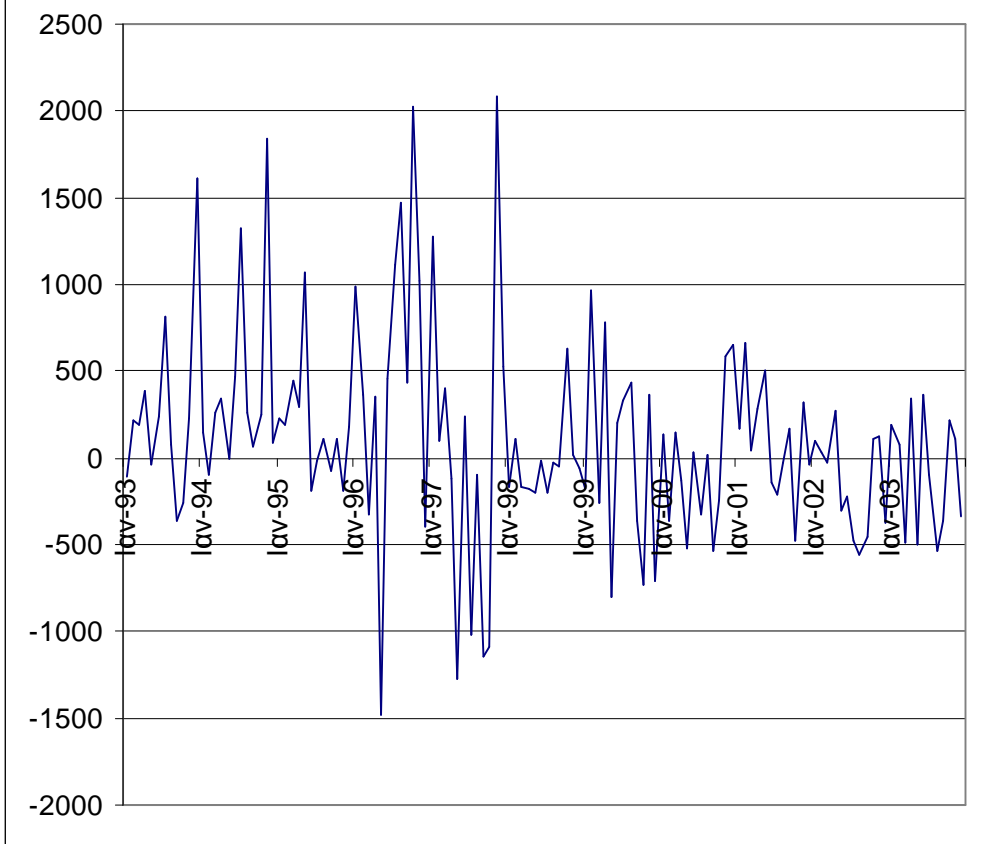


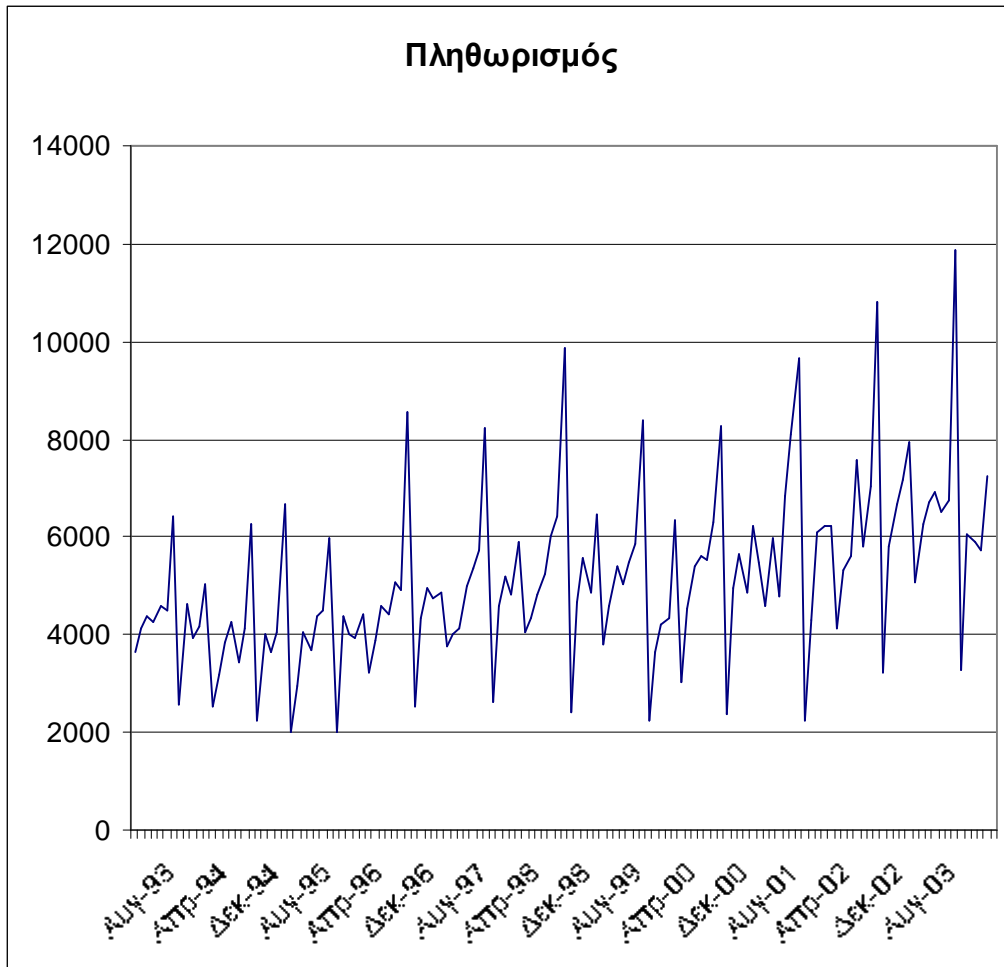


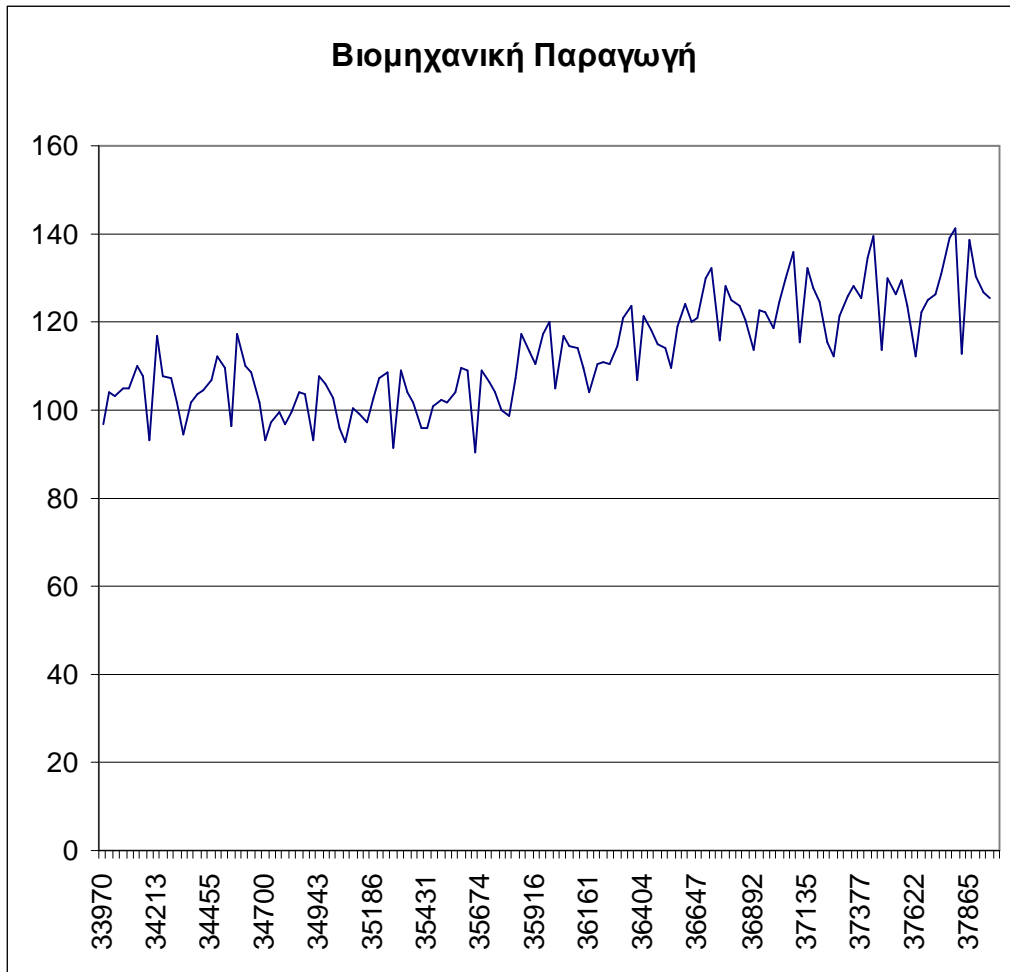




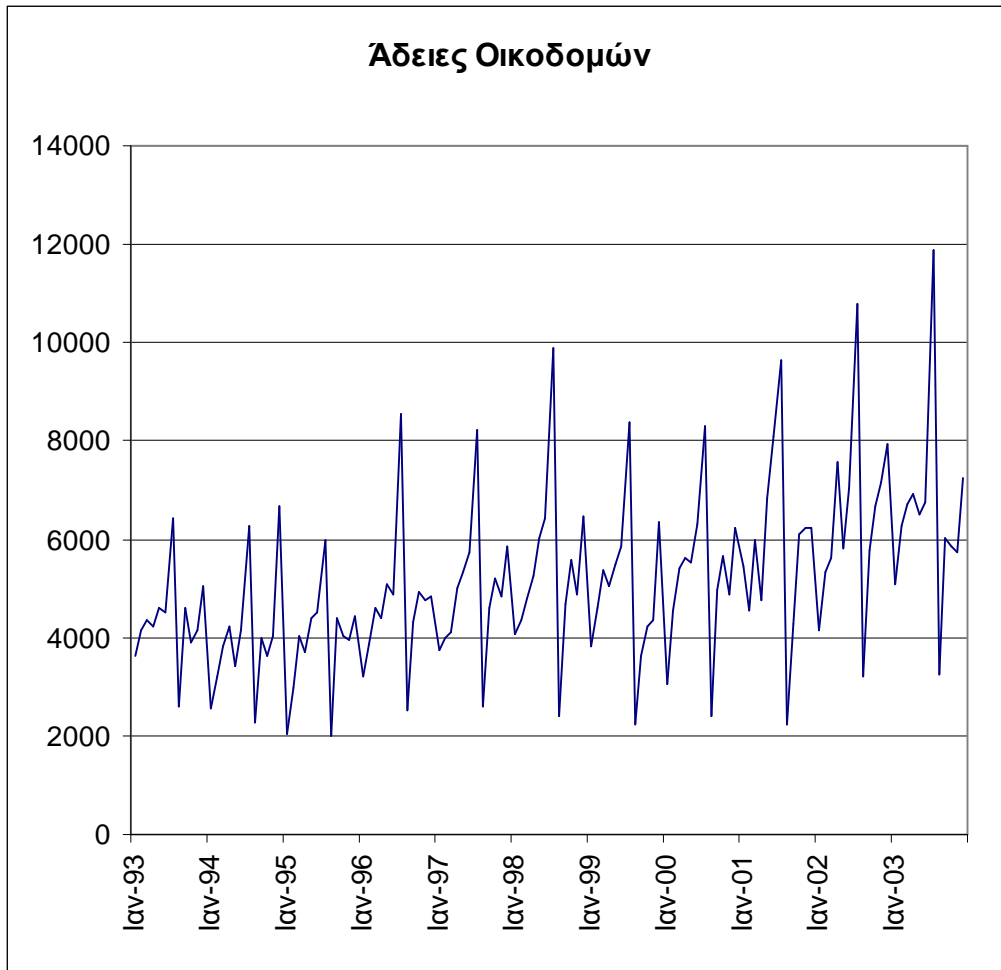
Ισοζύγιο Καφαλαιακών Συναλλαγών

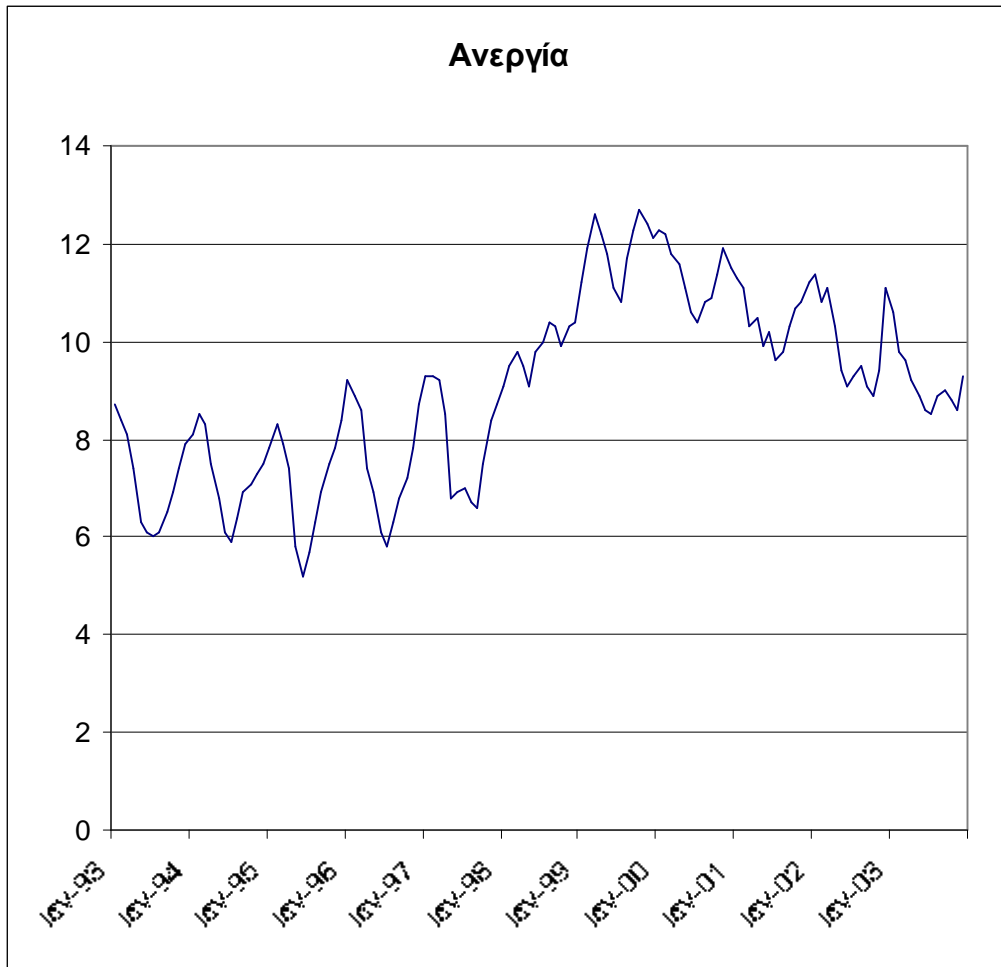






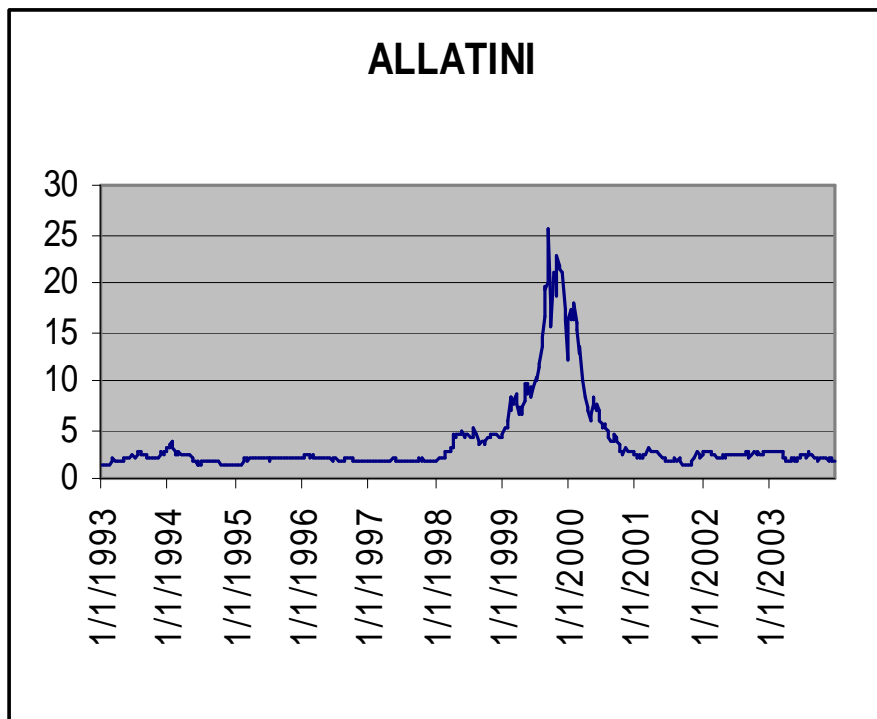




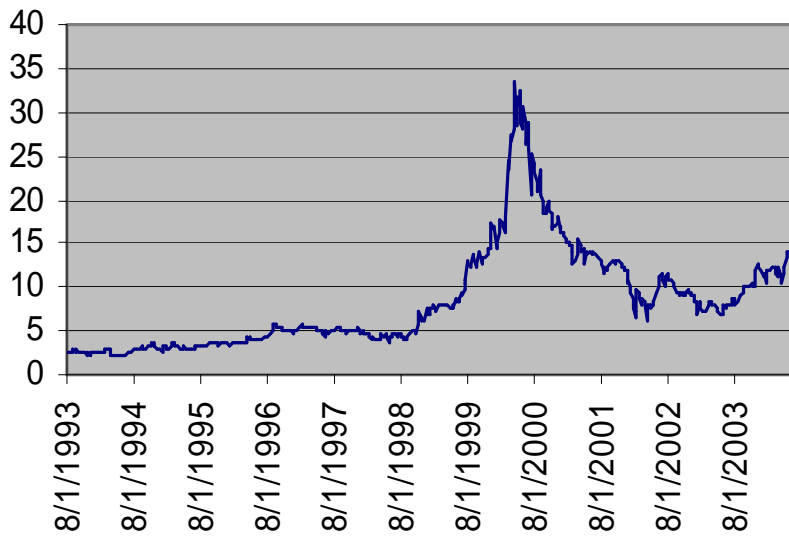


ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙ

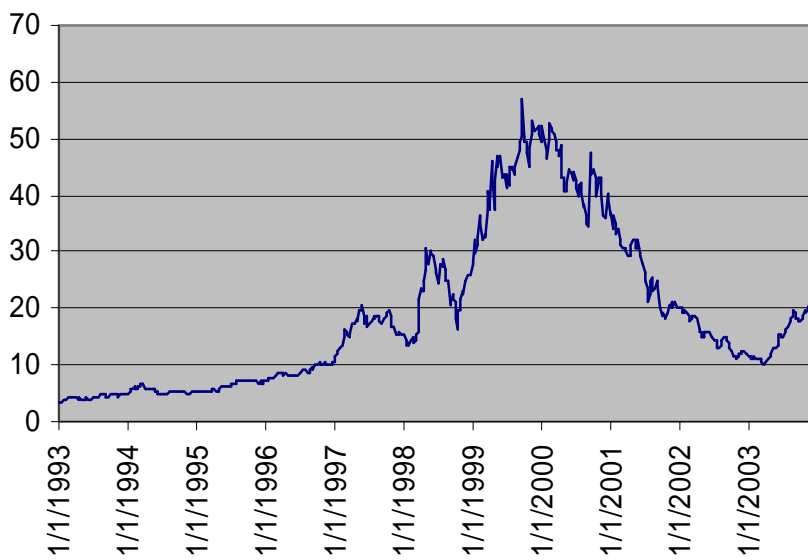
Διαγράμματα Τιμών Κλεισίματος Μετοχών Δείγματος

