

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

---

<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: Εισαγωγή – Σκοπός και Περιορισμοί της Εργασίας....</b>	<b>2</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: Θεωρητικό Υπόβαθρο.....</b>	<b>8</b>
Το Υπόδειγμα Της Αγοράς.....	8
Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων.....	11
Το Μέτρο Αποτελεσματικότητας Jensen Βασισμένο στο CAPM.....	12
Παρέκβαση - Η Κριτική του ROLL.....	14
Η Arbitrage Προσέγγιση Για το Μέτρο Αποτελεσματικότητας Jensen.....	17
Η Μέτρηση των Συστηματικών Στοιχείων.....	22
Το Υπόδειγμα Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας.....	24
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: Επισκόπηση Βιβλιογραφίας – Εξέλιξη του</b>	
<b>Υποδείγματος Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας.....</b>	<b>28</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: Αμοιβαία Κεφάλαια.....</b>	<b>65</b>
Υπολογισμός των Τιμών Ενός Μεριδίου.....	65
Κατηγορίες Αμοιβαίων Κεφαλαίων.....	66
Πλεονεκτήματα – Μειονεκτήματα Αμοιβαίων Κεφαλαίων.....	70
Αξιολόγηση Επίδοσης Διαχειριστών – Αμοιβαίων Κεφαλαίων.....	75
Συγχρονισμός και Επιλεκτικότητα.....	78
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: Μεθοδολογία – Βάση Δεδομένων και Μεταβλητών....</b>	<b>81</b>
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: Ανάλυση και Παρουσίαση Πρωτογενών</b>	
<b>Παραγόντων.....</b>	<b>89</b>
Επιλογή Αριθμού Παραγόντων.....	98
<b>ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7: Παρουσίαση και Ερμηνεία των Αποτελεσμάτων.....</b>	<b>104</b>
Συμπεράσματα.....	113
Βιβλιογραφία.....	116
Παράρτημα I.....	121
Παράρτημα II.....	139
Παράρτημα III.....	153
Παράρτημα IV.....	168

## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ – ΣΚΟΠΟΣ ΚΑΙ ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΟΙ ΤΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

---

Πολλές είναι οι έρευνες και οι διάφορες μέθοδοι που κατά καιρούς έχουν αναπτυχθεί για την αποτίμηση της αποτελεσματικότητας των επενδύσεων. Επίσης πολλές είναι και οι μελέτες που έχουν γίνει για το κατά πόσο τα διάφορα χαρτοφυλάκια, όπως για παράδειγμα τα Αμοιβαία Κεφάλαια (ΑΚ), μπορούν να «νικήσουν την αγορά», δηλαδή να καταγράψουν υψηλότερες αποδόσεις από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Τα συμπεράσματα των περισσότερων των ερευνών κατέληξαν στο ότι η πλειωνότητα των χαρτοφυλακίων δεν μπορούν να «νικήσουν την αγορά». Βέβαια η εγκυρότητα των μελετών αυτών εξαρτάται από την καταλληλότητα της μεθοδολογίας των εμειρικών test. Αποδείχτηκε ό,τι οποιοδήποτε μέτρο αποτελεσματικότητας είναι ευαίσθητο σε υπολογιστικά λάθη. Ελάχιστα διαφορετικές υποθέσεις μπορούν να αλλάξουν την κατάταξη των χαρτοφυλακίων βάση της απόδοσής τους. Ενώ για κάποιους μπορεί να μην έχει ιδιαίτερη σημασία, για τους διαχειριστές, για παράδειγμα, μπορεί να επηρεάσει κατά πολύ τις αμοιβές τους ή να ενθαρύνει τους επενδυτές να επιλέξουν διαφορετικό χαρτοφυλάκιο για να επενδύσουν τα χρήματά τους. Σοβαρή είναι η κριτική που δέχθηκαν οι διάφορες μέθοδοι με κυριότερη την κριτική του Roll (1977) στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Σοιχείων (CAPM).

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

- Ισχύει ο τέλειος ανταγωνισμός, δηλαδή οι τιμές των μετοχών δεν επηρεάζονται από τις κινήσεις των επενδυτών μιας και αυτοί κατέχουν μικρά μερίδια σε σχέση με το μέγεθος της αγοράς.
- Όλοι οι επενδυτές έχουν τον ίδιο χρονικό ορίζοντα, αγνοώντας τι μπορεί να συμβεί μετά το τέλος αυτής της χρονικής περιόδου.
- Όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανειστούν και να δανείσουν απεριόριστα με σταθερό επιτόκιο και χωρίς κίνδυνο.
- Όλοι οι επενδυτές έχουν την ίδια ορθολογική συμπεριφορά (η οποία υποδεικνύεται από το μοντέλο κινδύνου – απόδοσης του Markowitz).
- Όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες γνώσεις και όμοιες προσδοκίες για τις μετοχές.

- Όλα τα αξιόγραφα είναι τέλεια διαιρούμενα και άμεσα ρευστοποιήσιμα, καθώς και δεν υπάρχουν κόστοι συναλλαγών.

Ο Roll υποστήριξε ότι ο μόνος τρόπος να ελεγχθεί εμπειρικά το CAPM είναι να αποδείξουμε την αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς κάτι που όπως θα δούμε παρακάτω είναι αδύνατο μιας και μιλάμε για ένα μη παρατηρήσιμο χαρτοφυλάκιο. Έτσι οι εργασίες που επιχείρησαν να ελέγξουν εμπειρικά το CAPM περιορίστηκαν στον έλεγχο του χαρτοφυλακίου που επέλεξαν ως προσέγγιση του χαροφυλακίου της αγοράς. Οι εμπειρικές έρευνες έδειξαν ότι δεν υπάρχει ακριβής γραμμική σχέση ανάμεσα σε απόδοση και κίνδυνο αξιογράφων (ή χαρτοφυλακίων) και οδηγήθηκαν στην αναζήτηση και άλλων παραγόντων που επηρεάζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις και τον κίνδυνο των αξιογράφων και των χαρτοφυλακίων αξιογράφων (όπως για παράδειγμα τα Αμοιβαία Κεφάλαια). Αξίζει, βέβαια, να σημειώσουμε ότι ακόμα και σήμερα το CAPM (σε διάφορες παραλλαγές του) κυριαρχεί στις πρακτικές εφαρμογές.

Η αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων πρέπει να κρίνεται σε όρους ενός συγκεκριμένου δείκτη αναφοράς (benchmark), ο οποίος θα πρέπει να είναι υπολογίσιμος από τις παρατηρούμενες μεταβλητές και να μπορεί να ερμηνευτεί στα πλαίσια μια αναγνωρίσιμης επενδυτικής στρατηγικής. Ένας τέτοιος δείκτης είναι το μέτρο αποτελεσματικότητας του **Jensen** (1969), που συμβολίζεται με  $\alpha$ . Τα χαρτοφυλάκια μπορούν να κατατάσσονται βάση την τιμή του  $\alpha$  με αποτελεσματικότερο (άρα και καλύτερο) αυτό με την μεγαλύτερη και στατιστικά σημαντική τιμή. Το CAPM, όμως, ανάμεσα στις άλλες υποθέσεις που κάνει, κάνει και την υπόθεση της αποτελεσματικότητας του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η αποτελεσματικότητα της αγοράς απαγορεύει την δημιουργία μη-φυσιολογικών κερδών (υπερκανονικών) και θεωρεί ότι  $\alpha=0$ , ενώ χωρίς την συνθήκη αυτή δεν ισχύει το CAPM. Έτσι το κριτήριο αποτελεσματικότητας του **Jensen** (αφού είναι αβάσιμο σε όρους του CAPM) μπορεί να εκτιμηθεί πολύ καλύτερα από το Υπόδειγμα Εισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory – APT) όπου παραπάνω από ένας κοινός παράγοντες επηρεάζουν τις αποδόσεις των αξιογράφων – χαρτοφυλακίων.

Η αρχική μορφή του CAPM είναι ένα μονοπαραγοντικό μοντέλο με μοναδικό προσδιοριστικό παράγοντα του κινδύνου τον συντελεστή βήτα του αξιογράφου. Την πεποίθηση ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των αξιογράφων και των χαρτοφυλακίων την τεκμηρίωσε ο Ross το 1976, ο

οποίος διατύπωσε το APT. Σύμφωνα με την θεωρία αυτή ο αριθμός των παραγόντων κινδύνου που μπορούν να επηρεάσουν την αναμενόμενη απόδοση είναι απεριόριστος. Βασικότερο πλεονέκτημα του υποδείγματος αυτού είναι ότι άρει τις περιοριστικές υποθέσεις του μονοπαραγοντικού CAPM.

Βασική αρχή στην οποία στηρίζεται το APT είναι ότι δεν υπάρχει η δυνατότητα αποκόμισης κερδών με μηδενικό κίνδυνο – επένδυση, δηλαδή δεν υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage στην αγορά. Σύμφωνα με το APT σε περίπτωση ευκαιριών arbitrage η αγορά επανέρχεται άμεσα σε ισορροπία, καθώς μικρός αριθμός επενδυτών, που θα γνωρίζουν για την ευκαιρία arbitrage, είναι αρκετός να διενεργήσει τέτοιο όγκο συναλλαγών που θα πιέσουν τις τιμές έτσι ώστε να επανέλθει ξανά η ισορροπία. Η υπόθεση στην οποία στηρίζεται λοιπόν το APT είναι ότι σε κατάσταση ισορροπίας της αγοράς δεν υπάρχουν ευκαιρίες arbitrage. Ακόμα χρησιμοποιώντας το APT δεν χρειαζόμαστε το (μη παρατηρήσιμο) χαρτοφυλάκιο της αγοράς, παρά μόνο ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο που μπορεί να δημιουργηθεί από ένα ικανοποιητικό αριθμό μετοχών.

Αξίζει να σημειωθεί ότι παρόλο που το APT εισάγει την έννοια των πολλών παραγόντων που επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση δεν μας λέει τίποτα για την φύση των παραγόντων αυτών. Το CAPM είναι πιο απλό και ξεκάθαρο μοντέλο που καλύπτει πολλές περιπτώσεις με μια και μόνο σχέση.

Οι εμπειρικές εργασίες που έχουν ασχοληθεί με το APT είναι αρκετές και οι μεθοδολογίες που χρησιμοποιούν για τον προσδιορισμό και την χρήση των παραγόντων διαφέρουν αρκετά μεταξύ τους. Η πλειονότητα των ερευνών έχουν λάβει χώρα στις αγορές των ΗΠΑ, της Μεγάλης Βρετανίας και της Ιαπωνίας, ενώ αυτές που αφορούν χώρες με μικρότερες αγορές είναι λίγες. Στην παρούσα εργασία, που θα αφορά την ελληνική αγορά, θα βασιστούμε στην μεθοδολογία της έρευνας των Διακογιάννη – Τσιριτάκη (1998), που χρησιμοποίησαν ένα σύνολο μακροοικονομικών παραγόντων, και στην συνέχεια θα γίνει η κατάταξη των ΑΚ βάση της αποτελεσματικότητάς τους.

Αυτό που έχουν καταδείξει οι περισσότερες εμπειρικές έρευνες είναι ότι τα διάφορα χαρτοφυλάκια όσο καλά διαφοροποιημένα και αν είναι δεν μπορούν να «νικήσουν» την αγορά, δηλαδή να καταγράψουν υπερβάλλουσες αποδόσεις σε σχέση με τον δείκτη που θεωρείται αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Στην εργασία αυτή τα ως χαρτοφυλάκια θα πάρουμε τα μετοχικά ελληνικά ΑΚ και ως δείκτη αναφοράς τον δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ).

Θα κατασκευάσουμε ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα αποτίμησης της αποτελεσματικότητας των ΑΚ και μέσω αυτού του υποδείγματος θα υπολογίσουμε το  $\alpha$  του Jensen ως μέτρο της αποτελεσματικότητας των ΑΚ. Εδώ θα ελέγξουμε δύο πράγματα : Πρώτον, κατά πόσο και ποιό από τους παράγοντες που θα επιλέξουμε επηρεάζουν την απόδοση των ΑΚ διαχρονικά στο Ελληνικό οικονομικό περιβάλλον, δηλαδή κατά πόσο οι αποδόσεις είναι ευαίσθητες στις μεταβολές του κάθε παράγοντα και δεύτερον το κατά πόσο το υπόδειγμα αυτό είναι ικανό να μετρήσει την αποτελεσματικότητα των ΑΚ. Επειδή δεν υπάρχει κάποιο benchmark (δείκτης αναφοράς) για το  $\alpha$  ως αποτελεσματικά θα θεωρήσουμε τα ΑΚ με θετικό  $\alpha$  και σαν αποτελεσματικότερα αυτά με την μεγαλύτερη και στατιστικά σημαντική τιμή του  $\alpha$ . Ακόμα βάση των τιμών αυτών θα κατατάξουμε τα ΑΚ από το καλύτερο στο χειρότερο, συγκρίνοντάς τα και με την αποτελεσματικότητα του Γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.

Η εργασία εξετάζει την περίοδο 1998 – 2004 η οποία θεωρείται ως η πιο σημαντική στην ανάπτυξη του χρηματιστηρίου αλλά και ως περίοδος που ελληνική χρηματιστηριακή αγορά αρχίζει να συγχρονίζεται με τις ευρωπαϊκές, λειτουργώντας όλο και περισσότερο με συνθήκες έλλειψης κρατικού παρεμβατισμού στην οικονομική δραστηριότητα. Αξίζει βέβαια να σημειωθεί ότι κατά το ίδιο χρονικό διάστημα η ελληνική χρηματιστηριακή αγορά χαρακτηρίστηκε από έντονες διακυμάνσεις, μιας και ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών από τις 6500 περίπου μονάδες που έφτασε τον Σεπτέμβριο του 1999 κατρακύλησε κάτω των 1500 μονάδων μετά από 3 χρόνια, στοιχεία που δείχνουν κάτι παραπάνω από ανωριμότητα της αγοράς. Αγορά που σίγουρα δεν διακρίνεται για το “βάθος” της, όπως οι αγορές των ΗΠΑ και του Ηνωμένου Βασιλείου και αυτή η έλλειψη “βάθους”, για μεγάλο μέρος από το εξεταζόμενο διάστημα, άφησε περιθώρια για παρεμβάσεις και κερδοσκοπία εις βάρος μεγάλου πλήθους επενδυτών. Τονίζουμε επίσης ότι για μεγάλο μέρος από το εξεταζόμενο χρονικό διάστημα η αγορά των ΑΚ ήταν αρκετά μικρή.

Συνεπώς πρέπει να αναγνωριστεί ότι η εργασία αυτή καλύπτει περιόδους που χαρακτηρίζονται από μια μεταβατική κατάσταση και όχι μια ώριμη και διαμορφωμένη αγορά. Η κατάσταση αυτή της αγοράς θα πρέπει να μας κάνει λιγότερο απαιτητικούς στον εντοπισμό σταθερών παραγόντων για το υπόδειγμα που χρησιμοποιείται. Είναι απόλυτα λογικό μια υπό διαμόρφωση αγορά, τόσο στους κανόνες της όσο και στα μεγέθη της και την σύνθεσή της, να επηρεάζεται σ’ένα

βαθμό από διαφορετικούς παράγοντες και σε κάποιες περιπτώσεις η ερμηνεία της πορείας της να γίνεται περισσότερο δυσχερής.

Τα Αμοιβαία Κεφάλαια (ΑΚ) τα οποία θα εξετασθούν θα είναι μετοχικά. Επειδή στην ελληνική αγορά δεν υπάρχει ικανοποιητικός αριθμός μετοχικών ΑΚ που να διασώζονται από το 1994 ή το 1995 (όπως θα θέλαμε), θα χρησιμοποιηθεί ένα δείγμα μετοχικών ΑΚ για την επταετία 1998 – 2004. Για το δείγμα μας, πάντως, ένα σημαντικό κριτήριο επιλογής είναι η συνεχής παρουσία των ΑΚ στο χρονικό διάστημα για το οποίο αναφέρεται το δείγμα. Με την επιλογή κατά αυτόν τον τρόπο του δείγματος, ενδεχομένως να υπάρχουν ΑΚ με ειδική «ακραία» συμπεριφορά που να επηρεάζουν τα αποτελέσματά μας.

Ένας ακόμα στόχος της εργασίας αυτής είναι η παρουσίαση άλλων ερευνών που σχετίζονται με ΑΡΤ μοντέλα, που περιλαμβάνουν κυρίως μακροοικονομικούς παράγοντες, με διαφορετικές προσεγγίσεις στην εμπειρική διερεύνηση των υποδειγμάτων, με διαφορετικό αριθμό και τρόπο επιλογής παραγόντων.

Επομένως, αφού ορίσουμε τους παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των αξιογράφων στην Ελληνική αγορά, θα κατασκευάσουμε ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα αποδόσεων για τα Ελληνικά αμοιβαία κεφάλαια και θα εξετάσουμε κατά πόσο το υπόδειγμά μας μπορεί να μετρήσει την αποτελεσματικότητά τους βάση της οποίας θα τα κατατάξουμε.

Στην εργασία αυτή θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν και κάποιοι άλλοι προσδιοριστικοί παράγοντες (μακροοικονομικοί ή μη), οι οποίοι ίσως να απέδιδαν ορθότερα την ελληνική χρηματιστηριακή πραγματικότητα. Ωστόσο, οι παράγοντες που χρησιμοποιήθηκαν, κατά κύριο λόγο, είναι αυτοί των ερευνών των Διακογιάννη, Τσιριτάκη και Διαμάντη, οι οποίες καλύπτουν τα διαστήματα 1980 – 86 και 1986 – 92, με την προσθήκη και κάποιων άλλων (παραγόντων). Πάντως, οι παράγοντες που χρησιμοποιούνται στην εργασία αυτή ανταπωκρίνονται πλήρως στο σκοπό τους. Ίσως ένας παράγοντας αρκετά σημαντικός για την εξεταζόμενη περίοδο για το ελληνικό χρηματιστήριο που δεν περιγράφεται άμεσα είναι ο πολιτικός κίνδυνος και η πολιτική συγκυρία γενικότερα. Ακόμα θα πρέπει να σημειώσουμε την μεταβολή του νομίσματος το 2000 από δραχμές σε ευρώ με συναλλαγματική ισοτιμία ένα ευρώ προς 340,75 δραχμές.

Τέλος, πρέπει να αναφέρουμε την απουσία αντίστοιχων μελετών σε Ελλάδα και εξωτερικό κάτι που κάνει δυσχερείς την σύγκριση της παρούσας έρευνας με

αντίστοιχες για αναπτυσσόμενες αγορές. Ότι συγκρίσεις μπορούν να γίνουν αφορούν εργασίες με διάφορες προσεγγίσεις του APT που να χρησιμοποιούν προσδιοριστικούς παράγοντες κοντά σε αυτούς που χρησιμοποιήσαμε σ'αυτή την εργασία.

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ**

---

### **ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ**

Το υπόδειγμα της αγοράς κάνει την παραδοχή ότι υπάρχει ένας και μοναδικός εξωγενής συστηματικός παράγοντας που επηρεάζει τις συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των αξιογράφων. Ο παράγοντας αυτός εκφράζεται από ένα συγκεκριμένο δείκτη, του οποίου οι μεταβολές συνοδεύονται από τις μεταβολές των αποδόσεων των αξιογράφων. Έτσι οι αποδόσεις των αξιογράφων συνδέονται με μια σταθερή σχέση με τις αποδόσεις του δείκτη αυτού. Η «αντίδραση» των τίτλων στις διακυμάνσεις του δείκτη της αγοράς ποικίλουν τόσο ως προς την ένταση, όσο και ως προς την χρονική στιγμή που θα εκδηλωθούν.

Βέβαια εκτός από τον εξωγενή συστηματικό παράγοντα υπάρχουν πολλοί ακόμα παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των αξιογράφων. Οι παράγοντες αυτοί προέρχονται από την δραστηριότητα της επιχείρησης που εκδίδει τους τίτλους (αξιόγραφα). Έτσι, μπορεί η αγορά (άρα και ο αντίστοιχος δείκτης που αντιπροσωπεύει τον συστηματικό παράγοντα) να είναι σταθερή, αλλά οι αποδόσεις των αξιογράφων να είναι πτωτικές ή ανοδικές, ανάλογα με την επίδοση της δραστηριότητας της επιχείρησης. Ανεξάρτητα λοιπόν από την οικονομική συγκυρία που βρίσκεται η αγορά, οι αποδόσεις των αξιογράφων επηρεάζονται και από την οικονομική κατάσταση των επιχειρήσεων.

Η επίδραση των παραγόντων αυτών είναι τυχαία και ανεξάρτητη από την επίδραση του συστηματικού παράγοντα. Έτσι οι διακύμανση των τιμών και των αποδόσεων των αξιογράφων αναλύονται σε δύο συνιστώσες : στην διακύμανση που οφείλεται στον συστηματικό παράγοντα και στην διακύμανση που προέρχεται από τους τυχαίους παράγοντες. Ωστόσο η συνδιακύμανση και η συσχέτιση των αποδόσεων των αξιογράφων οφείλεται μόνο στον συστηματικό παράγοντα.

Σαν δείκτης αναφοράς χρησιμοποιείται ο δείκτης τιμών των μετοχών καθώς θεωρείται ότι αντανακλά την κίνηση της αγοράς. Ο δείκτης τιμών των μετοχών ουσιαστικά αντιπροσωπεύει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και στο υπόδειγμα της αγοράς οι μεταβολές του ισοδυναμούν με την διακύμανση του συστηματικού παράγοντα. Προϋπόθεση αποτελεί ότι αυτός ο δείκτης τιμών περιλαμβάνει το σύνολο



των μετοχών και ότι αυτές αποτελούν αντικείμενο διαπραγμάτευσης σε οργανωμένη χρηματιστηριακή αγορά.

Βάση των παραπάνω το υπόδειγμα της αγοράς περιγράφεται από μια γραμμική σχέση της απόδοσης ενός αξιογράφου (ή χαρτοφυλακίου) και της απόδοσης του δείκτη της αγοράς. Βασική του υπόθεση, όπως διατυπώθηκε από τον **Sharpe** (1963), είναι ότι η αποδόσεις των αξιογράφων επηρεάζονται αναλογικά από τις αποδόσεις του δείκτη τιμών. Μαθηματικά το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα παίρνει την μορφή :

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

Όπου  $R_{it}$ ,  $R_{mt}$  η απόδοση της μετοχής (ή του χαρτοφυλακίου)  $i$  και του δείκτη τιμών  $m$  αντίστοιχα την περίοδο  $t$ ,  $\beta_i$  ο συστηματικός κίνδυνος (συντελεστής βήτα) της μετοχής (ή του χαρτοφυλακίου)  $i$  που δείχνει την ευαισθησία της απόδοσής της στις διακυμάνσεις του δείκτη τιμών,  $a_i$  το μη συστηματικό μέρος της διακύμανσης της τιμής της μετοχής (ή του χαρτοφυλακίου)  $i$ . Δηλαδή αν ο δείκτης τιμών έχει απόδοση ίση με το μηδέν, η απόδοση της μετοχής ισούται με  $a_i$ . Τέλος το  $e_{it}$  αντιστοιχεί στα κατάλοιπα-σφάλματα.

Η εκτίμηση των  $a_i$ ,  $\beta_i$  γίνεται με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Για να χρησιμοποιήσουμε την μέθοδο αυτή είναι απαραίτητο να γίνουν κάποιες περιοριστικές υποθέσεις. Καταρχήν η αναμενόμενη τιμή των σφαλμάτων ισούται με μηδέν, δηλαδή  $E(e_{it}) = 0$ . Ακόμα υποθέτουμε ότι η συνδιακύμανση μεταξύ των σφαλμάτων είναι μηδέν, δηλαδή  $Cov(e_{it}, e_{it+k}) = 0$ , για κάθε  $k$  διαφορετικό του μηδενός, κάτι που σημαίνει ότι μεταξύ τους ανά δύο είναι ασυσχέτιστα. Επίσης θεωρούμε ότι η τυχαία μεταβλητή που αντιπροσωπεύει την επίδραση των μη συστηματικών παραγόντων είναι ασυσχέτιστη με τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα, δηλαδή  $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$ . Τέλος κάνουμε την υπόθεση της ομοσκεδαστήτας, δηλαδή σταθερή διακύμανση των σφαλμάτων για όλη την περίοδο του δείγματος  $Var(e_{it}) = \sigma^2_t$ . Παραβίαση των παραπάνω υποθέσεων μας δίνουν μη αξιόπιστο συντελεστή βήτα, ενώ η τήρησή τους μας εξασφαλίζουν BLUE εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων, δηλαδή αμερόληπτους εκτιμητές με την μικρότερη διακύμανση ανάμεσα σε όλους τους αμερόληπτους εκτιμητές.

Σύμφωνα με το υπόδειγμα της αγοράς η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου (ή χαρτοφυλακίου) μαθηματικά αποτυπώνεται από τον παρακάτω τύπο :

$$E(R_i) = a_i + \beta_i * E(R_m) \quad , i = 1, 2, 3, \dots, n$$

Όπου  $E(R_i)$ ,  $E(R_m)$  η αναμενόμενη απόδοση του  $i$  αξιογράφου (ή χαρτοφυλακίου) και του δείκτη  $m$  της αγοράς αντίστοιχα. Έτσι η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιογράφου χωρίζεται στο συστηματικό μέρος  $\beta_i \cdot E(R_m)$  που δείχνει το μέρος της απόδοσης που οφείλεται στις επιδράσεις της αγοράς και στο μη συστηματικό μέρος  $a_i$  που είναι ανεξάρτητο από την επίδραση του γενικού δείκτη τιμών.

Ακόμα, σύμφωνα με το υπόδειγμα της αγοράς, η διακύμανση, δηλαδή ο συνολικός κίνδυνος, ενός αξιογράφου μαθηματικά παίρνει την παρακάτω μορφή:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \cdot \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2, \quad i=1,2,3,\dots,n$$

όπου  $\sigma_i^2$ ,  $\sigma_m^2$ , και  $\sigma_{ei}^2$  η διακύμανση της απόδοσης του  $i$  αξιογράφου, του  $m$  γενικού δείκτη τιμών και των σφαλμάτων  $e_i$  αντίστοιχα.

Όπως έχουμε συστηματική και μη απόδοση αντίστοιχα έχουμε συστηματικό και μη κίνδυνο. Ο συστηματικός κίνδυνος  $\beta_i^2 \cdot \sigma_m^2$  εξαρτάται από τον συντελεστή βήτα που δείχνει πόσο «ευαίσθητες» είναι οι αποδόσεις των αξιογράφων στις μεταβολές του γενικού δείκτη τιμών. Οι μεταβολές - διακύμανση της αγοράς εκφράζονται από την τιμή της διακύμανσης του γενικού δείκτη. Ο συντελεστής βήτα υπολογίζεται από την σχέση:

$$\beta_i = \sigma_{im} / \sigma_m$$

όπου  $\sigma_{im}$  η συνδιακύμανση των αποδόσεων του αξιογράφου  $i$  και του γενικού δείκτη  $m$  και  $\sigma_m^2$  η διακύμανση των αποδόσεων του γενικού δείκτη  $m$ .

Τα αξιόγραφα με συντελεστή βήτα μεγαλύτερο της μονάδας καλούνται επιθετικά, ενώ με βήτα μικρότερο της μονάδας καλούνται αμυντικά. Σε περιόδους ανοδικών τάσεων της αγοράς οι επενδυτές επιλέγουν επιθετικά αξιόγραφα προκειμένου να μεγιστοποιήσουν τα κέρδη τους, ενώ σε αντίθετη περίπτωση κατευθύνονται σε αμυντικά προκειμένου να ελαχιστοποιήσουν τις απώλειές τους. Ο συστηματικός κίνδυνος, ο οποίος μετριέται με το βήτα, οφείλεται σε γεγονότα που επηρεάζουν ολόκληρη την αγορά και όχι ατομικά την κάθε επιχείρηση και έτσι δεν μπορεί να μειωθεί με την διαφοροποίηση. Αντίθετα αξίζει να αναφερθεί ότι μόνο ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να μειωθεί όταν έχουμε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, μιας και οφείλεται σε γεγονότα που έχουν να κάνουν αποκλειστικά με την λειτουργία της κάθε επιχείρηση χωριστά.

Όπως προείπαμε η βασική υπόθεση του υποδείγματος της αγοράς είναι ότι μόνο η απόδοση της αγοράς επηρεάζει συστηματικά την απόδοση των αξιογράφων και όχι κάποιοι άλλοι παράγοντες (πχ οικονομικοί, βιομηχανικοί κτλ). Γραφικά αυτό θα μπορούσε να παρασταθεί με μια ευθεία γραμμή παλινδρόμηση. Η ευθεία αυτή περιγράφει την σχέση μεταξύ των μεταβολών των αποδόσεων ενός αξιογράφου (ή χαρτοφυλακίου) και των μεταβολών των αποδόσεων του γενικού δείκτη. Η κλίση της ευθείας καλείται συντελεστής παλινδρόμησης και είναι ο συντελεστής βήτα. Η ευθεία αυτή γραμμή παλινδρόμησης καλείται Χαρακτηριστική Γραμμή.

## ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΑΠΟΤΙΜΗΣΗΣ ΚΕΦΑΛΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ

Κατ'αρχήν πρέπει να αναφερθούμε στους **Sharpe**, **Lintner** και **Mossin** που επέκτειναν το μοντέλο του **Markowitz** και αφού εισήγαγαν την έννοια του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου (Risk Free Rate ή  $R_f$ ) θεμελίωσαν το «Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων» (Capital Asset Pricing Model ή CAPM) το οποίο δείχνει τη σχέση που υπάρχει μεταξύ κινδύνου και απόδοσης σε συνθήκες ισορροπίας. Το υπόδειγμα αυτό βασίζεται σε κάποιες υποθέσεις : Οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο, έχουν όλοι τον ίδιο χρονικό ορίζοντα διακράτησης των τίτλων και αυτός είναι μία μόνο περίοδος, επιθυμούν την μεγιστοποίηση του πλούτου τους, επιλέγουν το επιθυμητό γι'αυτούς χαρτοφυλάκιο από το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων και επιπλέον όλοι έχουν όμοιες προσδοκίες, δηλαδή έχουν την ίδια γνώση και αντίληψη για τις αποδόσεις των αξιογράφων (άρα και την ίδια εκτίμηση για τις αναμενόμενες αποδόσεις, τυπικές αποκλίσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις των αξιογράφων). Ακόμα τα υπόδειγμα υποθέτει : Οι αποδόσεις των αξιογράφων στο τέλος της περιόδου διακράτησης τους είναι τυχαίες μεταβλητές, υπάρχει αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου με βέβαιη απόδοση ( $R_f$ ), όλοι οι τίτλοι είναι διαιρετοί, δεν υπάρχουν έξοδα συναλλαγών, υπάρχει επιτόκιο στο οποίο όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν ή να δανεισθούν το ποσό που θέλουν, όλες οι πληροφορίες είναι γνωστές στους επενδυτές αμέσως και χωρίς κόστος και τέλος δεν υπάρχει πληθωρισμός. Ουσιαστικά το CAPM κρύβει την παραδοχή ότι τα δεδομένα μας ακολουθούν πολυμεταβλητή στάσιμη κανονική κατανομή μέσα στον χρόνο. Μαθηματικά παίρνει την μορφή:

$$E(R_i) = R_f + B_{im} * [E(R_m) - R_f]$$

Όπου:  $E(R_i)$  η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής (ή του χαρτοφυλακίου)  $i$

$E(R_m)$  η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και

$\beta_{im}$  ο συντελεστής βήτα (beta), που καλείται συστηματικός κίνδυνος της μετοχής (ή του χαρτοφυλακίου)  $i$  και δείχνει το βαθμό ευαισθησίας της αναμενόμενης απόδοσής της στις μεταβολές του χαρτοφυλακίου της αγοράς (όπως είδαμε και παραπάνω). Παρατηρούμε ότι το CAPM εκφράζει μια γραμμική σχέση μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης του αξιογράφου και του συντελεστή βήτα που αυτό έχει.

Το CAPM μπορεί να πάρει, πέρα από την μορφή των αναμενόμενων αποδόσεων, και την παρακάτω μορφή (των αποδόσεων) :

$$R_i = (1-\beta_i) \cdot R_f + \beta_i \cdot R_m$$

Όπου:  $R_i$  η απόδοση του αξιογράφου (ή του χαρτοφυλακίου)  $i$  για μια περίοδο,  $R_m$  η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,  $R_f$  η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου και  $\beta_i$  ο συντελεστής βήτα που ορίσαμε και προηγουμένως.

## ΤΟ ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ ΤΟΥ JENSEN ΒΑΣΙΣΜΕΝΟ ΣΤΟ CAPM

Πολλές είναι οι έρευνες και οι διάφορες μέθοδοι που κατά καιρούς έχουν αναπτυχθεί για την αποτίμηση της αποτελεσματικότητας των επενδύσεων. Ένα βασικό ερώτημα που καλούνται να απαντήσουν είναι κατά πόσο τα χαρτοφυλάκια μπορούν να «νικήσουν την αγορά», δηλαδή να καταγράψουν υψηλότερες αποδόσεις από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Τα συμπεράσματα των περισσότερων των ερευνών κατέληξαν στο ότι η πλειονότητα των χαρτοφυλακίων δεν μπορούν να «νικήσουν την αγορά».

Ο έλεγχος της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων πρέπει να γίνεται σε όρους ενός δείκτη αναφοράς (benchmark). Ένας τέτοιος δείκτης αναπτύχθηκε από τον **Jensen** (1969) που βασίστηκε στο CAPM ενώ εισήγαγε στο υπόδειγμα της αγοράς το συστατικό  $\alpha$  του οποίου ο σκοπός είναι να μετρήσει τη μη φυσιολογική απόδοση του αξιογράφου (ή του χαρτοφυλακίου). Το CAPM παρέχει ένα μέτρο μέτρησης της αναμενόμενης απόδοσης του  $i$  χαρτοφυλακίου την (πολύ μικρή) περίοδο  $t$  σε συνθήκες ισορροπίας της αγοράς και αυτός είναι ο κανόνας βάση του οποίου κρίνεται η αποτελεσματικότητά του. Μερικές σημαντικές υποθέσεις (σύμφωνα με τον **Jensen**) της προσέγγισης αυτής είναι οι παρακάτω :

- a) Για το CAPM, για να παρέχει ένα benchmark που να έχει αξία, είναι απαραίτητο (i) η αγορά αξιογράφων να αποτελείται από επενδυτές που αποστρέφονται τον

κίνδυνο και (ii) ο συντελεστής βήτα να είναι ένας δείκτης μέτρησης του κινδύνου. Για να μπορέσει να ελεγχθεί το (ii), το (i) λαμβάνεται ως δεδομένο.

- b) Η γεννεσιουργός διαδικασία των αποδόσεων των αξιογράφων είναι στάσιμη και όλοι οι επενδυτές συμφωνούν στο ότι δεν μπορεί κάποιος να έχει «καλύτερη» πληροφόρηση απ'όλους τους άλλους για την στοχαστική αυτή διαδικασία. Η υπόθεση αυτή είναι ιδιαίτερα σημαντική, καθώς παραδεχόμαστε ότι ο γεννεσιουργός μηχανισμός των αποδόσεων είναι σταθερός κατά την διάρκεια του χρόνου, έτσι ώστε οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις λαμβάνονται ως παρατηρήσεις του δείγματος της από κοινού κατανομής των αποδόσεων.

Ο βασικός στόχος της προσέγγισης αυτής είναι ο υπολογισμός της απόδοσης που θα έπρεπε να έχει το αξιόγραφο με βάση τον συστηματικό κίνδυνο τον οποίο εμπεριέχει. Η απόδοση αυτή καλείται φυσιολογική. Στην συνέχεια υπολογίζεται η διαφορά της φυσιολογικής από την πραγματοποιηθείσα απόδοση, η οποία είναι η μη φυσιολογική απόδοση. Μαθηματικά τα παραπάνω ορίζονται:

$$N(R_i) = R_f + \beta_i \cdot (R_m - R_f)$$

$$a = R_i - N(R_i)$$

άρα, 
$$R_i = \alpha + (1 - \beta_i) \cdot R_f + \beta_i \cdot R_m$$

όπου:  $N(R_i)$  η φυσιολογική απόδοση του  $i$  και  $\alpha$  ο συντελεστής του **Jensen**.

Έτσι τα αξιόγραφα (ή χαρτοφυλάκια) μπορούν να αξιολογούνται και να κατατάσσονται μεταξύ τους βάση της απόδοσης του  $\alpha$  που έχουν. Προφανώς συμπερένουμε ότι αν το  $\alpha$  είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό τότε είχαμε καλύτερη απόδοση απ'αυτή που αναμέναμε με βάση τον δεδομένο συστηματικό κίνδυνο  $\beta$  του χαρτοφυλακίου. Το αντίθετο συμπέρασμα βγάζουμε για αρνητικό και στατιστικά σημαντικό  $\alpha$ , ενώ αν το  $\alpha$  είναι μηδέν τότε είχαμε απόδοση ανάλογη με τον συστηματικό κίνδυνο που αναλάβαμε. Το χαρτοφυλάκιο με το μεγαλύτερο  $\alpha$  είναι και το πιο αποδοτικό, σύμφωνα με τον **Jensen**.

Ο **Jensen** καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι μέσες αποδόσεις των Αμοιβαίων Κεφαλαίων (ΑΚ) είναι κατώτερες απ'αυτές που θα μπορούσαν να υπάρξουν από την επένδυση σε απλά (προϊόντα μη επαγγελματικής διαχείρισης) χαρτοφυλάκια που έχουν τον ίδιο συστηματικό κίνδυνο. Επίσης κατέληξε στο συμπέρασμα ότι τα διάφορα χαρτοφυλάκια στην πλειοψηφία τους δεν μπορούν να «νικήσουν» την αγορά, δηλαδή να καταγράψουν υπερβάλλουσες αποδόσεις.

## ΠΑΡΕΚΒΑΣΗ - Η ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΟΥ ROLL

Σταθμός στάθηκε η κριτική του **Roll** (1977) στην οικονομική ερμηνεία της έρευνας του **Jensen** (και άλλων), μιας και αυτή είχε σαν βάση την ισχύ του CAPM. Ο **Roll** υπέθεσε ότι η απόδοση οποιουδήποτε αξιολογούμενου (ή χαρτοφυλακίου)  $i$  είναι μια γραμμική συνάρτηση της μέσης απόδοσης οποιουδήποτε χαρτοφυλακίου  $p$ , το οποίο βρίσκεται επάνω στο αποδοτικό σύνορο, και η σχέση αυτή μπορεί να εκφραστεί σε όρους του συντελεστή βήτα που σχετίζεται μ'αυτό το χαρτοφυλάκιο. Έστω τα χαρτοφυλάκια  $Z_1$  και  $Z_2$  με την μικρότερη (ελάχιστη) διασπορά και τα χαρτοφυλάκια  $P_1$  και  $P_2$  που βρίσκονται επάνω στο αποδοτικό σύνορο. Τότε ισχύει:

$$\begin{aligned} R_i &= R_{z1} + (R_{p1} - R_{z1}) \cdot \beta_{i1} = R_{z2} + (R_{p2} - R_{z2}) \cdot \beta_{i2} \\ &= (1 - \beta_{i1}) \cdot R_{z1} + \beta_{i1} \cdot R_{p1} = (1 - \beta_{i2}) \cdot R_{z2} + \beta_{i2} \cdot R_{p2} \end{aligned}$$

Εάν τώρα υποθέσουμε ότι  $P_1$  είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς,  $m$ , τότε το  $Z_1$  πρέπει να είναι το μοναδικό χαρτοφυλάκιο με την ελάχιστη διακύμανση που σχετίζεται μ'αυτό. Αν  $R_{z1} = R_f$ , τότε το  $\alpha$  του **Jensen** πρέπει να ισούται με μηδέν. Αν αυτό δεν ισχύει, θα είναι για κάποιο από τους παρακάτω λόγους :

- Υπάρχει διαφορά μεταξύ  $R_{z1}$  και  $R_f$
- Ο δείκτης της αγοράς που χρησιμοποιείται είναι φτωχή προσέγγιση του πραγματικού χαρτοφυλακίου της αγοράς και δεν βρίσκεται επάνω στο αποδοτικό σύνορο και
- Το  $R_i$  είναι μεγαλύτερο ή μικρότερο του  $(1 - \beta_i) \cdot R_f + \beta_i \cdot R_m$ , κάτι που σημαίνει ότι η αγορά δεν είναι σε ισοροπία, δηλαδή παραβιάζεται το CAPM.

Αν δεχθούμε ότι ισχύουν οι υποθέσεις του CAPM, τότε το a) και/ή το b) είναι οι βασικοί λόγοι για θετικό ή αρνητικό  $\alpha$ . Αυτό όμως δημιουργεί κάποιες δυσκολίες στο κριτήριο αποτελεσματικότητας του **Jensen**. Η προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς μπορεί να είναι αποτελεσματική, ενώ το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς να μην είναι. Έτσι μπορεί κάποιο χαρτοφυλάκιο (πχ ένα αμοιβαίο κεφάλαιο) στην πραγματικότητα να έχει καλύτερη απόδοση από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, αλλά αυτή η ανωτερότητα να μην ισχύει και για την προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Ο **Roll** (1977) σχολίασε το παραπάνω λέγοντας πως αν η προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς (που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό της

αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων) είναι αποτελεσματική, όλα τα  $\alpha$  του **Jensen** θα είναι μηδενικά (ή δεν θα αποκλείουν ιδιαίτερα από το μηδέν). Δεν θα είναι μηδενικά (θα αποκλείουν σημαντικά από το μηδέν) αν η προσέγγιση της αγοράς δεν είναι αποτελεσματική. Αλλά αν η προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς δεν είναι αποτελεσματική τότε δεν θα υπάρχει λόγος να χρησιμοποιούμε αυτή την προσέγγιση ως δείκτη αναφοράς! Παρόλα τ'αύτα είναι δυνατό να έχουμε μη μηδενικά  $\alpha$  ακόμα και αν η προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι αποτελεσματική. Έστω ότι  $R_{z1}$  είναι διάφορο του  $R_f$ . Η διαφορά  $R_{z1} - R_f$  δεν είναι ασήμαντη. Το αποτέλεσμα αυτής της ανισότητας, σύμφωνα με τον **Roll**, σε ότι αφορά το  $\alpha$  του **Jensen** είναι :

$$\alpha_i = (R_{z1} - R_f) * (1 - \beta_i)$$

Βάση αυτής της ισότητας διακρίνουμε δύο περιπτώσεις :

- α)** Αν  $R_{z1} > R_f$ , τότε -  $\alpha_i > 0$  αν και μόνο αν  $\beta_i < 1$  (το αξιόγραφο ή χαρτοφυλάκιο  $i$  έχει μικρότερο από το μέσο κίνδυνο)  
-  $\alpha_i = 0$  αν και μόνο αν  $\beta_i = 1$  (ο κίνδυνος του αξιογράφου ή του χαρτοφυλακίου  $i$  είναι ίσος με το μέσο κίνδυνο)  
-  $\alpha_i < 0$  αν και μόνο αν  $\beta_i > 1$  (το αξιόγραφο ή χαρτοφυλάκιο  $i$  έχει μεγαλύτερο από το μέσο κίνδυνο)

Παρατηρούμε ότι η αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων εξαρτάται από τον συστηματικό κίνδυνο που έχουν αυτά – κάτι που είναι αντίθετο με την πρόθεση του **Jensen**. Το  $\alpha$  είναι αρνητική γραμμική συνάρτηση του  $\beta$ .

**β)** Αν  $R_{z1} < R_f$ , τότε οι παραπάνω ανισότητες αντιστρέφονται. Η αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων εξαρτάται και εδώ από τον συστηματικό κίνδυνο που έχουν αυτά – κάτι που όπως είπαμε δεν είναι επιθυμητό. Το  $\alpha$  εδώ είναι θετική γραμμική συνάρτηση του  $\beta$ . Πάντως αν το βήτα είναι κοντά στην μονάδα το σφάλμα των συμπερασμάτων θα είναι ασήμαντο.

Αξίζει στο σημείο αυτό να αναφέρουμε ότι στην έρευνα του **Jensen** η αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων βρέθηκε αρνητικά συσχετισμένη με τα βήτα. Εξήγησε ότι η μεταβλητότητα στους υπολογισμούς των επιδόσεων οφείλονταν σε τυχαίους παράγοντες ή σε δειγματικό σφάλμα στους υπολογισμούς των βήτα. Ο **Roll** υποστήριξε ό,τι ο δείκτης που χρησιμοποιούμε για να ερευνήσουμε τις μεταβολές στις τιμές τις αγοράς είναι απλά ένα υποκατάστατο για το πραγματικό συστηματικό στοιχείο. Μπορεί να ανιχνεύσει ένα μόνο παράγοντα που επηρεάζει τις τιμές των μετοχών, ενώ στην ουσία υπάρχουν αρκετοί. Σημειώνουμε ότι ένα

σημαντικό (θα το δούμε αναλυτικότερα παρακάτω) λάθος που γίνεται στην έρευνα του **Jensen** είναι η χρησιμοποίηση προηγούμενων (από το διάστημα που αναφερόταν η έρευνά του) παρατηρήσεων για τον υπολογισμό των βήτα.

Επιπλέον η ύπαρξη θετικού ή αρνητικού  $\alpha$  του **Jensen** δεν μπορεί απαραίτητα από μόνη της να μας πει για την αποτελεσματικότητα της αγοράς. Συγκεκριμένα αν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό τότε  $\alpha=0$ . Αυτό το βλέπουμε και από την ισότητα

$$\alpha_i = (R_{z1} - R_f) * (\beta_{ip} - \beta_{im})$$

(αφού  $m$  θα ισούται με το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο  $p$ , το οποίο ορίσαμε προηγουμένως ότι βρίσκεται πάνω στο αποδοτικό συνоро). Αν  $\alpha=0$  τότε αυτό δεν σημαίνει κατ'ανάγκη ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό. Συνεπάγεται βέβαια ότι και για  $\alpha$  διάφορο του μηδενός κανένα συμπέρασμα δεν μπορεί να εξαχθεί για την αποτελεσματικότητα της αγοράς.

Έτσι ο **Roll** απέδειξε ότι ένα χαρτοφυλάκιο είναι αποδοτικό αν και μόνο αν ισχύει:

$$E(R_i) = R_f + \beta_{ip} * [E(R_p) - R_f]$$

Όπου:  $E(R_p)$  η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου  $p$  και

$\beta_{ip}$  ο συντελεστής βήτα μεταξύ της απόδοσης του  $i$  αξιόγραφου (ή χαρτοφυλακίου) και του  $p$  χαρτοφυλακίου. Τα άλλα σύμβολα δηλώνουν ότι έχουμε ορίσει παραπάνω.

Παρατηρούμε ότι αν αντικατασταθεί το χαρτοφυλάκιο  $p$  με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς προκύπτει το CAPM. Οπότε ο μόνος άμεσος τρόπος να ελέγξουμε εμπειρικά το CAPM είναι να αποδείξουμε την αποτελεσματικότητα του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Το χαρτοφυλάκιο αυτό, όμως, είναι αδύνατον να παρατηρηθεί άρα και να ελεγχθεί εμπειρικά αφού περιέχει όλα τα αξιόγραφα (και οτιδήποτε άλλο έχει αξία, εμπορεύσιμο ή μη) που υπάρχουν στην αγορά (μετοχές, ομόλογα, ομολογίες, χρηματοοικονομικά δικαιώματα, έργα τέχνης, γραμματόσημα κτλ) ακόμα και τα άυλα, όπως π.χ η εκπαίδευση. Άρα μιλάμε για ένα θεωρητικό υπόδειγμα που χρησιμοποιεί προσεγγίσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ακόμα ο **Roll** λέει πως όλες οι προσπάθειες - μελέτες που έγιναν να ελέγξουν το CAPM εξετάζουν την ύπαρξη γραμμικής σχέσης μεταξύ μέσης αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου, καθώς και την αποδοτικότητα του χαρτοφυλακίου που προσεγγίζει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Τα αποτελέσματα των παραπάνω



ερευνών έχουν δείξει ότι δεν υπάρχει ακριβής γραμμική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου, όποτε θα πρέπει να εξετασθούν πόσοι και ποιοί άλλοι παράγοντες επηρεάζουν την απόδοση των αξιογράφων ή χαρτοφυλακίων.

Γενικά, αυτές οι έρευνες έχουν δείξει ότι το CAPM, στην βασική του μορφή, δεν παρέχει μια επαρκή περιγραφή της αποδόσεων των αξιογράφων. Συμπερασματικά, το CAPM δεν είναι το κατάλληλο «όχημα» για την αποτίμηση της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων. Τα τεστ που είναι βασισμένα στο CAPM είναι μόνο προσέγγιση του arbitrage (όπως θα δούμε παρακάτω). Έτσι η αξιοπιστία τους τίθεται σε αμφιβολία. **ΤΕΛΟΣ ΠΑΡΕΚΒΑΣΗΣ**

## **Η ARBITRAGE ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ ΓΙΑ ΤΟ ΜΕΤΡΟ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΙΚΟΤΗΤΑΣ JENSEN**

Από την παραπάνω «κριτική» του **Roll** θα μπορούσε κανείς, απολύτως δικαιολογημένα, να συμπεράνει ότι ο δείκτης αναφοράς του **Jensen** (βασισμένος στο CAPM) για την αποτίμηση της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων μπορεί να μας οδηγήσει σε παραπλανητικά αποτελέσματα. Έτσι, ο μόνος τρόπος για να αποφύγουμε αυτά τα διλήμματα είναι να εγκαταλείψουμε το CAPM. Όμως οποιαδήποτε εναλλακτική επιλογή για την αποτίμηση της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων χρειάζεται κάποιο μοντέλο αποτίμησης και κάποιο benchmark το οποίο οπωσδήποτε (α) θα είναι υπολογίσιμο από τις παρατηρηθείσες μεταβλητές και (β) θα μπορεί να ερμηνευτεί στα πλαίσια μιας αναγνωρίσιμης επενδυτικής στρατηγικής. Έτσι, μια διαφορετική προσέγγιση στην εργασία του **Jensen** βασίζεται στην θεωρία του arbitrage, που κατά κάποιο τρόπο έρχεται να «συναντήσει» την κριτική του **Roll** στο CAPM. Η προσέγγιση αυτή έχει το επιπλέον πλεονέκτημα ότι μπορεί να αναλύσει και κάποιους επιπλέον παράγοντες, όπως η βιομηχανική παραγωγή για παράδειγμα, που επηρεάζουν την απόδοση των αξιογράφων.

Πριν μπούμε στο κυρίως θέμα καλό θα ήταν να αποσαφηνίσουμε την οικονομική έννοια του arbitrage μέσα από ένα παράδειγμα. Έστω ότι ένας επενδυτής ξέρει ότι η απόδοση ενός συγκεκριμένου Αμοιβαίου Κεφαλαίου  $i$  (AK) θα ξεπεράσει (θα έχει καλύτερη απόδοση) την απόδοση κάποιας άλλης επένδυσης με τον ίδιο βαθμό κινδύνου. Με κάποιο τρόπο αυτός ο επενδυτής μπορεί να έχει «υπερβάλουσα» απόδοση χωρίς να χρειαστεί να χρησιμοποιήσει δικά του κεφάλαια. Αυτό θα το καταφέρει πουλώντας “short” αξιόγραφα με τον ίδιο κίνδυνο με αυτό του  $i$

και με τα κεφάλαια από τις πωλήσεις αυτές θα αγοράσει μερίδια του  $i$ . Στη συνέχεια θα πουλήσει τα μερίδια του  $i$  έτσι ώστε να καλύψει την “short” θέση που έχει πάρει. Αν η προσωπική πληροφόρηση που είχε για το  $i$  έχει επαληθευθεί ο επενδυτής αυτός θα έχει καταγράψει «μη φυσιολογική» απόδοση. Αντίστροφα, αν ο συγκεκριμένος επενδυτής ήξερε ότι το  $i$  θα κατέγραφε χειρότερη επίδοση θα είχε ακολουθήσει αντίστροφη στρατηγική, δηλαδή θα πήγαινε “short” σε μερίδια του  $i$  και “long” σε άλλα αξιόγραφα παρόμοιου κινδύνου.

Η προσέγγιση του arbitrage βέβαια δεν στηρίζεται στην ύπαρξη του CAPM. Αν ο επενδυτής είναι «σίγουρος» και έχει προσωπική γνώση ότι κάποιο αξιόγραφο  $i$  θα έχει καλύτερη (ή χειρότερη) επίδοση από το μέσο όρο θα μπορέσει να ακολουθήσει μια αντισταθμιστική (hedge) στρατηγική πηγαίνοντας long (ή short) στο  $i$  και short (ή long) σε άλλα αξιόγραφα με τέτοιο τρόπο ώστε να μην χρειάζεται να χρησιμοποιήσει τα δικά του κεφάλαια. Έτσι όταν ο “arbitrageur” γνωρίζει για ανώτερου (ή κατώτερου) κέρδους ευκαιρία, επενδύει χωρίς να βάζει σε κίνδυνο τα ιδιωτικά του κεφάλαια. Στην πράξη, βέβαια, η εφαρμογή του arbitrage εμπεριέχει κίνδυνο για τους εξής λόγους : (α) Οι arbitrageurs δεν μπορούν να είναι σίγουροι ότι η πληροφόρηση που έχουν για την απόδοση του  $i$  αξιογράφου, βάση της οποίας ενεργούν, πρώτον είναι βέβαιη και δεύτερον δεν αποτελεί γνώση και κάποιου τρίτου και (β) είναι αδύνατο να είναι κάποιος σίγουρος ότι η γνώση του για την πολυμεταβλητή γεννεσιουργό διαδικασία είναι αξιόπιστη. Ακόμα, λόγω του ότι οι αγορές συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης δεν είναι τέλειες, περιορίζεται το short selling και οι πιθανότητες arbitrage μειώνονται. Παρόλο που οι κίνδυνοι και οι περιορισμοί στις εφαρμογές arbitrage είναι πραγματικοί, δεν είναι κατάλληλοι για τον σκοπό της αποτίμησης της αποτελεσματικότητας των αξιογράφων. Δεν πρέπει να υποτεθεί ότι οι επενδυτές οπωσδήποτε θα έχουν και θα χρησιμοποιήσουν «ξεχωριστή» (από τους υπολοίπους) πληροφόρηση για ανώτερη ή κατώτερη επίδοση κάποιων αξιογράφων, έτσι ώστε να έχουν κέρδη από το arbitrage. Οι δυσκολίες που προαναφέραμε επαρκούν στο να αποτρέπουν τους επενδυτές από το να προσπαθούν να εφαρμόζουν το arbitrage έτσι ώστε να έχουν μη φυσιολογική απόδοση. Ο σκοπός της αποτίμησης εδώ είναι να ξεχωρίσει την έννοια της «ευνοϊκής» πληροφόρησης από την έννοια του κινδύνου και των άλλων υποθέσεων.

Στο σημείο αυτό θα εξετάσουμε μερικές βασικές θεωρίες του arbitrage σε μαθηματική μορφή. Έστω  $x_i$  το ποσό που είναι διαθέσιμο στον arbitrageur για να επενδυθεί στο  $i$  αξιόγραφο έτσι ώστε να μπορεί να καλυφθεί παίρνοντας short ή long θέση σε  $N - 1$  άλλα αξιόγραφα. Τότε :

$$X_i = \sum_{j \neq i} X_j \quad \text{όπου } i \neq j \text{ και } \Sigma \text{ το άθροισμα από } j \text{ έως } N \quad (1)$$

Το  $N$  πρέπει να είναι αρκετά μεγάλο έτσι ώστε να αντισταθμίζει τυχαίες διακυμάνσεις στις αποδόσεις του  $i$ . Γενικά είναι απαραίτητο να έχουμε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο για να μειώνουμε τον κίνδυνο, καθώς και η λογική της αντιστάθμισης υπαγορεύει την ελαχιστοποίηση του συστηματικού κινδύνου στις αποδόσεις των αξιογράφων. Το κέρδος από το arbitrage ακολουθώντας long θέση στο  $i$  είναι :

$$D_i = x_i * E(r_i) - \sum_{j \neq i} x_j * E(r_j) \quad (2)$$

όπου  $i \neq j$ ,  $\Sigma$  το άθροισμα από  $j$  έως  $N$  και  $r_i, r_j$  οι μέσες αποδόσεις των  $i$  και  $j$  αξιογράφων.

Τώρα πλέον είναι δυνατή μια arbitrage επεξήγηση του μέτρου αποτελεσματικότητας  $\alpha$  του Jensen. Η arbitrage στρατηγική μπορεί (λίγο ή πολύ) να εξετασθεί με τον ίδιο τρόπο όπως και το CAPM, χωρίς όμως να περιορίζεται από τα στενά όρια της ισορροπίας μέσου – διακύμανσης που ορίζει το CAPM. Η ισότητα (1) μπορεί να γραφτεί και για χαρτοφυλάκιο δύο στοιχείων, το αξιόγραφο  $f$  μηδενικού κινδύνου και το χαρτοφυλάκιο  $m$  της αγοράς. Έτσι παίρνει την μορφή :

$$x_i = x_f + x_m \quad (3)$$

(το  $f$  χρησιμοποιείται με σκοπό να ολοκληρώσουμε την διαφοροποίηση. Οποιοδήποτε άλλο αξιόγραφο ή χαρτοφυλάκιο που δεν συσχετίζεται με το  $m$  παρέχει την ίδια χρησιμότητα). Έτσι το κέρδος από το arbitrage στη σχέση (2) γίνεται :

$$D_i = x_i * E(r_i) - x_f * r_f - x_m * E(r_m) \quad (4)$$

Διαιρώντας με  $x_i$  όλα τα μέλη της εξίσωσης (4) έχουμε :

$$D_i/x_i = E(r_i) - (x_f/x_i) * r_f - (x_m/x_i) * E(r_m) \quad (5)$$

Ισοδύναμα  $D_i/x_i = \alpha_i = E(r_i) - (1 - w_m) * r_f - w_m * E(r_m) \quad (6)$ , όπου  $w_m = x_m/x_i$

Είναι γνωστό ότι σημαντικό μέρος της μεταβλητότητας των αποδόσεων των αξιογράφων προέρχεται από μια ποικιλία οικονομικών παραγόντων. Έτσι μπορούμε να γράψουμε τις αποδόσεις του  $i$  αξιογράφου σε όρους του παρακάτω μοντέλου :

$$r_i = a_i + b_i * r_m + e_i \quad (7) \quad \text{ή σε όρους μέσης αναμενόμενης τιμής}$$

$$E(r_i) = a_i + b_i * E(r_m) \quad (8) \quad (\text{έχουμε ήδη δει ότι } E(e_i) = 0)$$

Για να μειώσουμε το συστηματικό στοιχείο  $b_i \cdot E(r_m)$  πρέπει να θέσουμε  $w_m = b_i$ . Έτσι θέτοντας την (8) στην (6), έχουμε :

$$a_i = a_i + b_i \cdot E(r_m) - (1 - b_i) \cdot r_f - b_i \cdot E(r_m) = a_i - (1 - b_i) \cdot r_f \quad (9)$$

(για τις παραπάνω ισότητες όπου  $r_i, r_j$  οι αποδόσεις των  $i, j$  αξιογράφων,  $E(r_i), E(r_j)$  οι μέσες αποδόσεις τους,  $r_m$  η απόδοση της αγοράς και  $E(r_m)$  η μέση απόδοσή της,  $r_f$  η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου και  $b_i$  ο συντελεστής βήτα του  $i$  και  $e_i$  τα κατάλοιπα με μέσο και συνδιακύμανση ίσα με το μηδέν).

Το αποτέλεσμα που βρήκαμε οφείλεται στην εξίσωση (7) που είναι μια ικανοποιητική απεικόνιση του δείγματος των πραγματοποιηθέντων αποδόσεων των αξιογράφων. Για τους σκοπούς του arbitrage είναι απαραίτητο τα σφάλματα  $e_i$  να μπορούν να εξαλειφθούν τελείως μέσω της διαφοροποίησης και αυτό για να γίνει χρειάζεται τα  $e_i$  να είναι ανεξάρτητα μεταξύ των αξιογράφων για να μπορεί να «λειτουργήσει» ο νόμος των μεγάλων αριθμών. Αξίζει να αναφέρουμε πως παρόλο που ο Jensen αναγνώρισε ότι σε περιόδους που υπάρχει πληθωρισμός δεν υπάρχει αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου, εντούτις θεώρησε πως το σφάλμα από την παράβλεψη αυτή είναι αρκετά μικρό. Για αποφυγή αυτού του λάθους μπορούμε να χρησιμοποιούμε το χαρτοφυλάκιο μηδενικού βήτα (άρα και μηδενικού κινδύνου) στη θέση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου. Σημαντικό εδώ είναι να αναγνωρίσουμε κάτι που είπαμε και προηγουμένως, ότι η προσέγγιση του arbitrage δεν εξαρτάται από το CAPM. Άρα είναι δυνατές οι υπερβάσεις, από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, αποδόσεις.

Επιπλέον σημαντικό είναι ότι ακόμα και αν σε καμία περίπτωση δεν μπορούμε να πάρουμε short θέση στο αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου, αυτό δεν έχει καμία σημασία στην αποτίμηση της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων. Η arbitrage προσέγγιση μας λέει για την απόδοση που θα έχουμε σε περίπτωση που είναι δυνατό το arbitrage, ενώ η λογική του CAPM για το  $\alpha$  δίνει μεγάλη σημασία στον εντοπισμό ενός μοντέλου για την τιμολόγηση των αξιογράφων. Το arbitrage εδώ βασίζεται στον εντοπισμό του συστηματικού στοιχείου στις αποδόσεις των αξιογράφων.