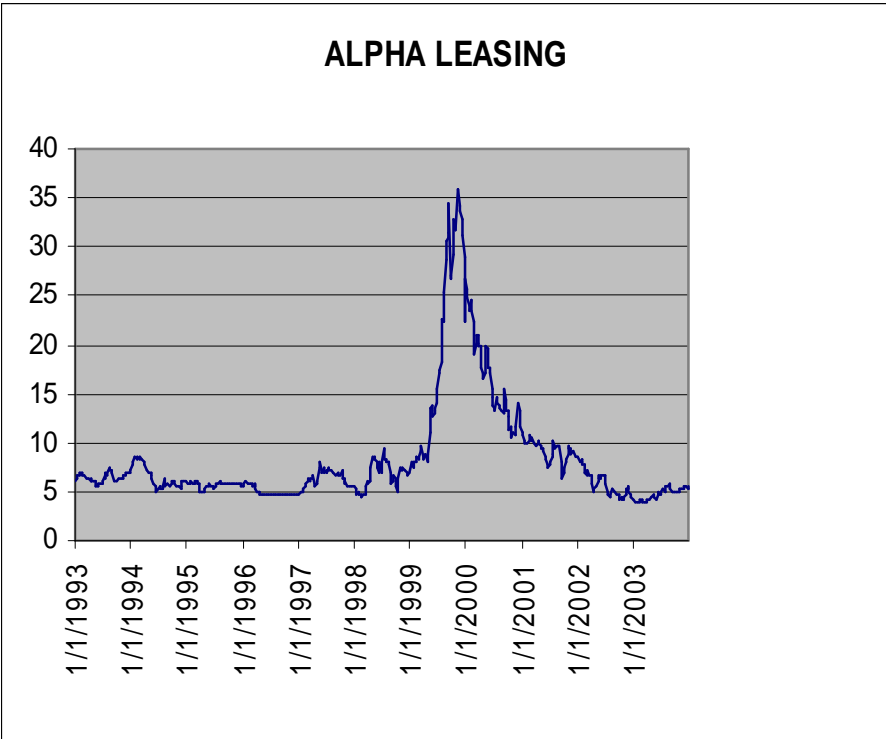


A-B VASSILOPOULOS

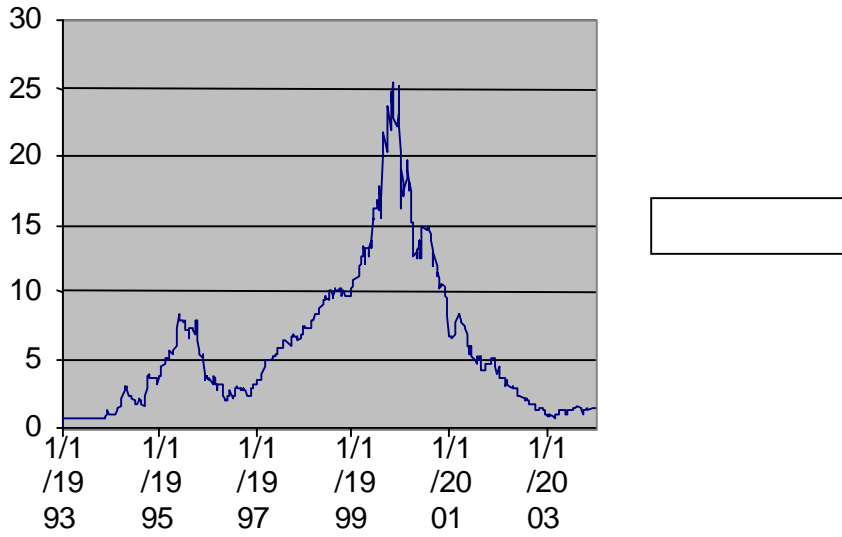


ALPHA BANK

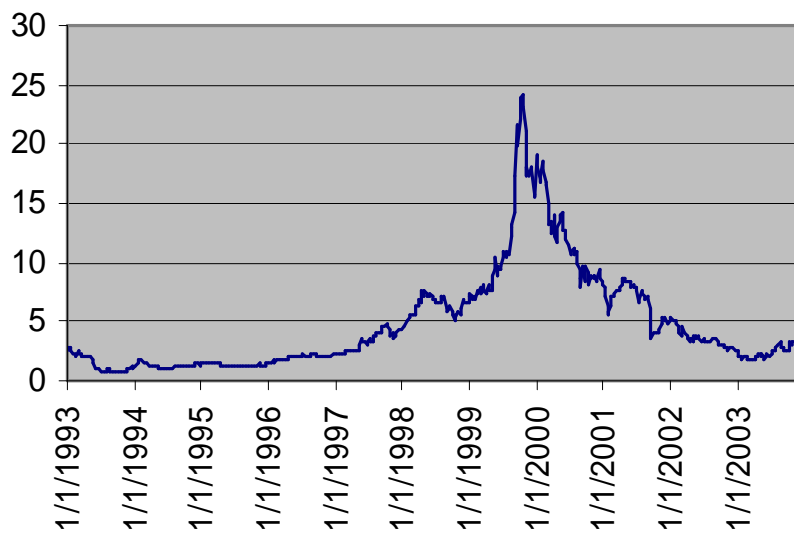


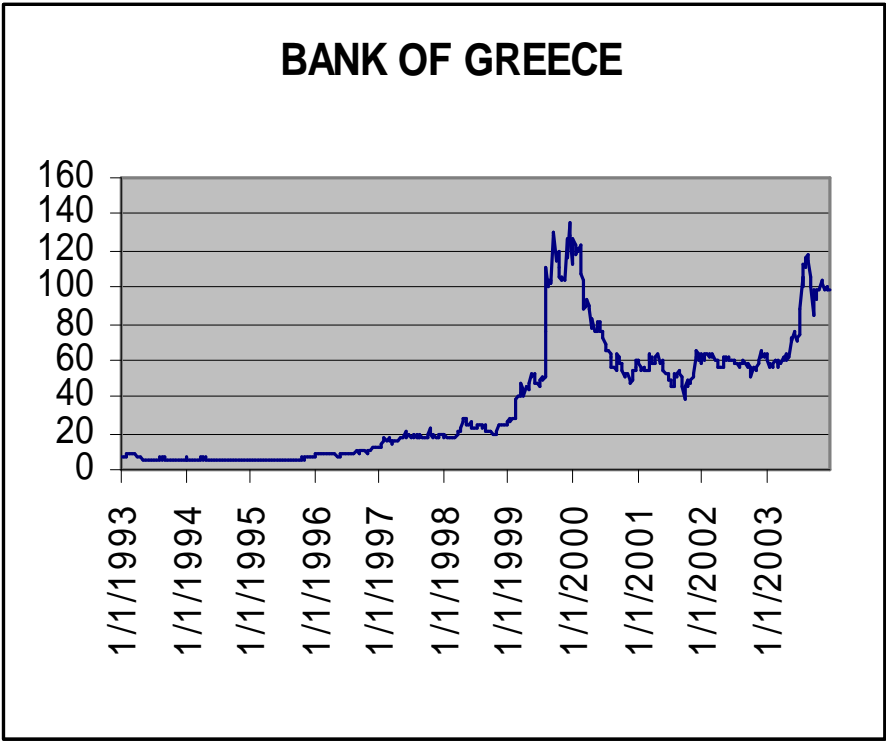
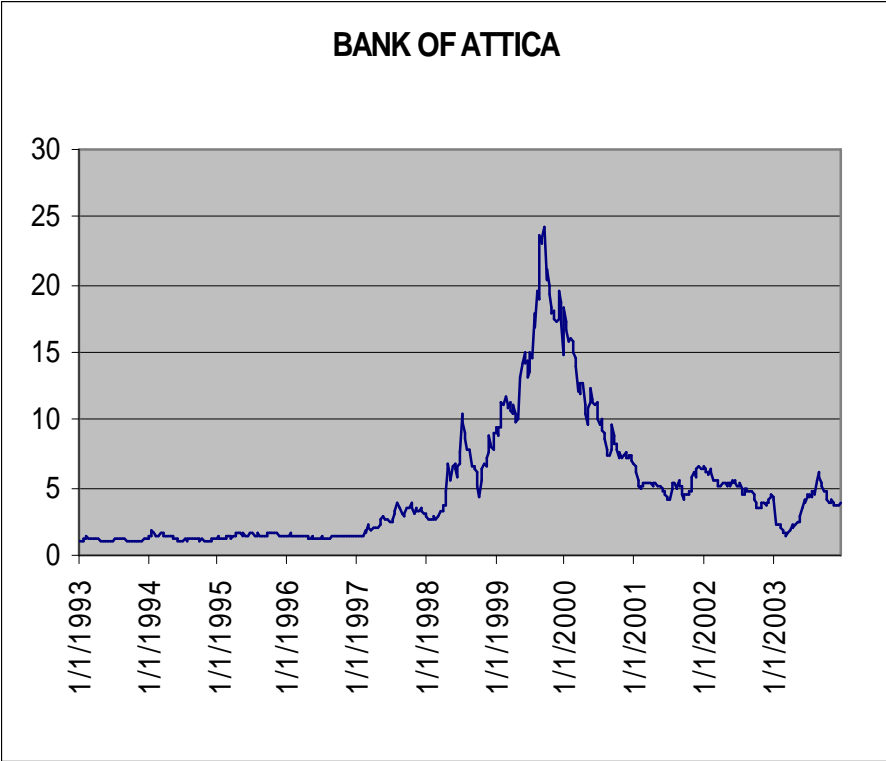


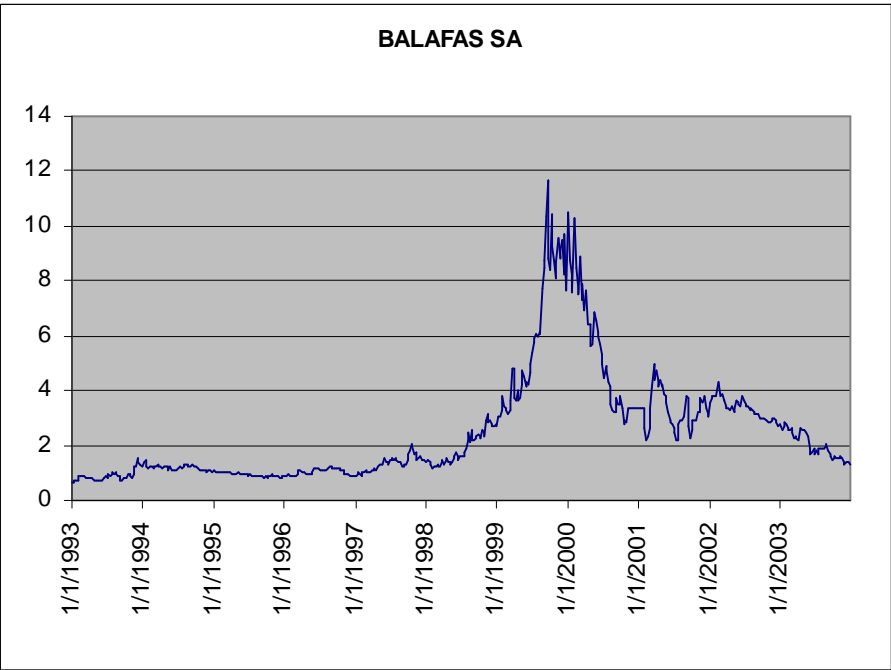
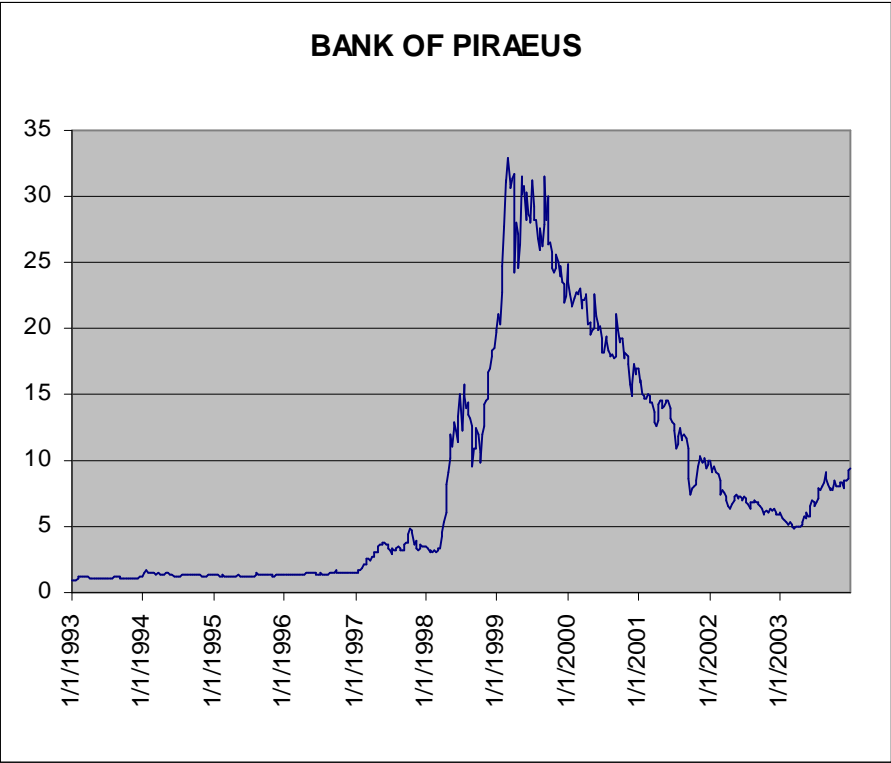
ASPIS PRONIA GEN.INS.

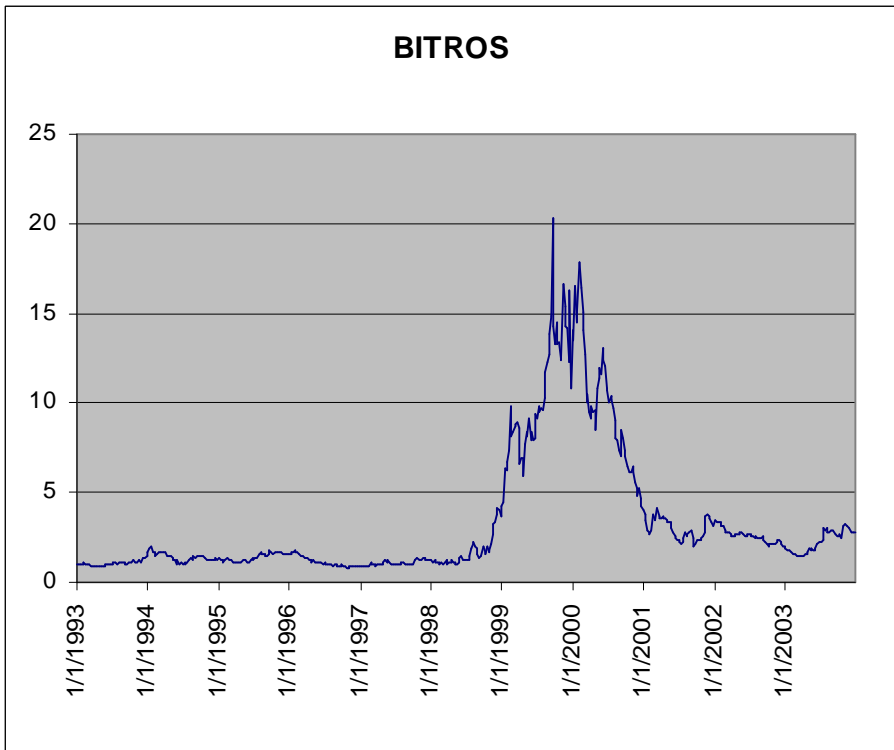
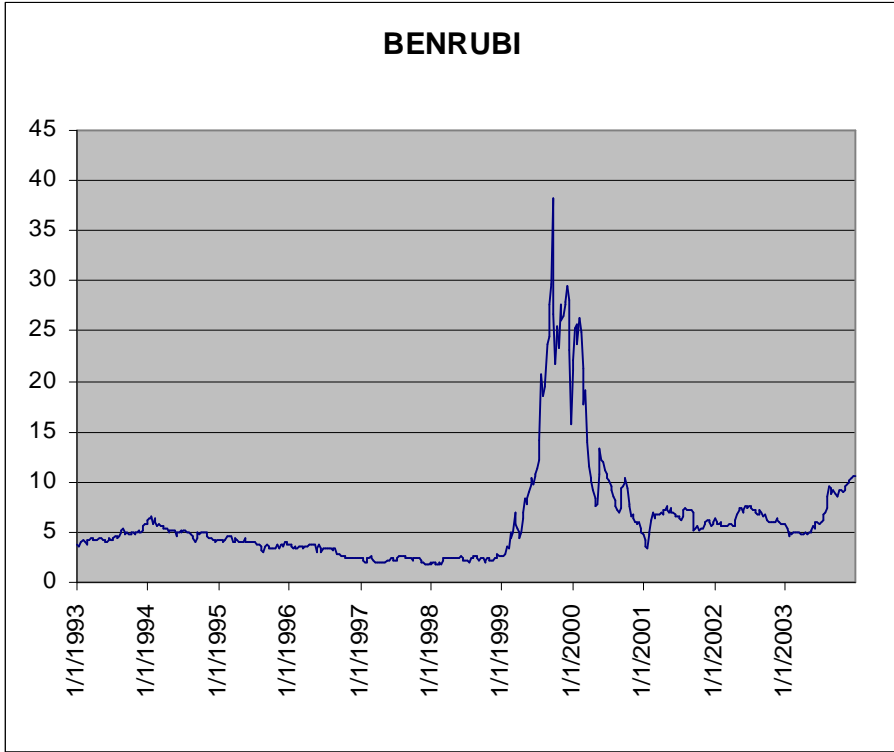


ATTICA ENTERPRISES

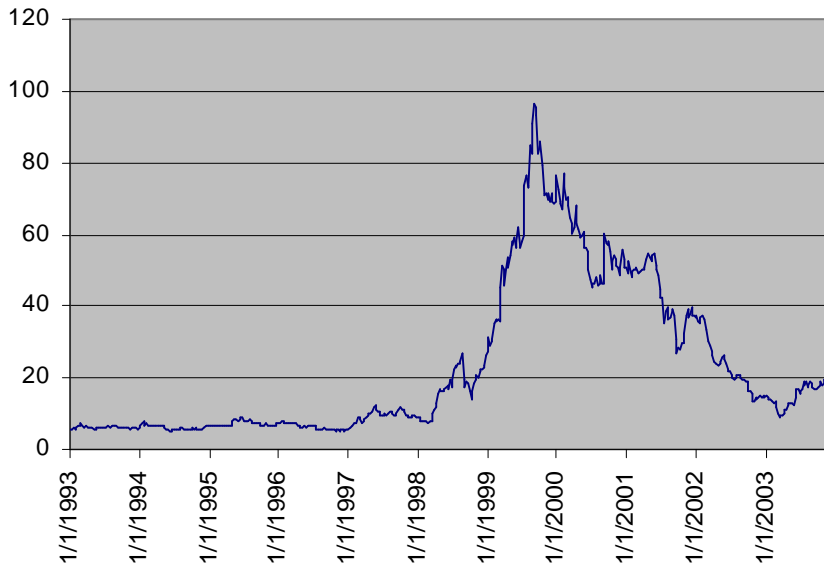






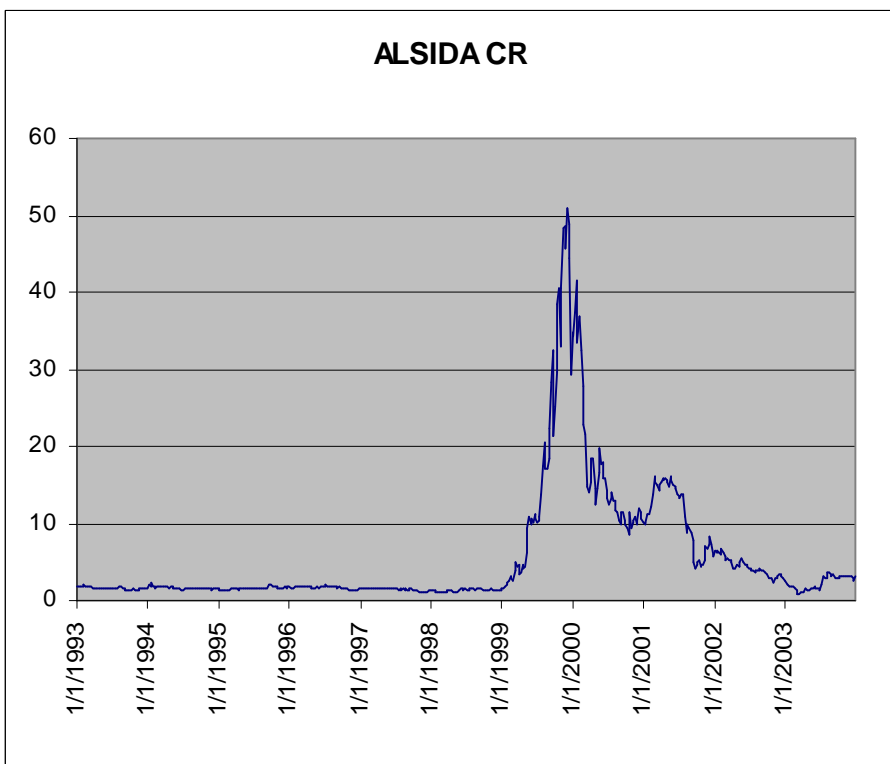
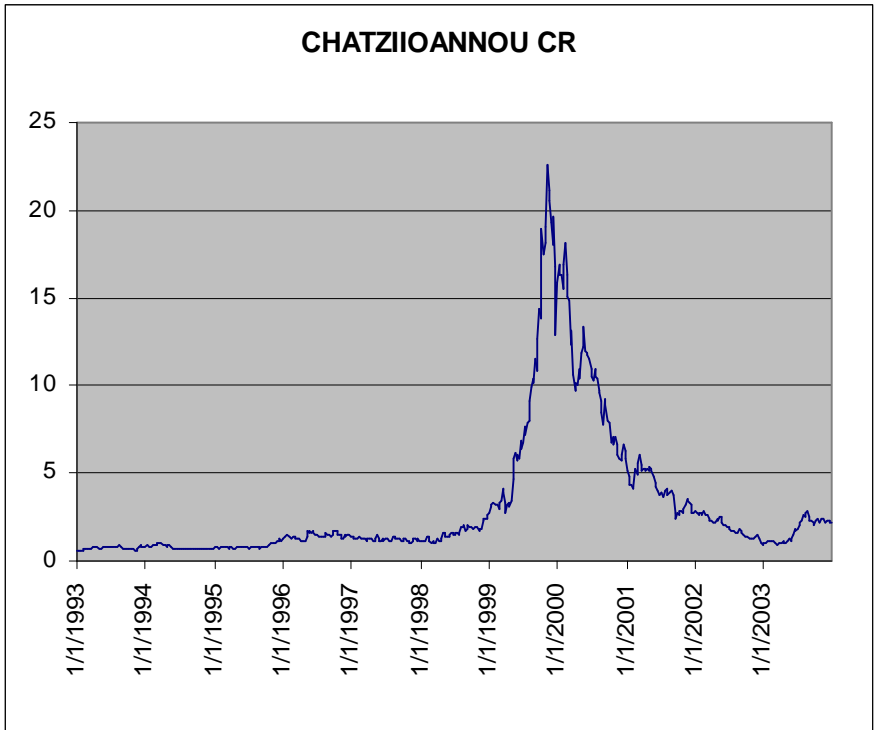