Σ' αυτό το σημείο θα εξετάσουμε την περίπτωση που η βιομηχανική παραγωγή (ή άλλοι παράγοντες) επηρεάζουν σημαντικά τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Η εξίσωση (7) στην περίπτωση αυτή (όπου σημαντικό μέρος των

κεφαλαίων έχει επενδυθεί στον δείκτη βιομηχανικής παραγωγής) μπορεί να πάρει την μορφή :

$$r_i = a_i + b_{i1} * r_m + b_{i2} * r_f + e_i \quad (10) \quad \text{και σε όρους μέσων αναμενόμενων τιμών}$$

$$E(r_i) = a_i + b_{i1} * E(r_m) + b_{i2} * E(r_f) \quad (11)$$

όπου  $b_{i1}$ ,  $b_{i2}$  οι συντελεστές βήτα του  $i$  αξιογράφου με την αγορά  $m$  και την βιομηχανική παραγωγή  $f$ ,  $r_i$  η απόδοση του βιομηχανικού παράγοντα και  $E(r_i)$  η μέση αναμενόμενη απόδοση του βιομηχανικού παράγοντα. Όπως είδαμε και προηγουμένως η επένδυση στο  $i$  χαρτοφυλάκιο θα γίνει παίρνοντας short ή long θέση στο αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου (ή μηδενικού βήτα)  $f$ , στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς  $m$  και στον δείκτη βιομηχανικής παραγωγής  $f$  :

$$x_i = x_f + x_m + x_l \quad (12)$$

Διαιρώντας με  $x_i$  όλα τα μέλη της εξίσωσης (12) έχουμε :

$$1 = x_f/x_i + x_m/x_i + x_l/x_i$$

ισοδύναμα  $x_f/x_i = 1 - w_m - w_l \quad (13)$  όπου  $x_m/x_i = w_m$  και  $x_l/x_i = w_l$

Παρόμοια με την (4) το κέρδος από την εφαρμογή του arbitrage θα είναι :

$$D_i = x_i * E(r_i) - x_f * r_f - x_m * E(r_m) - x_l * E(r_l)$$

ισοδύναμα  $D_i/x_i = \alpha_i = E(r_i) - (x_f/x_i) * r_f - (x_m/x_i) * E(r_m) - (x_l/x_i) * E(r_l) \quad (14)$

Από τις (13), (14) έχουμε  $\alpha_i = E(r_i) - (1 - w_m - w_l) * r_f - w_m * E(r_m) - w_l * E(r_l) \quad (15)$

Θέτοντας  $w_m = b_{i1}$  και  $w_l = b_{i2}$  και την σχέση (11) στην (15) έχουμε :

$$\alpha_i = a_i - (1 - b_{i1} - b_{i2}) * r_f \quad (16)$$

Όπως στη σχέση (9), έτσι και στη σχέση (16) η υπερβάουσα απόδοση εμνηνύεται ως ο «ατομικός» παράγοντας του χαρτοφυλακίου  $i$  μείον ένα μέρος από την απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου. Ιδιαίτερη σημασία έχει να καταλάβουμε την φύση των ισοτήτων (7) και (10). Και στις δύο περιπτώσεις ο «ατομικός» παράγοντας στην απόδοση του  $i$  είναι  $a_i + e_i$ . Στη σχέση (10) το στοιχείο  $b_{i2} * r_f$  είναι μέρος του «ατομικού» παράγοντα στην (7) που είναι κοινός με άλλα χαρτοφυλάκια που έχουν επενδύσει στον δείκτη βιομηχανικής παραγωγής. Με λίγα

λόγια η **(7)** αναλύει την απόδοση του  $i$  σε δύο στοιχεία, ενώ η **(10)** την αναλύει σε τρία.

Το «κλειδί» στην όλη υπόθεση είναι ο προσδιορισμός του παράγοντα της αγοράς και του βιομηχανικού παράγοντα. Μία προσέγγιση είναι να παλινδρομήσουμε τις αποδόσεις των αξιογράφων με τις προσεγγίσεις του παράγοντα της αγοράς και του βιομηχανικού παράγοντα. Η δυσκολία σ' αυτή την περίπτωση είναι ότι τα αποτελέσματα θα είναι ευαίσθητα στην επιλογή των προσεγγίσεων αυτών.

Ο ρόλος του CAPM στην arbitrage προσέγγιση της αποτίμησης της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων είναι καθαρά συμπτωματικός. Για την ακρίβεια, η προσέγγιση μέσω arbitrage δίνει τα ίδια αποτελέσματα με την περίπτωση που έχουμε arbitrage μ' έναν μόνο παράγοντα. Όταν έχουμε παραπάνω από ένα συστηματικό στοιχείο (παράγοντα) στις αποδόσεις των αξιογράφων (ή χαρτοφυλακίων) το CAPM μπορεί να μας παραπλανήσει και αυτό γιατί τα κέρδη από το θεωρητικό arbitrage δεν θα είναι χωρίς κίνδυνο μιας και οι άλλοι (εκτός απ' αυτούς της αγοράς) συστηματικοί παράγοντες δεν θα έχουν αντισταθμιστεί. Είναι φανερό ότι το γεγονός της ύπαρξης παραπάνω του ενός σημαντικού παράγοντα είναι από μόνο του στοιχείο κατά του CAPM. Το CAPM υποστηρίζει ότι υπάρχει μόνο ένας συστηματικός παράγοντας που επηρεάζει τις αποδόσεις των αξιογράφων, οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Έτσι, μιας και είναι γνωστό ότι υπάρχουν και άλλοι παράγοντες, το CAPM δεν ταιριάζει με την πραγματικότητα. Ουσιαστικά είναι ένα ατελές arbitrage μοντέλο.

Η arbitrage προσέγγιση, έτσι όπως περιγράφηκε, αποφεύγει τις δυσκολίες του CAPM, όπως αυτές έχουν περιγραφεί από τον **Roll**. Εξάλλου τα τεστ που είναι βασισμένα στο CAPM μπορούν να θεωρηθούν ως ειδικές περιπτώσεις της προσέγγισης arbitrage όταν η βιομηχανική παραγωγή και οποιοδήποτε άλλο συστηματικοί παράγοντες (εκτός από εκείνον της αγοράς) κρίνονται ότι επηρεάζουν πολύ λίγο τις αποδόσεις των αξιογράφων.

## **Η ΜΕΤΡΗΣΗ ΤΩΝ ΣΥΣΤΗΜΑΤΙΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ**

Σύμφωνα με τον **Jensen** η ανώτερη ή κατώτερη αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων είναι τυχαίες διαταραχές γύρω από την αναμενόμενη απόδοση και γ' αυτό η «ανώτερη πληροφόρηση» σχετίζεται μόνο με κάποιες συγκεκριμένες πραγματοποιήσεις της διαδικασίας. Έτσι αν ένα χαρτοφυλάκιο ακολουθεί στρατηγική

αγοράς και διακράτησης αξιογράφων, οι ανώτερες (θετικές) αποδόσεις θα αντισταθμιστούν στο τέλος με τις κατώτερες (αρνητικές) αποδόσεις. Ο μόνος τρόπος για να αποφευχθεί αυτό είναι το χαρτοφυλάκιο να κάνει τουλάχιστον μία αγοραπωλησία. Αυτό όμως μπορεί να οδηγήσει στην μεταβολή του συντελεστή βήτα (του συστηματικού κινδύνου) του χαρτοφυλακίου μέσα στο χρόνο, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με τις υποθέσεις που έκανε **Jensen**. Στην περίπτωση αυτή, πάντως, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου δεν θα διατηρηθεί διαχρονικά σταθερός.

Όταν, λοιπόν, αλλάζουμε κάποια από τα αξιόγραφα που περιέχει ένα χαρτοφυλάκιο πολύ πιθανό να αλλάζει και ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου και είναι δύσκολο κάποιος να αθροίσει τα βήτα των διαφορετικών χρονικών περιόδων. Δηλαδή υπάρχουν (μάλλον δισεπίλυτα) προβλήματα στην ανάλυση μιας εκτίμησης για τον μέσο κίνδυνο. Η arbitrage προσέγγιση αποφεύγει αυτές τις δυσκολίες για τους εξής λόγους : (α) Δεν κάνει την υπόθεση ότι η αγορά είναι σε ισορροπία για μεγάλο χρονικό διάστημα. Έτσι είναι πιθανό κάποια χαρτοφυλάκια (πχ κάποιο Αμοιβαίο Κεφάλαιο) με «ανώτερη» πληροφόρηση να καταγράψουν υπερβάουσα απόδοση και (β) η εφαρμογή του θεωρητικού arbitrage είναι χωρίς κίνδυνο. Το σημείο (β) χρειάζεται μία επιπλέον επεξήγηση. Στο CAPM, κάθε χρονική στιγμή που κάποιο χαρτοφυλάκιο  $i$  αλλάζει τα επενδυτικά του στοιχεία ίσως να αλλάζει και το βήτα του, όπως είδαμε. Επομένως είναι απαραίτητο να υπολογίζουμε ξεχωριστά τα βήτα του  $i$  για κάθε χρονικό διάστημα που μεσολαβεί μέχρι την επόμενη αλλαγή και με κάποιο τρόπο να βρούμε το μέσο συστηματικό κίνδυνο. Με την arbitrage προσέγγιση δεν έχει καμιά ιδιαίτερη σημασία με ποιό τρόπο έρχονται οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου. Το μόνο που έχει να κάνει ο ενδιαφερόμενος είναι να υπολογίσει τα συστηματικά στοιχεία και να χρησιμοποιήσει τα αποτελέσματα που θα βρει για να κάνει τη θεωρητική αντιστάθμιση.

Ένα ακόμα στοιχείο που έχει η arbitrage προσέγγιση είναι ότι αποφεύγει να προσδιορίσει την φύση της χρησιμοποιούμενης γεννεσιουργού διαδικασίας από το δείγμα των δεδομένων. Το μόνο που χρειάζεται είναι να υπολογίσει από ένα σύνολο δεδομένων το συστηματικό στοιχείο σε όλες τις τιμές των αξιογράφων. Μια κατάλληλη τεχνική γι'αυτό το σκοπό είναι η παραγοντική ανάλυση. Έτσι το δείγμα των δεδομένων θα παραμένει σταθερό (ή σχεδόν σταθερό) κατά τη διάρκεια του χρόνου. Ακόμα ο **Jensen** βρήκε ότι υπάρχει σχέση μεταξύ της μέτρησης της απόδοσης των χαρτοφυλακίων και των βήτα τους και την απέδωσε σε κάποιο «θόρυβο». Από την άποψη του arbitrage δεν είναι αναγκαίο η μέτρηση της αποτελεσματικότητας να είναι ανεξάρτητη από τα βήτα.

Το δείγμα των δεδομένων που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των βήτα είναι το ίδιο με αυτό που χρησιμοποιούμε για να υπολογίσουμε την αποτελεσματικότητα των χαρτοφυλακίων. Πολλές εμπειρικές έρευνες, όμως, έχουν χρησιμοποιήσει διαφορετικά δεδομένα για να υπολογίσουν τα βήτα. Μία απ'αυτές τις έρευνες είναι και αυτή του **Jensen**, ο οποίος υποστήριξε ότι ο κίνδυνος πρέπει να υπολογίζεται απ'όλα τα στοιχεία που είναι διαθέσιμα για το κάθε χαρτοφυλάκιο έτσι ώστε να περιορίζεται στο ελάχιστο το δειγματικό σφάλμα στις εκτιμήσεις. Στην δική του έρευνα ενώ χρησιμοποίησε στοιχεία για το διάστημα 1955-1964 για να βρει την αποτελεσματικότητα των ΑΚ, για τον υπολογισμό των βήτα χρησιμοποίησε παραπάνω στοιχεία, για όσα περισσότερα έτη μπόρεσε να βρεί. Αυτό το δικαιολόγησε από την σκοπιά του CAPM του οποίου η θεωρία λέει ότι τα βήτα παραμένουν σταθερά στον χρόνο. Στην arbitrage προσέγγιση η χρησιμοποίηση παραπάνω στοιχείων μπορεί να μας οδηγήσει σε εσφαλμένα συμπεράσματα, σίγουρα στην θεωρία, ίσως και στην πράξη. Στο σημείο αυτό μπορούμε να αναφέρουμε μερικές ακόμα σχέσεις που προκύπτουν.

Στην πιο ρεαλιστική περίπτωση που η αγορά δεν θεωρείται α priori αποτελεσματική – οπότε συνεπάγεται ότι μπορούν να υπάρξουν χαρτοφυλάκια που θα μπορούν να την «νικήσουν» - πρέπει να εξασφαλίσουμε ότι μπορεί να εφαρμοστεί το θεωρητικό arbitrage. Το arbitrage υποθέτει ότι ο συστηματικός κίνδυνος πρέπει να περιορισθεί, γιατί σε διαφορετική περίπτωση η θεωρητική αντιστάθμιση δεν θα είναι χωρίς κίνδυνο. Πάντως, οι μέχρι τώρα έρευνες που έχουν γίνει με την arbitrage προσέγγιση για την αποτίμηση της αποτελεσματικότητας των χαρτοφυλακίων καταλήγουν στα ίδια συμπεράσματα με αυτά του **Jensen** : οι αποδόσεις των διαφόρων χαρτοφυλακίων (καθαρές από έξοδα και προμήθειες συναλλαγών) δεν είναι «καλύτερες» (κατά μέσο όρο) από την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

## **ΤΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΕΞΙΣΟΡΡΟΠΗΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΠΩΛΗΣΙΑΣ**

Σύμφωνα με το Υπόδειγμα Εισορροπητικής Αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory – APT) ένας επενδυτής ισορροπεί ανάμεσα σ'ένα θεωρητικό χαρτοφυλάκιο αποτελούμενο από αξιόγραφα  $i$  και σ'ένα σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο, ενώ δεν περιλαμβάνει καμιά δέσμευση για διαθέσιμο πλούτο απ'αυτόν. Για να είμαστε σίγουροι για την ελαχιστοποίηση του κινδύνου το σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο πρέπει να κατασκευαστεί με τέτοιο τρόπο ώστε να έχει ίδια χαρακτηριστικά



συστηματικού κινδύνου των μετοχών με αυτά του θεωρητικού χαρτοφυλακίου. Τα χαρακτηριστικά αυτά του κινδύνου μπορούν να επηρεάζονται από διάφορους παράγοντες (όπως πχ παράγοντες που σχετίζονται με το μέγεθος της αγοράς και της βιομηχανίας). Αν υπάρχει μόνο ένας συστηματικός παράγοντας και αυτός είναι η μεταβλητότητα των τιμών της αγοράς που επηρεάζει τις τιμές των μετοχών, τότε μιλάμε για το γνωστό CAPM σαν μια ειδική περίπτωση του APT. Ας δούμε την εξίσωση:

$$R_i = (1 - \beta_i) \cdot R_f + \beta_i \cdot R_m$$

Σε όρους του APT το αριστερό μέρος της εξίσωσης αυτής αντιπροσωπεύει τις αποδόσεις του θεωρητικού χαρτοφυλακίου  $i$  και το δεξί μέρος του σταθμισμένου χαρτοφυλακίου. Δηλαδή αγοράζουμε μαζί αξιόγραφα της αγοράς και μηδενικού κινδύνου σε αναλογίες τέτοιες ώστε να αντισταθμίζεται - μειώνεται ο συστηματικός κίνδυνος που επηρεάζει το θεωρητικό χαρτοφυλάκιο. Έτσι ο συντελεστής βήτα ισούται με:

$$\beta = \% \text{ των μεταβολών της αγοράς που επηρεάζουν το } i / \% \text{ των μεταβολών της αγοράς που επηρεάζουν το } m$$

Το βασικότερο πλεονέκτημα του APT είναι ότι η θεωρία του αποφεύγει πολλές υποθέσεις που χρειάζονται για το CAPM, όπως πχ η ισορροπία της αγοράς και η ομοιογένεια των επενδυτών, η παραβίαση των οποίων δεν παίζει κανένα ρόλο. Το APT περιγράφει τις αποδόσεις των αξιογράφων ως γραμμικό συνδυασμό ενός κ-παραγοντικού μοντέλου όπου οι παράγοντες είναι κοινοί για όλα τα αξιόγραφα και περιέχουν όλο το συστηματικό κίνδυνο. Επίσης κάνει τις ακόλουθες υποθέσεις : α) Δεν μπορούν να υπάρξουν ευκαιρίες arbitrage στην αγορά, δηλαδή δεν γίνεται να έχουμε κέρδος με μηδενικό κίνδυνο και β) μπορεί να εφαρμοσθεί ο νόμος των μεγάλων αριθμών μιας και ο αριθμός των αξιογράφων στην αγορά είναι αρκετά μεγάλος.

Το APT εισάγει μια συνθήκη ισορροπίας όπου η απόδοση κάθε  $i$  αξιογράφου - χαρτοφυλακίου είναι γραμμική συνάρτηση  $j$  παραγόντων. Το πολυπαραγοντικό μοντέλο που δίνει τις αποδόσεις των αξιογράφων γράφεται ως εξής :

$$R_i = a_i + b_{i1} \cdot I_1 + b_{i2} \cdot I_2 + \dots + b_{ij} \cdot I_j + e_i \quad (1)$$

Το APT μοντέλο που προκύπτει από την παραπάνω γεννεσιουργό διαδικασία αποδόσεων έχει την μορφή :

$$E(R_i) = R_f + \sum_{j=1}^J b_{ij} \lambda_j \quad (2) \quad \text{όπου } \sum_{j=1}^J \lambda_j = 1$$

Όπου :  $a_i$  είναι η αναμενόμενη απόδοση της  $i$  μετοχής-χαρτοφυλακίου όταν οι άλλοι παράγοντες είναι μηδέν.  $I_j$  είναι η τιμή του παράγοντα  $j$  που επηρεάζει την απόδοση του αξιογράφου  $i$ . Οι κοινói παράγοντες επηρεάζουν την απόδοση παραπάνω του ενός αξιογράφου και είναι οι πηγές της συνδιακύμανσης μεταξύ των αξιογράφων.  $\lambda_j$  είναι η επιπλέον αναμενόμενη απόδοση που απαιτείται για την ευαισθησία του αξιογράφου στον παράγοντα  $j$ . Τα  $b_{ij}$  αποτελούν τον συντελεστή ευαισθησίας της  $i$  μετοχής στις διακυμάνσεις του κοινού παράγοντα  $j$ . Τα  $b_{ij}$  είναι μοναδικά για το κάθε αξιόγραφο και αποτελούν ένα από τα χαρακτηριστικά του. Τέλος,  $e_i$  τα σφάλματα τα οποία έχουν μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση. Ακόμα ισχύει :

$$E(e_i, e_j) = 0 \text{ για όλα τα } i, j \text{ διαφορετικά μεταξύ τους,}$$

$E[e_i (I_j - \mu_j)] = 0$  όπου  $\mu_j$  η μέση τιμή του  $I_j$ , για όλα τα  $i, j$  διαφορετικά μεταξύ τους.

Αν θέλουμε να ελέγξουμε το APT, τότε θα ελέγξουμε την ισότητα (2), κάτι που σημαίνει ότι πρέπει να έχουμε εκτιμήσεις των  $b_{ij}$ . Τα πρισσότερα τεστ APT χρησιμοποιούν την ισότητα (1) για να εκτιμήσουν τα  $b_{ij}$ . Για να εκτιμήσουμε, πάντως, τα  $b_{ij}$  πρέπει να έχουμε ορίσει τα αντίστοιχα  $I_j$ . Η πιο γενική προσέγγιση σ' αυτό το πρόβλημα είναι να εκτιμήσουμε ταυτόχρονα τους παράγοντες  $I_j$  και τα  $b_{ij}$  στην ισότητα (2). Μια εναλλακτική μέθοδος είναι να προσδιορίσουμε ένα σύνολο χαρακτηριστικών τα οποία, ίσως, να επηρεάζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις. Όταν χρησιμοποιούμε την μέθοδο αυτή τα  $b_{ij}$  μπορούν απευθείας να υπολογιστούν. Αφού υπολογιστούν τα  $b_{ij}$ , η ισότητα (2) χρησιμοποιείται για να εκτιμηθούν τα  $\lambda_j$ , άρα και να ελεγχθεί το APT.

Μια δεύτερη εναλλακτική μέθοδος είναι να προσδιορίσουμε τους παράγοντες  $I_j$  στην ισότητα (1) και στην συνέχεια να εκτιμήσουμε τα χαρακτηριστικά των αξιογράφων  $b_{ij}$  και τις τιμές της αγοράς για τον κίνδυνο των  $\lambda_j$ . Δύο προσεγγίσεις χρησιμοποιούνται για να προσδιορίσουμε τους παράγοντες. Η πρώτη στην αρχή υποθέτει (στην βάση της οικονομικής θεωρίας) ένα σύνολο από μακροοικονομικές μεταβλητές (όπως ο πληθωρισμός και το ύψος των επιτοκίων) οι οποίες ίσως να επηρεάζουν τις αποδόσεις των αξιογράφων και στην συνέχεια υπολογίζει μέσω της (1) τα  $b_{ij}$ . Η δεύτερη προσέγγιση ορίζει ως παράγοντες ένα σύνολο από (υποθετικά) χαρτοφυλάκια που εσωκλείουν τις πιθανές επιρροές στις αποδόσεις των

αξιογράφων. Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση η ισότητα **(1)** χρησιμοποιείται για τον προσδιορισμό των  $b_{ij}$  με τις αποδόσεις των υποτιθέμενων χαρτοφυλακίων να χρησιμοποιούνται στον υπολογισμό των  $b_{ij}$  και των  $I_j$  μέσω παλινδρόμησης. Όποια από τις δύο προσεγγίσεις και αν ακολουθηθεί, η ισότητα **(2)** θα εκτιμηθεί για να υπολογίσουμε τα  $\lambda_j$  και το σχετικό APT μοντέλο.

### **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ – ΕΞΕΛΙΞΗ ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΕΞΙΣΟΡΡΟΠΗΤΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΠΩΛΗΣΙΑΣ**

---

Στο κεφάλαιο αυτό της εργασίας θα προχωρήσουμε στην περιγραφή, ανάλυση και εξέλιξη στο χρόνο του υποδείγματος εξισορροπητικής αγοραπωλησίας (Arbitrage Pricing Theory) . Το συγκεκριμένο υπόδειγμα έχει απασχολήσει , όλα αυτά τα χρόνια, από την δημιουργία του από τον Stephen Ross το 1976, την κοινωνία των επενδυτών λόγω της πολυπλοκότητας του.

Αρχίζοντας την ανάλυση του APT δεν μπορούμε παρά να αναφερθούμε στο άρθρο του **Ross** (1976) που αποτελεί την αρχική ανάπτυξη του εν λόγω υποδείγματος. Σύμφωνα με αυτό, η ουσία του υποδείγματος είναι ότι λίγοι συστηματικοί παράγοντες επηρεάζουν τη μακροχρόνια μέση απόδοση των οικονομικών αγαθών. Το APT δεν αρνείται ότι υπάρχουν πάρα πολλοί παράγοντες που επηρεάζουν τις διακυμάνσεις των τιμών των μετοχών ή ομολόγων σε καθημερινή βάση, αλλά επικεντρώνεται στις μεγάλες δυνάμεις που επηρεάζουν το σύνολο του ενεργητικού σε μεγάλα χαρτοφυλάκια. Όταν καταφέρνουμε να αναγνωρίσουμε αυτές τις δυνάμεις τότε μπορούμε να εκτιμήσουμε την επιρροή τους στην απόδοση του χαρτοφυλακίου. Ο βασικός στόχος είναι να αποκτηθεί μια καλύτερη κατανόηση της δόμης και αξιολόγησης του χαρτοφυλακίου έτσι ώστε να βελτιωθεί ο σχεδιασμός και φυσικά η απόδοσή του.

Στη συνέχεια του άρθρου του ο **Ross** αναφέρεται διεξοδικότερα στην επιρροή των συστηματικών παραγόντων. Αναφέρει πως η απόδοση μίας μετοχής για τον επόμενο χρόνο θα εξαρτάται από κάποιους σταθερούς αλλά και κάποιους απρόσμενους παράγοντες. Οι σταθεροί παράγοντες θα ενσωματώνονται από τους επενδυτές στις προσδοκίες τους για τις μελλοντικές αποδόσεις και μέσω αυτών θα ενσωματώνονται στις τιμές της αγοράς. Γενικά όμως, το μεγαλύτερο μέρος των αποδόσεων που τελικά πραγματοποιούνται οφείλονται σε απρόσμενους παράγοντες. Αν και οι επενδυτές γνωρίζουν ότι συνήθως συμβαίνει το πιο πιθανό απο τα σενάρια, κατανοούν ότι μπορεί κάποιο απρόσμενο γεγονός να λάβει χώρα, του οποίου δεν θα γνωρίζουν εκ των προτέρων ούτε το μέγεθος, ούτε την κατεύθυνση του. Αυτό όμως που μπορούμε να γνωρίζουμε είναι το πόσο ευαίσθητες είναι οι αποδόσεις του ενεργητικού σε τέτοιες αλλαγές.

Εκτός, όμως, από τους συστηματικούς παράγοντες που επηρεάζουν την οικονομία ως σύνολο, υπάρχουν και οι παράγοντες οι οποίοι επηρεάζονται από την κατάσταση μιας εταιρίας ή μιας συγκεκριμένης βιομηχανίας και δεν σχετίζονται άμεσα με την οικονομική κατάσταση της αγοράς. Οι τελευταίοι λέγονται παράγοντες ιδιοσυγκρασίας. Με την διαδικασία όμως της διαφοροποίησης “diversification” του χαρτοφυλακίου, η επιρροή αυτών των παραγόντων εξαλείφεται στα μεγάλα χαρτοφυλάκια και οι αποδόσεις επηρεάζονται μόνο από τους συστηματικούς παράγοντες. Επειδή οι τελευταίοι είναι οι πιο σημαντικές πηγές κινδύνου είναι αυτοί που επηρεάζουν τόσο την προσδοκώμενη όσο και τελικά την πραγματική απόδοση του χαρτοφυλακίου. Συνεπώς η προσδοκώμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου είναι στενά συνδεδεμένη με την ευσθησία του στις αλλαγές των συστηματικών παραγόντων. Η λογική είναι ίδια με το να υποστηρίξει κανείς ότι δύο αγαθά που είναι πολύ κοντινά υποκατάστατα πρέπει να πωλούνται στην ίδια τιμή. Συνεπώς, δύο χαρτοφυλάκια με την ίδια ελαστικότητα σε κάθε συστηματικό παράγοντα είναι κοντινά υποκατάστατα. Στο προκειμένο σημείο, έχοντας εξηγήσει τα παραπάνω, είναι πιθανό να δούμε ότι η μέση απόδοση ενός αγαθού μπορεί να διαιρεθεί σε τρεις παράγοντες:

$$R = E + b \cdot f + e,$$

Όπου,  $E$  = η προσδοκώμενη απόδοση του αγαθού,  
 $b$  = η ευαισθησία του αγαθού στις αλλαγές του συστηματικού παράγοντα,  
 $f$  = η πραγματική απόδοση ενός συστηματικού παράγοντα και  
 $e$  = η απόδοση των παραγόντων ιδιοσυγκρασίας.

Η παραπάνω εξίσωση στην ουσία λέει ότι η πραγματική απόδοση ισούται με την προσδοκώμενη συν την ευαισθησία στον παραγόντα επί την μεταβολή αυτού συν τον κίνδυνο σφάλματος. Επειδή όμως, όπως έχουμε σημειώσει, υπάρχουν αρκετοί σημαντικοί συστηματικοί παράγοντες, η βασική μας εξίσωση πρέπει να επεκταθεί ώστε να ενσωματωθούν οι περισσότεροι από τους παράγοντες.

Εμπειρική εργασία έχει δείξει ότι ένα υπόδειγμα τριών - τεσσάρων παραγόντων καλύπτει την επιρροή των συστηματικών παραγόντων στις αποδόσεις των αξιογράφων. Έτσι η παραπάνω εξίσωση θα πάρει την εξής μορφή:

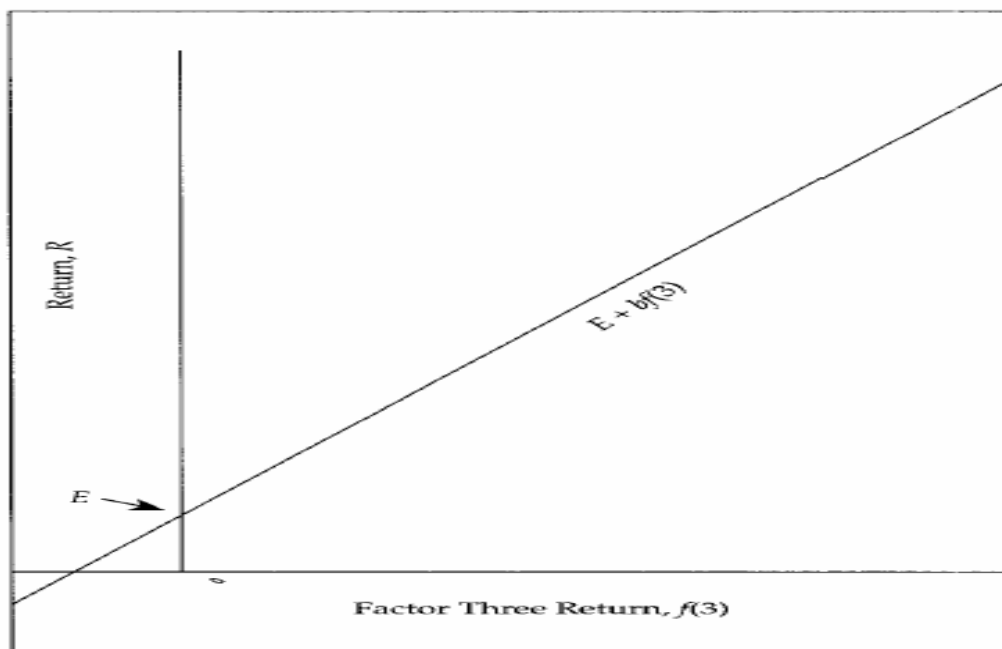
$$R = E + b_1 \cdot f_1 + b_2 \cdot f_2 + b_3 \cdot f_3 + b_4 \cdot f_4 + e,$$

Οι παραπάνω παράγοντες είναι οι υποκείμενες οικονομικές δυνάμεις που επηρεάζουν σημαντικά την αγορά αξιογράφων. Σύμφωνα με την συγκεκριμένη έρευνα οι παράγοντες αυτοί είναι :

- 1) απρόσμενος πληθωρισμός.
- 2) αλλαγές στο προσδοκώμενο επίπεδο της εταιρικής παραγωγής.
- 3) απρόσμενες κινήσεις στα επίπεδα του κινδύνου.
- 4) απρόσμενες κινήσεις στο σχήμα της συνάρτησης δομής (term structure) των επιτοκίων.