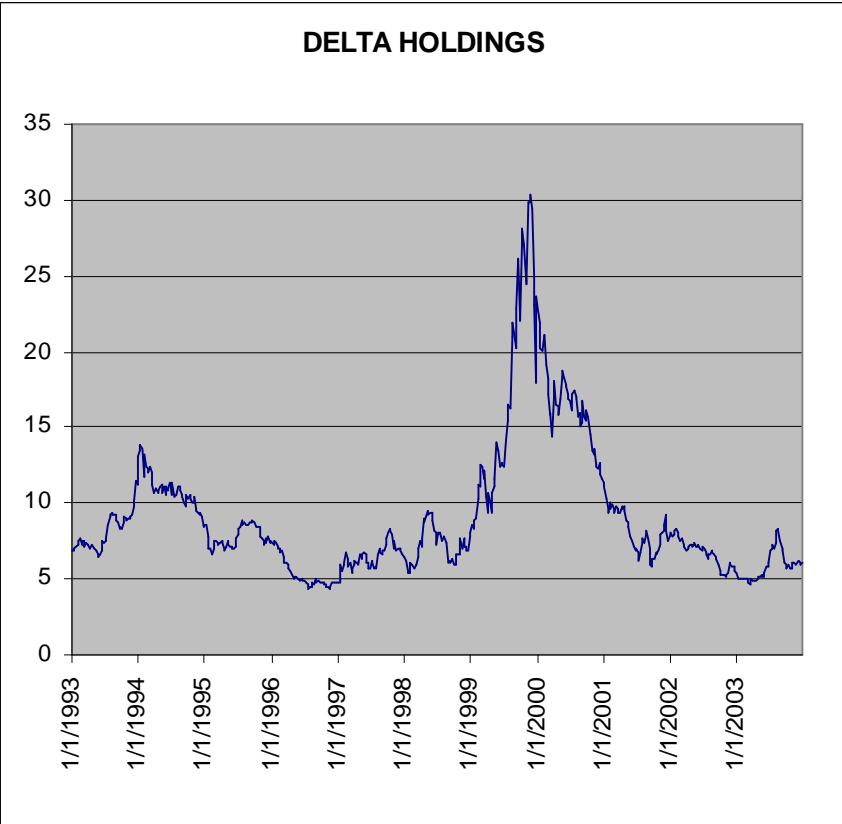
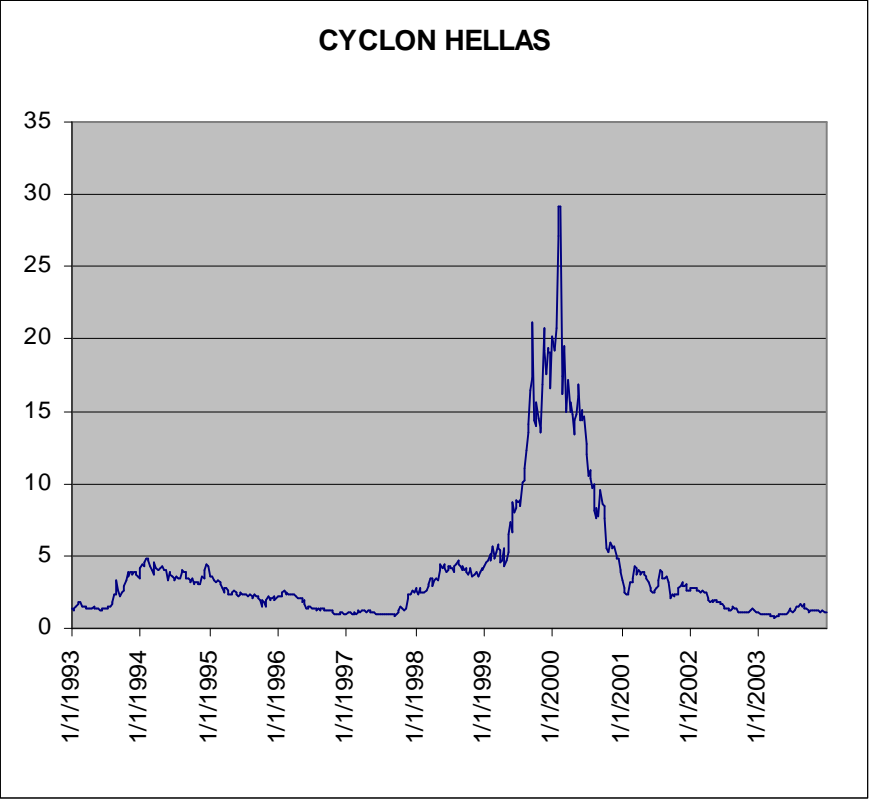
COMMERCIAL BANK OF GREECE

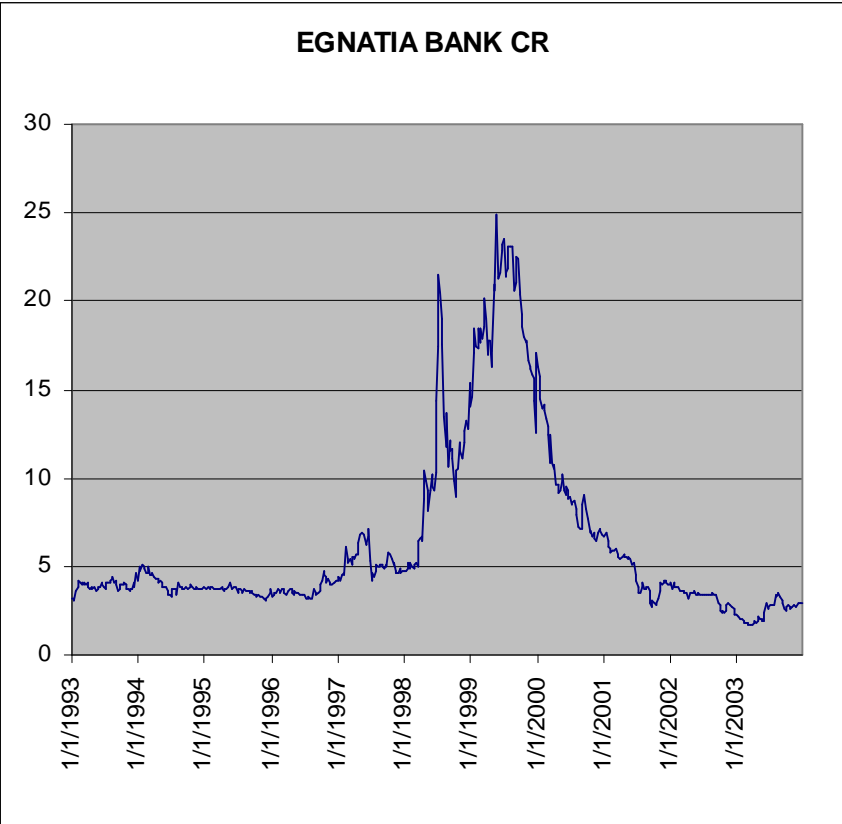


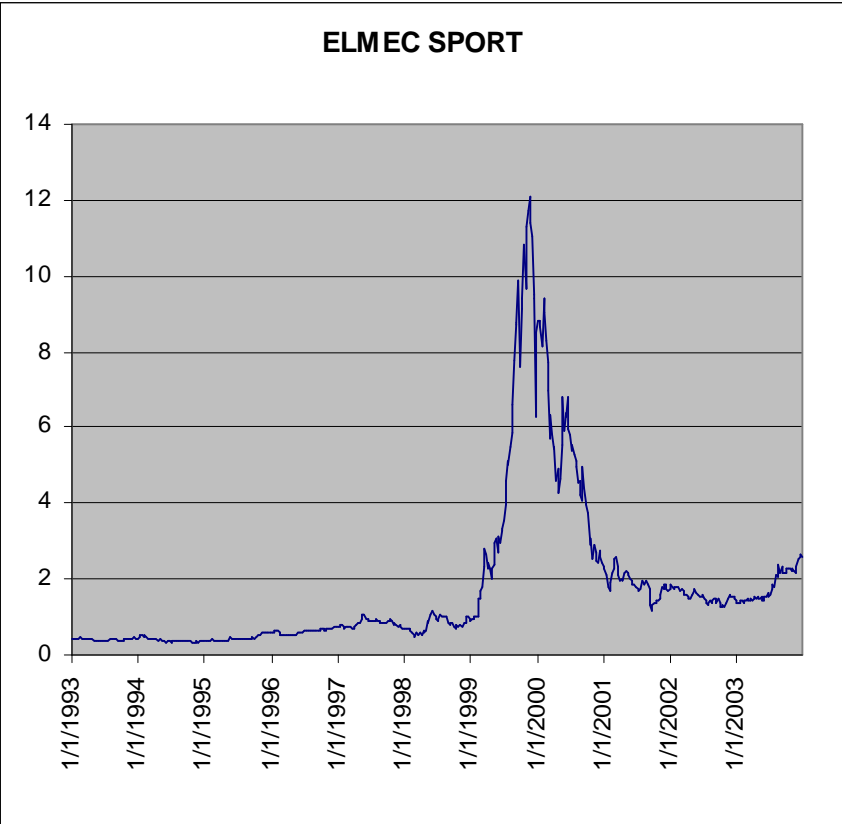
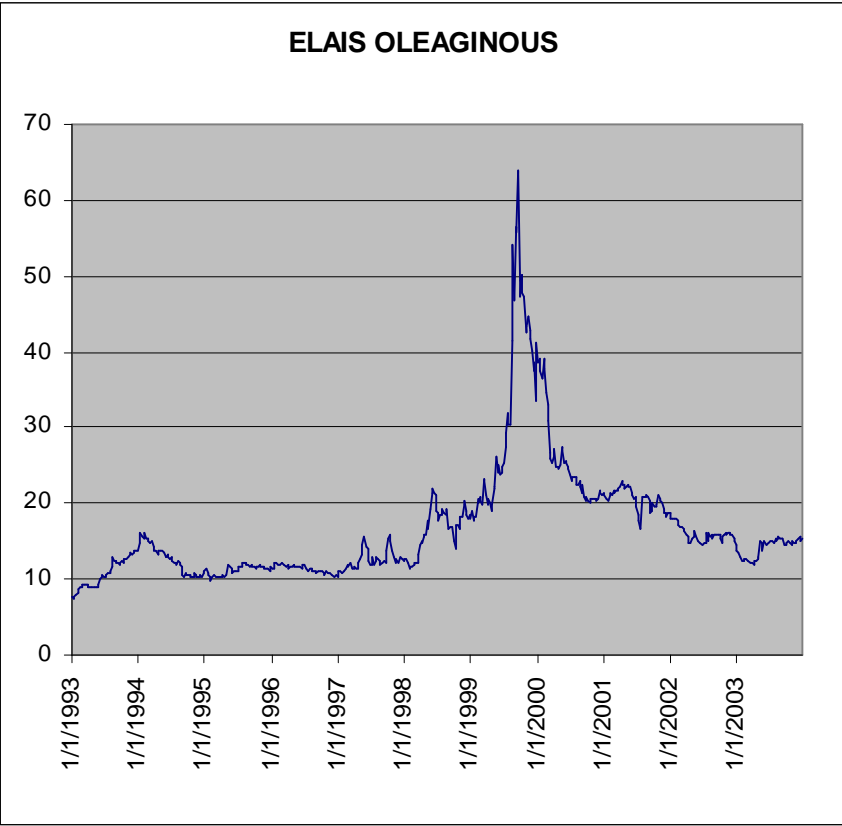
COCA COLA HLC,BT

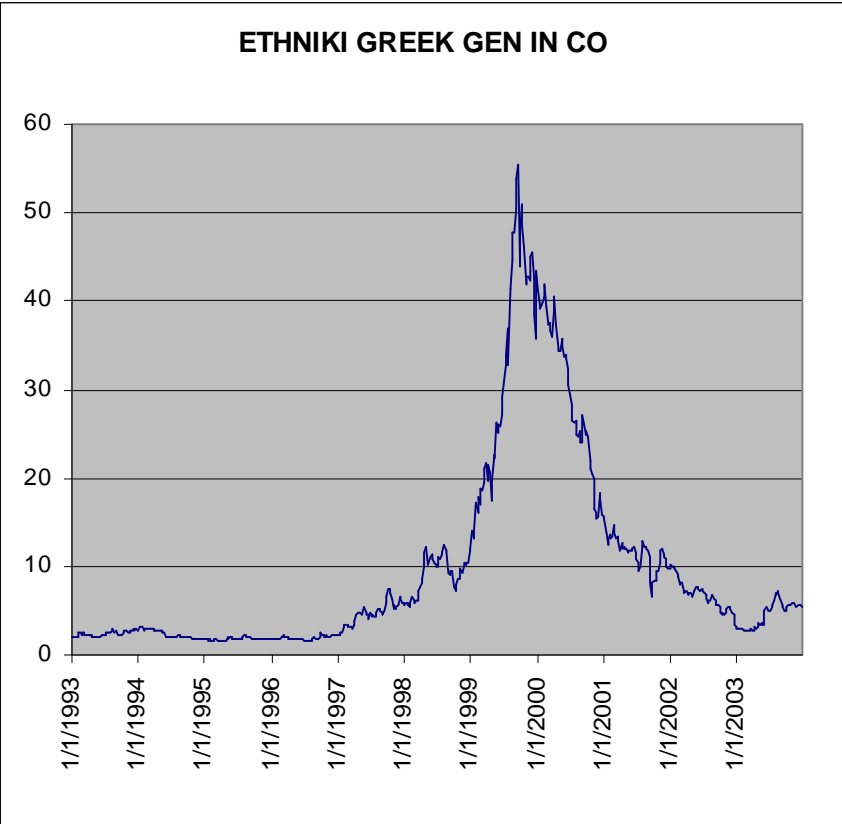
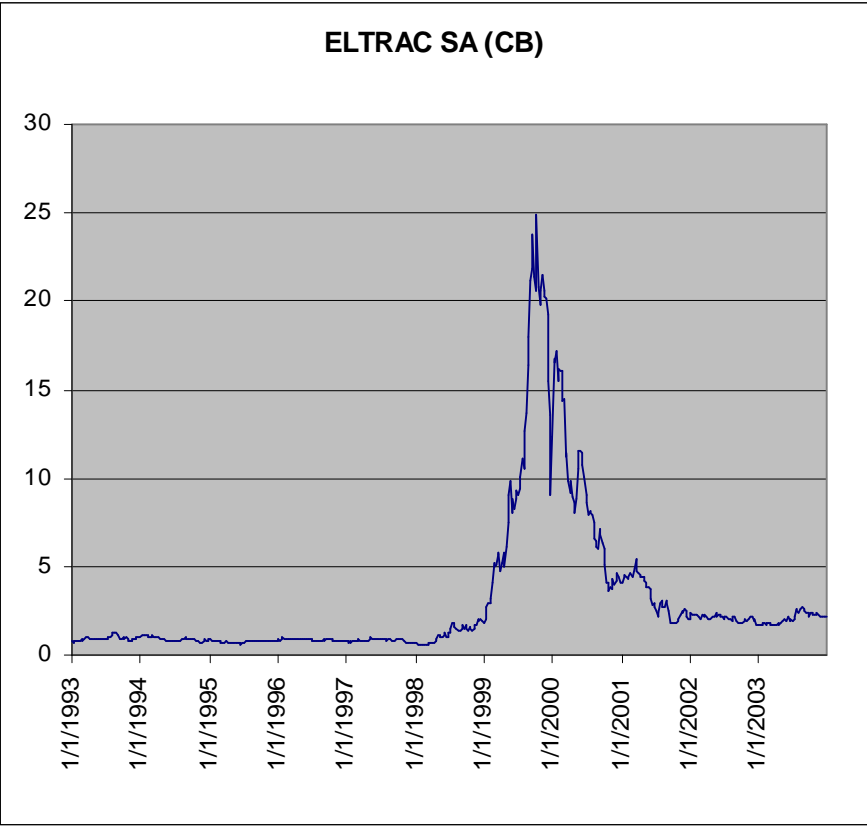


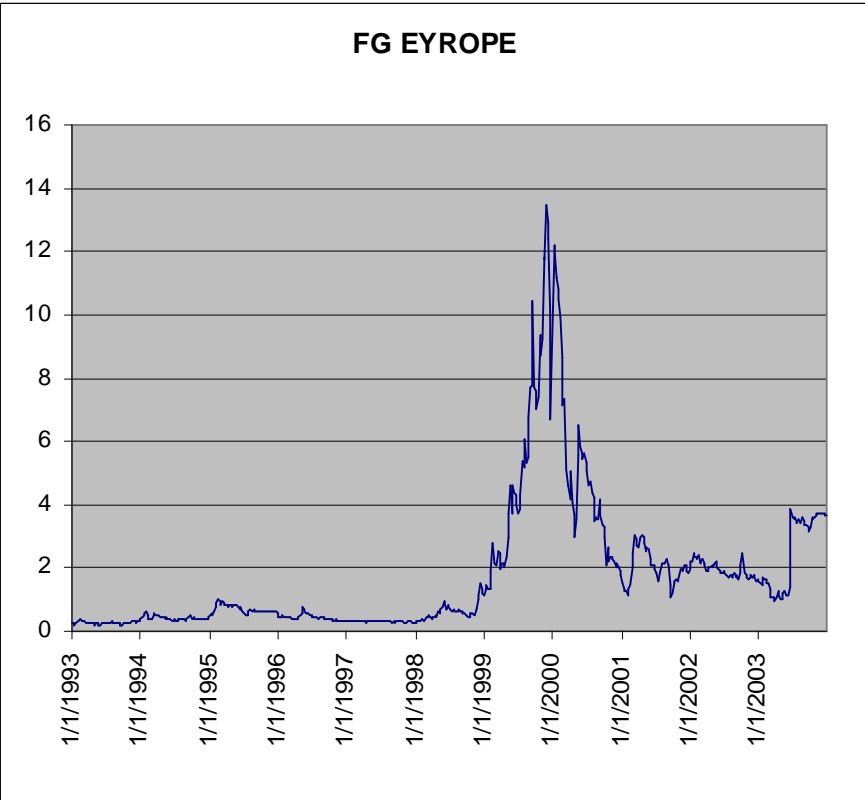
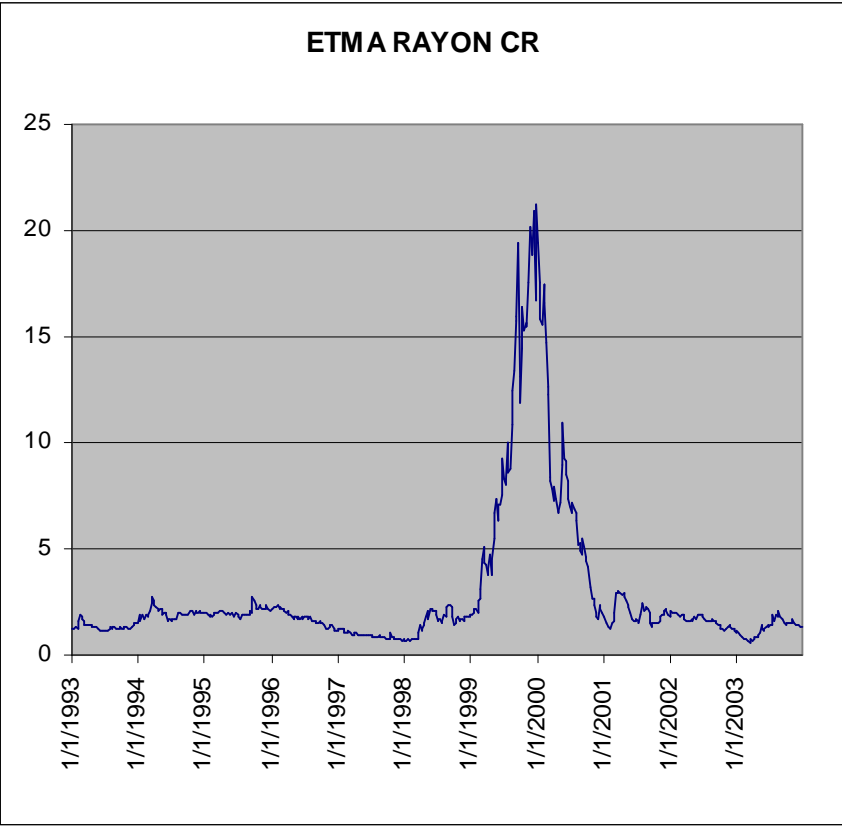


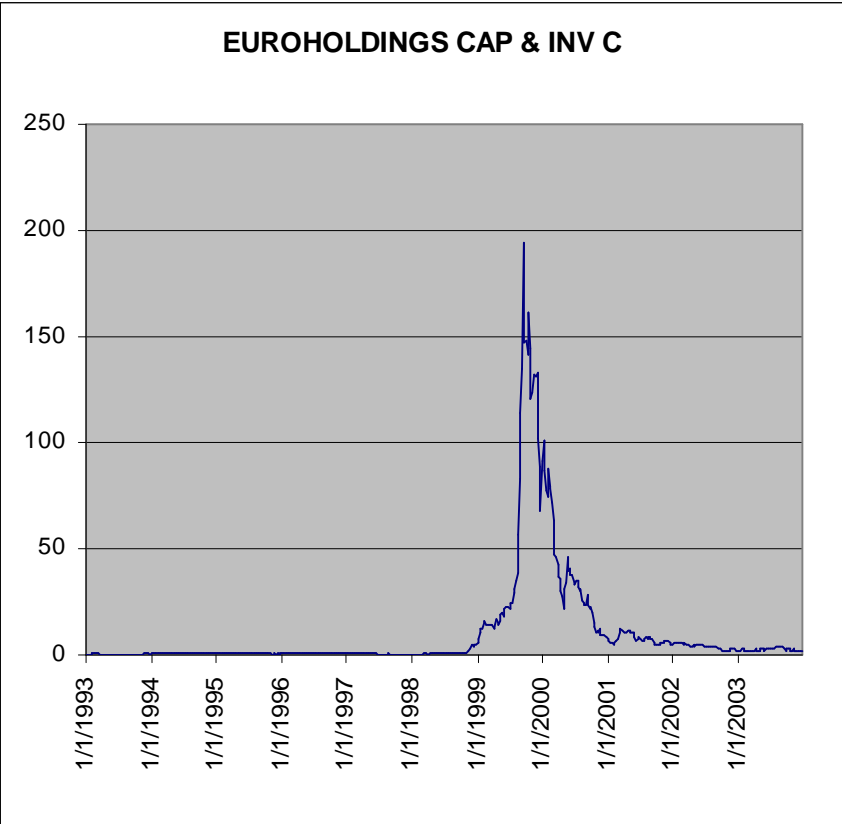
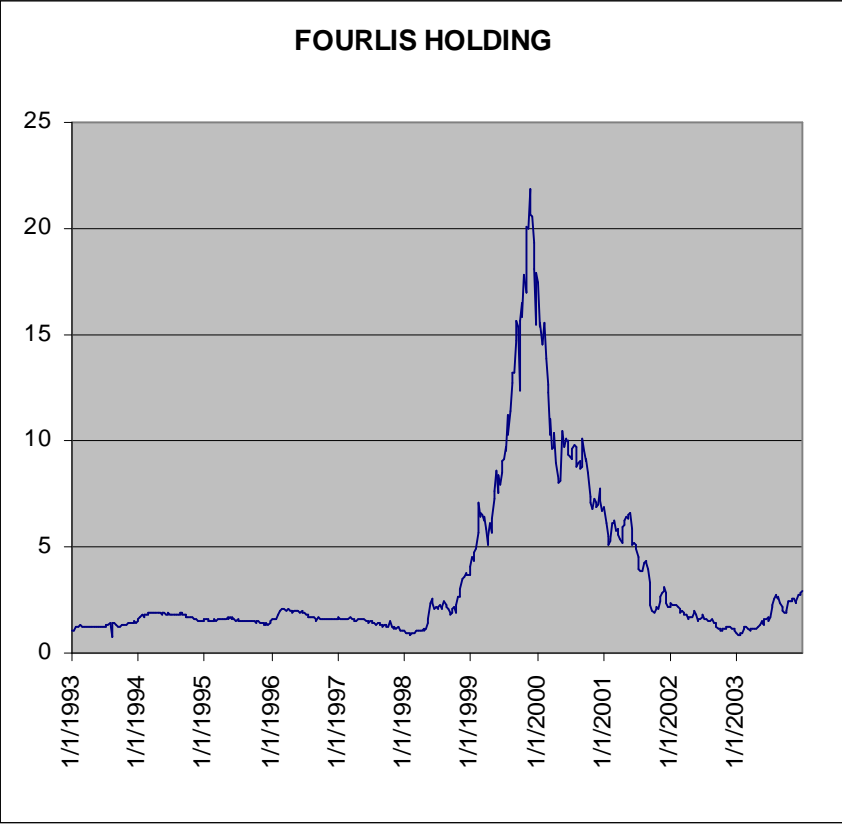


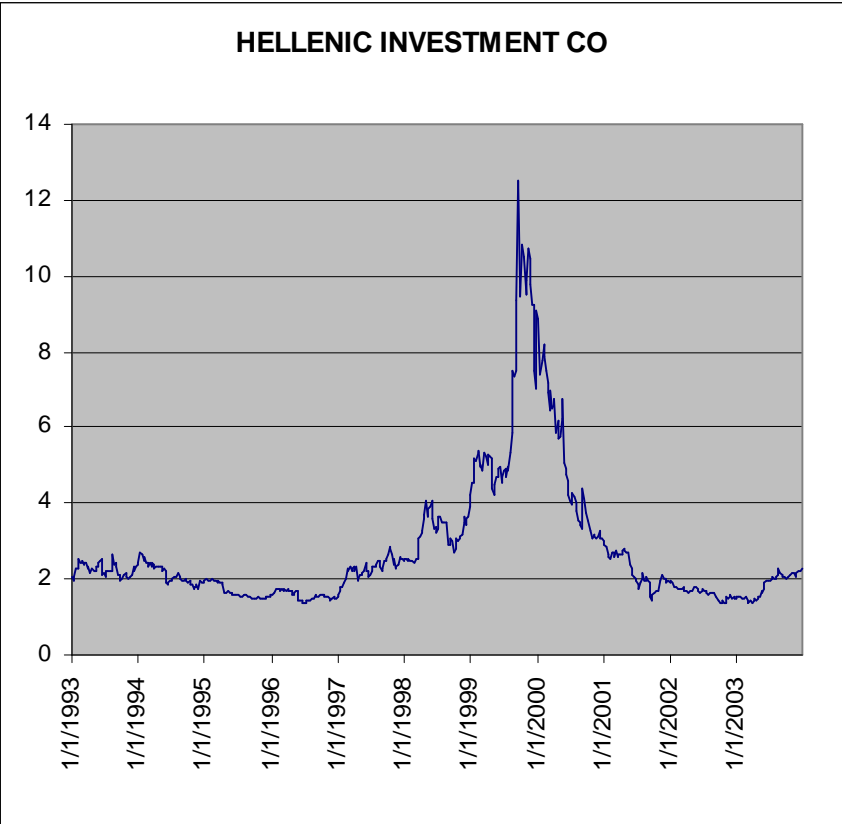
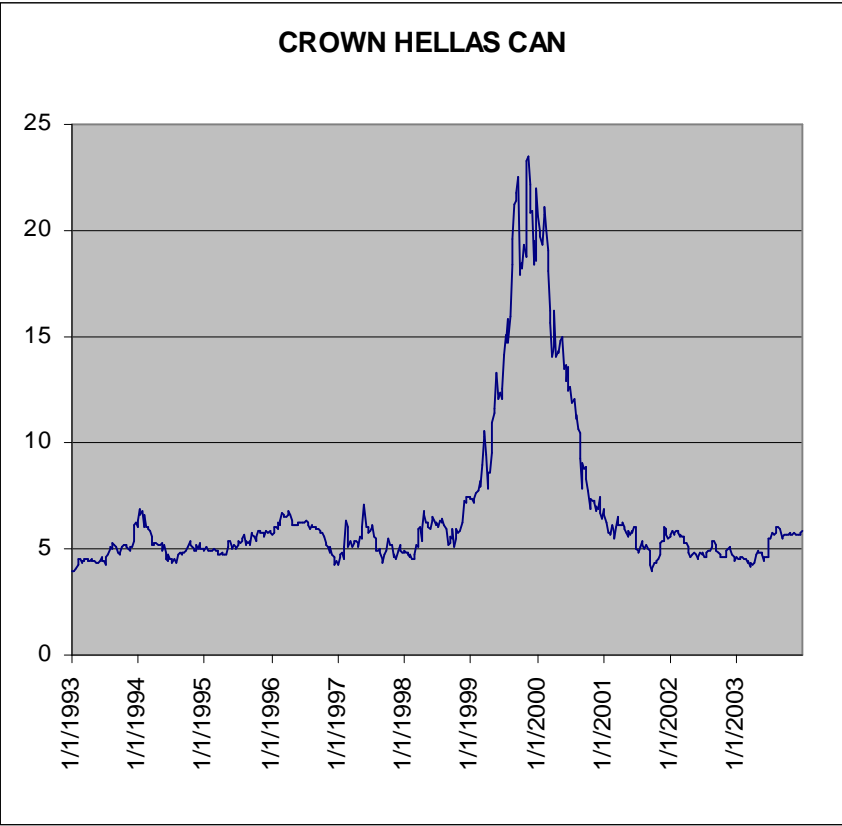


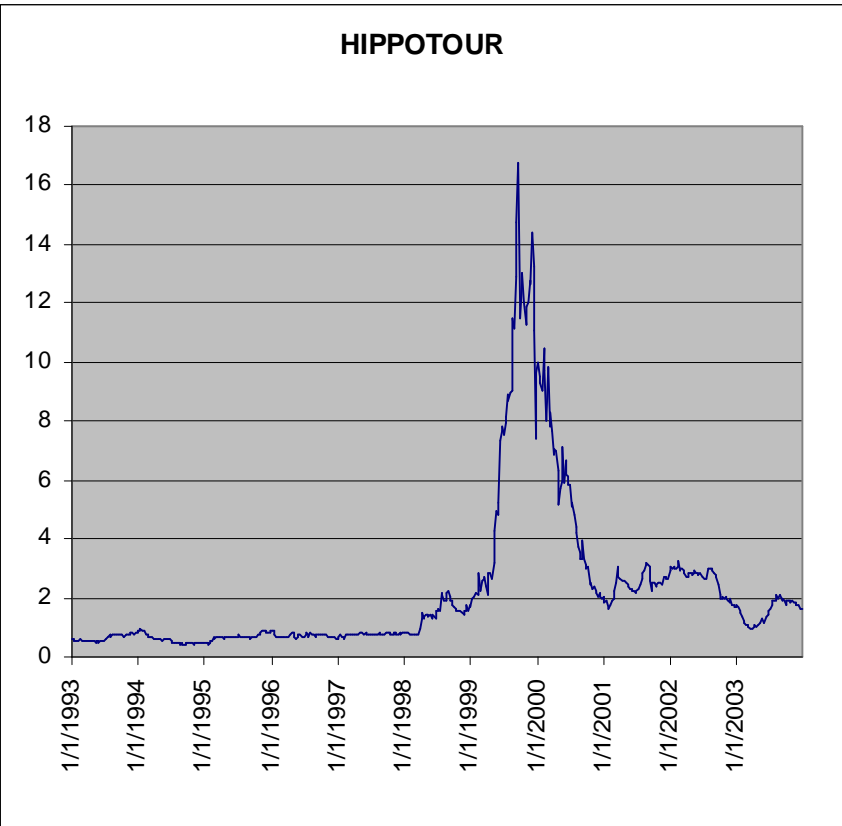
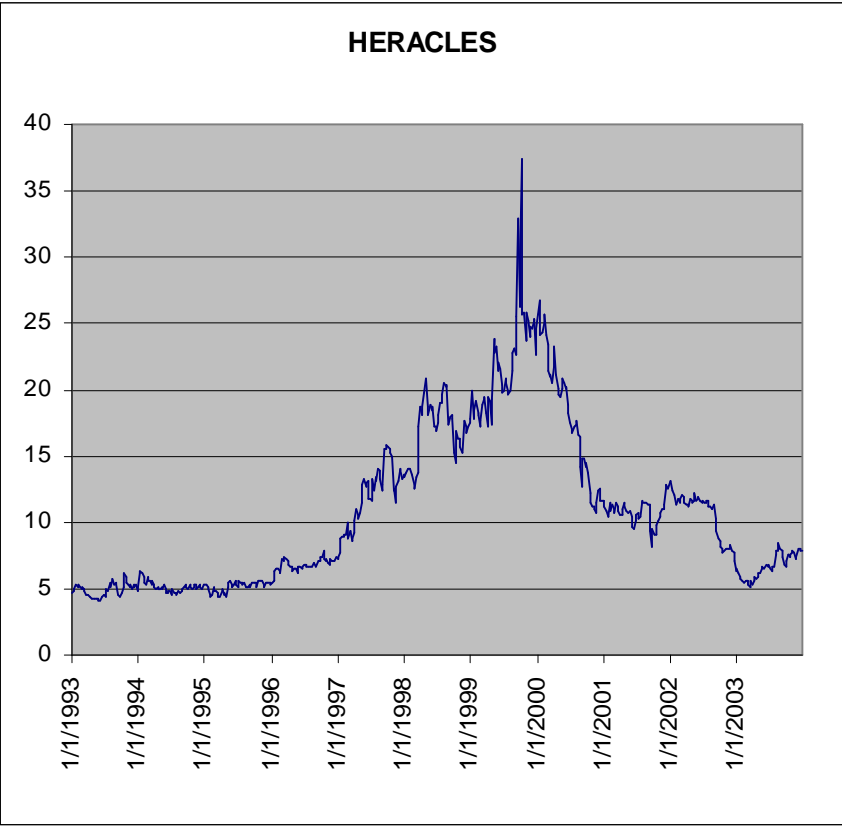


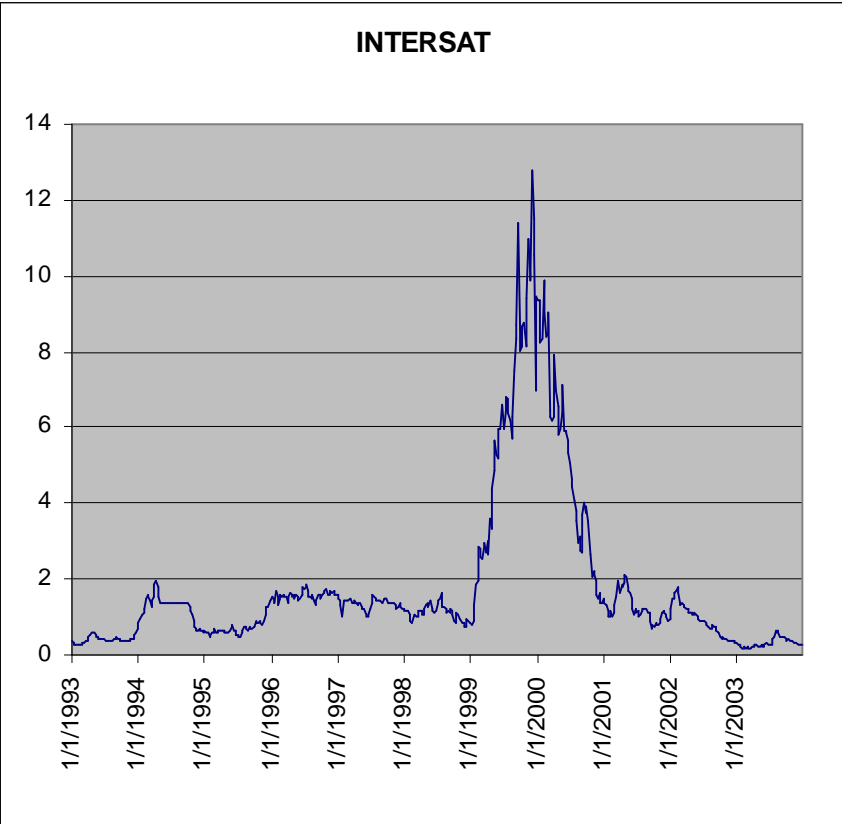
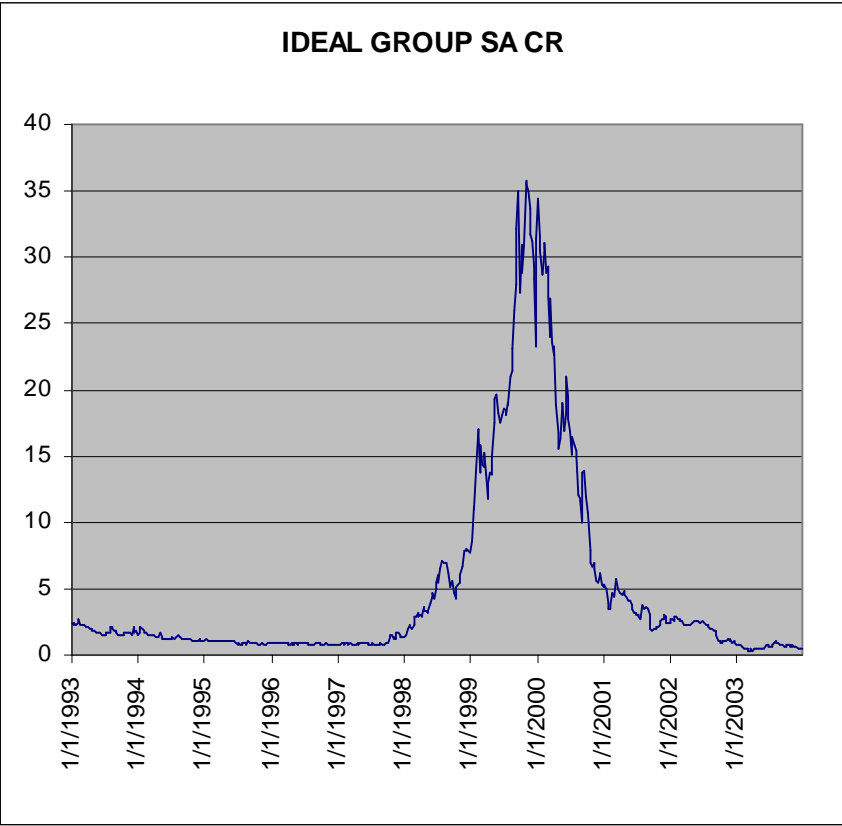


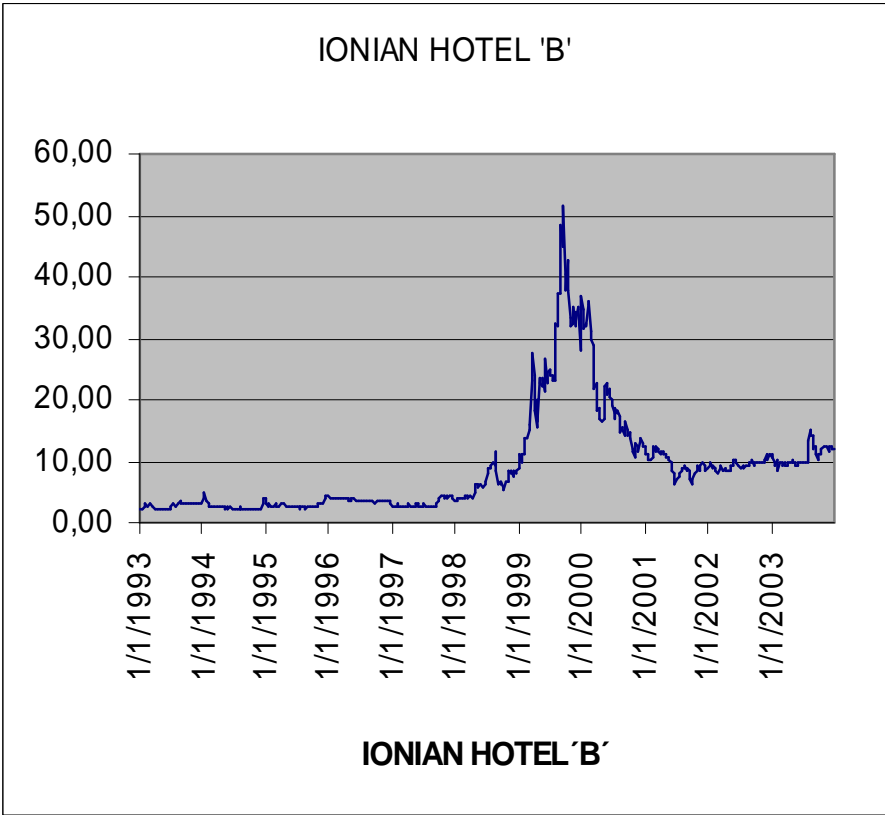
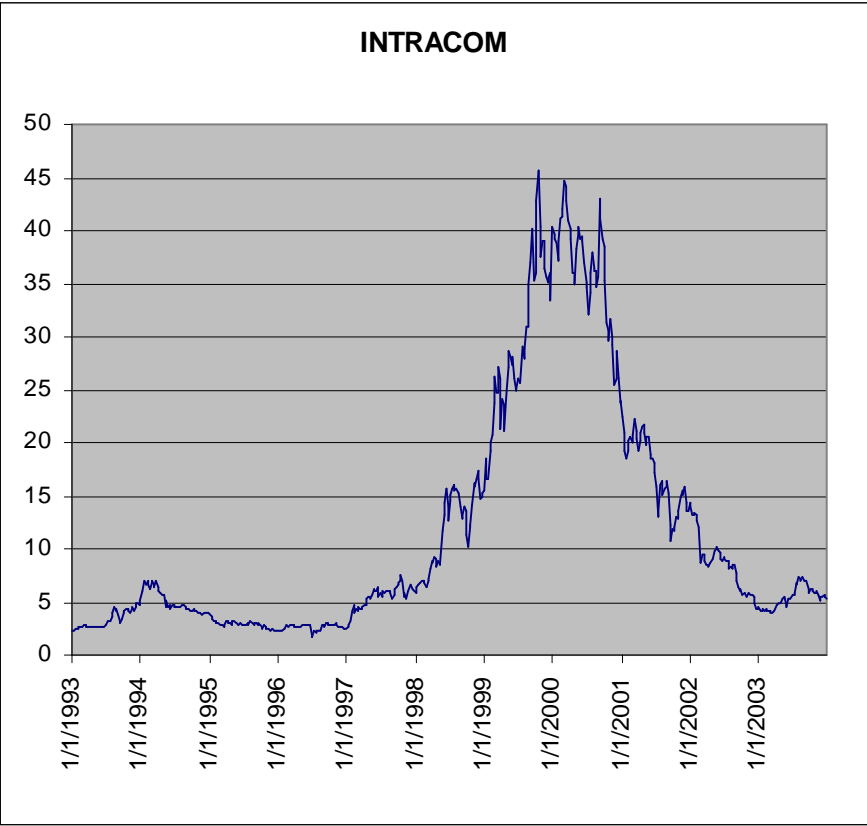




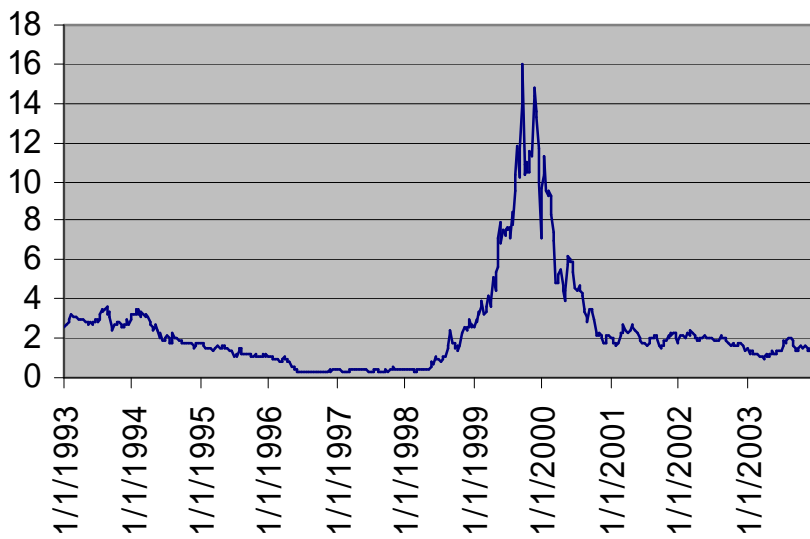






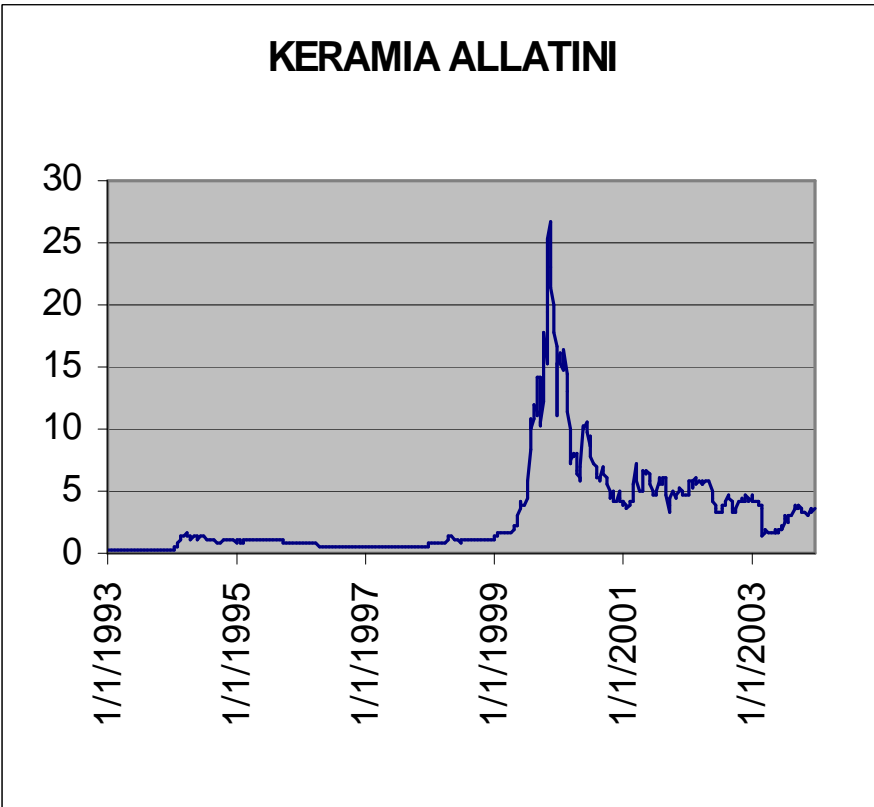
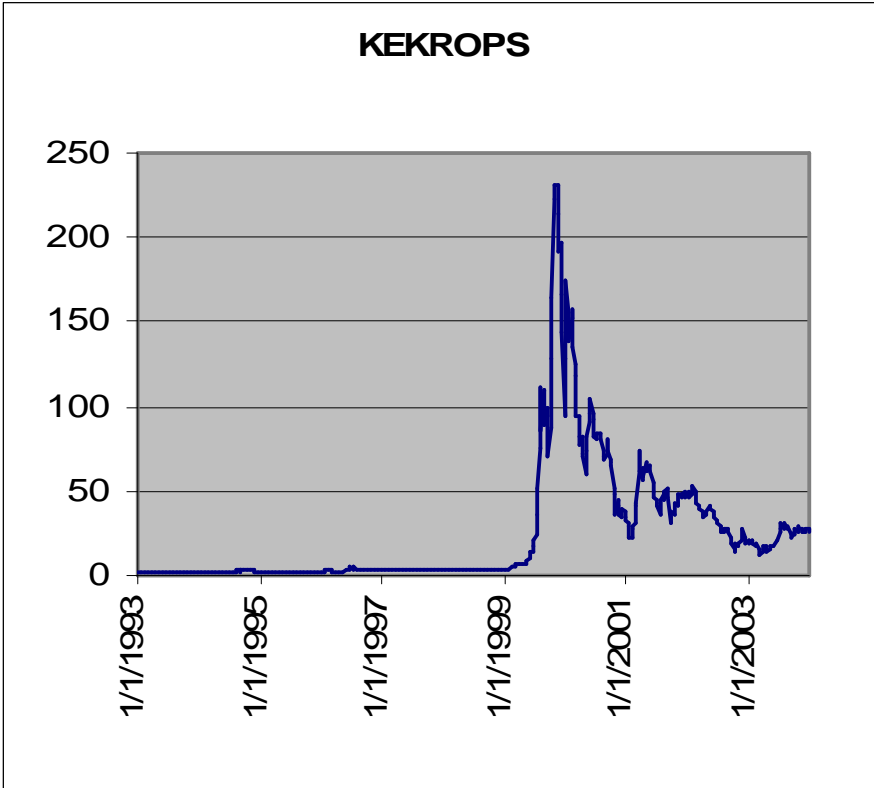