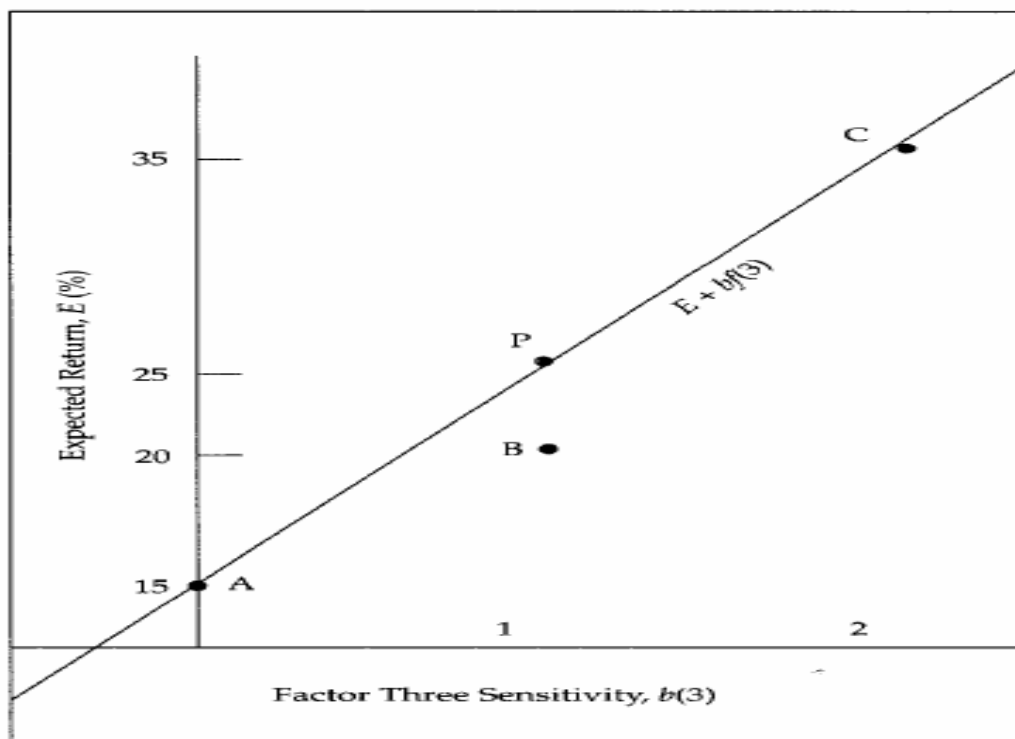
Παρακάτω θα παραθέσουμε τα διαγράμματα που φανερώνουν τη σχέση μεταξύ των τεσσάρων παραγόντων και των αποδόσεων του εκάστοτε χαρτοφυλακίου. Το πρώτο διάγραμμα δείχνει την απεικόνιση της σχέσης (2).

**Figure 1. Returns and Factor Three**



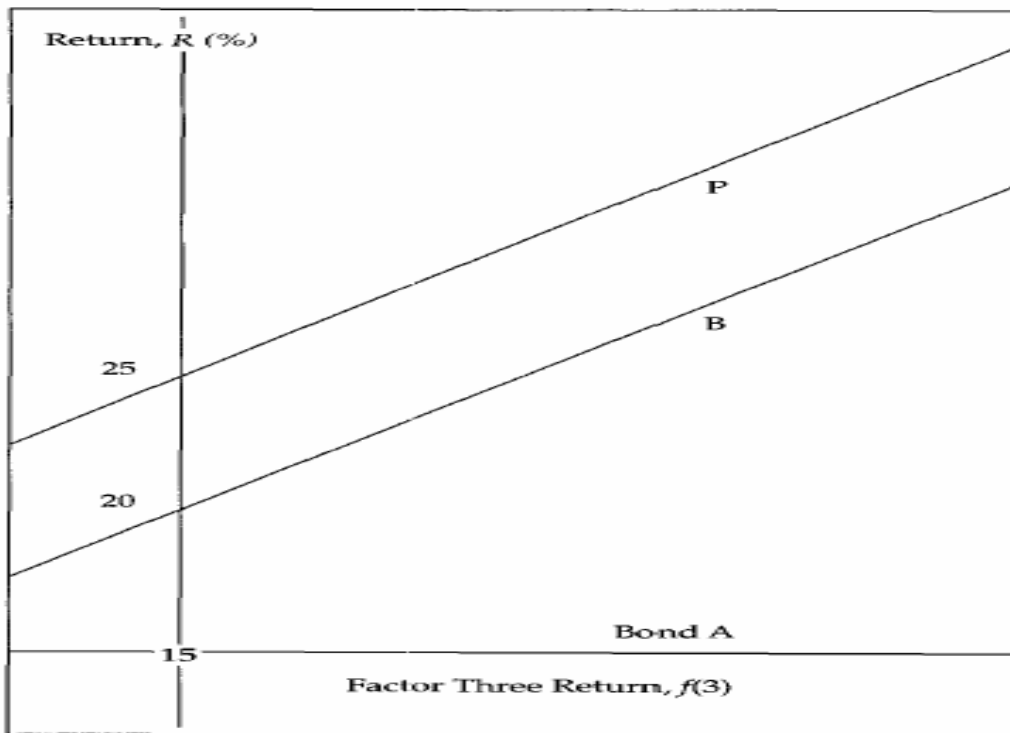
Το διάγραμμα 2, δείχνει τη σχέση που θα έπρεπε να ισχύει ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση  $E$  και την ελαστικότητα  $b$ .

**Figure 2. Expected Return and Exposure**

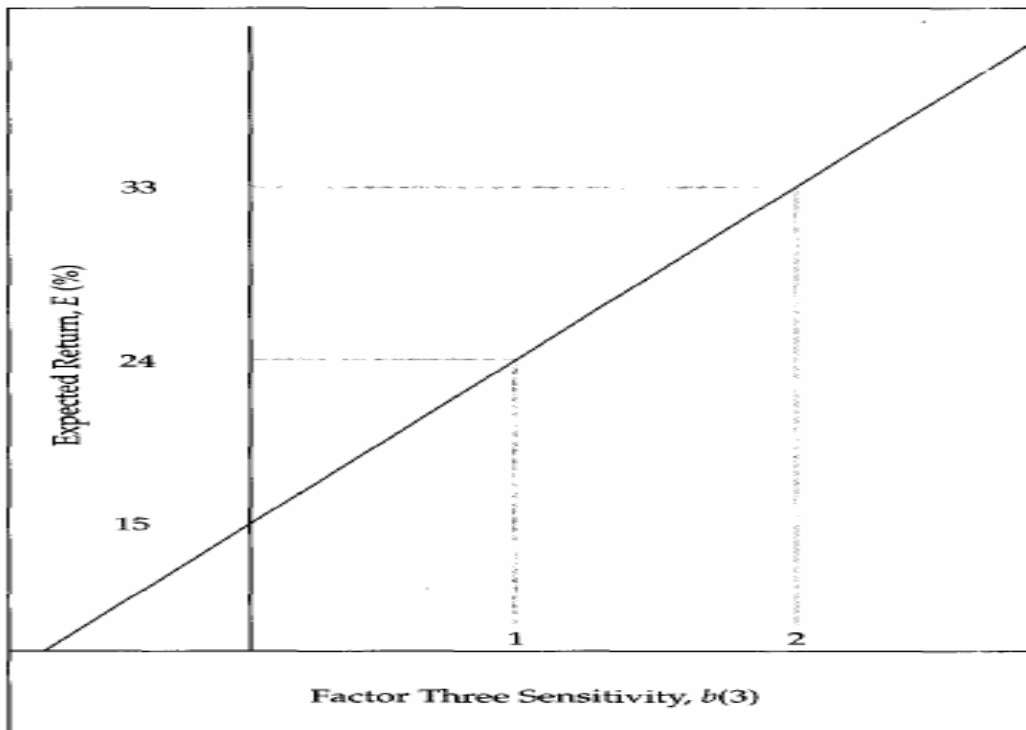


Είναι σημαντικό να αναφέρουμε για να γίνει καλύτερα κατανοητό, ότι ανεξάρτητα από την τιμή που θα πάρει ο παράγοντας 3, η απόδοση του χαρτοφυλακίου P θα εξαρτάται από αυτή της μετοχής B. Το συγκεκριμένο επιχείρημα απεικονίζεται στο διάγραμμα 3.

**Figure 3. Actual Returns: Stock B vs. Portfolio P**



**Figure 4. Equilibrium Expected Returns**



Το διάγραμμα 4 δείχνει τη γραμμή στην οποία όλα τα αγαθά πρέπει να βρίσκονται.

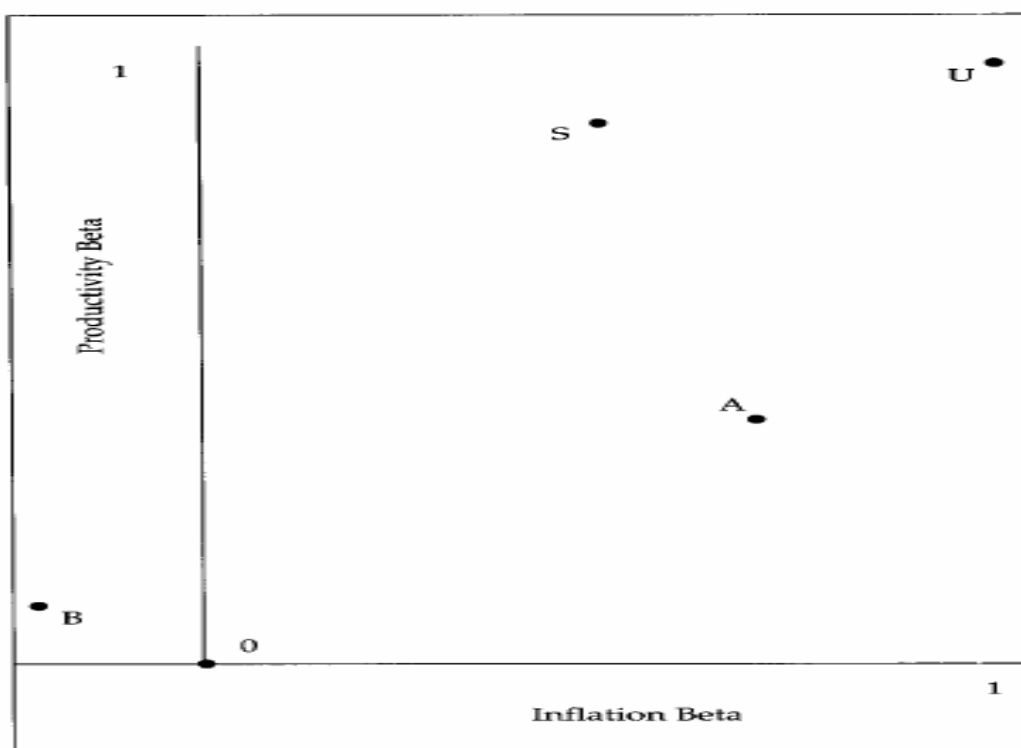
Αναλύοντας τους παράγοντες ο **Ross** στο άρθρο του αυτό, όπως είδαμε, έχει ορίσει την ελαστικότητα στους συστηματικούς παράγοντες ως την ανταπόκριση της απόδοσης του ενεργητικού στις απρόσμενες κινήσεις του οικονομικού παράγοντα.



Εδώ, όμως, προκύπτει το ερώτημα για το ποιοί είναι αυτοί οι παράγοντες. Εάν τους γνωρίζαμε θα μπορούσαμε για παράδειγμα, να αποδώσουμε τις αλλαγές μια συγκεκριμένης μετοχής στις αλλαγές ενός συγκεκριμένου παράγοντα. Δυστυχώς όμως αυτό είναι πιο δύσκολο από ό,τι ακούγεται κι αυτό γιατί το μεγαλύτερο πρόβλημα είναι να μπορέσουμε να ξεχωρίσουμε μεταξύ των αλλαγών στις κινήσεις των σταθερών και των απρόσμενων παραγόντων.

Τα παραπάνω ερωτήματα είναι πολύ σημαντικά και επηρεάζουν τον σχεδιασμό της δομής ενός χαρτοφυλακίου. Παραδοσιακά η στρατηγική για τον σχεδιασμό ενός χαρτοφυλακίου ασχολείται με την επιλογή του κατάλληλου συνδυασμού μετοχών και ομολόγων. Κάθε χαρτοφυλάκιο έχει τη δική του ελαστικότητα σε κάθε συστηματικό οικονομικό παράγοντα. Ο διαχειριστής πρέπει να επιλέξει το επιθυμητό επίπεδο έκθεσης στο κίνδυνο και απόδοσης, έτσι ώστε να κάνει τις σωστές συναλλαγές για να φέρει το κεφάλαιο του στην επιθυμητή θέση. Το διάγραμμα 5 αναφέρεται στην ευαισθησία του χαρτοφυλακίου στο ρισκό της παραγωγικότητας και πληθωρισμού αντίστοιχα.

**Figure 5. Sensitivities to Productivity and Inflation Risks**



Γενικά το APT διαφέρει από την παραδοσιακή επενδυτική ανάλυση και είναι ιδανικά ταιριαστό με την διαχείριση μεγάλων κεφαλαίων. Επιλέγοντας το επιθυμητό επίπεδο έκθεσης στο κίνδυνο ενός fund απαιτεί την κατανόηση του κινδύνου που

είναι εκτεθειμένος ολόκληρος ο οργανισμός. Επίσης το fund θα πρέπει να είναι έτσι δομημένο ώστε να αντισταθμίζει τις οικονομικές αβεβαιότητες που αντιμετωπίζει ο οργανισμός. Εφαρμόζοντας αυτή τη στρατηγική προϋποθέτει την επιλογή διαφοροποιημένων αγαθών έτσι ώστε να μειώνεται ο κίνδυνος ιδιοσυγκρασίας (idiosyncratic risk). Η μέθοδος αυτή είναι γνωστή ως “active APT”.

Σαν συνέχεια στην αρχική μελέτη του **Ross** (1976) για το Arbitrage Pricing Theory, θα περιγράψουμε ένα άρθρο του **Jonathan Ingersoll** (1984), ο οποίος προσπαθεί περαιτέρω να εξηγήσει και να αναλύσει το συγκεκριμένο υπόδειγμα. Στο άρθρο του ο **Ingersoll** παρουσιάζει μια πιο δυνατή έκδοση του “preference free” θεωρήματος τιμολόγησης, το οποίο είχε υιοθέτησει επίσης και ο **Huberman** (1982). Αυτού του είδους η τιμολόγηση σχετίζει την απόδοση ενός αγαθού με την ανταπόκρισή του στον παράγοντα και την συνδιακύμανση της δομής των αποκλίσεων από ένα γραμμικό μονοπαραγοντικό υπόδειγμα. Αυτό πρέπει να χαρακτηρίζει κάθε οικονομία με απεριόριστα αγαθά στην οποία δεν υπάρχουν ευκαιρίες κερδών χωρίς κίνδυνο arbitrage, είτε το παραγοντικό υπόδειγμα έχει συσχετιζόμενες αποκλίσεις είτε όχι. Αυτό το αποτέλεσμα τονίζει τον ρόλο του ρίσκου απόκλισης “residual risk” στο μοντέλο τιμολόγησης και διαγράφει τελείως ευκαιρίες arbitrage οι οποίες είναι παρούσες στο μοντέλο του **Huberman**.

Σύμφωνα λοιπόν με τον **Ingersoll** το “preference free” είναι ένα από τα πολλά χρηματοοικονομικά μοντέλα τιμολόγησης το οποίο προσπαθεί να εξηγήσει την διατμηματική διακύμανση “cross-sectional variation” στις αναμενόμενες αποδόσεις των αγαθών. Σε συγκεκριμένες του εκφάνσεις είναι όμοιο με το CAPM, αλλά υπάρχουν μικρές διαφορές. Ένα από τα πιο σημαντικά πλεονεκτήματα του APT είναι ότι παράγει μια γραμμική σχέση προσέγγισης. Ενώ το βασικό του, ίσως, μείνεκτημα είναι ότι δεν δίνει στοιχεία για το ποιοί μπορεί να είναι σημαντικοί παράγοντες, καθώς επίσης και για το πως μπορούν να υπολογιστούν οι χρεώσεις “factor premiums” του κάθε παράγοντα

Το συγκεκριμένο άρθρο εξυπηρετεί πολλούς σκοπούς, κυρίως όμως ειδικεύεται στο να εξαλείψει τις επιρροές από την συνδιακύμανση των αποκλίσεων και να συγκρίνει τα αποτελέσματα αυτά με προηγούμενα μοντέλα APT. Επίσης προβάλλει μια εξήγηση των παραγοντικών χρεώσεων και δίνει ένα έγκυρο μοντέλο τιμολόγησης το οποίο είναι συμβατό με το μοντέλο τιμολόγησης πολλαπλών

συντελεστών του Merton. Ακόμα το άρθρο αυτό ασχολείται με το σφάλμα μέτρησης και εισάγει ένα νέο είδος φράγματος.

Πιο αναλυτικά, όσον αφορά τα γραμμικά παραγοντικά υποδείγματα, θεωρείται ότι οι αποδόσεις που ξεπερνούν το αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο και που πραγματοποιούνται για όλα τα αγαθά δίνονται από το παρακάτω υπόδειγμα:

$$\begin{aligned} \tilde{x} - r1 &= a + B\tilde{z} + \tilde{\epsilon} \\ E(\tilde{\epsilon}) &= 0 \\ E(\tilde{z}) &= 0 \\ E(\tilde{z}\tilde{z}') &= I \\ E(\tilde{\epsilon}\tilde{z}') &= 0 \\ E(\tilde{\epsilon}\tilde{\epsilon}') &= \Omega. \end{aligned}$$

Τα διανύσματα  $\mathbf{z}$ ,  $\mathbf{a}$  και  $\mathbf{\epsilon}$  είναι όλα διάστασης  $n \times 1$  και αντικατοπτρίζουν την πραγματική απόδοση, την προσδοκώμενη υπερβάλλουσα απόδοση και την αναλογία των αποκλίσεων αντίστοιχα.

Επίσης, σύμφωνα με τον **Ingersoll** μια χωρίς ρίσκο ευκαιρία κέρδους “riskless arbitrage opportunity” υπάρχει όταν :

$$\begin{aligned} \text{Var}(\alpha' \tilde{x}) &= \alpha'(\Omega + BB')\alpha = 0 \\ E(\alpha' \tilde{x} - r) &= \alpha'a > 0. \end{aligned}$$

όπου (αφού το  $\Omega$  και  $BB'$  είναι θετικά ορισμένα) δεν υπάρχουν ευκαιρίες για κέρδη χωρίς κίνδυνο, ενώ το  $\mathbf{a}$  είναι ένας μη μηδενικός πίνακας που αντικατοπτρίζει θέση αγοράς ή πώλησης. Με **Var** συμβολίζουμε την διακύμανση.

Στη συγκεκριμένη μελέτη παρουσιάζεται η βασική σχέση τιμολόγησης η οποία βασίζεται στην υπόθεση απουσίας ασυμπτωτικής εξισορροπητικής αγοραπωλησίας. Αυτό το θεώρημα είναι επέκταση ενός όμοιου θεωρήματος που ανέπτυξε ο **Huberman** σε άρθρο του. Σύμφωνα με αυτό, υποθέτουμε ότι οι αποδόσεις από άπειρα αγαθά δίνονται από τα παραπάνω γραμμικά μοντέλα. Εάν δεν υπάρχουν ευκαιρίες εξισορροπητικής αγοραπωλησίας τότε υπάρχει μια σειρά από  $K$  πίνακες που δηλώνουν  $\lambda_n$  factor premiums τα οποία τιμολογούν όλα τα αγαθά κατά προσέγγιση, σύμφωνα με :

$$a \approx B\lambda.$$

Ειδικότερα υπάρχει ένας θετικός αριθμός  $V$  τέτοιος ώστε το σταθμισμένο άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων τιμολόγησης να είναι ομοιόμορφα φραγμένο :

$$(a_n - B_n \lambda_n)' \Omega_n^{-1} (a_n - B_n \lambda_n) \leq V < \infty \text{ for all } n.$$

Παρακάτω στο ίδιο άρθρο ο **Ingersoll** αναφέρεται διεξοδικότερα στα πλεονάσματα των παραγόντων του υποδείγματος (APT factor premiums). Η αποδοχή του μοντέλου τιμολόγησης του **Ingersoll** οφείλεται κυρίως στο γεγονός ότι παράγεται από την πολυπαραγοντική (όμοια του CAPM) εξίσωση, χωρίς όμως τις υποθέσεις του τελευταίου για κανονική κατανομή των αποδόσεων. Η θεωρία APT έχει τα δικά της μειονεκτήματα. Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως η σχέση τιμολόγησης είναι προσεγγιστική, ενώ στο συγκεκριμένο άρθρο αποδुकνεύεται ότι κάτω από τις ίδιες προϋποθέσεις τα πλεονάσματα των παραγόντων μπορεί να εξερευνηθούν. Ερώτημα που τίθεται και χρήζει απάντηση είναι αν στα μοντέλα APT, τα χαρτοφυλάκια που έχουν διαφοροποιηθεί για να αποκλείσουν όλο το ρίσκο ιδιοσυγκρασίας πέρνουν τη θέση των αμοιβαίων κεφαλαίων (όπως έκανε ο Ross) ή της αγοράς και των χαρτοφυλακίων με μηδενικό βήτα.

Κλείνοντας, το άρθρο του ο **Ingersoll** παραθέτει έναν αριθμό προτάσεων που σχετίζεται με τα γραμμικά υποδείγματα αποδόσεων. Αξίζει να τονίσουμε ότι αναπτύχθηκαν επαρκείς υποθέσεις για γραμμική σχέση τιμολόγησης του APT έτσι ώστε η τελευταία σχέση να είναι μοναδική. Ένα τελικό αποτέλεσμα ασχολείται με την τιμολόγηση κάτω από ατελής πληροφορίες.

Έχοντας δει δύο μελέτες που ασχολούνται με την περιγραφή και ανάλυση του APT, θα προχωρήσουμε στην περιγραφή ενός άρθρου από τους **Ross** και **Roll** (1980). Η μελέτη αυτή είναι η πρώτη χρονικά που ασχολήθηκε με τον αριθμό των παραγόντων που τιμολογούνται από τη συγκεκριμένη μεθοδολογία καθώς και με μεθόδους τιμολόγησης. Πρώτα όμως πρέπει να δούμε την τεχνική της παραγοντικής ανάλυσης “factor analysis”, την οποία χρησιμοποίησαν οι **Roll** και **Ross** (1980). Ας δούμε τώρα την παρακάτω ισότητα του APT

$$R_i = a_i + b_{i1} * I_1 + b_{i2} * I_2 + \dots + b_{ij} * I_j + e_i$$

στην οποία πρέπει να οριστούν όλοι οι παράγοντες ( $I_j$ ) και τα χαρακτηριστικά ( $b_{ij}$ ), έτσι ώστε η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων των  $e_i$  να είναι μηδέν (τα  $e_i$  δεν εξηγούνται από την παραπάνω ισότητα). Καθώς δεν είναι δυνατό αυτό το αποτέλεσμα, υπάρχει ένα κομμάτι της στατιστικής μεθοδολογίας το οποίο μας βοηθά στο να προσεγγίσουμε (τουλάχιστον) αυτό το αποτέλεσμα. Η τεχνική αυτή καλείται παραγοντική ανάλυση “factor analysis”.

Η παραγοντική ανάλυση προσδιορίζει ένα συγκεκριμένο σύνολο από  $I_j$  και  $b_{ij}$  τέτοια ώστε η συνδιακύμανση των αποδόσεων των καταλοίπων (αποδόσεις αφού έχει αφαιρεθεί η επιρροή αυτών των δεικτών) να είναι όσο το δυνατόν μικρότερη. Στην ορολογία της παραγοντικής ανάλυσης τα  $I_j$  καλούνται παράγοντες και τα  $b_{ij}$  παραγοντικά βάρη “factor loadings”. Μία συγκεκριμένη παραγοντική ανάλυση εκτελείται για ένα συγκεκριμένο αριθμό υποθετικών παραγόντων. Επαναλαμβάνοντας αυτή τη διαδικασία για εναλλακτικές υποθέσεις για τον αριθμό των παραγόντων βρίσκεται μία λύση για δύο παράγοντες, τρεις παράγοντες, ...,  $j$  παράγοντες. Κάποιος μπορεί να σταματήσει όταν η πιθανότητα ότι ο επόμενος παράγοντας εξηγεί μια στατιστικά σημαντική ποσότητα του πίνακα διακυμάνσεων συνδιακυμάνσεων πέφτει κάτω από κάποιο επίπεδο (πχ 50%). Χρησιμοποιώντας, όμως, την τεχνική αυτή δεν είμαστε σίγουροι ότι έχουμε εντοπίσει όλους τους σχετικούς παράγοντες. Στην καλύτερη περίπτωση μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει λιγότερο από 50% πιθανότητα να χρειάζεται να προσθέσουμε στο υπόδειγμά μας ένα ακόμα παράγοντα. Είτε, πάντως, κάποιος αποφασίσει να σταματήσει (την διαδικασία προσδιορισμού των παραγόντων) όταν υπάρχει 50% πιθανότητα να μην χρειάζονται άλλος (παράγοντας), είτε 10% πιθανότητα, είτε κάποιο άλλο επίπεδο σημαντικότητας αυτό είναι κυρίως θέμα προτίμησης, παρά μαθηματικού ενδιαφέροντος. Έτσι η παραγοντική ανάλυση παράγει εκτιμήσεις για τα παραγοντικά βάρη “factor loadings” ( $b_{ij}$ ) και για τους παράγοντες ( $I_j$ ). Θυμίζουμε ότι τα παραγοντικά βάρη μετρούν την ευαισθησία και είναι παρόμοια με τους συντελεστές βήτα του απλού CAPM.

Για να ξαναγυρίσουμε λοιπόν στην έρευνα των **Ross** και **Roll**, παρουσιάζονται εμπειρικά τέστ που χρησιμοποιούν τη θεωρία της εξισορροπητικής αγοραπωλησίας. Τα συγκεκριμένα τέστ χρησιμοποιούν στοιχεία πραγματικής ατομικής περιουσίας κατά τη διάρκεια των ετών 1962-1972 και βρέθηκαν τουλάχιστον τρεις έως τέσσερις παράγοντες κατά τη προσπάθεια τιμολόγησης των αποδόσεων. Η θεωρία υποστηρίζεται στο γεγονός ότι οι εκτιμώμενες αναμενόμενες αποδόσεις βασίζονται στις εκτιμώμενες ποσότητες και στα είδη των παραγόντων,

καθώς επίσης και στο ότι οι μεταβλητές ως η μοναδική πηγή διακύμανσης, αν και υψηλά συσχετιζόμενες με τις αναμενόμενες αποδόσεις, δεν προσθέτουν επεξηγηματική δύναμη σε αυτή των παραγόντων (factor loadings).

Στο πρώτο κομμάτι της μελέτης τους οι **Ross** και **Roll** παρουσιάζουν την δική τους σκοπιά για την θεωρία του APT κάνοντας παραλληλισμό με την αντίστοιχη του CAPM, καθώς επίσης και μια αναφορά σε προηγούμενες μελέτες που ασχολούνται με το ίδιο θέμα. Επίσης προχωρούν σε έλεγχο της αποτελεσματικότητας της θεωρίας. Ο έλεγχος γίνεται μέσω εμπειρικών τεστ τα οποία λαμβάνουν χώρα σε δύο βήματα. Στο πρώτο βήμα, οι αναμενόμενες αποδόσεις και οι συντελεστές των παραγόντων εκτιμώνται από ιστορικά στοιχεία ατομικών αποδόσεων. Το δεύτερο βήμα, χρησιμοποιεί αυτές τις εκτιμήσεις για να τεστάρει τη βασική τιμολογική κατάκληση ( cross-sectional pricing conclusion) του APT.

Εάν οι αποδόσεις δίνονται απο την παρακάτω σχέση :

$$r_i = E_i + b_{i1} \cdot \delta_1 + \dots + b_{ik} \cdot \delta_k + \varepsilon_i \quad \text{όπου } i = 1, \dots, n$$

όπου  $E_i$  είναι η αναμενόμενη απόδοση του  $i$  αγαθού και οι υπόλοιποι  $k$ -όροι καλύπτουν τα συνθετικά του συστηματικού ρίσκου στο μοντέλο, τότε η βασική υπόθεση την οποία θέλουμε να ελέγξουμε είναι η σχέση τιμολόγησης:

**$H_0$  : Υπάρχουν μη-μηδενικοί σταθεροί όροι ( $E_0, \lambda_1, \dots, \lambda_k$ ) έτσι ώστε**

$$E_1 - E_0 = \lambda_1 \cdot b_{i1} + \dots + \lambda_k \cdot b_{ik} \quad \text{για όλα τα } i$$

Τα παραπάνω σημαίνουν ότι η θεωρία πρέπει να τεστάρετε από τα συμπεράσματά της και όχι από τις υποθέσεις τις. Η υπόθεση αναιρείται εάν κάποιος παρατηρήσει ότι οι αποδόσεις δεν εφάπτονται ακριβώς με μια γραμμική σχέση  $k$ -παραγόντων.

Οι συγγραφείς της έρευνας αυτής κατασκεύασαν ένα δείγμα των 42 ομάδες που κάθε μία απ'αυτές αποτελούνταν από 30 μετοχές, δηλαδή 1260 μετοχές. Χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα για το διάστημα Ιούλιος 1962 – Δεκέμβριος 1972. Το κριτήριο επιλογής αυτών των μετοχών ήταν με αλφαβητική σειρά απ'αυτές που διαπραγματεύονταν στο χρηματιστήριο την Νέας Υόρκης στο προαναφερθέν χρονικό διάστημα. Στους υπολογισμούς των αποδόσεων χρησιμοποιήθηκαν και τα μερίσματα. Το μεγαλύτερο δειγματικό μέγεθος για κάθε αξιόγραφο ήταν 2619 ημερήσιες παρατηρήσεις.

Τα βήματα που χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση του μοντέλου είναι τα εξής:

- 1) Για την ομάδα των 30 αξιογράφων υπολογίστηκε ένα δείγμα παραγοντικού πίνακα συνδιακυμάνσεων από μια χρονολογική σειρά δεδομένων.
- 2) Η μέθοδος Μέγιστης Πιθανοφάνειας (maximum likelihood factor-analysis) χρησιμοποιήθηκε για τον πίνακα συνδιακυμάνσεων.
- 3) Οι παραπάνω εκτιμήσεις χρησιμοποιήθηκαν για να εξηγήσουν τη μεταβλητότητα των αναμενόμενων αποδόσεων.
- 4) Οι εκτιμήσεις επίσης χρησιμοποιήθηκαν για να ελέγξουν τη στατιστική σημαντικότητα των risk premiums που συνδέονται με τους εκτιμώμενους παράγοντες.
- 5) Τα βήματα (1) έως (4) επαναλαμβάνονται για όλες τις ομάδες αγαθών.

Το παραγοντικό μοντέλο που δημιουργήθηκε μπορεί να γραφεί ως:

$$\underline{R}_t = \underline{E} + \underline{B}\delta_t + \underline{\epsilon}_t \quad \text{ενώ η θεωρία APT απαιτεί}$$

$$\underline{E} = \lambda_0 + \underline{B}\lambda.$$

Συνδέοντας τα δύο παραπάνω δίνεται η βασική παραγοντική διαδικασία κάτω από την μηδενική υπόθεση ότι είναι πραγματικό το APT,

$$\underline{\epsilon}_t = \underline{R}_t - \lambda_0 = \underline{B}\lambda + (\underline{B}\delta_t + \underline{\epsilon}_t), \quad \text{ή αλλιώς,}$$

$$\underline{\epsilon}_t = \underline{B}\lambda + \underline{\xi}_t,$$

Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS cross-sectional regression) η παραπάνω σχέση γράφεται :

$$\underline{\epsilon} = \underline{B}(\lambda + \bar{\delta}) + \underline{\bar{\epsilon}}$$

Η διαδικασία που ακολούθησαν οι **Roll** και **Ross** κατέληξε στα εξής αποτελέσματα : Τα πρώτα τεστ είχαν αξιοσημείωτα αποτελέσματα, αφού για πάνω από 38% των ομάδων των μετοχών υπήρχε μικρότερη από 10% πιθανότητα ο έκτος παράγοντας να έχει επεξηγηματικές δυνάμεις και για το 75% των ομάδων αυτών υπήρχε 50% πιθανότητα οι πέντε παράγοντες να αρκούν. Στη δεύτερη ομάδα τεστ, τα περισσότερα αποτελέσματα κατέληξαν ότι τουλάχιστον τρεις παράγοντες είναι σημαντικοί στο να εξηγούν την ισορροπία των τιμών, αλλά ο τέταρτος μάλλον δεν είναι σημαντικός. Καταλήγουν, ύστερα από το πέρας των πράξεων, στο ότι

τουλάχιστον δύο παράγοντες είναι σημαντικοί κατά 47,6% ενώ τουλάχιστον 3 κατά μόνο 7,1%. Τέλος, θέλοντας να καταγράψουμε ένα επιλογή της συγκεκριμένης έρευνας μπορούμε να πούμε ότι τα εμπειρικά στοιχεία υποστηρίζουν το APT ενάντια σε μη ορισμένο, ίσως αδύνατο, τεστ και στο συγκεκριμένο εναλλακτικό όπου η μοναδική διακύμανση έχει ανεξάρτητη επεξηγηματική δύναμη στις υπερβάλλουσες αποδόσεις.

Οι **Chen, Roll** και **Ross** (1986) εξήγησαν ότι η απόδοση των μετοχών πρέπει να επηρεάζεται από κάθε παράγοντα που επιδρά, είτε στο μέγεθος των μελλοντικών χρηματοροών που αποφέρει η διακράτηση κάποιου αξιογράφου, είτε στην αξία (από την σκοπιά του επενδυτή) αυτών των χρηματοροών (πχ οι μεταβολές του προεξοφλητικού επιτοκίου των μελλοντικών χρηματοροών). Έτσι υπέθεσαν και έλεγξαν ένα σύνολο από οικονομικές μεταβλητές. Κατασκεύασαν ένα σύνολο από εναλλακτικά μέτρα των απρόσμενων μεταβολών που προέρχονται από τις παρακάτω επιδράσεις :

1. Ο πληθωρισμός, ο οποίος επηρεάζει και το ύψος του προεξοφλητικού επιτοκίου και το μέγεθος των μελλοντικών χρηματοροών.
2. Η διαμόρφωση των επιτοκίων στο χρόνο. Οι διαφορές μεταξύ της απόδοσης των ομολόγων με μακροχρόνια και βραχυχρόνια ληκτικότητα επηρεάζει την αξία των πληρωμών στο μέλλον, αλλά και στο παρόν.
3. Τα πριμ κινδύνου. Οι διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ των «ασφαλών» ομολόγων (Aaa) και των «λιγότερο ασφαλών» ομολόγων (Baa) χρησιμοποιούνται για να μετρήσουν την αντίδραση της αγοράς στον κίνδυνο.
4. Οι μεταβολές στη βιομηχανική παραγωγή, όπου επιδρούν στις επενδυτικές ευκαιρίες και στην πραγματική αξία των χρηματοροών.

Στη συνέχεια οι **Chen, Roll** και **Ross** εξέτασαν αυτά τα μέτρα (ή δείκτες) έτσι ώστε να δουν **α)** εάν αυτά συσχετίζονται με το σύνολο των δεικτών που κατέδειξε η παραγοντική ανάλυση που χρησιμοποίησαν οι **Roll** και **Ross** και **β)** εάν εξηγούν τις αποδόσεις σε συνθήκες ισορροπίας. Αφού εξέτασαν την σχέση μεταξύ των μακροοικονομικών μεταβλητών και των παραγόντων – δεικτών (των **Roll** και **Ross**) κατά την διάρκεια της περιόδου όπου σχηματίστηκαν αυτοί οι παράγοντες βρήκαν ότι υπάρχει ισχυρή σχέση. Επίσης βρέθηκε ότι όταν η σχέση αυτή ελέγχεται κατά την περίοδο διακράτησης “hold-out period” (μία περίοδο που ακολουθεί την περίοδο σχηματισμού των παραγόντων) παραμένει ισχυρή. Έτσι εμφανίζεται να υπάρχει μια



σημαντική σχέση μεταξύ των υποθετικών μακροοικονομικών μεταβλητών και των στατιστικά υπαρκτών συστηματικών παραγόντων στις αποδόσεις των μετοχών.

Η δεύτερη ομάδα των τεστ περιλαμβάνει έρευνα για το αν οι αποδόσεις σχετίζονται με την ευαισθησία των μετοχών στις μακροοικονομικές τους μεταβλητές. Η διαδικασία αυτή είναι ανάλογη με τη δύο βημάτων διαδικασία που χρησιμοποίησαν οι **Fama** και **MacBeth** με σκοπό να ελέγξουν το CAPM. Έτσι, οι **Chen, Roll** και **Ross**, στο πρώτο στάδιο τρέξαν παλινδρομήσεις χρονολογικών σειρών για κάθε σειρά στοιχείων των χαρτοφυλακίων για να εκτιμήσουν την ευαισθησία του κάθε χαρτοφυλακίου σε κάθε μακροοικονομική μεταβλητή. Στην συνέχεια υπολόγισαν τις τιμές του κινδύνου της αγοράς με διατμηματικές “cross sectional” παλινδρομήσεις κάθε μήνα και χρησιμοποιούν τη μέση τιμή της αγοράς σε κάθε μήνα. Συμπερασματικά οι **Chen, Roll** και **Ross** αποφάνθηκαν ότι οι μακρομεταβλητές έχουν σημαντικές επεξηγηματικές επιδράσεις στην τιμολόγηση των αξιογράφων. Ακόμα διαπίστωσαν ότι όσες φορές χρησιμοποίησαν τον συντελεστή βήτα ως μια επιπλέον μεταβλητή, μαζί με την ευαισθησία κάθε χαρτοφυλακίου στις μακρομεταβλητές, δεν παρουσίασε κάτι το ιδιαίτερο στο δεύτερο μέρος (cross sectional) των παλινδρομήσεων.

Οι **Chen, Roll** και **Ross** αναγνώρισαν πως δεν μπορούν να υποστηρίξουν ότι έχουν βρει τις μόνιμες (σωστές) μεταβλητές για την τιμολόγηση των αξιογράφων. Παρόλα αυτά κάνανε μια σημαντική αρχή προς αυτή την κατεύθυνση.

Οι **Teker** και **Varela** (1998) σύγκριναν μονοπαραγοντικά, τριπαραγοντικά, μακροοικονομικών μεταβλητών και APT μοντέλα ως προς την απόδοσή των μετοχών που εξέταζαν. Χρησιμοποίησαν κοινό δείγμα 1037 μετοχών που το κατηγοριοποίησαν σε 20 ομάδες με βάση την κλαδική τους δραστηριότητα και πήραν ημερήσια δεδομένα για 12 χρόνια. Στην περίπτωση των μακροοικονομικών μεταβλητών για ευνόητους λόγους χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα. Το διάστημα 1980-1992 το οποίο κάλυψε η έρευνα καλύπτει ένα ολόκληρο οικονομικό κύκλο στις ΗΠΑ, όπου και έλαβε χώρα. Για την αποτίμηση των παραγόντων κινδύνου χρησιμοποίησαν την μεθοδολογία των δύο βημάτων των **Fama** και **MacBeth** (1973) και για την σύγκριση των μοντέλων χρησιμοποίησαν τα τεστ **Davidson-Mackinnon**, **Theil U<sup>2</sup>** και υπολειμματικών όρων, ενώ έγιναν παλινδρομήσεις για να εξετασθεί η σχέση μακροοικονομικών μεταβλητών και κοινών παραγόντων του APT.

Παρακάτω παρουσιάζουμε τους τύπους που χρησιμοποίησαν οι **Teker** και **Varela** για την τιμολόγηση των μετοχών κατά το πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων.

- Μοντέλο ενός παράγοντα :

$$R_i = a_{sf,i} + \beta_{i,Rm} * R_m + e_{sf,i}$$

Όπου  $R_i$  η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$ ,  $R_m$  η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,  $a_{sf,i}$  ο σταθερός όρος,  $\beta_{i,Rm}$  ο συντελεστής βήτα που έχει να κάνει με τις μεταβολές στην πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$  σε σχέση με την μεταβολή στην απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και  $e_{sf,i}$  ο όρος σφάλματος για το χαρτοφυλάκιο του κλάδου  $i$ .

- Μοντέλο τριών παραγόντων :

$$R_i = a_{TF,i} + \beta_{i,Urm} * Urm + \beta_{i,UTB} * UTB + \beta_{i,UX} * UX + e_{TF,i}$$

Όπου  $R_i$  η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$ ,  $a_{TF,i}$  ο σταθερός όρος και  $\beta_{i,j}$  ο συντελεστής βήτα που έχει να κάνει με τις μεταβολές στην πραγματοποιηθείσα απόδοση στο χαρτοφυλάκιο του κλάδου  $i$  σε σχέση με την απρόσμενη μεταβολή στον παράγοντα  $j$  (όπου  $j$  είναι τα  $Urm$ ,  $UTB$  και  $UX$ ),  $e_{TF,i}$  ο όρος σφάλματος για το χαρτοφυλάκιο του κλάδου  $i$ ,  $Urm$  η απρόσμενη μεταβολή στην απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,  $UTB$  η απρόσμενη μεταβολή στις αποδόσεις του εντόκου γραμματίου του δημοσίου και  $UX$  η απρόσμενη μεταβολή στην συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου.

- Μοντέλο Μακροοικονομικών Μεταβλητών :

$$R_i = a_{macro,i} + \beta_{i,URP} * URP + \beta_{i,UTR} * UTR + \beta_{i,UP} * UP + \beta_{i,UI} * UI + \beta_{i,UX} * UX + \beta_{i,Urm} * Urm + e_{macro,i}$$

Όπου  $R_i$  η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$ ,  $a_{macro,i}$  ο σταθερός όρος και  $\beta_{i,j}$  ο συντελεστής βήτα που δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$  στις μεταβολές του  $j$  μακροοικονομικού παράγοντα. Τα  $j$  είναι τα εξής :  $URP$  η μεταβολή στην αμοιβή του κινδύνου,  $UTR$  η μεταβολή στην αμοιβή των επιτοκίων διάρκειας,  $UP$  η μεταβολή στην βιομηχανική παραγωγή,  $UI$  η μεταβολή στον πληθωρισμό,  $UX$  η

μεταβολή στην συναλλαγματική ισοτιμία και URm η μεταβολή στην απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Τέλος  $e_{macro,i}$  είναι ο διαταρακτικός όρος του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$ . Σημειώνουμε ότι το μοντέλο μακροοικονομικών μεταβλητών αποτελεί επέκταση των μονοπαραγοντικού και τριπαραγοντικού μοντέλων. Τα βήτα όλων των παραγόντων προέκυψαν θετικά και στατιστικά σημαντικά.

- Μοντέλο Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (APT) :

$$R_i = E_i + \beta_{i,f1} * f_{i1} + \beta_{i,f2} * f_{i2} + \dots + \beta_{i,fk} * f_{ik} + e_{APT,i}$$

Όπου  $E_i$  η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$ ,  $f_{ij}$  (όπου  $j$  οι 1 έως  $k$  παράγοντες) η τιμή του παράγοντα  $j$  μηδενικού μέσου με το χαρτοφυλάκιο  $i$ ,  $\beta_{i,j}$  ο συντελεστής βήτα που δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$  στις μεταβολές του  $j$  παράγοντα και  $e_{APT,i}$  ο όρος των σφαλμάτων του χαρτοφυλακίου του κλάδου  $i$ . Οι συντελεστές συσχέτισης των παραγόντων μεταξύ τους και των παραγόντων με τα σφάλματα είναι μηδενικοί. Οι δύο πρώτοι παράγοντες του μοντέλου εξηγούν το μεγαλύτερο ποσοστό των διακυμάνσεων των αποδόσεων των κλάδων για όλους του κλάδους και τις περιόδους (περίπου 70-90%). Αξίζει να αναφέρουμε ότι όταν μιλάμε για μεταβολή εννοούμε μη αναμενόμενη μεταβολή.

Τα παραπάνω τέσσερα μοντέλα συγκρίθηκαν με τη βοήθεια των τεστ Davidson-Mackinnon, Theil  $U^2$  και υπολειμματικών όρων. Τα Davidson-Mackinnon και Theil  $U^2$  τεστ δείχνουν ότι το APT υπερτερεί των υπολοίπων μοντέλων, ενώ το Davidson-Mackinnon δείχνει ότι το μοντέλο μακροοικονομικών παραγόντων υπερτερεί των υπολοίπων (εκτός του APT) και το τριπαραγοντικό μοντέλο υπερτερεί αυτού του ενός παράγοντα. Πάντως το Theil  $U^2$  τεστ δείχνει ότι το μοντέλο τριών παραγόντων προσφέρει οριακή βελτίωση σε σχέση μ'αυτό του ενός παράγοντα.

Τα βήτα της απρόσμενης μεταβολής της απόδοσης της αγοράς για το μονοπαραγοντικό μοντέλο, καθώς και για τα μοντέλα τριών παραγόντων και μακροοικονομικών μεταβλητών προκύπτει θετικό και σημαντικό για όλους του κλάδους και όλες τις χρονικές περιόδους. Από το μοντέλο μακροοικονομικών μεταβλητών εξάγεται το συμπέρασμα ότι πριν το κραχ του 1987 ο πληθωρισμός και η αμοιβή του κινδύνου είχαν πιο βαρύνουσα σημασία, ενώ μετά το 1987 αποδείχτηκαν πιο σημαντικοί παράγοντες η βιομηχανική παραγωγή, η αμοιβή των επιτοκίων διαρκείας και η συναλλαγματική ισοτιμία. Για το ίδιο μοντέλο, τα μοναδικά

βήτα (εκτός βέβαια αυτού της απόδοσης της αγοράς) που αποδείχθηκαν σημαντικά για όλες τις περιόδους ήταν αυτά της αμοιβής κινδύνου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Τέλος, για το APT μοντέλο οι δύο πρώτοι παράγοντες εξηγούν το 70-90% της διακύμανσης των αποδόσεων για όλους τους κλάδους και τις περιόδους. Το βήτα του πρώτου παράγοντα βρέθηκε σημαντικό σε όλες τις περιόδους και για όλους τους κλάδους, ενώ σημαντικά βρίσκονται συχνότερα τα βήτα του τρίτου και τέταρτου παράγοντα.

Οι **Burmeister, Roll** και **Ross** (1994) χρησιμοποίησαν το APT έτσι ώστε να ελέγξουν τον κίνδυνο των χαρτοφυλακίων με την χρήση ενός συνόλου μακροοικονομικών παραγόντων. Υποστηρίζουν πως το APT, παρόλο που δεν καταδεικνύει μόνο ένα τρόπο για τον υπολογισμό του κινδύνου, είναι ένα γενικό υπόδειγμα που δεν ορίζει ποιοί και πόσοι ακριβώς είναι οι συστηματικοί παράγοντες κινδύνου. Στην έρευνα αυτή ειπώνεται ότι οι πηγές κινδύνου είναι οι απρόσμενες μεταβολές στις εξής οικονομικές μεταβλητές : **α)** Στα επιτόκια, **β)** στο δείκτη της αγοράς, **γ)** στον πληθωρισμό, **δ)** στην εμπιστοσύνη των επενδυτών και **ε)** στην πραγματική επιχειρηματική δραστηριότητα. Έτσι οι αποδόσεις κάθε μετοχής (ή χαρτοφυλακίου) είναι ευαίσθητες στις μεταβολές των παραπάνω παραγόντων (αυτές εκφράζονται με τους συντελεστές βήτα). Το σύνολο των βήτα είναι και η συνολική έκθεση του χαρτοφυλακίου στον κίνδυνο και πρέπει να συνοδεύεται με μια επιπλέον αναμενόμενη απόδοση.

Οι **Burmeister, Roll** και **Ross** ερμηνεύουν τις υποθέσεις του APT με τον παρακάτω τρόπο :

➤ Η πρώτη σχέση είναι η εξής :  $r_i(t) - E(r_i(t)) = \beta_{i1} * f_1(t) + \dots + \beta_{ik} * f_k(t) + \varepsilon_i(t)$  (1)

Όπου :  $r_i(t)$  η συνολική απόδοση της μετοχής  $i$  (ή του χαρτοφυλακίου), περιλαμβανομένων και των μερισμάτων, στο τέλος της περιόδου  $t$ ,  $E(r_i(t))$  η αναμενόμενη απόδοση στο ξεκίνημα της περιόδου  $t$ ,  $\beta_{ij}$  ο συντελεστής βήτα της μετοχής  $i$  για τον παράγοντα κινδύνου  $j$  με  $j = 1, 2, \dots, k$ ,  $f_j(t)$  η τιμή του παράγοντα  $j$  στο τέλος της περιόδου  $t$  και  $\varepsilon_i(t)$  η τιμή του εσωτερικού κινδύνου της μετοχής  $i$  στο τέλος της περιόδου  $t$ . Η παραπάνω σχέση, με απλά λόγια, μας λέει ότι σε κάθε χρονική περίοδο η διαφορά ανάμεσα στην πραγματοποιηθείσα και την αναμενόμενη απόδοση για κάθε μετοχή (ή χαρτοφυλάκιο) ισούται με το άθροισμα των γινομένων των συντελεστών βήτα επί των πραγματοποιηθών

τιμών των παραγόντων κινδύνου, προσθέτοντας τον όρο σφάλματος που έχει σχέση με την μετοχή  $i$ .

Οι επιπλέον υποθέσεις που γίνονται γι'αυτήν την σχέση είναι οι εξής :

- 1) Στην αρχή της περιόδου οι προσδοκίες για τις αναμενόμενες αποδόσεις των παραγόντων κινδύνου και του εσωτερικού κινδύνου είναι μηδενικές :

$$E (f_i(t)) = \dots = E (f_k(t)) = E (\varepsilon_i(t)) = 0$$

- 2) Οι τιμές του εσωτερικού κινδύνου και των παραγόντων κινδύνου είναι ασυσχέτιστες, δηλαδή η συνδιακύμανση τους είναι μηδέν :

$$\text{Cov} (\varepsilon_i(t), f_j(t)) = 0 \quad \text{για κάθε } j = 1, \dots, k$$

- 3) Δεν υπάρχει χρονική συσχέτιση μεταξύ των τιμών των παραγόντων και του εσωτερικού κινδύνου :

$$\text{Cov} (f_j(t), f_j(t')) = \text{cov} (\varepsilon_i(t), \varepsilon_i(t')) = 0 \quad \text{για κάθε } j = 1, \dots, k \text{ και } t \neq t'$$

Όλες οι παραπάνω υποθέσεις είναι ισοδύναμες με το να υποθέσουμε ότι οι αποδόσεις των μετοχών προκύπτουν από ένα γραμμικό παραγοντικό μοντέλο. Σημειώνουμε ότι οι παράγοντες κινδύνου μπορούν να συσχετίζονται μεταξύ τους, καθώς επίσης και οι εσωτερικοί κίνδυνοι διαφορετικών μετοχών του ίδιου χαρτοφυλακίου.

- Η δεύτερη υπόθεση του APT λέει ότι δεν γίνεται να έχουμε καθαρά κέρδη από συναλλαγές που παραβιάζουν την εξισορροπητική αγοραπωλησία. Ο ανταγωνισμός στην αγορά δεν επιτρέπει να θετική αναμενόμενη απόδοση χωρίς να αναλαμβάνουμε κάποιο κίνδυνο. Από τις προηγούμενες σχέσεις υποθέτουμε ότι υπάρχουν  $k+1$  αριθμοί  $\rho_0, \rho_1, \dots, \rho_k$ , που δεν είναι όλοι μηδέν, τέτοιοι ώστε η αναμενόμενη απόδοση για την  $i$ -στη μετοχή να ισούται περίπου με  $\rho_0$  πλέον του αθροίσματος των  $j$  γινομένων των  $\beta_{ij}$  επί των  $P_j$ . Μαθηματικά :

$$E (r_i(t)) \approx P_0 + \beta_{i1} * P_1 + \dots + \beta_{ik} * P_k$$

Τα  $P_j$  αντιπροσωπεύουν την αμοιβή του κινδύνου που οφείλεται στον  $j$  παράγοντα και καθορίζουν το trade-off μεταξύ κινδύνου και απόδοσης. Στις πραγματικές εφαρμογές, η παραπάνω σχέση ισχύει κανονικά και όχι μόνο προσεγγιστικά, καθώς οποιοδήποτε (μικρό) λάθος μπορεί να αγνοηθεί. Έτσι :

$$E(r_i(t)) = P_0 + \beta_{i1} * P_1 + \dots + \beta_{ik} * P_k \quad (2)$$

Έστω τώρα ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο είναι τέλεια διαφοροποιημένο και δεν είναι εκτεθημένο σε κίνδυνο. Τότε αυτό το χαρτοφυλάκιο θα έχει μηδενικό κίνδυνο και από τη σχέση (2) η αναμενόμενη απόδοσή του θα είναι  $P_0$ . Δηλαδή η τιμή  $P_0$  θα πρέπει να αντιστοιχεί στην απόδοση χωρίς κίνδυνο. Έτσι, όμως, η αμοιβή για τον  $j$  παράγοντα κινδύνου θα είναι η επιπλέον απόδοση από την απόδοση χωρίς κίνδυνο που θα αποφέρει ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο θα έχει μοναδιαίο βήτα ( $\beta_{ij} = 1$ ) στον  $j$  παράγοντα και μηδενικό βήτα ( $\beta_{iz} = 0$  για κάθε  $i \neq z$ ) στους υπόλοιπους παράγοντες.

Ένα υπόδειγμα που προκύπτει για το APT, αντικαθιστώντας την σχέση (2) στην (1) είναι το παρακάτω :

$$r_i(t) - P_0 = \beta_{i1} * [P_1 + f_1(t)] + \dots + \beta_{ik} * [P_k + f_k(t)] + e_i(t) \quad (3)$$

Οι **Burmeister**, **Roll** και **Ross** προτείνουν να εφαρμόζεται στην πράξη η αντικατάσταση του  $P_0$  με μια τιμή γνωστή που θα τιμολογείται με την ίδια περίπου συχνότητα μ'αυτή των παρατηρηρήσεων μας. Το ρόλο αυτό μπορούν να παίξουν άριστα τα μηνιαία έντοκα γραμμάτιου του δημοσίου (στην περίπτωση των μηνιαίων δεδομένων) μιας και είναι γνωστά από την αρχή της περιόδου στους επενδυτές. Έτσι, για  $N$  μετοχές ( $i = 1, \dots, N$ ), μια περίοδο  $T$  παρατηρήσεων ( $t = 1, \dots, T$ ) και με δεδομένα τις αποδόσεις των μετοχών (ή χαρτοφυλακίων)  $r_i(t)$ , τις τιμές των μηνιαίων γραμματίων του δημοσίου  $TB(t)$  (ως προσέγγιση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου) και τις πραγματοποιηθείσες τιμές των παραγόντων κινδύνου  $f_i(t)$  η ισότητα (3) μπορεί να γραφτεί :

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

Οι συγγραφείς της έρευνας αυτής πρότειναν τρεις διαφορετικές προσεγγίσεις για την εκτίμηση ενός μοντέλου APT, οι οποίες είναι :

- 1) Οι παράγοντες κινδύνου ( $f_1(t), f_2(t), \dots, f_k(t)$ ) μπορούν να υπολογιστούν με την ανάλυση παραγόντων ή πρωτογενών παραγόντων.
- 2) Οι παράγοντες μπορούν να αντικατασταθούν από  $K$  διαφορετικά, καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια.
- 3) Η καλή γνώση της οικονομικής θεωρίας και των αγορών μπορούν να βοηθήσουν στον προσδιορισμό των παραγόντων, οι οποίοι μπορούν να υπολογιστούν με τα παρεχόμενα χρηματοοικονομικά και μακροοικονομικά δεδομένα.

Οι **Burmeister, Roll** και **Ross** επέλεξαν τον προσδιορισμό των παραγόντων (την τρίτη προσέγγιση), καθώς διέγνωσαν προβλήματα ερμηνείας στην προσέγγιση των πρωτογενών παραγόντων και αναγνώρισαν ότι χρειάζονται ιδιαίτερες γνώσεις και διαισθητικές ικανότητες στην προσέγγιση των καλά διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων. Οι δύο προσεγγίσεις που απέρριψαν έχουν το μειονέκτημα ότι χρησιμοποιούν αποδόσεις μετοχών για την ερμηνεία αποδόσεων μετοχών. Αντιθέτως, η προσέγγιση που υιοθέτησαν προσφέρει άμεση οικονομική ερμηνεία των εκθέσεων σε κίνδυνο (συντελεστών βήτα)  $\beta_{ij}$  και των αμοιβών κινδύνου  $P_j$ .

Η επιλογή των παραγόντων στην έρευνα αυτή έγινε με κριτήριο την ερμηνεία όσο το δυνατό μεγαλύτερου ποσοστού της διακύμανσης των αποδόσεων από σταθερούς, κατανοητούς και αξιόπιστους παράγοντες. Έτσι κατέληξαν στους εξής παράγοντες :

- 1) *Κίνδυνος εμπιστοσύνης* ( $f_1(t)$ ), που ορίζεται ως οι απρόσμενες αλλαγές στις προθέσεις των επενδυτών να αναλάβουν υψηλού κινδύνου επενδύσεις και υπολογίζεται από την διαφορά ανάμεσα στην απόδοση των ομολόγων επιχειρήσεων υψηλού κινδύνου και των κρατικών ομολόγων και τα δύο εικοσαετούς διάρκειας. Η θετική διαφορά σημαίνει αυξημένη εμπιστοσύνη των επενδυτών. Οι περισσότερες μετοχές έχουν θετική έκθεση στον κίνδυνο εμπιστοσύνης, με τις «μικρές» μετοχές να έχουν μεγαλύτερη έκθεση από τις «μεγάλες» μετοχές.
- 2) *Κίνδυνος χρονικού ορίζοντα* ( $f_2(t)$ ), που εφράζει τις μη αναμενόμενες μεταβολές στο χρόνο διάκρατησης των αξιογράφων από τους επενδυτές και υπολογίζεται ως η διαφορά ανάμεσα στις αποδόσεις των εικοσαετών ομολόγων του δημοσίου και των μηνιαίων γραμματίων του δημοσίου. Θετική τιμή εδώ σημαίνει ότι οι επενδυτές συμβιβάζονται με μικρότερη αμοιβή για μεγαλύτερο διάστημα ρευστοποίησης των τίτλων τους.
- 3) *Κίνδυνος πληθωρισμού* ( $f_3(t)$ ), που εκφράζει ένα συνδυασμό των απρόσμενων μεταβολών στο βραχυχρόνιο και μακροχρόνιο πληθωρισμό και υπολογίζεται στο τέλος κάθε μήνα. Μπορεί, για παράδειγμα, να υπολογιστεί από την διαφορά ανάμεσα στον πραγματικό πληθωρισμό για τον εκάστοτε μήνα και την πρόβλεψη γι'αυτόν στην αρχή του μήνα. Μιας και οι περισσότερες μετοχές έχουν αρνητική έκθεση στον πληθωρισμό ( $\beta_{i3} < 0$ ), μια θετική μεταβολή αυτού ( $f_3 > 0$ ) προκαλεί αρνητική επίδραση στην απόδοση, ενώ ισχύει και το αντίστροφο. Είναι προφανές

ότι οι επιχειρήσεις που παράγουν και εμπορεύονται είδη πρώτης ανάγκης επηρεάζονται λιγότερο από πληθωριστικές πιέσεις.

- 4) *Κίνδυνος κυκλικών διακυμάνσεων* ( $f_4(t)$ ), που εκφράζει τις απρόσμενες μεταβολές στην πραγματική επιχειρηματική δραστηριότητα και υπολογίζεται ως η διαφορά ανάμεσα στην αναμενόμενη για το τέλος της περιόδου τιμή και στην τιμή της αρχής της περιόδου. Θετική τιμή εδώ σημαίνει ότι η αναμενόμενη επιχειρηματική δραστηριότητα αυξήθηκε.
- 5) *Κίνδυνος συγκυρίας της αγοράς* ( $f_5(t)$ ), που εκφράζει το μέρος της απόδοσης του δείκτη της αγοράς που δεν ερμηνεύεται από τους τέσσερις προηγούμενους παράγοντες και τον σταθερό όρο του APT. Με βάση αυτό το παράγοντα το CAPM παρουσιάζεται ως μια ειδική περίπτωση του APT, αφού αν οι τέσσερις προηγούμενοι μακροοικονομικοί παράγοντες πάρουν μηδενικές τιμές ( $\beta_{i1} = \beta_{i2} = \beta_{i3} = \beta_{i4} = 0$ ) τότε ο κίνδυνος συγκυρίας της αγοράς θα είναι ανάλογος με το δείκτη της αγοράς. Επίσης, στην περίπτωση αυτή, η έκθεση στον κίνδυνο συγκυρίας της αγοράς θα είναι ανάλογη με το συντελεστή βήτα της μετοχής. Σχεδόν όλες οι μετοχές είναι θετικά εκτεθειμένες στον παράγοντα αυτό και επομένως θετικές μεταβολές του αυξάνουν την απόδοση των μετοχών.

Στην προσπάθεια να παρουσιάσουμε την εξέλιξη και ανάπτυξη της θεωρίας του APT αποφασίσαμε να παρουσιάσουμε τα παραπάνω σημαντικά άρθρα από συγγραφείς που θεμελίωσαν και εξήγησαν πρώτοι το APT. Παρακάτω θα παρουσιάσουμε μια πρόσφατη μελέτη που έγινε από τους **John Geweke** και **Guofu Zhou** (1996). Η συγκεκριμένη έρευνα ασχολείται με την μέτρηση του λάθους τιμολόγησης που μπορεί να κάνει το APT και εφοδιάζει τους ενδιαφερόμενους με ένα Bayesian πλαίσιο ανάλυσης της θεωρίας. Επίσης βασισμένη σε δείγμα του **Gibbs** δείχνει πως να στήνονται κατανομές για συναρτήσεις τόκου στο παραγοντικό μοντέλο. Ειδικότερα, η έρευνα αυτή προτείνει ένα μέτρο των αποκλίσεων τιμολόγησης του APT, έτσι ώστε να βρεθεί η πραγματική κατανομή του. Χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις χαρτοφυλακίου ομαδοποιημένες κατά κλάδο καταλήγει ότι υπάρχει μικρή βελτίωση στη μείωση των λαθών τιμολόγησης με το να περιλαμβάνει περισσότερους παράγοντες εκτός του πρώτου.