J BOUTARIS & SON HLDG

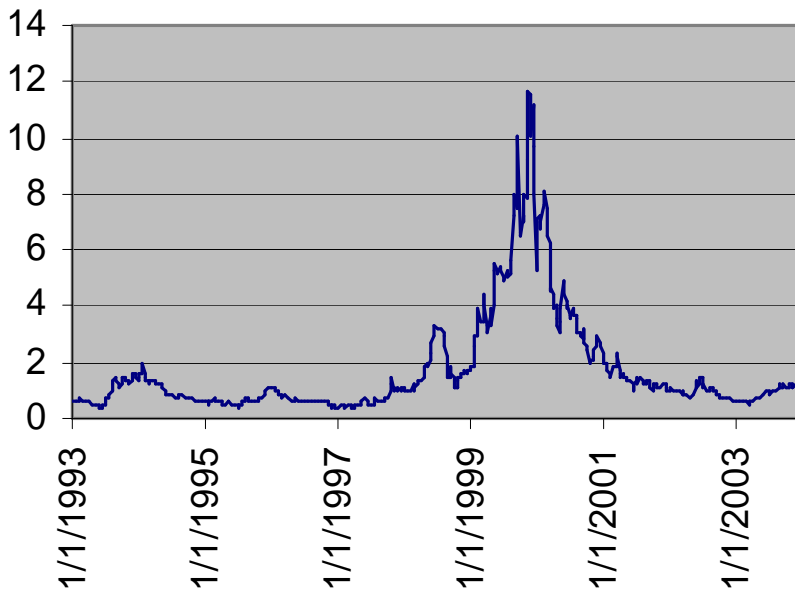


KARELIA TOBACCO CO INC

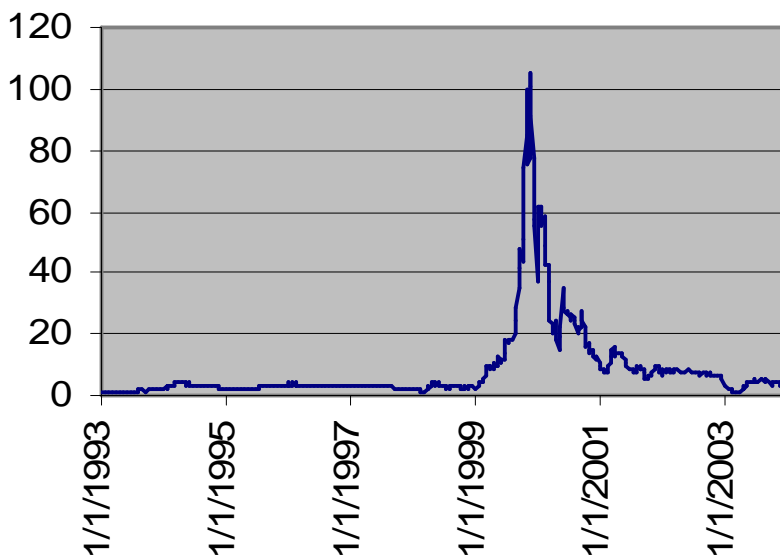




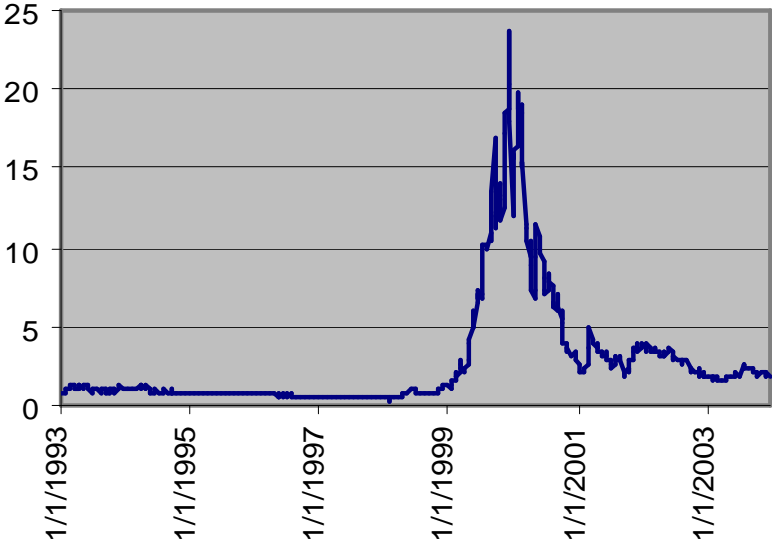
KERANIS HOLDINGS



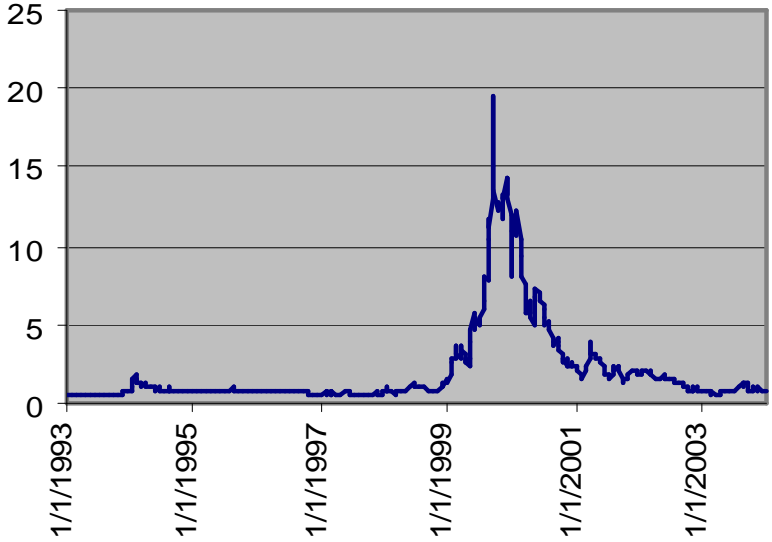
KLONATEX GROUP OF COS CR



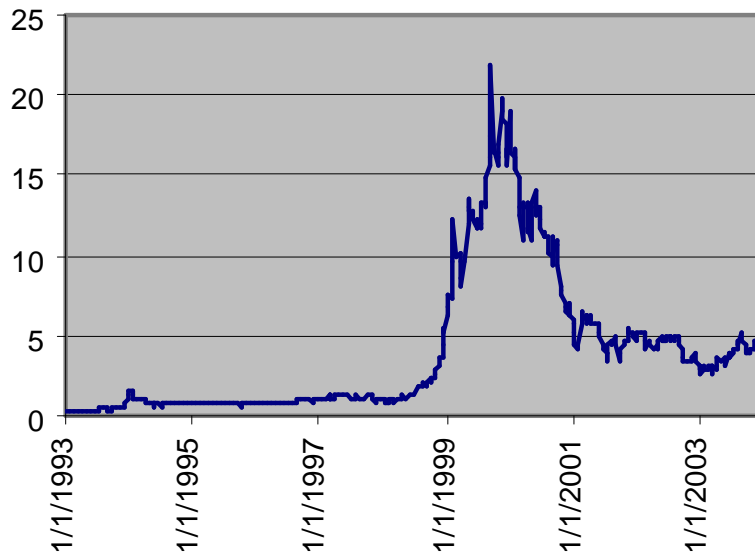
LANAKAM(CB)