Όσον αφορά τη μεθοδολογία, έχουμε ένα μοντέλο κ-παραγόντων :

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_{i1} * f_{1t} + \beta_{i2} * f_{2t} + \dots + \beta_{ik} * f_{kt} + \epsilon_{it} \quad \text{όπου } i = 1, 2, \dots, N \text{ και } t = 1, \dots, T$$



Όπου :  $r_{it}$  η απόδοση του  $i$  αξιογράφου την χρονική περίοδο  $t$ ,  $\alpha_i = E(r_{it})$  η αναμενόμενη απόδοση του  $i$  αξιογράφου,  $f_{kt}$  η τιμή του παράγοντα  $k$  που επηρεάζει την απόδοση του αξιογράφου  $i$  την  $t$  χρονική στιγμή,  $\beta_{ik}$  ο συντελεστής βήτα ή το παραγοντικό βάρος του  $k$ -παράγοντα του  $i$  αξιογράφου,  $\epsilon_{it}$  ο ιδιοσυγκρατικός παράγοντας του  $i$  αξιογράφου την χρονική περίοδο  $t$ ,  $N$  ο αριθμός των αξιογράφων και  $T$  ο αριθμός των περιόδων.

Οι συγγραφείς δουλεύουν με το μοντέλο-πίνακα της μορφής :

$$r_t = \alpha + \beta * f_t + \epsilon_t$$

όπου οι τυπικές υποθέσεις του παραγοντικού μοντέλου είναι οι παρακάτω:

$$E[f_t] = 0, \quad E[f_t f_t'] = I, \quad E[\epsilon_t | f_t] = 0, \quad E[\epsilon_t \epsilon_t' | f_t] = \Sigma,$$

με  $0$  τον μηδενικό πίνακα και  $I$  ο μοναδιαίος πίνακας.

Έτσι, στην έρευνά τους οι **Geweke** και **Zhou** προχωρούν σε εμπειρικά αποτελέσματα χρησιμοποιώντας στοιχεία από την αγορά κεφαλαίου των Η.Π.Α, ψάχνοντας να βρουν τον συστηματικό κίνδυνο καθώς και τον κίνδυνο ιδιοσυγκρασίας. Η μεθοδολογία που χρησιμοποιείται είναι η σύγκριση ανάμεσα στη μέθοδο των παλινδρομίσεων σ'ένα πολυπαραγοντικό και σ'ένα μονοπαραγοντικό υπόδειγμα. Το συμπέρασμα το οποίο εξάγεται είναι ότι υπάρχει αύξηση στη τιμή του  $R^2$  με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα. Παρόλα αυτά δεν σημαίνει ότι το λάθος τιμολόγησης είναι μικρό. Απλά λέγεται ότι ο μοναδικός παράγοντας είναι πιο αποτελεσματικός από τον δείκτη της αγοράς. Επειδή το λάθος τιμολόγησης είναι βασικού ενδιαφέροντος για τη συγκεκριμένη μελέτη, εξετάζεται η διακύμανση πυκνότητας του.

Για την εξαγωγή των συμπερασμάτων χρησιμοποιήθηκαν ομάδες στοιχείων που περιλαμβάνουν τις αποδόσεις χαρτοφυλακίων από 12 κλάδους. Τα στατιστικά παρατίθενται παρακάτω έτσι ώστε να δοθεί πιο ξεκάθαρη εικόνα της προσπάθειας. Η έρευνα καταλήγει στο ότι ο πρώτος παράγοντας δημιουργεί λάθος περίπου 10% της διακύμανσης των αποδόσεων ενώ ο τέταρτος παράγοντας 9,8%. Πράγμα που σημαίνει ότι οι τρεις επιπλέον παράγοντες του μοντέλου δεν βοηθούν ιδιαίτερα στη μείωση του τιμολογιακού λάθους.

**Table 1**  
**Means, standard deviations, and autocorrelations of asset returns**

Variable	Mean (percent)	Std. dev. (percent)	Industry portfolio returns <sup>1</sup>					
			$\rho_1$	$\rho_2$	$\rho_3$	$\rho_4$	$\rho_{12}$	$\rho_{24}$
Industry 1	1.040	6.300	0.009	-0.020	-0.054	0.091	0.017	-0.010
Industry 2	0.976	6.078	0.107	-0.049	-0.140	0.014	0.053	0.028
Industry 3	1.118	7.610	0.145	0.000	-0.114	0.010	-0.019	-0.014
Industry 4	0.993	6.430	0.111	0.010	-0.125	0.037	-0.018	0.031
Industry 5	0.939	4.869	0.096	-0.027	-0.088	0.011	0.025	-0.023
Industry 6	0.892	7.117	0.161	0.045	-0.097	-0.019	-0.022	-0.002
Industry 7	1.031	6.550	0.117	0.001	-0.101	0.015	0.001	0.014
Industry 8	0.868	7.785	0.144	-0.005	-0.158	-0.014	0.000	0.023
Industry 9	0.849	4.837	0.149	-0.036	-0.134	0.000	-0.013	0.039
Industry 10	0.931	6.178	0.132	-0.005	-0.071	0.008	-0.006	-0.016
Industry 11	0.968	7.441	0.013	0.041	-0.003	0.055	0.047	-0.030
Industry 12	0.994	7.556	0.200	0.034	-0.075	-0.047	0.026	0.030

Decile portfolio returns <sup>2</sup>								
Decile 1	1.720	11.440	0.158	-0.012	-0.079	-0.062	0.082	0.030
Decile 2	1.489	9.786	0.156	0.003	-0.090	-0.102	0.049	0.029
Decile 3	1.289	8.752	0.195	-0.003	-0.097	-0.085	0.012	0.024
Decile 4	1.281	8.068	0.176	0.014	-0.106	-0.058	0.016	-0.014
Decile 5	1.207	7.590	0.146	0.005	-0.104	-0.049	0.009	0.008
Decile 6	1.200	7.331	0.163	0.002	-0.121	-0.032	0.000	0.011
Decile 7	1.185	6.977	0.137	0.026	-0.106	-0.009	-0.023	-0.009
Decile 8	1.008	6.516	0.123	0.011	-0.112	0.006	-0.004	-0.004
Decile 9	1.044	6.234	0.098	-0.002	-0.133	0.021	0.007	0.005
Decile 10	0.871	5.364	0.085	-0.015	-0.121	0.041	0.008	0.028

<sup>1</sup>The industry groups are 1 = petroleum, 2 = finance/real estate, 3 = consumer durables, 4 = basic industries, 5 = food/tobacco, 6 = construction, 7 = capital goods, 8 = transportation, 9 = utilities, 10 = textiles/trade, 11 = services, and 12 = leisure.

<sup>2</sup>These are returns on market value sorted NYSE monthly portfolio deciles compiled by the Center for Research in Security Prices (CRSP) at the University of Chicago. For both the industry and decile portfolios, the data is monthly from February 1926 to December 1986 (731 observations).

Μετα τη παρουσίαση του άρθρου των **Geweke** και **Zhou**, το οποίο έχει να κάνει με την διαδικασία επιλογής των παραγόντων που είναι σημαντικοί σε ένα μοντέλο APT, θα συνεχίσουμε παραθέτοντας ένα ακόμα πρόσφατο άρθρο που ασχολείται με το ίδιο θέμα. Πρόκειται για μια έρευνα των **Fama** και **French** (1996).

Στη συγκεκριμένη εργασία οι συγγραφείς προσπαθούν να εξηγήσουν με τη βοήθεια της APT θεωρίας κάποιες αδυναμίες που παρουσιάζει η ανίστοχη του CAPM. Προηγούμενα άρθρα δείχνουν ότι οι μέσες αποδόσεις των κοινών μετοχών σχετίζονται με χαρακτηριστικά της εταιρίας, όπως μέγεθος, κέρδη προς τιμή μετοχής, ταμειακές ροές, book to market equity, ανάπτυξη κερδών και μακροχρόνιες αποδόσεις. Επειδή όμως αυτές οι σχέσεις δεν μπορούν να εξηγηθούν απο το CAPM

λέγονται “anomalies”. Στο συγκεκριμένο άρθρο, οι **Fama** και **French** βρίσκουν ότι εκτός από τη συνέχεια των βραχυπρόθεσμων αποδόσεων, οι ανωμαλίες αυτές σχεδόν εξαφανίζονται σ’ ένα μοντέλο με τρεις παράγοντες. Τα αποτελέσματα της μελέτης είναι συμβατά με τη λογική τιμολόγησης του APT, αλλά επίσης λαμβάνονται υπόψη και η μη λογική τιμολόγηση και το πρόβλημα στοιχείων ως πιθανές εξηγήσεις.

Οι συγγραφείς υποστηρίζουν ότι πολλές από της ανωμαλίες που έχουν να κάνουν με τις μέσες αποδόσεις του CAPM σχετίζονται και καλύπτονται από το μοντέλο των τριών παραγόντων των ιδίων (**Fama** και **French** 1993). Το συγκεκριμένο μοντέλο λέει ότι η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που είναι πάνω από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου  $[E(R_i)-R_f]$  εξηγείται από την ευαισθησία της απόδοσης σε τρεις παράγοντες :

- 1) Την υπερβάλλουσα απόδοση σε ένα χαρτοφυλάκιο που αντικατοπτρίζει την αγορά  $(R_m - R_f)$ .
- 2) Την διαφορά ανάμεσα σε ένα χαρτοφυλάκιο με μικρές μετοχές και σε ένα χαρτοφυλάκιο με μεγάλες μετοχές (small minus big).
- 3) Την διαφορά ανάμεσα σε ένα χαρτοφυλάκιο με high book-to-market stocks με ένα low book-to-market stocks.

Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση σε ένα χαρτοφυλάκιο είναι :

$$E(R_i) - R_f = b_i * (E(R_m) - R_f) + s_i * E(SMB) + h_i * E(HML)$$

όπου  $E(R_m) - R_f$ ,  $E(SMB)$ ,  $E(HML)$  είναι τα αναμενόμενα premiums και οι ελαστικότητες των παραγόντων  $b_i$ ,  $s_i$ ,  $h_i$  είναι οι κλίσεις της παλινδρόμησης στην χρονολογική σειρά:

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + s_i * SMB + h_i * HML + \epsilon_i$$

Σύμφωνα με τους συγγραφείς το παραπάνω μοντέλο εξηγεί το μεγαλύτερο μέρος της διακύμανσης των μέσων αποδόσεων των μετοχών.

Στη συνέχεια της μελέτης αυτής γίνεται ένας έλεγχος της αποτελεσματικότητας του μοντέλου των τριών παραγόντων. Χρησιμοποιούνται δεδομένα από σταθμισμένα χαρτοφυλάκια με μετοχές από τους χρηματιστηριακούς δείκτες NYMEX, AMEX και NASD. Καταλήγουν ότι το μοντέλο έχει πραγματική εφαρμογή, μιας και οι μακροπρόθεσμα «χαμένοι» του παρελθόντος βαρύνουν

περισσότερο τα SMB και HML. Επειδή αυτοί συμπεριφέρονται περισσότερο σαν «μικρές» μετοχές, το μοντέλο καταλήγει να προβλέψει ότι οι μακροπρόθεσμα «χαμένοι» θα έχουν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις.

Παρακάτω, στη τέταρτη ενότητα της μελέτης τους, οι **Fama** και **French** δείχνουν ότι η επεξηγηματική δύναμη του μοντέλου τους δεν είναι μοναδική. Κι άλλοι συνδυασμοί από τρία χαρτοφυλάκια περιγράφουν αποδόσεις όπως οι  $E(R_m) - R_f$ ,  $E(SMB)$ ,  $E(HML)$ . Δηλαδή αυτά τα συμπεράσματα δείχνουν ότι ένα μοντέλο τριών παραγόντων είναι καλή περιγραφή των μέσων αποδόσεων. Επίσης στη συγκεκριμένη ενότητα γίνεται επίσης αντιπαράθεση του μοντέλου τριών παραγόντων με το CAPM και σημειώνεται η κατά κάποιον τρόπο υπεροχή του πρώτου.

Κλείνοντας το άρθρο οι συγγραφείς προχωρούν στην επεξήγηση και ανάλυση των αποτελεσμάτων. Συγκεκριμένα τεστ του CAPM αναρωτιούνται εάν η προσέγγιση της αγοράς μπορεί να περιγράψει τις μέσες αποδόσεις σε άλλα χαρτοφυλάκια. Αλγεβρικά, αυτά είναι απλά τεστ του αν η προσέγγιση της αγοράς (market proxy) αφορά το σύνολο των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων όσον αφορά την μέση τιμή και διακύμανση τους και τα οποία μπορούν να σχηματιστούν από τις αποδόσεις που εξηγούνται. Η οικονομική εξήγηση των αποτελεσμάτων μας χωρίζεται σε τρεις κατηγορίες. Η πρώτη λέει ότι η τιμολόγηση του ενεργητικού είναι λογική και ταιριάζει με ένα μοντέλο τριών παραγόντων από το CAPM ή το APT. Η δεύτερη συμφωνεί ότι ένα μοντέλο τριών παραγόντων περιγράφει αποδόσεις, αλλά συμφωνεί πως είναι η μη λογική συμπεριφορά του επένδυτη που εμποδίζει το μοντέλο να μη έρθει κοντά στη μορφή ενός CAPM. Τέλος η τρίτη ιστορία λέει ότι το CAPM ισχύει αλλά δεν εγκρίνεται (spuriously rejected), επειδή οι αποδόσεις που χρησιμοποιούνται για να εξετάσουν το μοντέλο είναι μεροληπτικές (biased).

Καταλήγοντας, οι **Fama** και **French**, υποστηρίζουν το μοντέλο τους αλλά παραδέχονται ότι δεν εξηγεί τις αναμενόμενες αποδόσεις σε όλα τα χαρτοφυλάκια και όλες τις μετοχές. Βρήκαν συγκεκριμένα ότι δεν έχει εφαρμογή στο να εξηγήσει την συνέχεια στις βραχυπρόθεσμες αποδόσεις των **Jegadeesh** και **Titman** (1993), καθώς και του **Asness** (1994).

Συνεχίζοντας την παρουσίαση της APT θεωρίας, καθώς και την ανάλυση αυτής θα παρουσιάσουμε ένα ακόμα πρόσφατο άρθρο των **Christian Gilles** και **Stephen Le Roy** (1991) που ασχολείται με την παρουσίαση επιχειρημάτων τα οποία

προκαλούν αμφιβολίες για την πρακτική χρήση της συγκεκριμένης θεωρίας. Έτσι θα παρουσιάσουμε και μια διαφορετική πτυχή του APT.

Η συγκεκριμένη θεωρία, λένε οι συγγραφείς, σχετίζει τον αναμενόμενο ρυθμό απόδοσης μιας συγκεκριμένης σειράς αξιόγραφων με την έκθεση τους σε διάφορους παράγοντες. Οι **Gilles** και **Le Roy** δείχνουν ότι εάν οι σειρά των πρωταρχικών αποδόσεων αντικατασταθεί από μια σειρά αποδόσεων χαρτοφυλακίων, τα οποία φτιάχνονται από τέτοιου είδους αξιόγραφα, τότε το υπόβαθρο των παραγόντων είναι σχετικό (factor subspace is arbitrary). Η ουσία είναι ότι τα θεωρήματα που σχετίζουν αναμενόμενες αποδόσεις με το ρίσκο παραγόντων απαιτούν πρόσθετη επεξήγηση.

Πολλές προηγούμενες μελέτες έχουν δείξει ότι το APT δίνει καλή προσέγγιση των αναμενόμενων αποδόσεων για τα περισσότερα αγαθά. Στο συγκεκριμένο άρθρο οι συγγραφείς πιστεύουν ότι αυτό είναι προς τη λάθος κατεύθυνση. Ο λόγος δίνεται παρακάτω. Με κάθε σειρά πρωταρχικών αποδόσεων σχετίζεται ένα υπόβαθρο μοναδικού παράγοντα (unique factor subspace). Παρόλα αυτά, εάν η σειρά αυτή αντικατασταθεί με το διάστημα, όπου αυτές οι αποδόσεις βρίσκονται, τότε με την παρουσία των ανωμαλιών ιδιοσυγκρασίας (idiosyncratic shocks) η συσχέτιση αυτή δεν είναι πια μοναδική. Αντίθετα, κάθε υποχώρος του χώρου των αποδόσεων μπορεί να αποδοθεί ως χώρος παράγοντας (factor space) με τη λογική ότι μπορεί να βρεθεί μια σειρά αποδόσεων η οποία δημιουργεί τον χώρο των αναμενόμενων αποδόσεων. Έτσι, δεν υπάρχει λόγος να επικεντρωθούμε σε μια συγκεκριμένη σειρά αποδόσεων προτιμώντας την από κάποια άλλη και αυτό γιατί οι αποδόσεις γενικά μπορούν να απεικονιστούν σαν αποδόσεις ενός συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου. Η δομή των παραγόντων είναι ένα χαρακτηριστικό που χρειάζεται ειδική παρουσίαση όσον αφορά το χώρο των ειδικών αποδόσεων .

Ο ασυμμετρικός χειρισμός των ομάδων ενεργητικού, οι οποίες εμπεριέχουν ειδικές περιπτώσεις, θεωρείται ως μη ενδεδειγμένη από τη συγκεκριμένη έρευνα. Σε οργανωμένες χρηματοοικονομικές αγορές η επιτυχία των arbitrage based τεστ τιμολόγησης εξαρτάται ακριβώς από το συμμετρικό χειρισμό των ομάδων του ενεργητικού που εμπεριέχουν ειδικές περιπτώσεις.

Ενισχύοντας την άποψη μας ότι η σχετικότητα των χώρων παραγόντων ακυρώνει το APT (arbitrariness of factor spaces invalidates APT), είναι προφανές ότι οι θεωρητική κατάληξη του APT έχει ανάγκη αναθεώρησης. Η κύρια συνεισφορά αυτής της εργασίας είναι ότι παρουσιάζει μια αναπαραγωγή των αρχικών θεωρητικών αποτελεσμάτων του APT, τα οποία παραθέτουν την αναγκαία

αναπροσαρμογή του (reinterpretation). Σύμφωνα με τη συνηθισμένη περίπτωση η ουσία του APT είναι στη πραγματικότητα, υποθέτοντας όχι κέρδη χωρίς κίνδυνο, ότι δύο συμπεράσματα μπορούν να προκύψουν. Το πρώτο είναι ότι παρά την παρουσία των σοκ ιδιουσυγκρασίας υπάρχει ακριβής τιμολόγηση παραγόντων. Το δεύτερο είναι ότι, χωρίς των περιορισμό του χώρου των παραγόντων, υπάρχει πάντα σχετική τιμολόγηση παραγόντων, στη λογική ότι για κάθε θετικό  $\epsilon$  όλοι εκτός από ένα πεπερασμένο αριθμό παραγόντων έχουν αναμενόμενες αποδόσεις με απόκλιση  $\epsilon$  από τις αποδόσεις που υποδεικνύεται από την έκθεση των παραγόντων τους. Υπό το «φως» των ανωτέρω συμπερασμάτων, ότι η δομή των παραγόντων είναι arbitrary, και δοθέντος ότι δεν υπάρχουν κέρδη χωρίς κίνδυνο, υποθέτουν ότι είναι ισοδύναμο να απαιτείται η σχέση τιμολόγησης να είναι γραμμική και συνεχής. Οι υποθέσεις που απαιτούνται από το APT δε θέλουν άλλους περιορισμούς, εκτός από αυτούς τους δύο.

Στη συνέχεια της έρευνας παρουσιάζονται αναλυτικά οι αποδείξεις των θεωρημάτων τιμολόγησης, οι οποίες αναδεικνύουν την μαθηματική φύση του χώρου των αποδόσεων. Στην έκτη ενότητα οι **Gilles** και **Le Roy** ασχολούνται με τη σχέση ανάμεσα στο CAPM και APT. Είναι συνηθισμένο να λέγεται ότι το APT είναι ένα CAPM κ-παραγόντων. Το CAPM, όμως, είναι περισσότερο από μια μονοπαραγοντική μορφή του APT, αφού βεβαιώνει συγκεκριμένη τιμολόγηση παράγοντα με ένα προκαθορισμένο παράγοντα. Επίσης το CAPM μπορεί να ξεχωρίσει το συστηματικό κίνδυνο από τον μη συστηματικό για λόγους τιμολόγησης κάτι που το APT δεν μπορεί να κάνει.

Η προτελευταία ενότητα του άρθρου σχετίζεται με την “equilibrium” έκδοση του CAPM που δίνεται από τον **Connor**. Στη συγκεκριμένη έκδοση, η υπόθεση ότι το συνθετικό ιδιουσυγκρασίας των αποδόσεων δεν εξαρτάται από την μέση τιμή των παραγόντων, σημαίνει ότι τα factor spaces δεν είναι arbitrary. Παρόλα αυτά, οι συγγραφείς συμπερνούν ότι η συγκεκριμένη σχέση “equilibrium”, σαν μια εφαρμογή στοχαστικής ανάλυσης, δεν είναι στη πραγματικότητα συσχετιζόμενη με το APT.

Καταλήγοντας οι **Gilles** και **Le Roy** σημειώνουν ότι οι παράγοντες που χαρακτηρίζονται ως εξωγενείς μεταβλητές επηρεάζουν άμεσα τις τιμές των αγαθών, ενώ παράγοντες που χαρακτηρίζονται από κοινές συσχετίσεις μόνο αντικατοπτρίζουν το μη συστηματικό κίνδυνο που περιλαμβάνει το μοντέλο. Οι no-arbitrage συνθήκες έχουν εφαρμογή στην τιμολόγηση. Επίσης, η θεωρία τιμολόγησης έχει χρησιμοποιήσει τις αρχές της γραμμικότητας και της συνέχειας για να μπορέσει να βρει με επιτυχία την θεωρητική αξία των αξιογράφων.

Το CAPM διερευνήθηκε εμπειρικά σε αρκετές εργασίες (όπως για παράδειγμα των **Cheung** και **Wong** (1992), αλλά και άλλες), όσον αφορά την επαλήθευσή του στις αναδυόμενες αγορές της νοτιοανατολικής Ασίας, με συμπεράσματα που κατέληξαν σε μικρή ή και ανύπαρκτη σχέση μεταξύ του βήτα και των αποδόσεων των μετοχών. Οι **Clare** και **Priestley** (1998) επιχειρούν μια ενδιαφέρουσα εμπειρική διερεύνηση του πολυπαραγοντικού APT σε μια αναδυόμενη αγορά, όπως αυτή της Μαλαισίας. Στην εργασία τους 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 τους 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 οι παρακάτω :

- Η απρόσμενη μεταβολή στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (μηνιαίο επιτόκιο κατάθεσης)  $UR_F$ .
- Η απρόσμενη μεταβολή στην αμοιβή διάρκειας (term structure) των επιτοκίων UTS.
- Η απρόσμενη μεταβολή στην βιομηχανική παραγωγή UIP.
- Ο μη προβλεπόμενος πληθωρισμός UI.
- Η αλλαγή στην προβλεπόμενη τιμή του πληθωρισμού DEI.

Η μεθοδολογία που ακολουθείται δεν είναι αυτή των δύο βημάτων των **Fama** και **MacBeth** (1973), η οποία 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 εξαλείπτει 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 του 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. Σημειώνουμε 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 τη διπίστωση 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.

Ένα επίσης ενδιαφέρον στοιχείο της εργασίας των **Clare** και **Priestley** είναι η προσπάθεια τους να συμπεριλάβουν και ένα παράγοντα που να 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 σε εθνικές αγορές καθορίζονται από μη παρατηρήσιμους παράγοντες. Καταλήγουν, έτσι, ως προσέγγιση των μη παρατηρήσιμων διεθνών παραγόντων, σε ένα 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, πάντως, δύο δεικτών αγοράς, ενός τοπικού και ενός διεθνούς, αυξάνει την πιθανότητα εμφάνισης πολυσυγγραμμικότητας (multicollinearity). Οι δύο δείκτες έχουν υψηλό επίπεδο συσχέτισης μεταξύ τους, γεγονός που μπορεί να δημιουργήσει πρόβλημα στη διαδικασία εκτίμησης και καθιστά τα συμπεράσματα, σχετικά με τις εκτιμώμενες μεταβλητές, δύσκολα.

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

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν τα αποτελέσματα από την 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 του κινδύνου για τον διεθνή δείκτη της αγοράς έχει αρνητική τιμή. Οι **Clare** και **Priestley** διπιστώνουν, ακόμα, 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 ακόμα ενδιαφέρουσα εμπειρική διερεύνηση του APT είναι αυτή των **Bailey** και **Chung** (1996), όπου μελετούν 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 αναφερθεί ότι, τα τελευταία χρόνια, οι Φιλιππίνες παρουσιάζουν ετήσια αύξηση του ΑΕΠ της τάξης του 6%, ενώ οι ξένες επενδύσεις στη χώρα αυξάνονται ραγδαία. Η κατανόηση της συμπεριφοράς της χρηματιστηριακής 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** χρησιμοποίησαν σχετικά μικρό δείγμα, 26 μετοχών με συνεχή παρουσία στο χρηματιστήριο των Φιλιππίνων από το 1982 ως το 1993. Οι μετοχές επελέγησαν ανάμεσα σε αυτές με την υψηλότερη εμπορευσιμότητα και τα δεδομένα που πήραν ήταν μηνιαίες αποδόσεις. Οι μακροοικονομικές μεταβλητές που χρησιμοποίησαν είναι :

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

Με την επιλογή των παραπάνω μεταβλητών, επιχειρήθηκε να αποτυπωθεί κατά το δυνατό 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 επελέγησαν. Ακόμα, 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. Παρόλα ταύτα αδυνατούν να αποδείξουν κάποια συσχέτιση μεταξύ των εκθέσεων σε κίνδυνο (risk exposure) και της προβλεπτικής ικανότητας. Επομένως, εξάγεται το συμπέρασμα ότι οι αμοιβές κινδύνου που συνδέονται με τις προβλέψεις δεν φαίνεται να αντιστοιχίζονται στους παράγοντες κινδύνου για τους οποίους εκτιμήθηκαν οι εκθέσεις στον κίνδυνο.

Το κυριότερο συμπέρασμα που εξάγεται από την εργασία αυτή αφορά την ορθότητα της αποδοχής ύπαρξης σταθερών εκθέσεων στον κίνδυνο. Η έρευνα κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι εκθέσεις σε κίνδυνο δεν ήταν σταθερές κατά την διάρκεια των δώδεκα ετών, το διάστημα το οποίο εξετάζεται. Η αστάθεια των εκθέσεων σε κίνδυνο είναι φυσική συνέπεια των γρήγορων οικονομικών και πολιτικών αλλαγών που βιώνουν οι αναπτυσσόμενες οικονομίες, όπως είναι αυτή των Φιλιππίνων.

Οι **Bailey** και **Chung** τονίζουν ότι η επιλογή των μεταβλητών στο πολυπαραγοντικό μοντέλο που χρησιμοποίησαν έγινε με βάση το ειδικό τους ενδιαφέρον για το νομισματικό και τον πολιτικό κίνδυνο. Είναι πολύ πιθανό διαφορετικοί παράγοντες κινδύνου να ήταν πιο κατάλληλοι για την ερμηνεία των αποδόσεων 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.

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

Στην έρευνά τους επιδιώκουν να συγκρίνουν την διαδικασία του ενός βήματος (NLLS – simultaneous, non linear, least squares estimator) με την προσέγγιση των δύο βημάτων. 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 την 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 (αν θα είναι υποχρεωτικά ή όχι διαγώνιος). Για αυτό το σκοπό, οι **Clare, Priestley** και **Thomas** χρησιμοποιούν τα ίδια δεδομένα και προχωρούν στην περίπτωση του NLLS, στον υπολογισμό με την αυστηρή και την προσεγγιστική δομή. Ακόμα, στην περίπτωση των δύο βημάτων, υπολογίζουν τα αποτελέσματα με ή χωρίς την διόρθωση του EIV.

Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν 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 και τα μερίσματα. Τα χαρτοφυλάκια

επенаδιατάσσονται ανάλογα με την κεφαλαιοποίηση της αγοράς στην αρχή κάθε ημερολογιακού έτους.

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

- Ο δείκτης τιμών λιανικής.
- Η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση των κρατικών ομολόγων και τη συνολική μερισματική απόδοση της αγοράς (Gilt to Equity Yield Ratio – GEYR).
- Η τιμή του πετρελαίου.
- Ο δείκτης απόδοσης εταιρικών ομολόγων.
- Η διαφορά ανάμεσα στην απόδοση ομολογιών επιχειρήσεων και την απόδοση μακροπρόθεσμων κρατικών ομολογιών (Default κίνδυνος).
- Τα επιτόκια (δηλαδή, το κόστος δανεισμού του ιδιωτικού τομέα).

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. Άρα, 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 του ιδιωτικού τομέα (επιτόκια) και ο δείκτης απόδοσης εταιρικών ομολόγων. Φαίνεται, λοιπόν, ότι ο 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 (του ενός ή των 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 του 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 τη χρήση μεθοδολογίας δύο βημάτων, σε συνδυασμό με το προσεγγιστικό μοντέλο του APT, πέντε στατιστικά σημαντικοί παράγοντες αποτιμώνται για την Βρετανική αγορά.

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

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

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

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

Όπου  $\mathbf{R}_f$  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,  $\mathbf{B}_k$  είναι ένας N x k πίνακας με τις ευαισθησίες των αποδόσεων στους παράγοντες κινδύνου,  $\mathbf{u}_t$  είναι 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),  $\mathbf{E}(\mathbf{R})$  είναι ένας πίνακας  $N$  γραμμών με τις αναμενόμενες αποδόσεις,  $\lambda_0$  είναι η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου,  $\mathbf{I}_N$  είναι ένας μοναδιαίος πίνακας  $N$  γραμμών,  $\lambda_k$  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 οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις είναι ασυσχέτιστες με τους παράγοντες κινδύνου, ο πίνακας συνδιακύμανσης των αποδόσεων θα μπορούσε να εκφρασθεί ως :

$$\Sigma_R = \Sigma_F + \Sigma_u$$

Όπου  $\Sigma_F$  είναι ένας πίνακας συνδιακύμανσης των παραγόντων κινδύνου (που εκφράζουν το συστηματικό κίνδυνο) και  $\Sigma_u$  είναι ο πίνακας συνδιακύμανσης των ενδοεπιχειρησιακών αποδόσεων. Αυτή ακριβώς η υπόθεση, σχετικά με τη δομή του  $\Sigma_u$  καθορίζει αν η δομή των παραγόντων είναι αυστηρή ή προσεγγιστική.