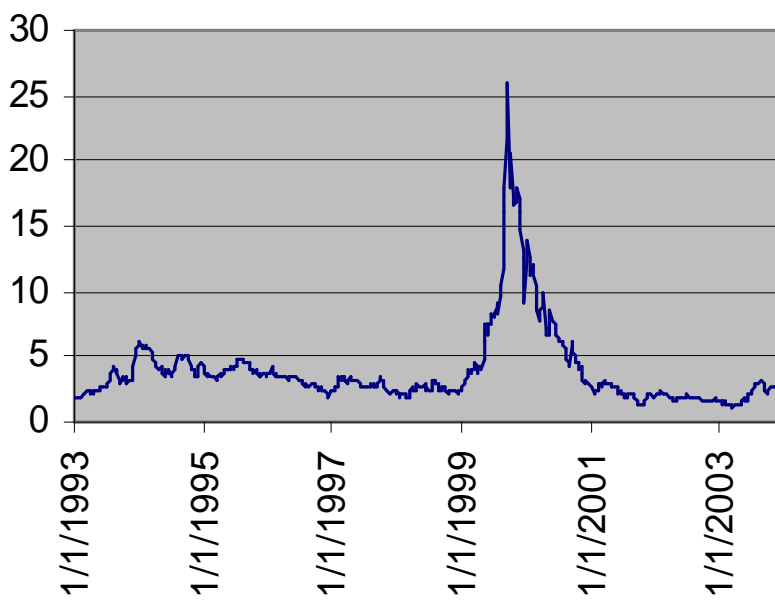
LEV EDERIS



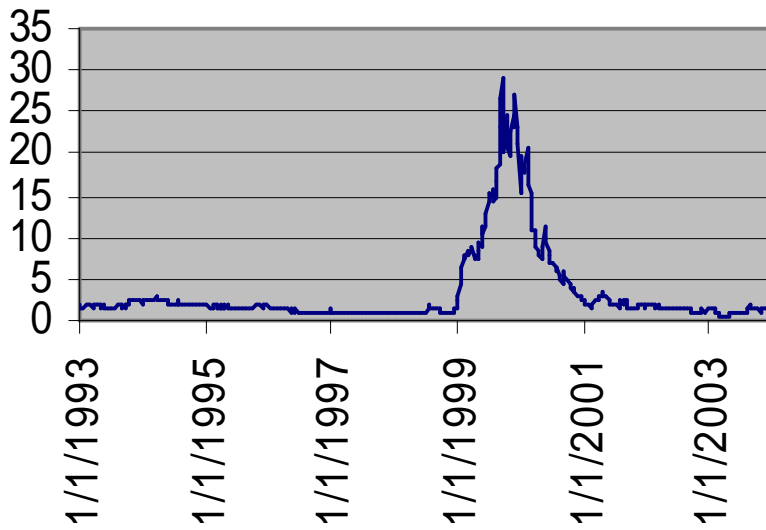
METKA



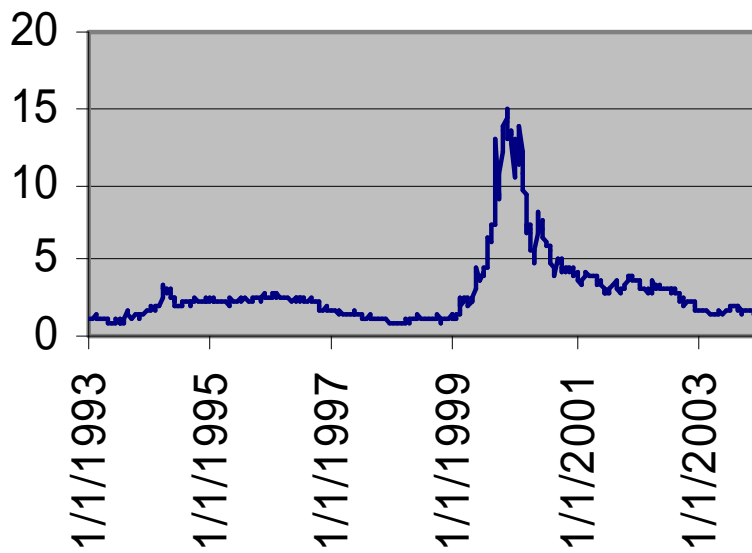
MICHANIKI

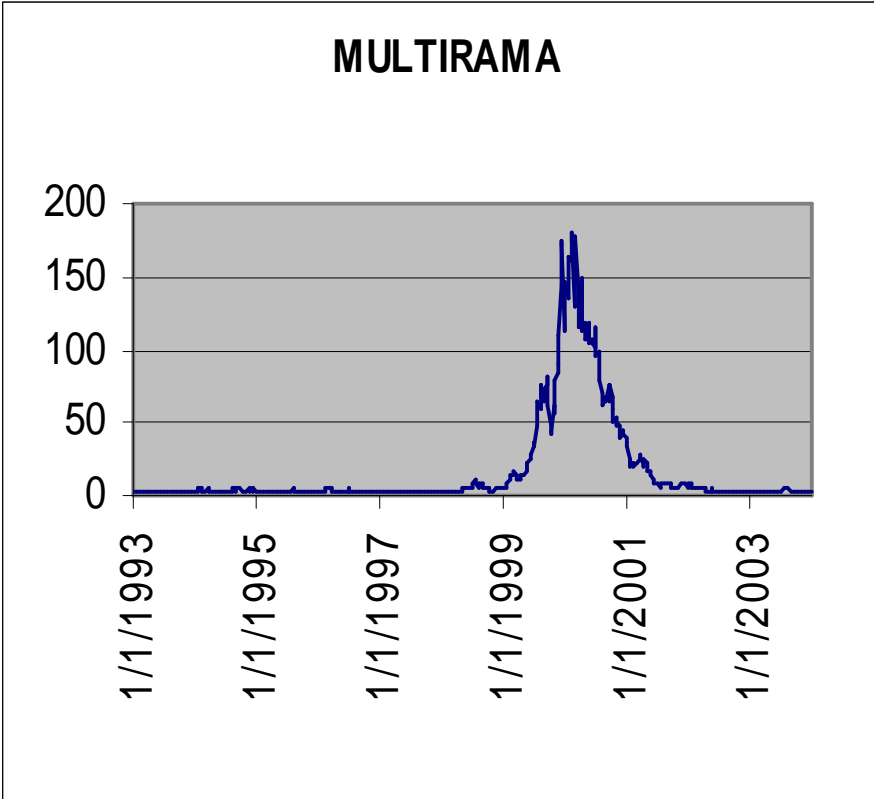


MICROMEDIA BRITANIA

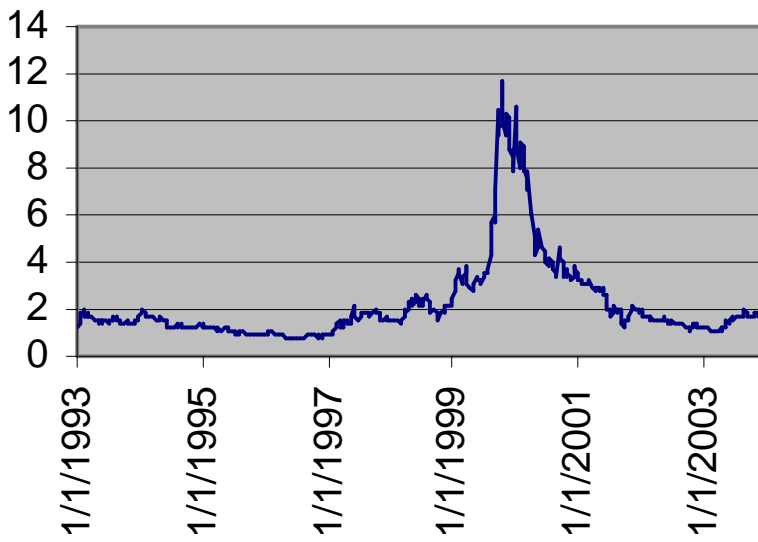


MOUZAKIS

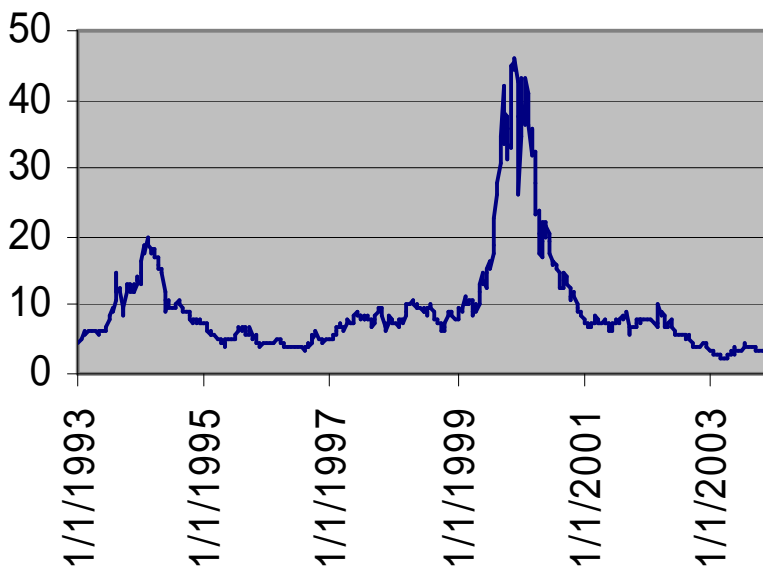




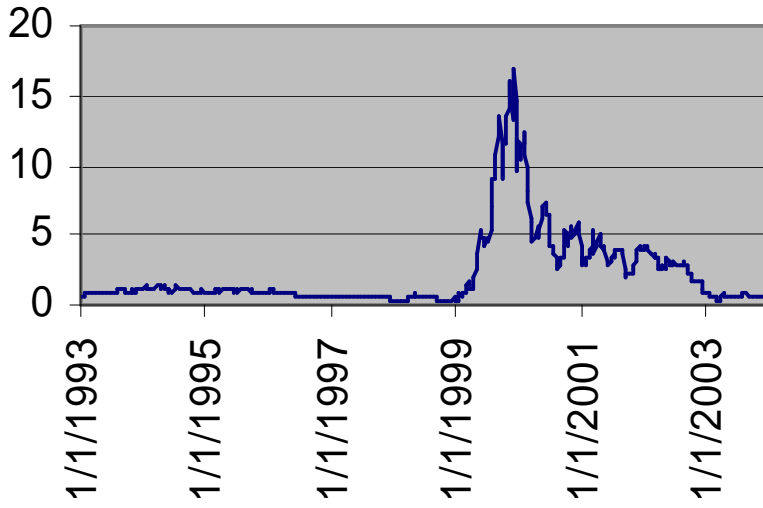
NATIONAL INVESTMENT CO



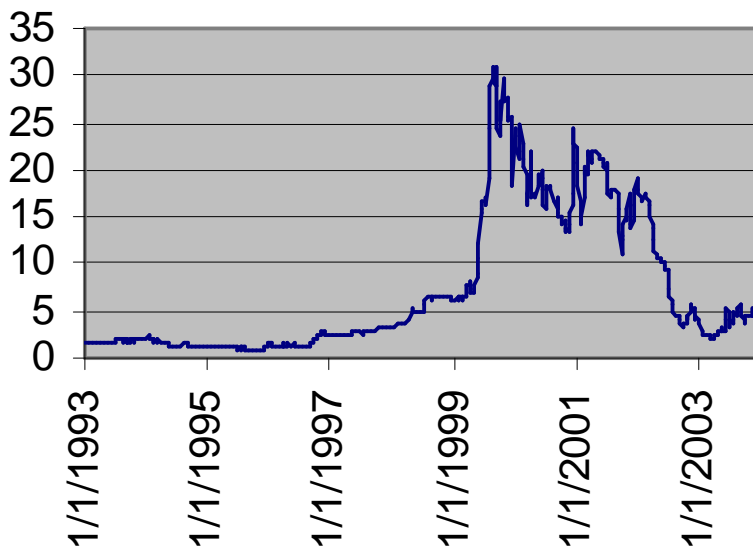
NEXANS HELLAS



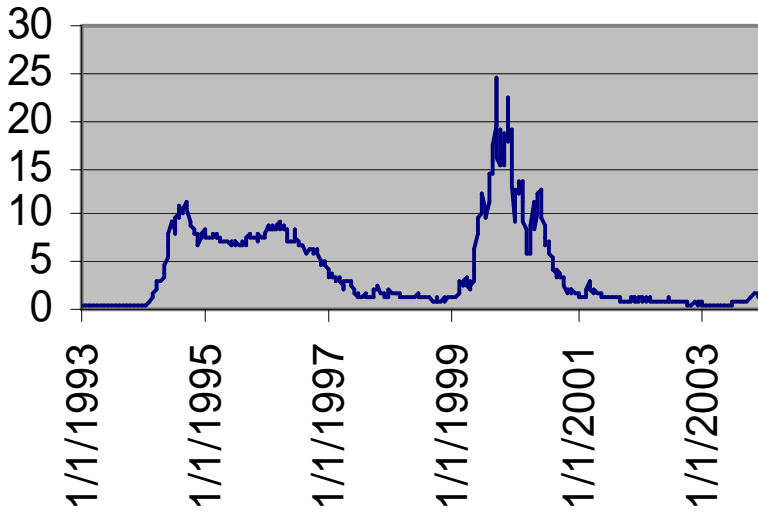
O DARING SAIN



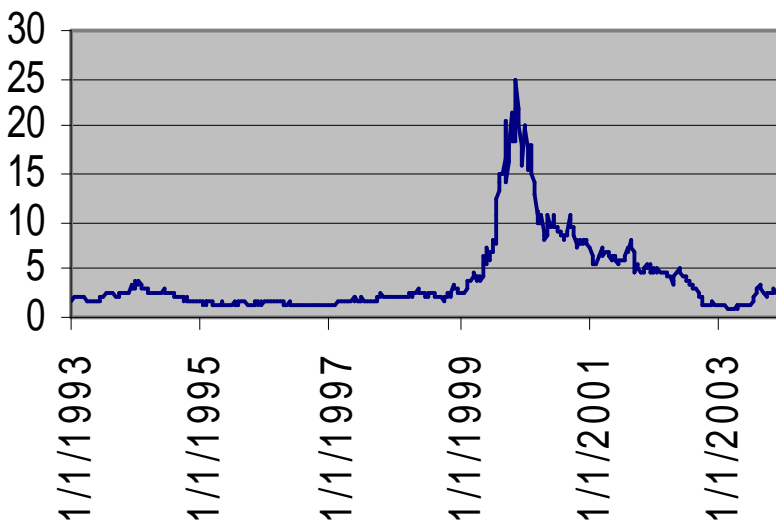
PHOENIX METROLIFE

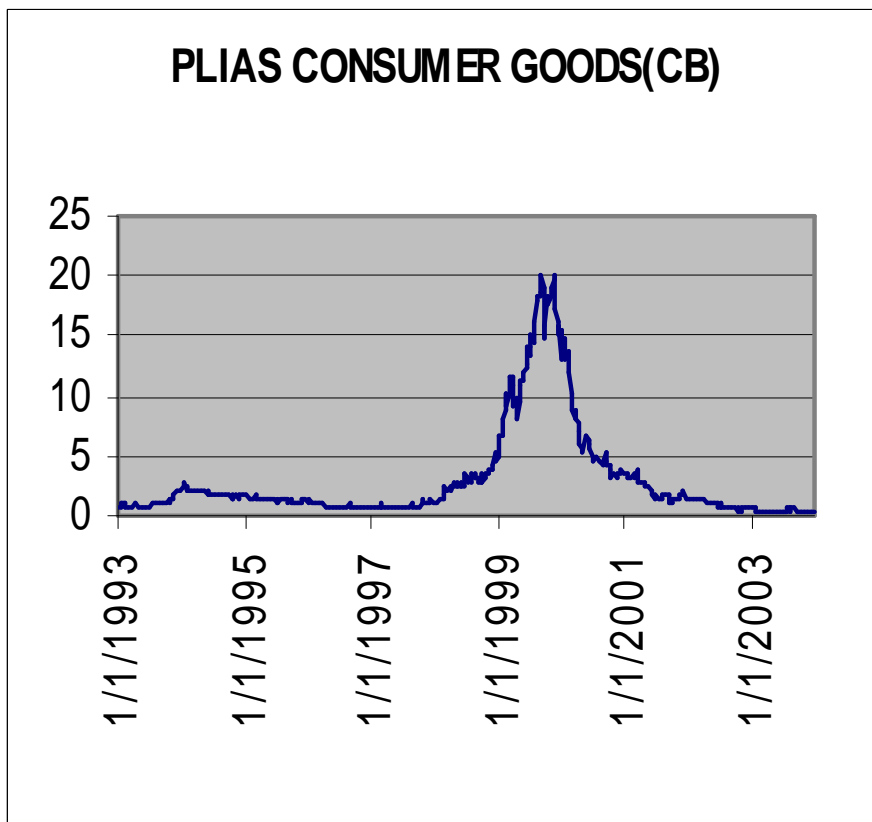
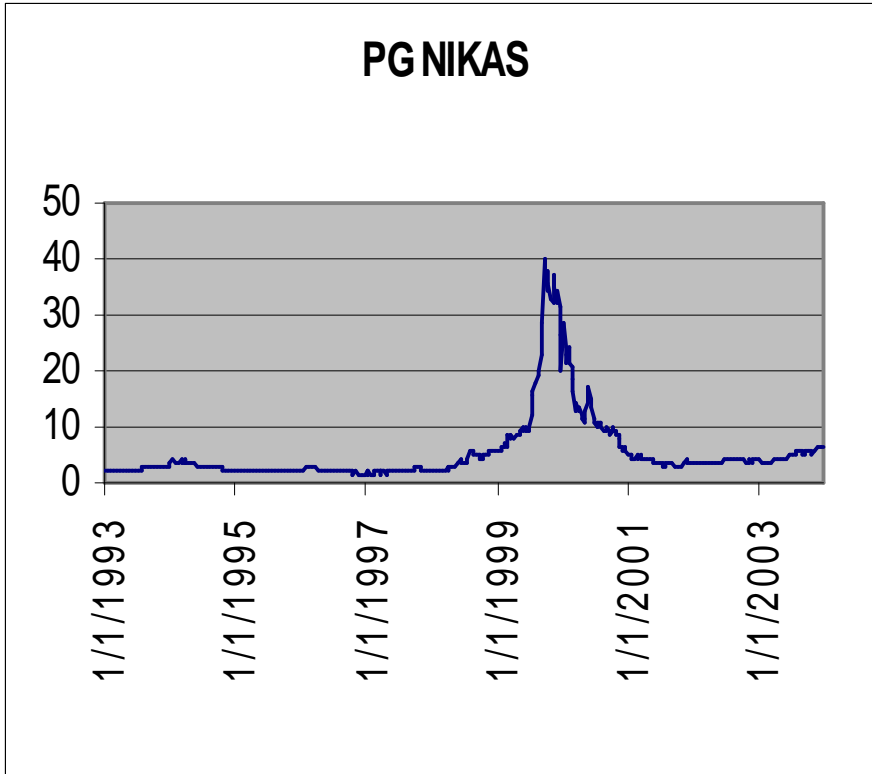


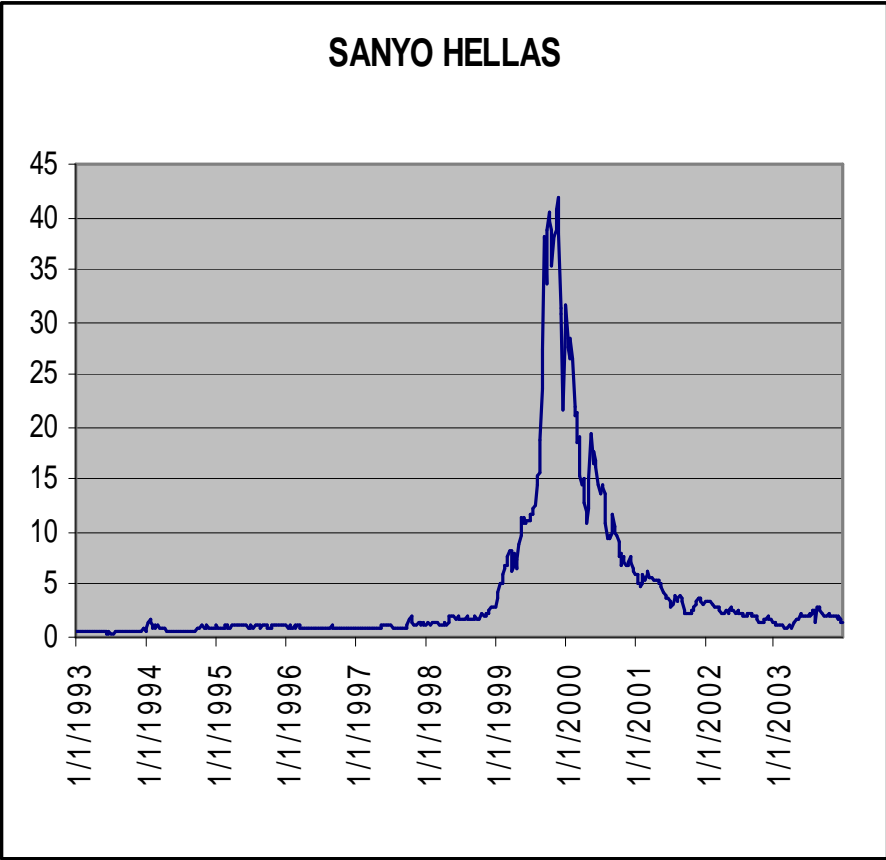
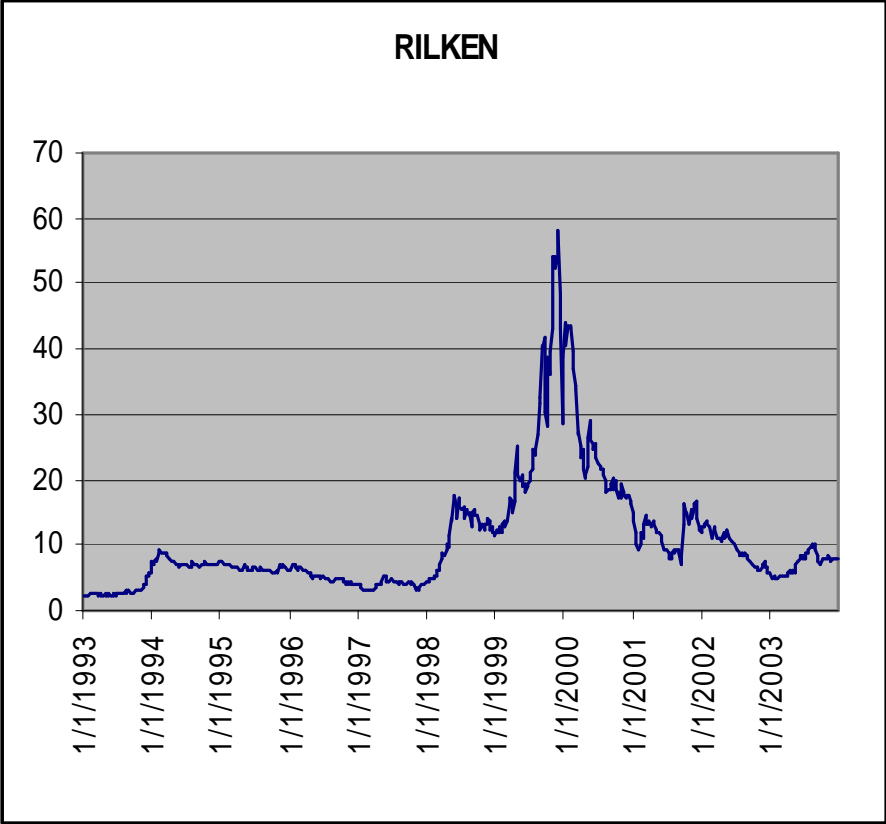
PARNASSOS ENTERPRISES SA

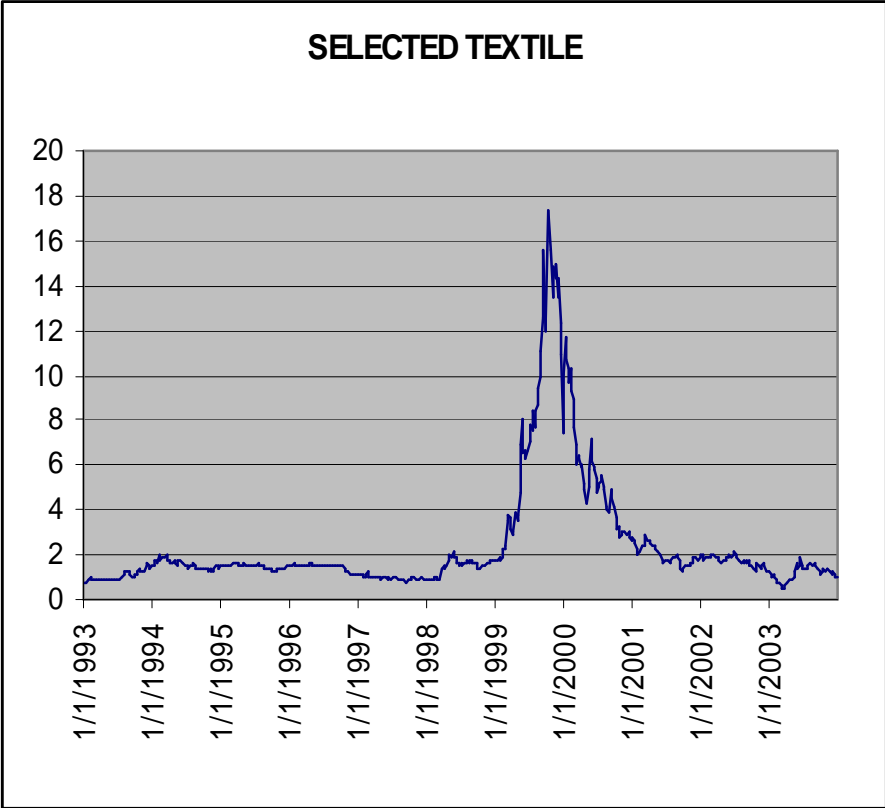
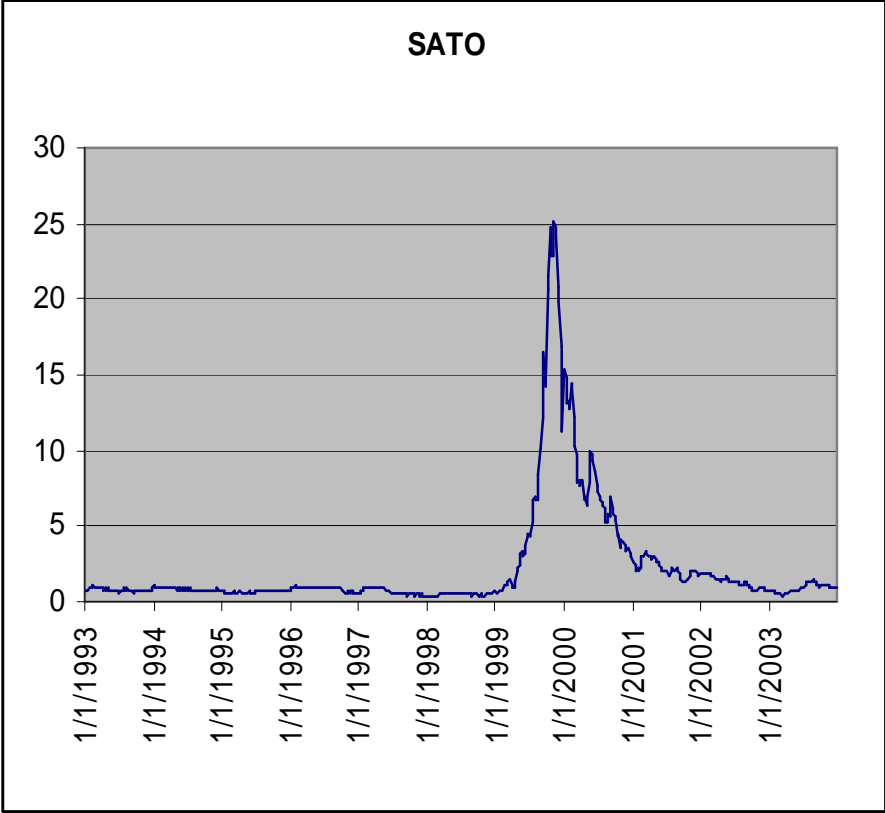


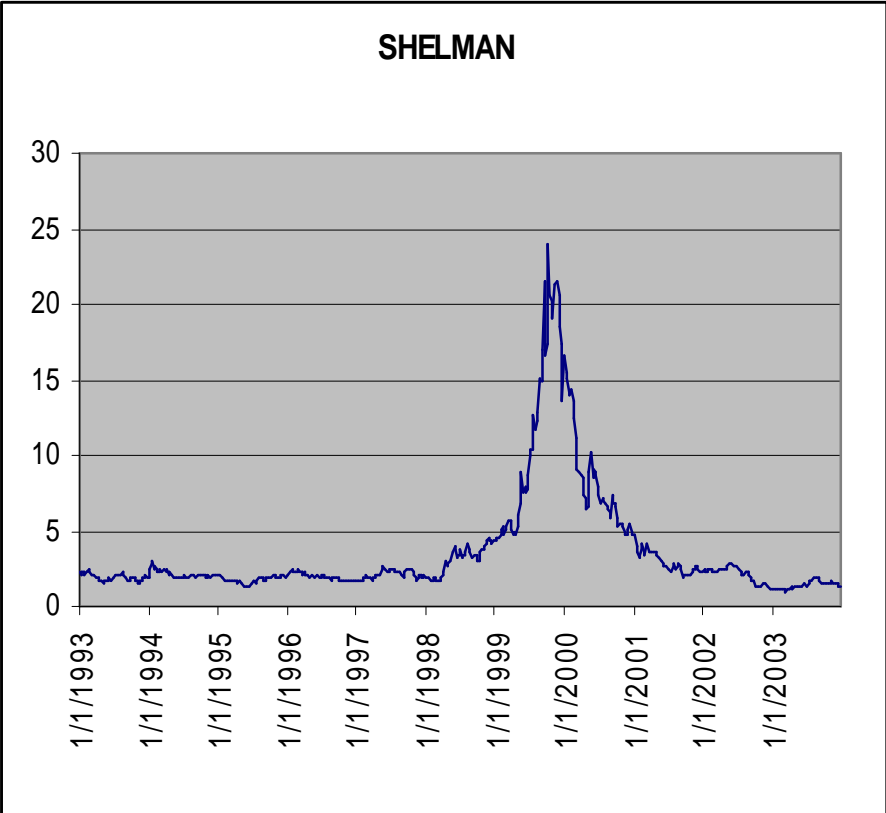
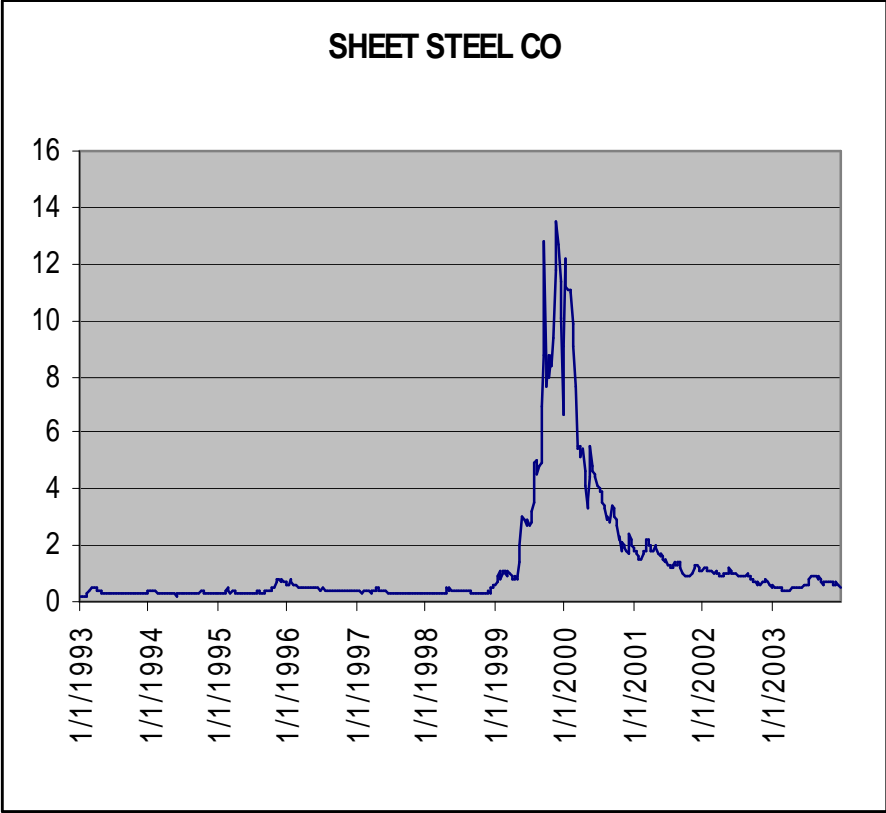
PETZETAKIS

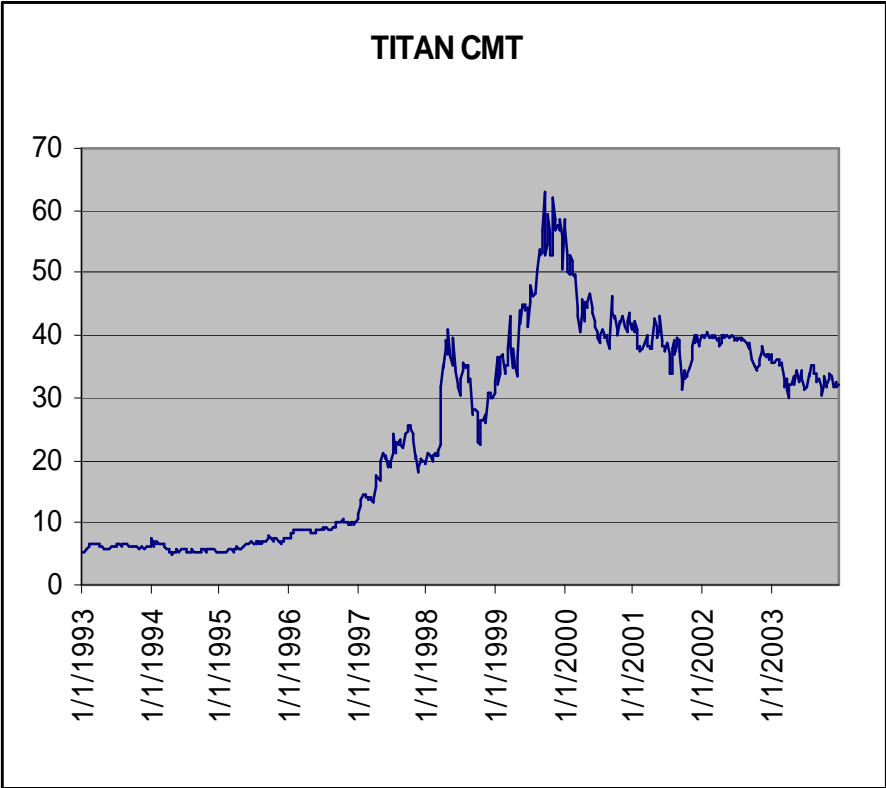
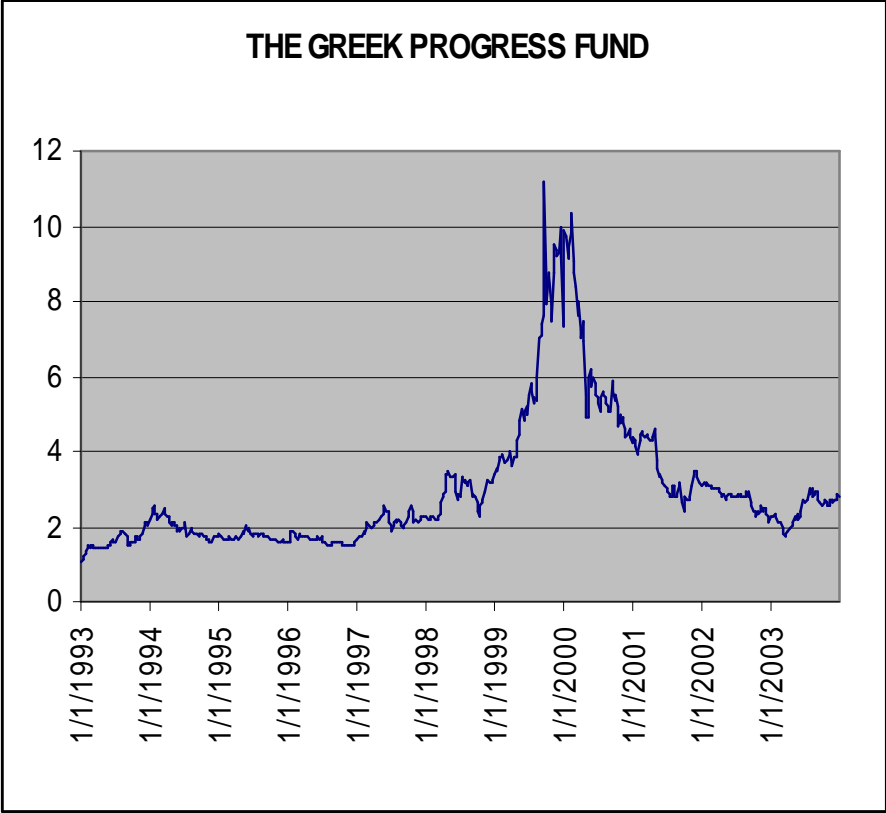


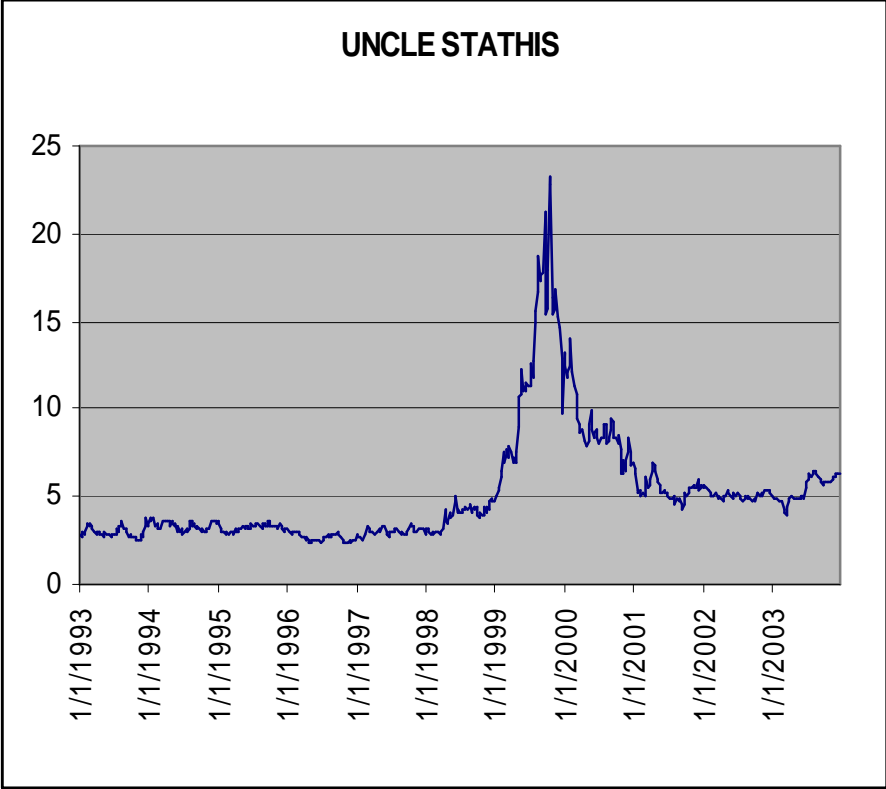


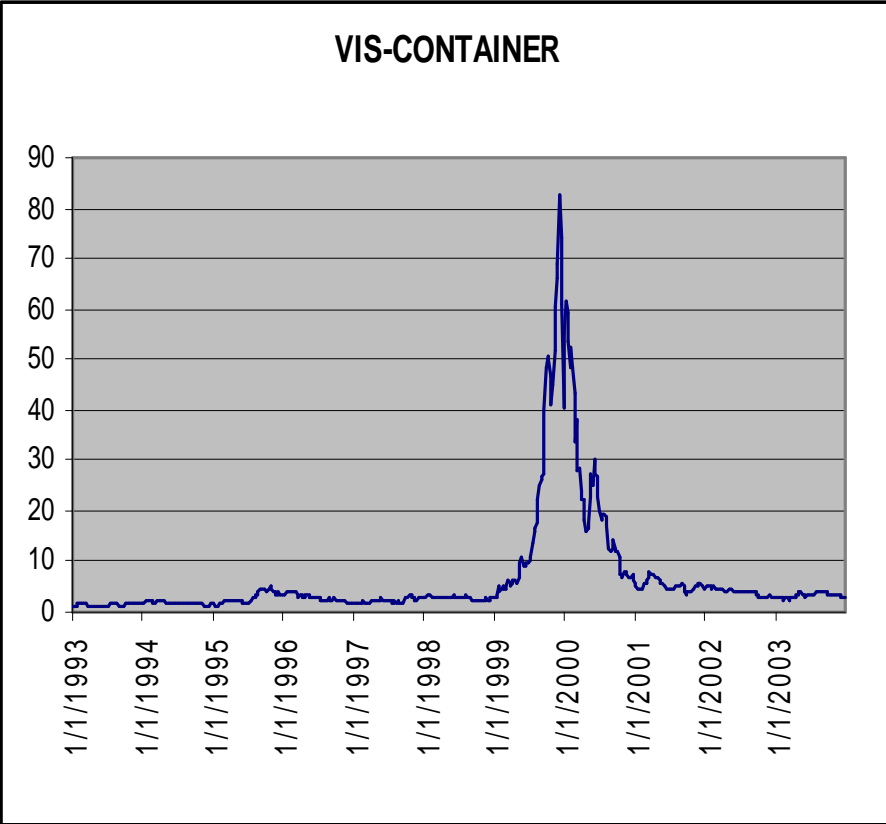
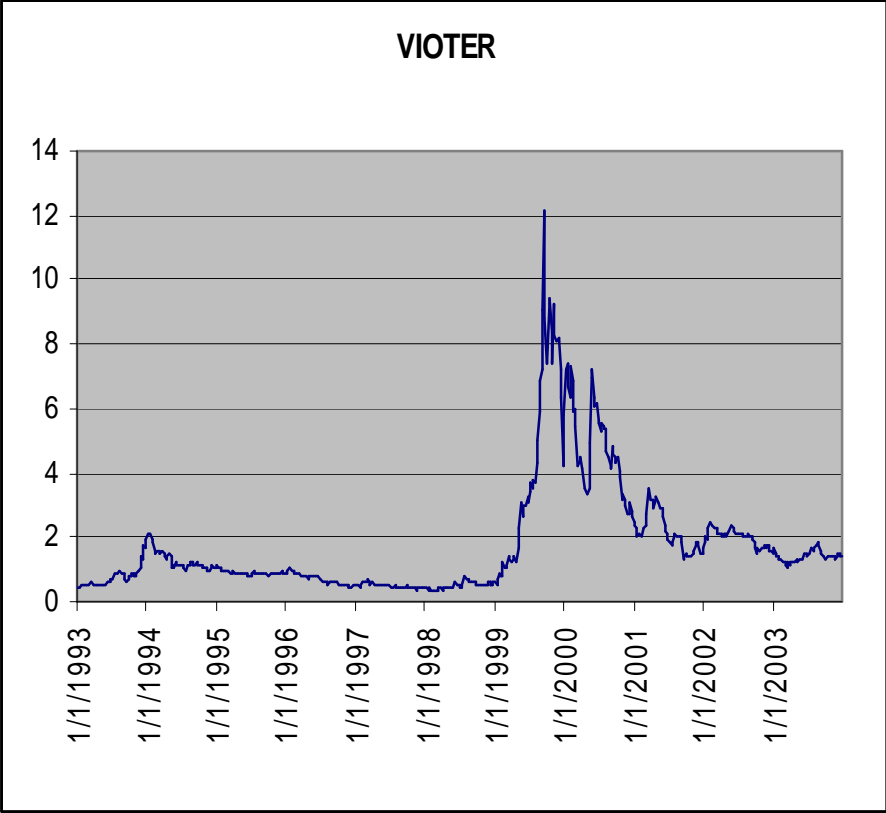


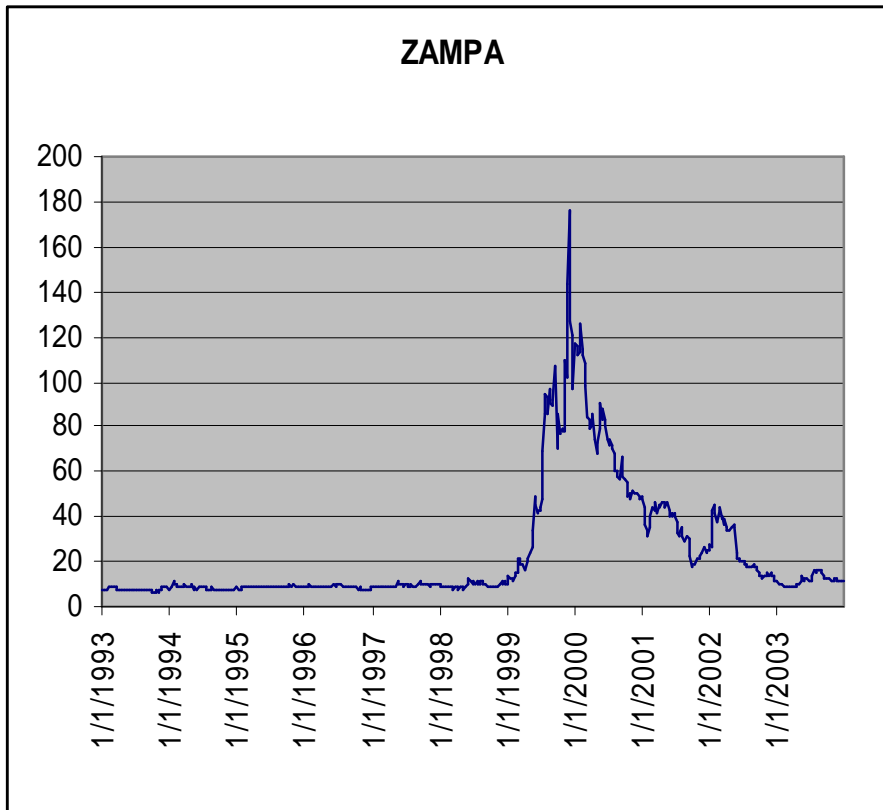
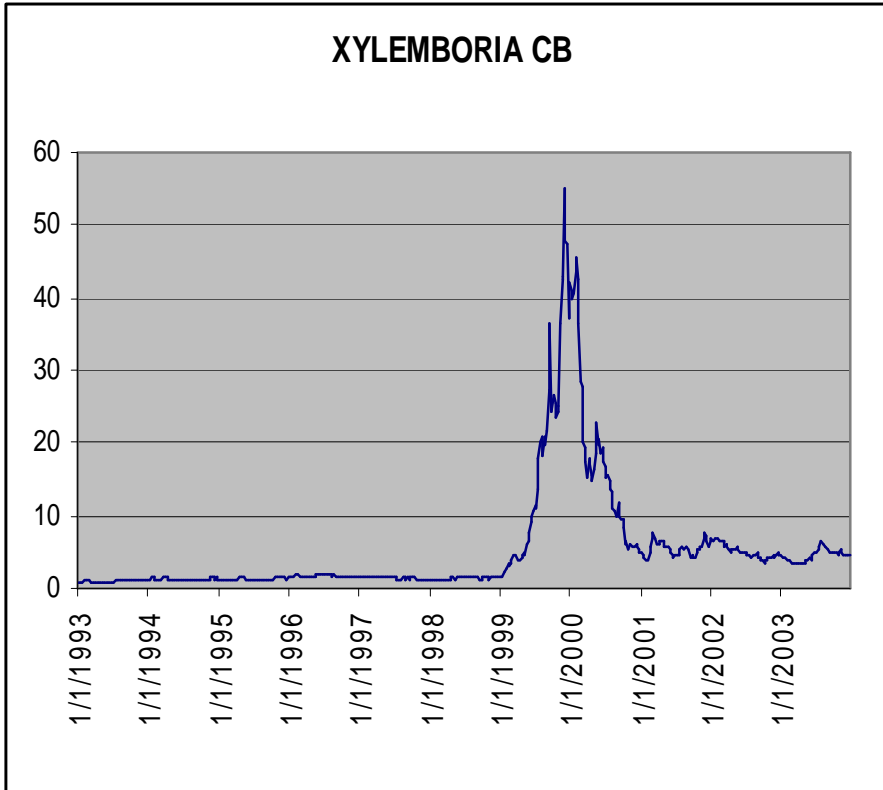


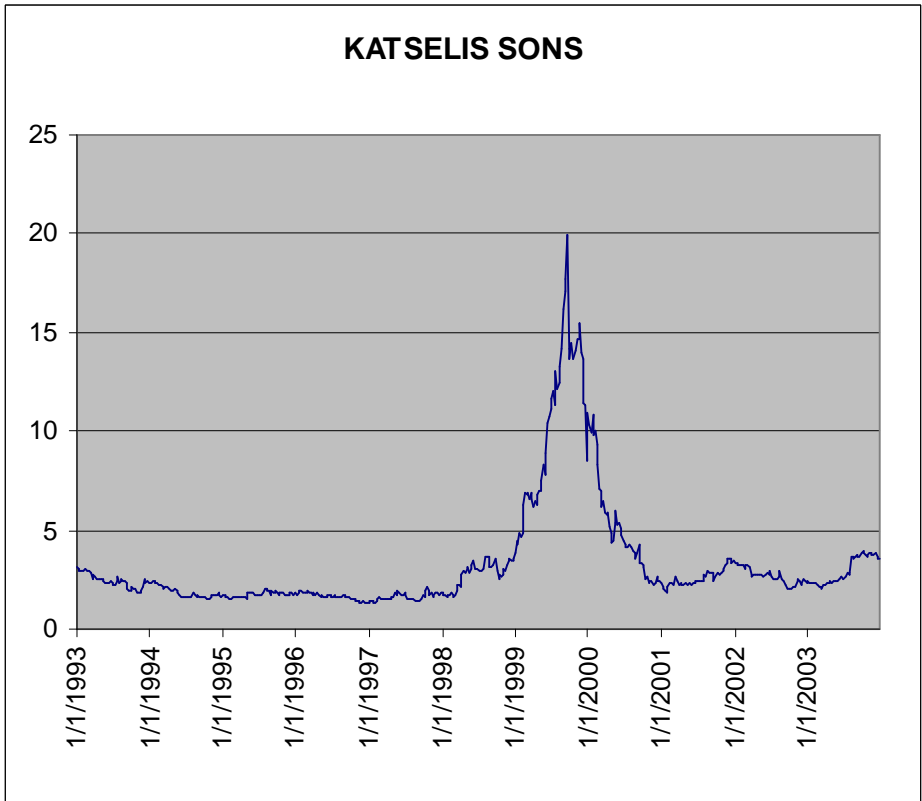
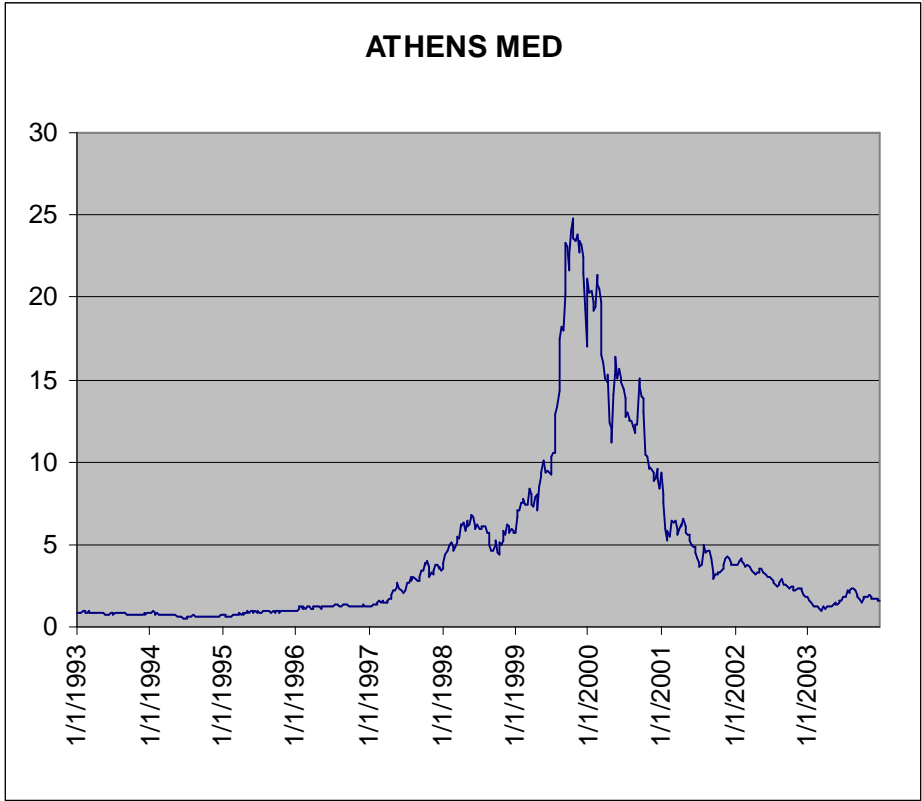












ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ

Διαστρωματικές Παλινδρομήσεις (Second Pass Regressions)

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 1993

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.080324	0.022948	3.500238	0.0008
BETA F1	-0.049225	0.806038	-0.061070	0.9515
BETA F2	-0.860335	0.743122	-1.157732	0.2507
R-squared	0.203151	Mean dependent var		0.095602
Adjusted R-squared	-0.030251	S.D. dependent var		0.129399
S.E. of regression	0.129609	Akaike info criterion		-1.210406
Sum squared resid	1.243090	Schwarz criterion		-1.119089
Log likelihood	49.60063	F-statistic		0.876872
Durbin-Watson stat	2.214647	Prob(F-statistic)		0.420360

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 1993

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.042980	0.021011	-2.045555	0.0444
BETA F1	-0.469150	0.738015	-0.635692	0.5269
BETA F2	0.063008	0.680408	0.092603	0.9265
R-squared	0.060033	Mean dependent var		-0.032850
Adjusted R-squared	-0.020831	S.D. dependent var		0.117454
S.E. of regression	0.118671	Akaike info criterion		-1.386741
Sum squared resid	1.042129	Schwarz criterion		-1.295424
Log likelihood	56.38952	F-statistic		0.224570
Durbin-Watson stat	1.643983	Prob(F-statistic)		0.799402

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 1993

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.041107	0.022637	1.815950	0.0734
BETA F1	0.737943	0.795092	0.928123	0.3564
BETA F2	1.145933	0.733030	1.563284	0.1223
R-squared	0.171849	Mean dependent var		0.004759
Adjusted R-squared	0.096764	S.D. dependent var		0.130947
S.E. of regression	0.127849	Akaike info criterion		-1.237753
Sum squared resid	1.209556	Schwarz criterion		-1.146436
Log likelihood	50.65349	F-statistic		2.864216
Durbin-Watson stat	1.791921	Prob(F-statistic)		0.063370

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 1993

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003747	0.021761	0.172169	0.8638
BETA F1	-1.267040	0.764340	-1.657692	0.1016
BETA F2	1.244688	0.704678	1.766322	0.0815
R-squared	0.352111	Mean dependent var		0.013486
Adjusted R-squared	0.126492	S.D. dependent var		0.124565
S.E. of regression	0.122904	Akaike info criterion		-1.316644
Sum squared resid	1.117800	Schwarz criterion		-1.225327
Log likelihood	53.69079	F-statistic		2.034108
Durbin-Watson stat	2.279402	Prob(F-statistic)		0.138047

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 1994

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.037858	0.028315	-1.337022	0.1853
BETA F1	0.059920	0.994540	0.060249	0.9521
BETA F2	0.035542	0.916909	0.038763	0.9692
R-squared	0.074121	Mean dependent var		-0.039866
Adjusted R-squared	-0.026902	S.D. dependent var		0.157811
S.E. of regression	0.159920	Akaike info criterion		-0.790108
Sum squared resid	1.892499	Schwarz criterion		-0.698791
Log likelihood	33.41916	F-statistic		0.004493
Durbin-Watson stat	1.927721	Prob(F-statistic)		0.995517

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 1994

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.158807	0.019968	-7.952993	0.0000
BETA F1	0.309232	0.701372	0.440896	0.6606
BETA F2	-0.405588	0.646625	-0.627238	0.5324
R-squared	0.045726	Mean dependent var		-0.159515
Adjusted R-squared	-0.021147	S.D. dependent var		0.111605
S.E. of regression	0.112779	Akaike info criterion		-1.488593
Sum squared resid	0.941212	Schwarz criterion		-1.397276
Log likelihood	60.31084	F-statistic		0.213065
Durbin-Watson stat	1.793567	Prob(F-statistic)		0.808598

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 1994

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.037525	0.021028	1.784533	0.0784
BETA F1	-0.555723	0.738594	-0.752407	0.4542
BETA F2	0.544160	0.680941	0.799128	0.4268
R-squared	0.111259	Mean dependent var		0.041826
Adjusted R-squared	-0.085566	S.D. dependent var		0.117850
S.E. of regression	0.118764	Akaike info criterion		-1.385173
Sum squared resid	1.043764	Schwarz criterion		-1.293855
Log likelihood	56.32914	F-statistic		0.417555
Durbin-Watson stat	2.236279	Prob(F-statistic)		0.660197