Ο **Ross** (1976), για παράδειγμα, υποθέτει ότι ο  $\Sigma_u$  είναι ένας διαγώνιος πίνακας, κάτι που σημαίνει ότι οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις είναι ασυσχέτιστες μεταξύ των μετοχών, αφού οι τιμές που δεν ανήκουν στη διαγώνιο είναι μηδέν. Σε αυτή 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 τη χαλαρή συνθήκη ότι ο  $\Sigma_u$  δεν είναι διαγώνιος, έτσι ώστε οι ενδοεπιχειρησιακές αποδόσεις συσχετίζονται ανάμεσα στις μετοχές, ενώ οι  $k$  eigen τιμές του  $\Sigma_R$  αυξάνονται όσο ο αριθμός των μετοχών αυξάνεται, ενώ η  $k + 1$  τιμή eigen  $\Sigma_R$  είναι μικρότερη από την μεγαλύτερη τιμή eigen του  $\Sigma_u$ .

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  $\Sigma_R$  και  $\Sigma_u$  σε συνδυασμό με ελέγχους σημαντικότητας των συσχετίσεων μη διαγώνιων στοιχείων του  $\Sigma_u$  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  $\Sigma_u$  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 να συσχετίζονται ταυτόχρονα 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 και 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. Επίσης, η εκτίμηση της αμοιβής κινδύνου της αγοράς παρουσιάζει διαφορές ανάλογα με την επιλογή της δομής των παραγόντων.

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

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

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 φαίνεται να είναι ο κατάλληλος αριθμός παραγόντων. Οι **Connor** και **Korajczyk**, αναγνωρίζοντας ότι τον Ιανουάριο οι μέσες αποδόσεις και οι διακυμάνσεις είναι ασυνήθιστα μεγάλες, ενώ αυτό το μήνα συμβαίνουν και σημαντικά γεγονότα που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών, προτείνουν τελικά ως τα πλέον «κατάλληλα» μοντέλα τριών ως έξι παραγόντων.



## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΑΜΟΙΒΑΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΑ**

---

Το Αμοιβαίο Κεφάλαιο (ΑΚ) είναι μια μορφή εταιρείας επενδύσεων, όπου ο βασικός της σκοπός είναι η συγκέντρωση των αποταμιεύσεων των επενδυτών και η τοποθέτησή τους σε χρηματιστηριακούς και άλλους τίτλους. Σύμφωνα με τον νόμο, το ΑΚ ορίζεται ως μια ομάδα περιουσίας που αποτελείται από κινητές αξίες και μετρητά, της οποίας τα επί μέρους στοιχεία ανήκουν εξ αδιαιρέτου σε περισσότερα πρόσωπα. Τα βασικά χαρακτηριστικά ενός ΑΚ είναι ότι στερείται νομικής προσωπικότητας και ότι το κεφάλαιο του είναι μεταβλητό (open end fund). Το ΑΚ διαιρείται σε ισότιμα τμήματα, τα οποία ονομάζονται μερίδια. Η καθαρή τιμή του μεριδίου σε μια συγκεκριμένη ημέρα προκύπτει από την διαίρεση του καθαρού ενεργητικού της ημέρας αυτής με τον αριθμό των κυκλοφορούντων μεριδίων.

### **ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΤΩΝ ΤΙΜΩΝ ΕΝΟΣ ΜΕΡΙΔΙΟΥ**

Το ΑΚ διαιρείται σε ισότιμα τμήματα τα οποία ονομάζονται μερίδια. Η καθαρή τιμή του μεριδίου σε μια συγκεκριμένη ημέρα προκύπτει από την διαίρεση του καθαρού ενεργητικού της ημέρας αυτής με τον αριθμό των κυκλοφορούντων μεριδίων :

$$\text{Καθαρή Τιμή Μεριδίου} = \frac{\text{Σύνολο Καθαρού Ενεργητικού}}{\text{Αριθμός Κυκλοφορούντων Μεριδίων}}$$

Το καθαρό ενεργητικό είναι η συνολική αξία των κινητών αξιών στις οποίες είναι επενδεδυμένη η περιουσία του ΑΚ, συν τυχών απαιτήσεις (προκαταβολές, δεδουλευμένοι τόκοι κλπ), μείον τις υποχρεώσεις (αμοιβές θεματοφύλακα, αμοιβές χρηματιστών και χρηματιστηριακών εταιρειών, δάνεια κλπ). Όπως είναι φυσικό, το καθαρό ενεργητικό ενός ΑΚ μεταβάλλεται καθημερινά, στο βαθμό που οι τιμές των αξιογράφων τα οποία περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο του ΑΚ μεταβάλλονται καθημερινά. Ακόμα, το καθαρό ενεργητικό ενός ΑΚ μεταβάλλεται στο βαθμό που νέα μερίδια εκδίδονται και παλαιά μερίδια εξαγοράζονται. Ο υπολογισμός του καθαρού ενεργητικού σε τρέχουσες τιμές καλείται αποτίμηση. Η τιμή διάθεσης του μεριδίου είναι η τιμή εκείνη, στην οποία πωλούνται τα μερίδια σε κάποια συγκεκριμένη μέρα. Η τιμή διάθεσης του μεριδίου προκύπτει από την καθαρή τιμή του μεριδίου με την πρόσθεση σε αυτήν της προμήθειας αγοράς του μεριδίου :

$$\text{Τιμή Διάθεσης Μεριδίου} = \text{Καθαρή Τιμή Μεριδίου} * \{1 + \text{Προμήθεια Διάθεσης}(\%)\}$$

Η τιμή εξαγοράς του μεριδίου είναι η τιμή εκείνη στην οποία οι μεριδιούχοι μπορούν να ρευστοποιήσουν τα μερίδιά τους. Η τιμή αυτή προκύπτει από την καθαρή τιμή του μεριδίου, αφαιρώντας την προμήθεια εξαγοράς :

$$\text{Τιμή Εξαγοράς Μεριδίου} = \text{Καθαρή Τιμή Μεριδίου} * \{1 - \text{Προμήθεια Εξαγοράς}(\%)\}$$

Τονίζουμε ότι η διάθεση νέων μεριδίων ή η εξαγορά ήδη υπαρχόντων δεν έχει καμιά επίπτωση στην τιμή του μεριδίου.

## **ΚΑΤΗΓΟΡΙΕΣ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ**

Οι βασικές κατηγορίες ΑΚ (οι οποίες είναι γνωστές κυρίως από τις διεθνείς κεφαλαιαγορές) και στις οποίες μπορούμε να κατατάξουμε οποιοδήποτε ΑΚ είναι οι παρακάτω :

- 1) Αμοιβαία Κεφάλαια χρηματαγοράς (money market funds)
- 2) Αμοιβαία Κεφάλαια ομολογιών (bond funds)
- 3) Αφορολόγητα Αμοιβαία Κεφάλαια ομολογιών (tax exempt bond funds)
- 4) Αμοιβαία Κεφάλαια κοινών μετοχών (common stock funds)
- 5) Αμοιβαία Κεφάλαια μικτού τύπου (balanced funds)
- 6) Διεθνή Αμοιβαία Κεφάλαια (international funds)
- 7) Άλλα Αμοιβαία Κεφάλαια

Κάθε κατηγορία από τις παραπάνω χωρίζεται σε επιπλέον μικρότερες κατηγορίες. Αξίζει να σημειώσουμε ότι η βασική διαφορά των επί μέρους κατηγοριών των ΑΚ είναι η διαφορετικότητα στην επιλογή και τη στάθμιση των επί μέρους κινητών αξιών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο τους, γεγονός που δημιουργεί διαφορετικότητα στο επίπεδο του κινδύνου που ενσωματώνουν.

Στην εργασία αυτή θα ασχοληθούμε με Μετοχικά ΑΚ (ΑΚ κοινών μετοχών), μιας και σκοπός μας είναι να κατατάξουμε καλά διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια μετοχών. Έτσι θα επικεντρωθούμε στην περιγραφή αυτών των ΑΚ και των επιμέρους κατηγοριών τους.

Γνωρίζουμε ότι η επένδυση σε μετοχές εμπεριέχει υψηλούς κινδύνους, σε βαθμό που δεν υπάρχει ούτε εγγύηση αλλά ούτε και ασφάλεια για το επίπεδο της

απόδοσης τους. Ο λόγος, όμως, που κάποιος επενδύει σε μετοχικά ΑΚ, άρα αναλαμβάνει αυτούς του κινδύνους, είναι ότι αυτά τα ΑΚ παρέχουν τις πιο σημαντικές ευκαιρίες για μεγαλύτερη υπεραξία από οποιοδήποτε άλλο ΑΚ. Η ιστορία (των διεθνών κυρίως) χρηματαγορών έχει δείξει ότι μακροπρόθεσμα οι αποδόσεις σε μετοχικούς τίτλους ήταν κατά μέσο όρο αισθητά ανώτερες από τις αντίστοιχες αποδόσεις των τραπεζικών καταθέσεων, των χρεογράφων της χρηματαγοράς και των ομολόγων. Βέβαια, αρκετές είναι οι φορές τις οποίες οι επενδυτές μετοχών για μικρά χρονικά διαστήματα έχουν υποστεί σημαντικές απώλειες.

Σημειώνουμε ότι η τιμή μιας μετοχής μιας συγκεκριμένης εταιρείας τείνει να μεταβάλλεται, εξαρτώμενη από την πορεία του κλάδου στον οποίο ανήκει, καθώς επίσης και από τα σχετικά αποτελέσματα της εταιρείας αυτής καθ'εαυτής. Ακόμα η τιμή μιας μετοχής ενδεχομένως να επηρεάζεται από τις γενικότερες οικονομικές, κοινωνικές και πολιτικές εξελίξεις, όπως επίσης και από τα διεθνή γεγονότα και ψυχολογικές μεταπτώσεις που διαμορφώνονται στη χρηματιστηριακή αγορά. Έτσι είναι λογικό τα ΑΚ τα οποία περιλαμβάνουν στο χαρτοφυλάκιο τους μετοχές, υφίστανται πολλές από τις παραπάνω επιδράσεις. Επειδή, όμως, τα ΑΚ είναι διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια με πολλές μετοχές με διαφορετικά χαρακτηριστικά, οι διακυμάνσεις των τιμών των μεριδίων τους είναι ηπιότερες και ο κίνδυνος σαφώς μικρότερος. Αξίζει να αναφερθεί ότι διεθνώς υπάρχουν διάφοροι τύποι μετοχικών ΑΚ (μερικά απ'αυτά υπάρχουν και στην ελληνική αγορά) οι οποίοι διαφέρουν ανάλογα με το βαθμό κινδύνου τον οποίο αναλαμβάνουν. Επιγραμματικά αυτοί είναι :

#### 1) *Επιθετικά υπεραξίας (aggressive growth funds)*

Τα ΑΚ αυτού του τύπου έχουν ως επενδυτικό στόχο την επίτευξη μέγιστων κεφαλαιακών κερδών (υπεραξίας), αναλαμβάνοντας ταυτόχρονα υψηλούς επενδυτικούς κινδύνους. Για την επίτευξη υψηλών κεφαλαιακών κερδών επενδύουν σε μετοχές υψηλού κινδύνου, όπως κερδοσκοπικές μετοχές, μετοχές αναπτυσσόμενων εταιρειών, μετοχές εταιρειών οι οποίες παίζουν προσωρινά δύσκολες στιγμές κλπ. Πολλές φορές τα ΑΚ αυτού του τύπου χρησιμοποιούν τη χρηματοοικονομική μόχλευση, δανειζόμενα κεφάλαια και αγοράζοντας δικαιώματα μετοχών (stock options).

Φυσικά τα ΑΚ αυτής της κατηγορίας παρουσιάζουν υψηλή μεταβλητικότητα. Γενικά παρουσιάζουν ικανοποιητική συμπεριφορά σε καταστάσεις όπου οι χρηματιστηριακές αγορές είναι ανοδικές, ενώ υποφέρουν από σημαντικές ζημιές σε περιόδους όπου οι αγορές είναι καθοδικές. Παρά το γεγονός αυτό, σε μακροχρόνια

βάση οι αποδόσεις τους υπερτερούν από τις αντίστοιχες της χρηματιστηριακής αγοράς. Σημειώνουμε ακόμα ότι οι μερισματικές τους αποδόσεις είναι χαμηλές.

Πολλές φορές τα ΑΚ επιθετικού τύπου τείνουν να συγκεντρώνουν το ενεργητικό τους σε εξειδικευμένους κλάδους, όπως για παράδειγμα αυτού της τεχνολογίας ή σε μετοχές μικρών εταιρειών και μετοχές εταιρειών μεγέθυνσης. Αυτά τα ΑΚ προτείνονται και αφορούν επενδυτές με μακροπρόθεσμο ορίζοντα, οι οποίοι δέχονται να αναλάβουν υψηλούς κινδύνους με την προοπτική να αποκομίσουν υψηλές υπεραξίες. Ακόμα προτείνονται σε επενδυτές οι οποίοι έχουν την ικανότητα να προβλέπουν την κίνηση της χρηματιστηριακής αγοράς.

Για να συνοψίσουμε, οι ειδικοί προτείνουν τη χρησιμοποίηση των επιθετικών ΑΚ για το συνδυασμό των παρακάτω στρατηγικών διαχείρισης χαρτοφυλακίων : Αν κάποιος επενδυτής έχει την ικανότητα να προβλέψει τέλεια την κίνηση της αγοράς, τότε προτείνεται να επενδύσει το 100% των χρημάτων του σε επιθετικά ΑΚ σε περιόδους άνθησης της χρηματιστηριακής αγοράς, ενώ να επενδύσει όλα του τα κεφάλαια σε ΑΚ χρηματαγοράς σε περιόδους ύφεσης της χρηματιστηριακής αγοράς. Αν η δυνατότητα πρόβλεψης της κίνησης της αγοράς δεν είναι τέλεια, τότε προτείνεται η μερική επένδυση σε επιθετικά ΑΚ και το υπόλοιπο σε αναπτυξιακά (υπεραξίας) ΑΚ ή ΑΚ υπεραξίας και εισοδήματος.

## 2) ΑΚ υπεραξίας ή αναπτυξιακά ΑΚ (*growth funds*)

Ο αντικειμενικός σκοπός των ΑΚ υπεραξίας είναι η μακροπρόθεσμη αύξηση των κεφαλαιακών κερδών. Όμως, τα ΑΚ αυτού του τύπου, σε αντίθεση με τα επιθετικά, δεν χρησιμοποιούν κερδοσκοπικές τακτικές όπως μόχλευση ή *short selling*. Τα αναπτυξιακά ΑΚ είναι λιγότερο ευμετάβλητα από τα επιθετικά, στο βαθμό που επιλέγουν μετοχές εταιρειών οι οποίες έχουν καλό παρελθόν, υψηλή κερδοφορία και πολύ καλό όνομα (*growth stocks*). Από τα παραπάνω είναι ξεκάθαρο ότι τα ΑΚ αυτού του τύπου ενέχουν υψηλό κίνδυνο, απευθύνονται σε επενδυτές οι οποίοι αποβλέπουν σε μακροχρόνια κεφαλαιακά κέρδη και αδιαφορούν σχετικά με τις τρέχουσες μερισματικές αποδόσεις.

## 3) ΑΚ εισοδήματος (*income funds*)

Τα ΑΚ εισοδήματος είναι και γνωστά ως ΑΚ εισοδήματος από μετοχές, για λόγους διάκρισης από άλλα ΑΚ τα οποία προσφέρουν και αυτά εισόδημα, αλλά επενδύουν σε άλλα αξιόγραφα. Το μεγαλύτερο τμήμα του χαρτοφυλακίου των ΑΚ αυτού του τύπου αποτελείται συνήθως από μετοχές εταιρειών οι οποίες διανέμουν το υψηλότερο ποσοστό των κερδών με μορφή μερισμάτων. Το υπόλοιπο τμήμα του

χαρτοφυλακίου τους αποτελείται από προνομιούχες μετοχές και ίσως ομολογίες. Είναι προφανές ότι τα ΑΚ του τύπου αυτού ενέχουν χαμηλότερο κίνδυνο από τα προαναφερθέντα ΑΚ κοινών μετοχών.

#### 4) *ΑΚ υπεραξίας και εισοδήματος (growth and income funds)*

Τα ΑΚ της κατηγορίας αυτής επενδύουν κυρίως σε κοινές μετοχές εταιρειών, οι οποίες έχουν δείξει σημαντικές παρελθούσες αυξήσεις στις τιμές των μετοχών τους, αλλά και ταυτόχρονα μια σταθερή μερισματική πολιτική. Ο τύπος αυτών των ΑΚ προσπαθεί να συνδυάσει μακροπρόθεσμα κεφαλαιακά κέρδη και ταυτόχρονα μια σταθερή ροή εισοδήματος υπό τη μορφή μερισμάτων. Γενικά αυτά τα ΑΚ επενδύουν κυρίως σε μετοχές εταιρειών δημοσίων υπηρεσιών, εταιρικές μετατρέψιμες ομολογίες, καθώς και σε μετατρέψιμες προνομιούχες μετοχές.

#### 5) *Κλαδικά ΑΚ (sector funds)*

Στην κατηγορία των μετοχικών ΑΚ περιλαμβάνονται ορισμένα ΑΚ τα οποία εξειδικεύονται σε συγκεκριμένους κλάδους όπως ενέργεια, τεχνολογία και άλλους. Σχετικά πρόσφατα αυτά τα ΑΚ άρχισαν να επενδύουν σε σύγχρονους κλάδους (σε πιο ώριμες αγορές από αυτή της ελληνικής) όπως βιοτεχνολογία, οικολογικά προϊόντα κλπ.

#### 6) *Δεικτοποιημένα ΑΚ (index funds)*

Με τον όρο δεικτοποιημένο ΑΚ εννοούμε ένα ΑΚ συνδεδεμένο με ένα δείκτη, δηλαδή μια παράμετρο που εκφράζει την εξέλιξη σε μια ορισμένη αγορά τίτλων. Αυτό το είδος ΑΚ έχει γνωρίσει ιδιαίτερη επιτυχία σήμερα. Οι κύριοι λόγοι που οδήγησαν στην ανάπτυξη των Δεικτοποιημένων ΑΚ είναι ότι τα διοικητικά τους έξοδα είναι αρκετά χαμηλότερα από εκείνα που εμπεριέχονται σε χαρτοφυλάκια ενεργητικής διαχείρισης εξαιτίας των ελαχίστων κινήσεων των μετοχών οι οποίες πραγματοποιούνται. Ως εκ τούτου οι δαπανηρές έρευνες για την εύρεση υποτιμημένων – υπερτιμημένων μετοχών ελαχιστοποιούνται, ενώ τα συνολικά έξοδα είναι σαφέστατα πολύ χαμηλότερα. Πολλές μελέτες έχουν αποδείξει ότι η αποτελεσματικότητα των ΑΚ, κατά μέσο όρο, ήταν χαμηλότερη από τον Dow Jones ή από μια απλή μακροχρόνια στρατηγική παθητικής διαχείρισης χαρτοφυλακίου. Οι μελέτες αυτές επισημαίνουν ότι οι υψηλοί μισθοί των διαχειριστών σε συνδυασμό με άλλα επαγγελματικά έξοδα έχουν ως αποτέλεσμα να κρατούν χαμηλά τις αποδόσεις των μεριδιούχων στο βαθμό που τα κόστη αυτά δεν αναπληρώνονται από τις καλύτερες αποδόσεις των ΑΚ.

Μια μικρή αναφορά αξίζει να γίνει και για τα ΑΚ μικτού τύπου, όπου βρίσκει απόλυτη εφαρμογή η βασική αρχή που λέει ότι η διαφοροποίηση ελαχιστοποιεί τον κίνδυνο. Τα χαρτοφυλάκια των ΑΚ αυτού του τύπου περιλαμβάνουν κοινές και προνομιούχες μετοχές, ομόλογα και ομολογίες και απευθύνονται σε σαφώς πιο συντηρητικούς επενδυτές απ'ότι απευθύνονται τα μετοχικά ΑΚ. Τα μικτού τύπου ΑΚ έχουν τρεις ταυτόχρονους επενδυτικούς στόχους :

- 1) Να διατηρήσουν το αρχικό κεφάλαιο του επενδυτή.
- 2) Να διανείμουν ένα μέρισμα στους επενδυτές για την κάλυψη των τρεχουσών αναγκών τους.
- 3) Να συμβάλουν αποφασιστικά στη μακροπρόθεσμη αύξηση, τόσο του αρχικού κεφαλαίου του επενδυτή, όσο και του εισοδήματός του.

### **ΠΛΕΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ – ΜΕΙΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ**

Χρήσιμο είναι να δούμε τα κυριότερα πλεονεκτήματα των ΑΚ, τα οποία τα έχουν καθιερώσει στην συνείδηση αρκετών επενδυτών (κυρίως στις ανεπτυγμένες κεφαλαιαγορές – τα τελευταία χρόνια και στην ελληνική αγορά) ως μια από τις ελκυστικότερες επενδύσεις :

- *Ελαχιστοποίηση του κινδύνου μέσω της διαφοροποίησης των επενδύσεων (diversification). Στα μετοχικά ΑΚ αυτό επιτυγχάνεται με την επιλογή πολλών και με διαφορετικά χαρακτηριστικά μετοχών.*

Το σημαντικότερο πλεονέκτημα που προσφέρουν τα ΑΚ είναι η ελαχιστοποίηση του κινδύνου, η οποία επιτυγχάνεται με την ταυτόχρονη επένδυση σε διαφορετικές μετοχές. Είναι γνωστό ότι ο επενδυτικός κίνδυνος ενός περιουσιακού στοιχείου μπορεί να μετρηθεί σε όρους μεταβλητικότητας (τυπική απόκλιση) των αποδόσεών του. Όσο μεγαλύτερη είναι η μεταβλητικότητα μιας μετοχής, τόσο μεγαλύτερος είναι ο επενδυτικός κίνδυνος. Όπως ξέρουμε η σύγχρονη θεωρία χαρτοφυλακίου υποστηρίζει ότι ο συνολικός κίνδυνος μιας μεμονωμένης επένδυσης μπορεί να διαχωριστεί σε δύο επί μέρους : στο συστηματικό (ή κίνδυνο αγοράς) και στο μη-συστηματικό (ή ειδικό κίνδυνο).

Οι μελέτες επισημαίνουν ότι ο συνολικός κίνδυνος της μέσης μετοχής συγκροτείται κατά 30% από το συστηματικό κίνδυνο και 70% από το μη-συστηματικό κίνδυνο. Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι το 30% της συνολικής μεταβλητικότητας της

τιμής μιας μετοχής οφείλεται στη μεταβλητικότητα της χρηματιστηριακής αγοράς, ενώ το υπόλοιπο 70% οφείλεται σε παράγοντες που σχετίζονται με την εταιρεία. Το γεγονός αυτό έχει σημαντικές επιπτώσεις στο βαθμό που ο μη-συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί με την κατασκευή αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Στο βαθμό που ο μη-συστηματικός κίνδυνος δεν αμοίβεται από την αγορά, οι κάτοχοι καλά διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων θα κερδίζουν αποδόσεις οι οποίες θα αντιστοιχούν σε αποδόσεις περυσιακών στοιχείων υψηλού κινδύνου, ενώ ταυτόχρονα αναλαμβάνεται μόνο το 1/3 του κινδύνου.

Η εμπειρία των αναλύσεων των διεθνών ΑΚ αποκαλύπτει ότι τα ΑΚ, μέσω της αποτελεσματικής διαφοροποίησης, μειώνουν το μη-συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου τους από 70% σε 15%. Αντίθετα, ένας ιδιώτης ο οποίος κατέχει μια μεμονωμένη μετοχή κάποιου κινδύνου, αναλαμβάνει τρεις φορές υψηλότερο κίνδυνο από έναν άλλο επενδυτή, ο οποίος κατέχει ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο, το οποίο αποτελείται από μετοχές του ίδιου επιπέδου κινδύνου.

➤ *Επιπρόσθετη μείωση του κινδύνου μέσω της διεθνούς διαφοροποίησης (international diversification). Στη περίπτωση αυτή τα μετοχικά ΑΚ καλούνται διεθνή.*

Σύμφωνα με την υπάρχουσα νομοθεσία, κάποιο ΑΚ μπορεί να επενδύει μέχρι και το 100% του συνολικού του ενεργητικού στο εξωτερικό. Η δυνατότητα αυτή αποτελεί ένα ακόμη σημαντικό πλεονέκτημα που προσφέρουν τα ΑΚ στους μεριδιούχους τους. Ο λόγος είναι διπλός. Αρχικά είναι γνωστό ότι μέσω της επένδυσης σε διεθνή χρηματιστήρια επιτυγχάνεται επιπρόσθετη μείωση του κινδύνου, λόγω της διεθνούς διαφοροποίησης. Μελέτες των Solnik (1974), Swanson (1979) και Lessard (1973) έχουν δείξει ότι μέσω της διεθνούς διαφοροποίησης επιτυγχάνεται μείωση του κινδύνου κατά 33% από την αντίστοιχη διαφοροποίηση που επιτυγχάνεται μέσω της επένδυσης σε αποκλειστικά εγχώρια αξιόγραφα. Επιπλέον, οι Έλληνες επενδυτές αγοράζοντας, στην ουσία, διεθνικά ή διεθνή ΑΚ στην Ελλάδα είναι σα να έχουν επενδύσει σε μετοχές και ομολογίες γιγαντιαίων επιχειρήσεων, οι οποίες διαπραγματεύονται στα διεθνή χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης, του Τόκιο, του Λονδίνου, της Γενεύης, της Φρανκφούρτης και αλλού. Η δυνατότητα αυτή δημιουργεί επιπρόσθετες πιθανότητες αύξησης των αποδόσεων των μεριδίων των ΑΚ μέσω και των συναλλαγματικών διαφορών. Ωστόσο στην εργασία αυτή δεν θα ασχοληθούμε με άλλα ΑΚ (άρα ούτε και με τα διεθνικά) εκτός των μετοχικών.

➤ *Συνεχής επαγγελματική διαχείριση των χρημάτων των επενδυτών (professional management).*

Ένα ακόμα εξίσου σημαντικό πλεονέκτημα που προσφέρουν τα ΑΚ στους επενδυτές, είναι η ύπαρξη συνεχούς επαγγελματικής διαχείρισης των χρημάτων τους. Οι διαχειριστές των ΑΚ είναι εξειδικευμένα στελέχη, με σημαντική πείρα στην επιλογή και διαχείριση των επενδύσεων και συνεπώς οι επενδυτές απαλλάσσονται από το αγχος της συνεχούς παρακολούθησης των εξελίξεων. Τα στελέχη αυτά εργάζονται αποκλειστικά για το συμφέρον των επενδυτών. Οι διαχειριστές των ΑΚ επιλέγουν τα συγκεκριμένα αξιόγραφα τα οποία πρέπει να αγοραστούν την κατάλληλη χρονική στιγμή, καθώς και τα ποσοστά κάθε κατηγορίας αξιογράφων που θα περιληφθούν στα χαρτοφυλάκιά τους.

➤ *Πρόσβαση σε επαγγελματική διαχείριση με μικρό αρχικό κεφάλαιο.*

Τα ΑΚ θεωρούνται ως η κατάλληλη επένδυση για επενδυτές μικρών και μεσαίων οικονομικών δυνατοτήτων. Ο λόγος είναι ότι η επένδυση σε ΑΚ προσφέρει πρόσβαση σε υψηλής ποιότητας τεχνογνωσία και επαγγελματική διαχείριση με ελάχιστο ποσό χρημάτων. Παρά το γεγονός ότι κάθε εταιρεία διαχείρισης έχει ιδιαίτερη πολιτική στο τομέα αυτό, πολλά ΑΚ έχουν τόσο χαμηλό όριο αγοράς που για τέτοιο ποσό οι τράπεζες δεν δίνουν ούτε τόκους.

➤ *Ρευστότητα (liquidity)*

Ένα ακόμα σημαντικό πλεονέκτημα που προσφέρει ο θεσμός των ΑΚ στους επενδυτές είναι η ρευστότητα. Ρευστότητα σημαίνει να μπορεί κανείς να τοποθετεί τα χρήματά του σε μια επένδυση και να μπορεί να τα αποσύρει εύκολα, γρήγορα και χωρίς ποινή. Επιπλέον, μια επένδυση θεωρείται εύκολα ρευστοποιήσιμη όταν η ικανότητα της να αγορασθεί ή να πωληθεί είναι υψηλή. Με την έννοια αυτή η επένδυση σε μερίδια ΑΚ είναι μια υψηλά ρευστοποιήσιμη επένδυση. Σημειώνουμε ότι δεν υπάρχει ελάχιστο χρονικό όριο πωλήσεις μεριδίων. Η εξαγορά των μεριδίων μπορεί να γίνει ανά πάσα στιγμή κατόπιν αίτησης του κομιστή του τίτλου, στην τιμή εξαγοράς της επομένης εργάσιμης μέρας από την λήψη της αίτησης. Το αντίτιμο καταβάλλεται στο δικαιούχο εντός πέντε ημερών .

➤ *Απλουστευμένες διαδικασίες παρακολούθησης της εξέλιξης της επένδυσης.*



Επίσης, ένα πολύ σημαντικό πλεονέκτημα της επένδυσης σε μερίδια των ΑΚ είναι η ευκολία παρακολούθησης της εξέλιξης των χρημάτων που έχουν επενδυθεί σε αυτά. Μετά το κλείσιμο του χρηματιστηρίου υπολογίζονται σε ελάχιστο χρόνο οι καθαρές τιμές, οι τιμές εξαγοράς και οι τιμές διάθεσης των μεριδίων των ΑΚ. Οι τιμές αυτές δημοσιεύονται την επόμενη μέρα σε όλες τις οικονομικές και πολιτικές εφημερίδες. Ως εκ τούτου, ο μεριδιούχος ΑΚ για να υπολογίσει την συνολική αξία των χρημάτων του αρκεί να πολλαπλασιάσει τον αριθμό των μεριδίων που κατέχει επί την τιμή εξαγοράς του κάθε μεριδίου, κάτι που είναι πολύ πιο δύσκολο για κάποιον που έχει στην κατοχή του 20-30 μετοχές μιας και τα προβλήματα, αλλά και τα κόστη παρακολούθησης της απόδοσης των αξιογράφων αυτών είναι σημαντικά. Τα προβλήματα, λοιπόν, επιλογής και παρακολούθησης των αξιογράφων αντιμετωπίζονται επενδύοντας σε μερίδια ΑΚ. Το ΑΚ αναλαμβάνει όλες τις γραφειοκρατικές διαδικασίες που αφορούν τα αξιόγραφα (είσπραξη τόκων, μερισμάτων, διανομή δωρεάν μετοχών κλπ). Τέλος, αν ζητηθεί από τους μεριδιούχους, το ποσό των μερισμάτων επανεπενδύεται στην καθαρή τιμή ή καταβάλλεται στον μεριδιούχο.