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 1994

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034886	0.024094	-1.447904	0.1519
BETA F1	-0.073182	0.846286	-0.086474	0.9313
BETA F2	0.648407	0.780228	0.831049	0.4086
R-squared	0.310570	Mean dependent var		-0.043776
Adjusted R-squared	-0.116171	S.D. dependent var		0.134994
S.E. of regression	0.136081	Akaike info criterion		-1.112954
Sum squared resid	1.370332	Schwarz criterion		-1.021637
Log likelihood	45.84871	F-statistic		0.395264
Durbin-Watson stat	1.834763	Prob(F-statistic)		0.674915

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 1995

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.019016	0.021100	-0.901234	0.3704
BETA F1	0.228784	0.741119	0.308700	0.7584
BETA F2	0.043576	0.683270	0.063775	0.9493
R-squared	0.081965	Mean dependent var		-0.025174
Adjusted R-squared	-0.025009	S.D. dependent var		0.117707
S.E. of regression	0.119170	Akaike info criterion		-1.378346
Sum squared resid	1.050914	Schwarz criterion		-1.287029
Log likelihood	56.06632	F-statistic		0.072840
Durbin-Watson stat	2.090643	Prob(F-statistic)		0.929816

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 1995

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022955	0.021936	-1.046431	0.2988
BETA F1	-0.785570	0.770499	-1.019560	0.3113
BETA F2	1.233525	0.710356	1.736489	0.0866
R-squared	0.040104	Mean dependent var		-0.024489
Adjusted R-squared	0.014161	S.D. dependent var		0.124781
S.E. of regression	0.123894	Akaike info criterion		-1.300593
Sum squared resid	1.135886	Schwarz criterion		-1.209276
Log likelihood	53.07283	F-statistic		1.545834
Durbin-Watson stat	2.368084	Prob(F-statistic)		0.219937

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 1995

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.028846	0.021960	1.313556	0.1931
BETA F1	-0.225538	0.771334	-0.292400	0.7708
BETA F2	-0.685489	0.711126	-0.963949	0.3382
R-squared	0.220870	Mean dependent var		0.045452
Adjusted R-squared	-0.105593	S.D. dependent var		0.123683
S.E. of regression	0.124029	Akaike info criterion		-1.298426
Sum squared resid	1.138350	Schwarz criterion		-1.207109
Log likelihood	52.98942	F-statistic		0.788633
Durbin-Watson stat	2.026759	Prob(F-statistic)		0.458248

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 1995

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.077929	0.019722	3.951323	0.0002
BETA F1	1.191967	0.692735	1.720668	0.0895
BETA F2	1.145242	0.638662	1.793188	0.0770
R-squared	0.130630	Mean dependent var		0.030790
Adjusted R-squared	0.107133	S.D. dependent var		0.117884
S.E. of regression	0.111390	Akaike info criterion		-1.513373
Sum squared resid	0.918175	Schwarz criterion		-1.422056
Log likelihood	61.26487	F-statistic		5.559537
Durbin-Watson stat	1.919811	Prob(F-statistic)		0.005631

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 1996

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.016737	0.022496	-0.744026	0.4592
BETA F1	-0.444788	0.790148	-0.562917	0.5752
BETA F2	-0.313387	0.728471	-0.430198	0.6683
R-squared	0.211939	Mean dependent var		-0.001016
Adjusted R-squared	-0.114766	S.D. dependent var		0.126126
S.E. of regression	0.127054	Akaike info criterion		-1.250228
Sum squared resid	1.194560	Schwarz criterion		-1.158911
Log likelihood	51.13379	F-statistic		0.447064
Durbin-Watson stat	1.986363	Prob(F-statistic)		0.641219

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 1996

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022902	0.018786	-1.219096	0.2267
BETA F1	0.212896	0.659848	0.322644	0.7479
BETA F2	0.420358	0.608343	0.690989	0.4917
R-squared	0.212966	Mean dependent var		-0.034860
Adjusted R-squared	-0.130711	S.D. dependent var		0.105382
S.E. of regression	0.106102	Akaike info criterion		-1.610648
Sum squared resid	0.833066	Schwarz criterion		-1.519331
Log likelihood	65.00996	F-statistic		0.486032
Durbin-Watson stat	1.913149	Prob(F-statistic)		0.617012

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 1996

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	-0.029131	0.022394	-1.300863	0.1973
BETA F1	-0.972988	0.786560	-1.237016	0.2200
BETA F2	-0.157619	0.725164	-0.217357	0.8285
R-squared	0.296091	Mean dependent var		-0.003396
Adjusted R-squared	0.243466	S.D. dependent var		0.126697
S.E. of regression	0.126477	Akaike info criterion		-1.259331
Sum squared resid	1.183736	Schwarz criterion		-1.168014
Log likelihood	51.48423	F-statistic		1.132170
Durbin-Watson stat	2.150996	Prob(F-statistic)		0.327852

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 1996

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.106059	0.021286	-4.982504	0.0000
BETA F1	-0.807740	0.747666	-1.080348	0.2835
BETA F2	-0.067687	0.689306	-0.098196	0.9220
R-squared	0.201963	Mean dependent var		-0.085730
Adjusted R-squared	0.156498	S.D. dependent var		0.119894
S.E. of regression	0.120223	Akaike info criterion		-1.360755
Sum squared resid	1.069564	Schwarz criterion		-1.269438
Log likelihood	55.38906	F-statistic		0.792230
Durbin-Watson stat	1.965761	Prob(F-statistic)		0.456636

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 1997

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.039739	0.024739	1.606357	0.1125
BETA F1	-0.860088	0.868934	-0.989820	0.3255
BETA F2	-0.902259	0.801107	-1.126265	0.2637
R-squared	0.091747	Mean dependent var		0.074998
Adjusted R-squared	0.076118	S.D. dependent var		0.141584
S.E. of regression	0.139722	Akaike info criterion		-1.060135
Sum squared resid	1.444656	Schwarz criterion		-0.968818
Log likelihood	43.81521	F-statistic		2.019107
Durbin-Watson stat	2.210423	Prob(F-statistic)		0.140024

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 1997

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021102	0.024914	0.846980	0.3997
BETA F1	-0.794968	0.875098	-0.908433	0.3666
BETA F2	1.361724	0.806791	1.687828	0.0957
R-squared	0.137459	Mean dependent var		0.017690
Adjusted R-squared	0.111444	S.D. dependent var		0.141526
S.E. of regression	0.140714	Akaike info criterion		-1.045997
Sum squared resid	1.465226	Schwarz criterion		-0.954680
Log likelihood	43.27087	F-statistic		1.439917
Durbin-Watson stat	1.768363	Prob(F-statistic)		0.243508

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 1997

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021210	0.023202	0.914144	0.3636
BETA F1	-0.660561	0.814962	-0.810542	0.4202
BETA F2	-0.210459	0.751349	-0.280109	0.7802
R-squared	0.315544	Mean dependent var		0.040378
Adjusted R-squared	0.251063	S.D. dependent var		0.130325
S.E. of regression	0.131044	Akaike info criterion		-1.188386
Sum squared resid	1.270767	Schwarz criterion		-1.097069
Log likelihood	48.75285	F-statistic		0.584203
Durbin-Watson stat	1.640083	Prob(F-statistic)		0.560101

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 1997

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.071879	0.024222	-2.967481	0.0040
BETA F1	-0.234207	0.850794	-0.275281	0.7839
BETA F2	0.861643	0.784383	1.098498	0.2755
R-squared	0.316786	Mean dependent var		-0.080435
Adjusted R-squared	0.259788	S.D. dependent var		0.136141
S.E. of regression	0.136806	Akaike info criterion		-1.102330
Sum squared resid	1.384967	Schwarz criterion		-1.011013
Log likelihood	45.43970	F-statistic		0.631679
Durbin-Watson stat	1.946416	Prob(F-statistic)		0.534541

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 1998

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.078816	0.024081	3.273000	0.0016
BETA F1	0.669310	0.845821	0.791314	0.4313
BETA F2	-1.204923	0.779799	-1.545172	0.1266
R-squared	0.131427	Mean dependent var		0.082647
Adjusted R-squared	0.085250	S.D. dependent var		0.136364
S.E. of regression	0.136006	Akaike info criterion		-1.114053
Sum squared resid	1.368826	Schwarz criterion		-1.022736
Log likelihood	45.89103	F-statistic		1.200545
Durbin-Watson stat	1.825605	Prob(F-statistic)		0.306825

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 1998

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.053995	0.027459	1.966374	0.0530
BETA F1	-0.293757	0.964493	-0.304571	0.7615
BETA F2	0.133640	0.889207	0.150291	0.8809
R-squared	0.128456	Mean dependent var		0.058794
Adjusted R-squared	0.075737	S.D. dependent var		0.153130
S.E. of regression	0.155088	Akaike info criterion		-0.851465
Sum squared resid	1.779873	Schwarz criterion		-0.760147
Log likelihood	35.78139	F-statistic		0.046519
Durbin-Watson stat	1.966883	Prob(F-statistic)		0.954574

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 1998

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.055748	0.025264	-2.206578	0.0304
BETA F1	-0.235359	0.887393	-0.265226	0.7916
BETA F2	0.170729	0.818126	0.208682	0.8353
R-squared	0.051088	Mean dependent var		-0.052947
Adjusted R-squared	0.025910	S.D. dependent var		0.140877
S.E. of regression	0.142691	Akaike info criterion		-1.018092
Sum squared resid	1.506688	Schwarz criterion		-0.926775
Log likelihood	42.19655	F-statistic		0.040304
Durbin-Watson stat	2.237483	Prob(F-statistic)		0.960518

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 1998

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.207250	0.017779	11.65699	0.0000
BETA F1	0.840696	0.624476	1.346242	0.1823
BETA F2	-0.128341	0.575732	-0.222919	0.8242
R-squared	0.126166	Mean dependent var		0.189351
Adjusted R-squared	-0.050153	S.D. dependent var		0.100407
S.E. of regression	0.100414	Akaike info criterion		-1.720842
Sum squared resid	0.746145	Schwarz criterion		-1.629525
Log likelihood	69.25241	F-statistic		0.994170
Durbin-Watson stat	2.126804	Prob(F-statistic)		0.374918

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 1999

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.217209	0.014002	15.51324	0.0000
BETA F1	0.724710	0.491795	1.473602	0.1448
BETA F2	-0.014696	0.453407	-0.032412	0.9742
R-squared	0.034637	Mean dependent var		0.200207
Adjusted R-squared	0.008546	S.D. dependent var		0.079420
S.E. of regression	0.079079	Akaike info criterion		-2.198546
Sum squared resid	0.462763	Schwarz criterion		-2.107229
Log likelihood	87.64402	F-statistic		1.327553
Durbin-Watson stat	1.540028	Prob(F-statistic)		0.271365

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 1999

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.174714	0.021554	8.105835	0.0000
BETA F1	-0.413670	0.757073	-0.546407	0.5864
BETA F2	0.140079	0.697978	0.200693	0.8415
R-squared	0.104048	Mean dependent var		0.182260
Adjusted R-squared	0.042869	S.D. dependent var		0.120367
S.E. of regression	0.121736	Akaike info criterion		-1.335750
Sum squared resid	1.096646	Schwarz criterion		-1.244433
Log likelihood	54.42637	F-statistic		0.150395
Durbin-Watson stat	1.580819	Prob(F-statistic)		0.860631

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 1999

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.069824	0.032941	2.119633	0.0374
BETA F1	0.633181	0.843790	0.750401	0.4554
BETA F2	-0.019613	0.776573	-0.025256	0.9799
R-squared	0.095967	Mean dependent var		0.118768
Adjusted R-squared	0.058815	S.D. dependent var		0.139573
S.E. of regression	0.135407	Akaike info criterion		-1.110519
Sum squared resid	1.338451	Schwarz criterion		-0.988763
Log likelihood	46.75499	F-statistic		2.583095
Durbin-Watson stat	2.045197	Prob(F-statistic)		0.059792

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 1999

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005451	0.025712	0.211991	0.8327
BETA F1	-0.025914	0.903132	-0.028693	0.9772
BETA F2	1.431262	0.832637	1.718951	0.0898
R-squared	0.046754	Mean dependent var		-0.017400
Adjusted R-squared	0.020990	S.D. dependent var		0.146770
S.E. of regression	0.145222	Akaike info criterion		-0.982931
Sum squared resid	1.560609	Schwarz criterion		-0.891613
Log likelihood	40.84282	F-statistic		1.814726
Durbin-Watson stat	1.887129	Prob(F-statistic)		0.170056

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 2000

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.218698	0.014972	-14.60747	0.0000
BETA F1	-0.894043	0.525870	-1.700123	0.0933
BETA F2	0.598921	0.484822	1.235342	0.2206
R-squared	0.041163	Mean dependent var	-0.207246	
Adjusted R-squared	0.015248	S.D. dependent var	0.085211	
S.E. of regression	0.084559	Akaike info criterion	-2.064561	
Sum squared resid	0.529112	Schwarz criterion	-1.973244	
Log likelihood	82.48560	F-statistic	1.588400	
Durbin-Watson stat	1.743035	Prob(F-statistic)	0.211136	

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 2000

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.193325	0.014427	-13.40004	0.0000
BETA F1	-0.604581	0.506746	-1.193066	0.2367
BETA F2	-0.036648	0.467191	-0.078443	0.9377
R-squared	0.224849	Mean dependent var	-0.178339	
Adjusted R-squared	-0.153907	S.D. dependent var	0.081422	
S.E. of regression	0.081484	Akaike info criterion	-2.138649	
Sum squared resid	0.491329	Schwarz criterion	-2.047332	
Log likelihood	85.33797	F-statistic	0.942837	
Durbin-Watson stat	2.247429	Prob(F-statistic)	0.394150	

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 2000

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.106726	0.024821	-4.299864	0.0001
BETA F1	0.995645	0.871813	1.142040	0.2571
BETA F2	-0.855541	0.803762	-1.064420	0.2906
R-squared	0.223033	Mean dependent var		-0.116388
Adjusted R-squared	-0.145091	S.D. dependent var		0.139900
S.E. of regression	0.140185	Akaike info criterion		-1.053519
Sum squared resid	1.454246	Schwarz criterion		-0.962202
Log likelihood	43.56048	F-statistic		0.845192
Durbin-Watson stat	1.850123	Prob(F-statistic)		0.433578

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 2000

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.199947	0.020353	-9.823995	0.0000
BETA F1	-0.670051	0.714883	-0.937287	0.3517
BETA F2	0.094802	0.659082	0.143839	0.8860
R-squared	0.312957	Mean dependent var		-0.185558
Adjusted R-squared	-0.231720	S.D. dependent var		0.114171
S.E. of regression	0.114952	Akaike info criterion		-1.450430
Sum squared resid	0.977826	Schwarz criterion		-1.359113
Log likelihood	58.84156	F-statistic		0.485689
Durbin-Watson stat	1.951140	Prob(F-statistic)		0.617221

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 2001

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.042740	0.025343	-1.686456	0.0959
BETA F1	-0.322986	0.890154	-0.362842	0.7178
BETA F2	-0.325271	0.820672	-0.396347	0.6930
R-squared	0.263969	Mean dependent var	-0.029721	
Adjusted R-squared	-0.194869	S.D. dependent var	0.141734	
S.E. of regression	0.143135	Akaike info criterion	-1.011879	
Sum squared resid	1.516079	Schwarz criterion	-0.920562	
Log likelihood	41.95735	F-statistic	0.259672	
Durbin-Watson stat	2.100611	Prob(F-statistic)	0.772005	

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 2001

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.140716	0.019160	-7.344412	0.0000
BETA F1	-0.394032	0.672967	-0.585514	0.5600
BETA F2	-0.050133	0.620438	-0.080803	0.9358
R-squared	0.306550	Mean dependent var	-0.130518	
Adjusted R-squared	-0.220300	S.D. dependent var	0.107130	
S.E. of regression	0.108212	Akaike info criterion	-1.571275	
Sum squared resid	0.866521	Schwarz criterion	-1.479958	
Log likelihood	63.49408	F-statistic	0.243958	
Durbin-Watson stat	2.045071	Prob(F-statistic)	0.784149	

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 2001

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051248	0.025050	2.045873	0.0443
BETA F1	-0.218936	0.879850	-0.248833	0.8042
BETA F2	0.229823	0.811172	0.283322	0.7777
R-squared	0.161337	Mean dependent var		0.052689
Adjusted R-squared	0.125654	S.D. dependent var		0.139697
S.E. of regression	0.141478	Akaike info criterion		-1.035165
Sum squared resid	1.481183	Schwarz criterion		-0.943848
Log likelihood	42.85386	F-statistic		0.049541
Durbin-Watson stat	2.082822	Prob(F-statistic)		0.951698

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 2001

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.120602	0.019803	6.090210	0.0000
BETA F1	0.696484	0.695550	1.001342	0.3199
BETA F2	-0.355727	0.641258	-0.554734	0.5807
R-squared	0.213565	Mean dependent var		0.109862
Adjusted R-squared	-0.137095	S.D. dependent var		0.111118
S.E. of regression	0.111843	Akaike info criterion		-1.505262
Sum squared resid	0.925653	Schwarz criterion		-1.413945
Log likelihood	60.95257	F-statistic		0.508809
Durbin-Watson stat	1.703719	Prob(F-statistic)		0.603299

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 2002

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.119517	0.017232	-6.935547	0.0000
BETA F1	-0.069585	0.605280	-0.114964	0.9088
BETA F2	-0.372865	0.558034	-0.668177	0.5061
R-squared	0.318815	Mean dependent var	-0.111747	
Adjusted R-squared	-0.217973	S.D. dependent var	0.096465	
S.E. of regression	0.097328	Akaike info criterion	-1.783286	
Sum squared resid	0.700977	Schwarz criterion	-1.691969	
Log likelihood	71.65653	F-statistic	0.329068	
Durbin-Watson stat	2.464807	Prob(F-statistic)	0.720641	

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 2002

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.022424	0.022188	-1.010629	0.3155
BETA F1	0.092805	0.779331	0.119082	0.9055
BETA F2	0.379930	0.718499	0.528783	0.5985
R-squared	0.285858	Mean dependent var	-0.030861	
Adjusted R-squared	-0.210811	S.D. dependent var	0.124018	
S.E. of regression	0.125315	Akaike info criterion	-1.277798	
Sum squared resid	1.162077	Schwarz criterion	-1.186480	
Log likelihood	52.19520	F-statistic	0.218007	
Durbin-Watson stat	2.111623	Prob(F-statistic)	0.804635	

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 2002

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.149825	0.019617	-7.637613	0.0000
BETA F1	0.497854	0.689025	0.722549	0.4722
BETA F2	-1.072000	0.635241	-1.687548	0.0957
R-squared	0.067070	Mean dependent var	-0.144094	
Adjusted R-squared	0.021045	S.D. dependent var	0.111411	
S.E. of regression	0.110794	Akaike info criterion	-1.524115	
Sum squared resid	0.908365	Schwarz criterion	-1.432798	
Log likelihood	61.67842	F-statistic	1.424393	
Durbin-Watson stat	1.900723	Prob(F-statistic)	0.247175	

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 2002

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.099928	0.023102	-4.325547	0.0000
BETA F1	-0.140279	0.811434	-0.172878	0.8632
BETA F2	0.018832	0.748096	0.025173	0.9800
R-squared	0.100449	Mean dependent var	-0.096899	
Adjusted R-squared	0.026566	S.D. dependent var	0.128777	
S.E. of regression	0.130477	Akaike info criterion	-1.197062	
Sum squared resid	1.259790	Schwarz criterion	-1.105744	
Log likelihood	49.08687	F-statistic	0.016609	
Durbin-Watson stat	2.057736	Prob(F-statistic)	0.983531	

Αποτελέσματα 1^{ου} Τριμήνου 2003

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.153421	0.019327	-7.938093	0.0000
BETA F1	-1.492139	0.678856	-2.198020	0.0311
BETA F2	1.230752	0.625866	1.966478	0.0530
R-squared	0.075585	Mean dependent var	-0.138098	
Adjusted R-squared	0.050601	S.D. dependent var	0.112030	
S.E. of regression	0.109158	Akaike info criterion	-1.553851	
Sum squared resid	0.881752	Schwarz criterion	-1.462534	
Log likelihood	62.82328	F-statistic	3.025319	
Durbin-Watson stat	1.939051	Prob(F-statistic)	0.054585	

Αποτελέσματα 2^{ου} Τριμήνου 2003

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.178732	0.018682	9.567219	0.0000
BETA F1	1.140301	0.656181	1.737784	0.0864
BETA F2	-0.043403	0.604962	-0.071744	0.9430
R-squared	0.046790	Mean dependent var	0.152311	
Adjusted R-squared	0.021028	S.D. dependent var	0.106640	
S.E. of regression	0.105512	Akaike info criterion	-1.621795	
Sum squared resid	0.823832	Schwarz criterion	-1.530478	
Log likelihood	65.43911	F-statistic	1.816226	
Durbin-Watson stat	2.437820	Prob(F-statistic)	0.169813	

Αποτελέσματα 3^{ου} Τριμήνου 2003

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.015204	0.022039	-0.689879	0.4924
BETA F1	-1.155087	0.774106	-1.492156	0.1399
BETA F2	1.366414	0.713682	1.914598	0.0594
R-squared	0.053436	Mean dependent var		-0.010125
Adjusted R-squared	0.027853	S.D. dependent var		0.126245
S.E. of regression	0.124474	Akaike info criterion		-1.291251
Sum squared resid	1.146547	Schwarz criterion		-1.199934
Log likelihood	52.71318	F-statistic		2.088734
Durbin-Watson stat	1.853886	Prob(F-statistic)		0.131085

Αποτελέσματα 4^{ου} Τριμήνου 2003

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1 77

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007205	0.023445	-0.307335	0.7595
BETA F1	0.419908	0.823475	0.509922	0.6116
BETA F2	-0.293467	0.759197	-0.386549	0.7002
R-squared	0.043928	Mean dependent var		-0.012385
Adjusted R-squared	0.022992	S.D. dependent var		0.130916
S.E. of regression	0.132413	Akaike info criterion		-1.167602
Sum squared resid	1.297455	Schwarz criterion		-1.076285
Log likelihood	47.95266	F-statistic		0.145924
Durbin-Watson stat	1.297383	Prob(F-statistic)		0.864471

όπου beta f1, beta f2 οι συστηματικοί κίνδυνοι βήτα των 2 παραγόντων που εκτιμήθηκαν προηγούμενα