➤ *Μετάφορα των χρημάτων από το ένα ΑΚ σε άλλο της ίδιας οικογενείας με ελάχιστο ή μηδαμινό κόστος.*

Η εξάπλωση των ΑΚ δημιούργησε την ανάγκη ύπαρξης “οικογενείας” ΑΚ. Η προσφορά εναλλακτικών ΑΚ στον επενδυτή είναι ιδιαίτερης σπουδαιότητας στο βαθμό που προσφέρει στο μεριδιούχο δύο επιπλέον δυνατότητες :

- 1) Να μπορεί να εκμεταλλευτεί αποτελεσματικά τις επικρατούσες συνθήκες στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου, όπως για παράδειγμα σε μια περίοδο οικονομικής στασιμότητας να μεταφέρει τα χρήματά του σε ΑΚ διαθεσίμων ή ομολογιών, ενώ σε μια περίοδο ανάκαμψης της οικονομίας να μεταφέρει τα χρήματά του σε μετοχικά ΑΚ
- 2) Να επιλέξει τους δικούς του συνδυασμούς ΑΚ ώστε να επιτύχει ακόμα μεγαλύτερη διαφοροποίηση του κινδύνου.

Σημειώνουμε ότι αυτή τη στιγμή η μεγαλύτερη εταιρεία διαχείρισης στον κόσμο είναι η “fidelity”.

Υπάρχουν και άλλα πλεονεκτήματα που προσφέρουν τα ΑΚ, αλλά μπορούν να θεωρηθούν μικρότερης σημασίας. Αυτά είναι τα παρακάτω : Λόγω του σημαντικού μεγέθους τους, τα ΑΚ, μπορούν να επιτύχουν χαμηλές χρηματιστηριακές προμήθειες ως προς τον ατομικό επενδυτή. Ακόμα, λόγω της μεγάλης αγοραστικής δύναμης που

διαθέτουν, επιτυγχάνουν καλύτερες τιμές αγράς ή πώλησης των αξιογράφων τους. Επιπλέον, οι αγοραστές μεριδίων ΑΚ έχουν τη δυνατότητα να επενδύουν τα μερίσματά τους, αγοράζοντας μερίδια στην καθαρή τιμή του μεριδίου (χωρίς προμήθεια). Επίσης, οι επενδυτές έχουν την δυνατότητα να ανταλλάξουν χρεόγραφα ή μετοχές με μερίδια ΑΚ. Οι επενδυτές μπορούν να αγοράζουν μερίδια σε κοινό λογαριασμό, καθώς επίσης να τα ενεχυριάζουν για να πάρουν δάνειο. Τέλος, για τους κατοίκους του εξωτερικού και για όσους έχουν δικαίωμα συναλλάγματος, παρέχεται η δυνατότητα, σε περίπτωση αγοράς μεριδίων με εισαγωγή συναλλάγματος, να επανεξάγουν κατά την εξαγορά το αντίτιμο σε συνάλλαγμα μαζί με το κέρδη.

Παρόλο που τα ΑΚ παρέχουν σημαντικά πλεονεκτήματα στο ευρύ επενδυτικό κοινό, υπάρχουν κάποιες ανάγκες που δεν μπορούν να καλυφθούν απ'αυτά. Κατ'αρχάς δεν επιθυμούν όλοι οι επενδυτές επαγγελματική διαχείριση, μιας και πολλοί επενδυτές θέλουν μόνοι τους ή με τη βοήθεια κάποιου συμβούλου επενδύσεων να επιλέγουν τις προσωπικές τους επενδύσεις. Οι επενδυτές μπορούν να πιστεύουν ότι η επιλογή και η διαχείριση του χαρτοφυλακίου τους με αυτόν το τρόπο είναι πιο αποδοτική. Το φαινόμενο αυτό έχει διεθνώς ονομασθεί ως "η γοητεία του ξεχωριστού λογαριασμού".

Τα ΑΚ (ακόμα και τα μετοχικά) δεν είναι μορφή τοποθέτησης για κάποιο επενδυτή που θέλει να αναλάβει μεγαλύτερους κινδύνους επενδύοντας τα χρήματά του σε μερικούς μόνο τίτλους, δηλαδή για τον επενδυτή που δεν επιθυμεί την διαφοροποίηση. Τονίζουμε, όμως ότι ο λόγος που τα ΑΚ έγιναν δημοφιλή στο ευρύ επενδυτικό κοινό ήταν γιατί η πλειοψηφία των μεμονομένων επενδυτών υπέστησαν σημαντικές ζημιές αρνούμενοι να διαφοροποιήσουν τις επενδύσεις τους.

Ακόμα η ανοικτή δομή των ΑΚ εγκυμωνει προβλήματα στους διαχειριστές επενδύσεων σε περιόδους έντονων διακυμάνσεων. Έχει παρατηρηθεί παγκοσμίως ότι σε περιόδους που η αγορά είναι ανοδική οι επενδυτές έχουν την τάση να τοποθετούν τα κεφάλαιά τους σε μετοχικά ΑΚ, που οι διαχειριστές τα επενδύουν σε υψηλές τιμές. Αντιθέτως, όταν η αγορά είναι καθοδική, οι μεριδιούχοι προβαίνουν σε εξαγορές αναγκάζοντας, έτσι, τους διαχειριστές να ρευστοποιήσουν πρόωρα μέρος του χαρτοφυλακίου τους και να υφίστανται το κόστος από την πώληση των μετοχών σε τιμή χαμηλότερη από την τιμή της αγοράς. Στο βαθμό που το ΑΚ οφείλει να εξαγοράζει όσα μερίδια επιθυμούν να ρευστοποιήσουν οι μεριδιούχοι του, τότε οι διαχειριστές είναι υποχρεωμένοι εκ των πραγμάτων να διατηρούν – σε περιόδους ύφεσης της αγοράς και όχι μόνο – υψηλά ρευστά διαθέσιμα, προκειμένου να είναι σε

θέση να καλύψουν ένα μεγάλο αριθμό εξαγορών. Έτσι, η δομή των ΑΚ οδηγεί τους διαχειριστές σε καταστρατήγηση των προσωπικών τους επιλογών και πολλές φορές σε κακές επενδυτικές αποφάσεις : αγοράζουν σε υψηλές τιμές, πωλούν σε χαμηλές και κρατούν μεγάλα ποσά χωρίς να τα επενδύουν αποτελεσματικά.

Ένα μικρής σημασίας μειονέκτημα των ΑΚ είναι ότι οι αμοιβές διάθεσης και εξαγοράς και οι αμοιβές διαχείρισης μειώνουν την καθαρή απόδοση του ΑΚ. Αυτό αποκτά ιδιαίτερη σημασία για επενδυτές οι οποίοι για διάφορους λόγους αποφάσισαν να ρευστοποιήσουν τα μερίδια τους σε μικρό χρονικό διάστημα. Τέλος, κάτι που δεν είναι ακριβώς μειονέκτημα, αλλά αξίζει να σημειωθεί είναι το γεγονός ότι πολλοί από τους επενδυτές πιστεύουν ότι επειδή τα ΑΚ διαχειρίζονται από επαγγελματίες, μπορούν να αγοράζουν μερίδια ΑΚ και μετά να τα “ξεχνούν”. Αυτό όμως δεν είναι πάντα σωστό. Η στρατηγική της διαχείρισης των ΑΚ, αλλά και ο ίδιος ο διαχειριστής πολλές φορές αλλάζει ή χάνει την επαφή με την πραγματικότητα. Ακόμα και αν κάποιος επενδυτής έχει αγοράσει αυτό που φαίνεται να είναι το καλύτερο ΑΚ στον κόσμο ή θεωρεί ότι το συγκεκριμένο ΑΚ του ταιριάζει απόλυτα, χρειάζεται να το ελέγχει τακτικά για να βλέπει εάν αποδίδει όσο αναμένει και εάν οι λόγοι για τους οποίους το αγόρασε ισχύουν ακόμα.

## **ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΕΠΙΔΟΣΗΣ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΤΩΝ – ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ**

Επειδή τα τελευταία χρόνια ένα αρκετά μεγάλο μέρος των επενδύσεων πραγματοποιούνται από επαγγελματίες διαχειριστές, η αξιολόγηση της επίδοσης των ΑΚ είναι ιδιαίτερης σπουδαιότητας μιας και πρέπει να γνωρίζουμε αν, οι διαχειριστές ως ομάδα, προσθέτουν αξία στα χαρτοφυλάκια που διαχειρίζονται ή αν απλά προκαλούν σπατάλες πόρων μέσω του υψηλού κόστους συναλλαγών που δημιουργεί η συνεχής ενεργητική διαχείριση. Σε μικρό επίπεδο είναι αρκετά σημαντικό για έναν επενδυτή, που τοποθετεί τα κεφάλαιά του στην επαγγελματική διαχείριση, να αξιολογεί τις επιδόσεις του ΑΚ που επιλέγει σε σχέση με τα υπόλοιπα, αλλά και να κατανοεί (σε γενικότερα πλαίσια) την πολιτική που θα ακολουθήσει ο διαχειριστής, έτσι ώστε να είναι ικανός να διακρίνει αν την ακολούθησε και σε ποιό βαθμό. Άρα θα πρέπει ο επενδυτής να μπορεί να απαντά σε ερωτήσεις του τύπου πόσο διαφοροποιημένο είναι το διαχειριζόμενο χαρτοφυλάκιο, πόσο συχνά εκμεταλλεύεται βραχυπρόθεσμα τις μεταβολές των τιμών και σε ποιό βαθμό αλλάζει η αναλογία αυτή.

Αν παρατηρήσουμε προσεκτικά τις επιδόσεις των διαχειριστών των ΑΚ θα δούμε ότι κάποιοι διαχειριστές πέτυχαν καλύτερη απόδοση από ένα «παθητικό χαρτοφυλάκιο», όπως αυτό του Γενικού Δείκτη Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΓΔΧΑΑ), ενώ άλλοι πέτυχαν χειρότερη. Ένας διαχειριστής ΑΚ μπορεί να πετύχει κανονικά κέρδη αν έχει την ικανότητα να επιλέγει υποτιμημένες μετοχές και δεύτερον αν με κατάλληλες κινήσεις τοποθετείται στην αγορά αγοράζοντας ή πουλώντας διαφορετικού είδους μετοχές. Έτσι, οποιαδήποτε ανάλυση της ικανότητας των διαχειριστών πρέπει να περιλαμβάνει την ικανότητα επιλογής των μετοχών και την ικανότητα συγχρονισμού των κινήσεών του. Ανεξάρτητα από τις πραγματικά υπάρχουσες δυσκολίες μέτρησης της επίδοσης των διαχειριστών ΑΚ, οι κυριότεροι αποδέκτες των πληροφοριών αναφορικά με την επίδοση των ΑΚ είναι οι διαχειριστές και οι επενδυτές.

Οι επενδυτές προσπαθούν να επιλέξουν το κατάλληλο ΑΚ χρησιμοποιώντας παρελθούσες πληροφορίες για την επίδοση των διαχειριστών. Αν η αγορά δεν είναι αποτελεσματική, τότε ίσως ο καλύτερος διαχειριστής του παρελθόντος παραμείνει ο καλύτερος και στο μέλλον. Όμως αν η αγορά είναι αποτελεσματική, τότε η παρελθούσα απόδοση (κατά μέσο όρο) δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την πρόβλεψη της αντίστοιχης μελλοντικής. Παρόλα τ'αύτα, είναι πιθανόν κάποιος να ανακαλύψει μερικούς καλούς διαχειριστές οι οποίοι να υπερέιχαν της αγοράς στο παρελθόν και ίσως να συνεχίσουν να επιτυγχάνουν καλύτερες επιδόσεις και στο μέλλον. Στις ανεπτυγμένες κεφαλαιαγορές εκτός από τους διαχειριστές και τους επενδυτές και άλλες κατηγορίες ατόμων και οργανισμών χρειάζονται τις πληροφορίες για την αξιολόγηση της επίδοσης των ΑΚ. Κατ'αρχάς οι οικονομικές διευθύνσεις μεγάλων εταιρειών χρειάζονται τις πληροφορίες αυτές ώστε να αξιολογήσουν την αποτελεσματικότητα των διαχειριστών των συνταξιοδοτικών προγραμμάτων των εργαζομένων των εταιρειών τους. Ακόμα οι κυβερνητικές επιτροπές πρέπει να είναι σε θέση να αξιολογήσουν την επίδοση των δημοσίων συνταξιοδοτικών προγραμμάτων, καθώς και μεγάλες εταιρείες διαχείρισης χρειάζονται αξιόπιστα κριτήρια αξιολόγησης της επίδοσης των διαχειριστών τους. Τέλος, ορισμένα τμήματα διαχείρισης κεφαλαίων στις τράπεζες χρειάζονται παρόμοια αξιόπιστα κριτήρια αξιολόγησης της επίδοσης των διαφόρων επενδεδυμένων λογαριασμών πελατών. Επομένως, παρά το γεγονός ότι οι διαχειριστές των ΑΚ είναι επαγγελματίες πρέπει να ελέγχονται και να αξιολογούνται.

Η γνώση του επιπέδου του κινδύνου των ΑΚ μας επιτρέπει τη χρήση κατάλληλων μεθόδων αξιολόγησης της επίδοσής τους. Οι μέθοδοι αυτοί λαμβάνουν

υπόψιν τους την προσαρμογή της απόδοσης των ΑΚ σε τυχών διαφοροποιήσεις στον κίνδυνο που ενσωματώνουν. Για το σκοπό αυτό έχουν αναπτυχθεί διάφορες μέθοδοι, οι κυριότερες των οποίων είναι :

- a) Η μέθοδος της απόδοσης ανά μονάδα κινδύνου (return per unit of risk)
- b) Η μέθοδος της διαφορικής απόδοσης (differential return) ή αλλιώς Jensen's Performance Index.

Οι δύο προσεγγίσεις συσχετίζονται και οδηγούν, κάτω από συγκεκριμένες συνθήκες, σε παρόμοια συμπεράσματα. Την δεύτερη μέθοδο την έχουμε δει αναλυτικά σε ξεχωριστό κεφάλαιο της εργασίας αυτής, οπότε σ'αυτό το σημείο θα δούμε την πρώτη μέθοδο.

Η προσέγγιση της απόδοσης ανά μονάδα κινδύνου συσχετίζει το απόλυτο επίπεδο της απόδοσης του ΑΚ, που επιτεύχθηκε μέσα σε μια χρονική περίοδο, με το επίπεδο του κινδύνου που ενσωματώνεται σε αυτό. Έχουν προταθεί κυρίως δύο μέτρα της απόδοσης ανά μονάδα κινδύνου των ΑΚ, τα οποία έχουν παρόμοια χαρακτηριστικά. Το πρώτο μέτρο είναι ο λόγος του Treynor (1965), ο οποίος δίνεται από την παρακάτω σχέση :

$$\text{Traynor Ratio (TR)} = (r_p - r_f) / \beta_p$$

ενώ το δεύτερο μέτρο είναι ο λόγος του Sharpe (1966), οποίος δίνεται από την παρακάτω σχέση :

$$\text{Sharpe Ratio (SR)} = (r_p - r_f) / \sigma_p$$

Όπου :  $r_p$  η πραγματοποιηθείσα απόδοση του ΑΚ,  $r_f$  η απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου,  $\sigma_p$  η τυπική απόκλιση (συνολικός κίνδυνος) του ΑΚ και  $\beta_p$  ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου βήτα του ΑΚ.

Ο λόγος του Traynor εκφράζει την υπερβάουσα απόδοση του ΑΚ, η οποία προκύπτει από την διαφορά της πραγματοποιηθείσας απόδοσης από την απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου, προς την μεταβλητικότητα των αποδόσεων του ΑΚ, όπως αυτή προσεγγίζεται από το συστηματικό κίνδυνο. Επειδή ο αριθμητής του λόγου αυτού εκφράζεται σε ποσοστά και ο παρανομαστής σε καθαρό αριθμό, ο δείκτης αυτός εκφράζεται σε ποσοστά. Ο λόγος του Sharpe εκφράζει και αυτός την υπερβάλλουσα απόδοση του ΑΚ, η οποία προκύπτει από τη διαφορά της πραγματοποιηθείσας απόδοσης από την απόδοση του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου, προς τη μεταβλητικότητα των αποδόσεων, όπως αυτή προσεγγίζεται από την τυπική απόκλιση των αποδόσεων του ΑΚ. Επειδή ο αριθμητής του δείκτη του

Sharpe και ο παρανομαστής υπολογίζονται σε ποσοστά, ο δείκτης αυτός είναι ένας καθαρός αριθμός. Η μόνη διαφορά των δύο παραπάνω δεικτών εντοπίζεται στην προσέγγιση του κινδύνου του ΑΚ. Ο Traynor θεωρεί ως κατάλληλο μέτρο κινδύνου το συστηματικό κίνδυνο (βήτα) του ΑΚ, ενώ ο Sharpe θεωρεί ως κατάλληλο μέτρο κινδύνου το συνολικό κίνδυνο (τυπική απόκλιση) του ΑΚ.

Η τυπική απόκλιση, ως μέτρο κινδύνου, είναι κατάλληλη όταν τα χαρτοφυλάκια των ΑΚ είναι καλά διαφοροποιημένα, ενώ όταν τα χαρτοφυλάκια δεν είναι καλά διαφοροποιημένα ή αναλύουμε μεμονωμένες μετοχές, το καταλληλότερο μέτρο είναι ο συντελεστής βήτα. Το καλύτερο είναι να χρησιμοποιούνται και τα δύο μέτρα, όταν οι πληροφορίες που αντλούμε απ'αυτά είναι διαφορετικές.

Για την αξιολόγηση των ΑΚ, αλλά και γενικότερα χαρτοφυλακίων με τους δείκτες Sharpe και Traynor, ΑΚ που παρέχουν μεγαλύτερη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου κρίνονται ως αυτά με την καλύτερη διαχείριση, ενώ ΑΚ που παρέχουν τη χαμηλότερη απόδοση ανά μονάδα κινδύνου κρίνονται ως αυτά με την χειρότερη διαχείριση. Οι δείκτες Sharpe και Traynor κατατάσσουν χαρτοφυλάκια, αλλά δεν μας αναφέρουν σε όρους αποδόσεων την ποσοστιαία διαφορά του ΑΚ που εξετάζουν από ένα χαρτοφυλάκιο παθητικής διαχείρισης (όπως αυτό του ΓΔΧΑΑ). Είναι δύσκολο, για παράδειγμα, να δώσουμε κάποια ερμηνεία σε μια τιμή του δείκτη Traynor 5,33%. Αυτό, όπως είδαμε, μπορούμε να το καταφέρουμε με το δείκτη του Jensen.

## **ΣΥΓΧΡΟΝΙΣΜΟΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΕΚΤΙΚΟΤΗΤΑ**

Σύμφωνα με τον Fama (1972), η ικανότητα πρόβλεψης του διαχειριστή διακρίνεται σε δύο κατηγορίες : α) στις μικροπροβλέψεις, οι οποίες αναφέρονται στην ικανότητα πρόβλεψης των κινήσεων των τιμών των μεμονωμένων μετοχών σε σχέση με την κίνηση του συνόλου των τιμών των μετοχών και β) στις μακροπροβλέψεις, οι οποίες αναφέρονται στην ικανότητα πρόβλεψης της πορείας των τιμών των μετοχών γενικά ως προς την πορεία των επιτοκίων των τίτλων σταθερού εισοδήματος. Το πρώτο επιμέρους στοιχείο συχνά ονομάζεται «επιλεκτικότητα» (stock selection / selectivity), ενώ το δεύτερο «συγχρονισμός» (market timing). Αρκετοί είναι οι διαχειριστές που πιστεύουν ότι η διαχείριση χαρτοφυλακίου βασίζεται στην προνομιακή πληροφόρηση. Αν αυτό στέκει, τότε σημαντικό ρόλο στη διαχείριση θα παίζει η ποιότητα πληροφόρησης που κατέχει ο διαχειριστής. Ακόμα θα πρέπει να

έχει την ικανότητα να ελαχιστοποιεί τον μη συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου του. Τα παραπάνω στοιχεία είναι τα βασικά χαρακτηριστικά που πρέπει να έχει ένας επαγγελματίας διαχειριστής χαρτοφυλακίου.

Αν ο διαχειριστής χαρτοφυλακίου έχει την ικανότητα να κάνει σωστές προβλέψεις σε ότι αφορά τις κινήσεις της αγοράς ή τις μεταβολές των επιτοκίων, τότε θα μπορεί να αλλάξει την σύνθεση του χαρτοφυλακίου του και να το προσαρμόσει στις νέες εξελίξεις της αγοράς. Έτσι, στα μετοχικά ΑΚ, ένας διαχειριστής θα επέλεγε μετοχές υψηλών αποδόσεων (άρα και υψηλού κινδύνου) αν οι προβλέψεις του τον οδηγούσαν στο συμπέρασμα ότι η αγορά θα είναι ανοδική. Αυτή η επιλογή θα οδηγήσει σε αύξηση του συστηματικού κινδύνου του χαρτοφυλακίου. Αντίθετα, αν οι προβλέψεις του τον οδηγούσαν στο συμπέρασμα ότι η αγορά θα είναι καθοδική, θα μείωνε το συντελεστή βήτα του χαρτοφυλακίου του επιλέγοντας μετοχές χαμηλού κινδύνου, προσπαθώντας να εξασφαλίσει ανώτερες αποδόσεις από τις αποδόσεις της αγοράς, προσαρμοσμένες στον κίνδυνο. Επίσης, αν ένας διαχειριστής και οι αναλυτές του είναι ικανοί να επιλέγουν συνεχώς υποτιμημένες μετοχές για ένα δεδομένο επίπεδο κινδύνου, τότε το χαρτοφυλάκιο αυτό θα παρουσιάσει υψηλή απόδοση, προσαρμοσμένη στον κίνδυνο.

Ένας ακόμη παράγοντας που πρέπει να ληφθεί υπ'όψιν για την αξιολόγηση ενός διαχειριστή χαρτοφυλακίου, είναι η ικανότητά του για πλήρη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου του. Η αγορά ανταμοίβει εκείνους τους επενδυτές που υφίστανται μόνο το συστηματικό κίνδυνο (τον κίνδυνο αγοράς) και όχι τον μη συστηματικό. Αυτό συμβαίνει επειδή ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί με τη διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου. Επομένως, οι επενδυτές επιδιώκουν τα χαρτοφυλάκιά τους να είναι πλήρως διαφοροποιημένα, έτσι ώστε να μην αναλαμβάνουν το συστηματικό κίνδυνο. Το επίπεδο της διαφοροποίησης υπολογίζεται με την συσχέτιση ανάμεσα στην απόδοση του χαρτοφυλακίου και την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ένα πλήρως διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο είναι τέλεια συσχετισμένο με το πλήρως διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Είναι αρκετά σημαντικό να γνωρίζουμε και τις δύο προϋποθέσεις που πρέπει να έχει ένας διαχειριστής χαρτοφυλακίου. Μερικές τεχνικές εκτίμησης χαρτοφυλακίων λαμβάνουν υπ'όψιν τους μόνο τη μία προϋπόθεση και όχι την άλλη, ενώ άλλες τεχνικές λαμβάνουν υπ'όψιν τους ανεπιφύλακτα και τις δύο προϋποθέσεις, χωρίς να κάνουν κάποιο διαχωρισμό ανάμεσά τους.

Είναι χρήσιμο πάντως να αναφέρουμε το κατά πόσο η απόδοση των ΑΚ συσχετίζεται με τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά τους, το μέγεθός τους και την ημερομηνία ίδρυσής τους. Είναι γνωστό ότι το μέγεθος ενός ΑΚ είναι πιθανό να επηρεάζει την απόδοση του. Ο λόγος είναι ότι ένα μεγάλο ΑΚ επιτυγχάνει σημαντικές οικονομίες κλίμακας, καλύτερη διαφοροποίηση του κινδύνου και χαμηλότερες χρηματιστηριακές προμήθειες. Από την άλλη μεριά, ένα υπερβολικά μεγάλο ΑΚ μετοχικού προσανατολισμού, χαρακτηρίζεται από σχετική δυσκαμψία, ιδιαίτερα σε αγορές όπως η χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών. Η δυσκαμψία αυτή δυσκολεύει το διαχειριστή του ΑΚ να προσαρμόσει τη διάρθρωση του χαρτοφυλακίου στις συνεχώς μεταβαλλόμενες συνθήκες της χρηματιστηριακής αγοράς. Η αρχαιότητα (ημερομηνία ίδρυσης) είναι ένα χαρακτηριστικό του ΑΚ το οποίο συνδέεται με πείρα, τεχνογνωσία, οργάνωση και δοθέντων παραγόντων όλων των άλλων παραγόντων θα περίμενε κανείς να επηρεάζει θετικά την επίδοση του ΑΚ.



## ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ – ΒΑΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Οι **Διακογιάννης** και **Διαμάντης** (1997) απέδειξαν μια 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, άρα και των μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων (ΑΚ). Το θεωρητικό υπόδειγμα μπορεί να ελεγχθεί εμπειρικά χρησιμοποιώντας ένα δείγμα ΑΚ και ένα δείγμα παρατηρήσιμων και υπολογίσιμων μακροοικονομικών παραγόντων που επιδρούν στις αποδόσεις των ΑΚ. Η πολυπαραγοντική σχέση ισορροπίας υποθέτει ότι ένας επενδυτής δεν μπορεί να έχει θετική αναμενόμενη απόδοση χωρίς κίνδυνο. Η σχέση που στηρίζεται το πολυπαραγοντικό υπόδειγμα των **Διακογιάννη – Διαμάντη** για την διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών (στην εργασία αυτή των αποδόσεων των ΑΚ) είναι :

$$R_i = E(R_i) + \beta_{i1} * f_1 + \beta_{i2} * f_2 + \dots + \beta_{ij} * f_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

Όπου :  $E(R_i)$  η αναμενόμενη απόδοση του  $i$  ΑΚ,  $f_j$  η τιμή του παράγοντα  $j$  που επηρεάζει την απόδοση του ΑΚ  $i$ ,  $\beta_{ij}$  ο συντελεστής ευαισθησίας του  $i$  ΑΚ στις διακυμάνσεις του κοινού παράγοντα  $j$  και  $\varepsilon_i$  τα σφάλματα τα οποία έχουν μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση, καθώς είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους και ασυσχέτιστα με τους κοινούς παράγοντες, δηλαδή ισχύει :

$E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  για όλα τα  $i, j$  διαφορετικά μεταξύ τους

$E[\varepsilon_i (f_j - \mu_{fj})] = 0$  όπου  $\mu_{fj}$  η μέση τιμή του  $f_j$ , για όλα τα  $i, j$  διαφορετικά μεταξύ τους.

Έτσι, για τον υπολογισμό των  $\beta$  θα κάνουμε τις εξής υποθέσεις για το δείγμα :

- $E(\varepsilon) = 0$
- $Cov(\varepsilon) = E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I$
- $X$  σταθερό σε επαναλαμβανόμενα δείγματα ( $X$  fixed in repeated samples).

Αυτό σημαίνει πως θα έχουν γίνει υποθέσεις περί ύπαρξης ομοσκεδαστικότητας (σταθερή διακύμανση) και έλλειψης αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα. Θα υπάρχουν, δηλαδή, spherical disturbances. Εντούτοις αν δε μπορούμε να κάνουμε ρητή κατανομική υπόθεση για τα κατάλοιπα, και άρα και για το  $Y$  (=monthly returns), δε μπορούμε να κάνουμε χρήση της μεθόδου μεγίστης πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood) ώστε να βρούμε εκτιμητές των παραμέτρων του μοντέλου και να μιλήσουμε περί πλήρους αποτελεσματικότητας αυτών. Επίσης

δε μπορούμε να μιλήσουμε για πλήρη αποτελεσματικότητα των εκτιμητών, καθώς ο υπολογισμός του CRAMER-RAO Lower Bound απαιτεί επίσης κατανομική υπόθεση.

Το πιθανότερο είναι οι αποδόσεις μετοχικών ΑΚ να μη παρουσιάζουν κανονική κατανομή, οπότε προφανώς και εμείς δε θα κάνουμε τέτοια υπόθεση για τις αποδόσεις του δείγματος μας.

Συνεπώς θα προχωρήσουμε με τη μέθοδο, ESS ( ΜΕΘΟΔΟ ΕΛΑΧΙΣΤΩΝ ΤΕΤΡΑΓΩΝΩΝ). Αυτή δεν απαιτεί κατανομική υπόθεση. Ορίζοντας το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων και ελαχιστοποιώντας αυτό, παίρνουμε εκτιμητή για το  $\beta$ . Αυτός είναι ίδιος με τον Maximum Likelihood εκτιμητή και είναι ο εξής:  $\beta_{ls} = (X'X)^{-1} X'y$ . Δυστυχώς η μέθοδος αυτή αδυνατεί να δώσει έναν εκτιμητή για την άλλη παράμετρο του μοντέλου, την  $\sigma^2$ , επειδή δεν εμφανίζεται στο ESS. Για αυτήν θα χρησιμοποιηθεί η δειγματική ροπή  $\sigma^2 \varepsilon = \frac{1}{T} \varepsilon' \varepsilon$  και η διορθωμένη αμερόληπτη διακύμανση  $s^2 = \frac{1}{T-K} \varepsilon' \varepsilon$ . Ο  $\beta_{ls}$  παραμένει αμερόληπτος εκτιμητής αφού  $E(\beta_{ls}) = \beta$  και η διακύμανση του είναι η  $\sigma^2 \varepsilon (X'X)^{-1}$ . Αυτή η διακύμανση του εκτιμητή είναι η μικρότερη από τη διακύμανση όλων των άλλων γραμμικών και αμερόληπτων εκτιμητών, άρα ο εκτιμητής είναι BLUE (Best Linear Unbiased Estimator – ο καλύτερος γραμμικός αμερόληπτος εκτιμητής). Είναι δηλαδή ο αποτελεσματικότερος στο σύνολο των γραμμικών και αμερόληπτων εκτιμητών. Εφόσον δεν έχει γίνει κατανομική υπόθεση που να μας επιτρέπει να εξάγουμε τις κατανομές των εκτιμητών  $\beta$  και  $s^2$  και μέσω αυτών άρα και τις κατανομές διάφορων ελεγχουσυναρτήσεων (t και F) ώστε να διεξάγουμε έλεγχο υποθέσεων, θα είμαστε αναγκασμένοι να κάνουμε ασυμπτωτικούς ελέγχους υποθέσεων, βάσει των καλών ασυμπτωτικών ιδιοτήτων που έχει ο OLS εκτιμητής. Είναι συνεπής και ασυμπτωτικά κανονικός. Επίσης ο  $s^2$  είναι ασυμπτωτικά συνεπής εκτιμητής του  $\sigma^2$  και μπορεί στην ελεγχουσυνάρτηση να χρησιμοποιηθεί αντί αυτού.

**Μετά την σύντομη, αλλά και κατατοπιστική, αυτή παρέμβαση και βάση των μέχρι τώρα υποθέσεων έχουμε την παρακάτω πολυπαραγοντική σχέση ισορροπίας :**

$$E(R_i) = E(R_0) + \beta_{i1} \cdot \delta_1 + \dots + \beta_{ik} \cdot \delta_k \quad \text{για κάθε } i \quad (2)$$

Με την βοήθεια του οικονομετρικού προγράμματος EVIEWS και χρησιμοποιώντας υποδείγματα παλινδρόμησης θα δούμε πως αναλύονται και τι είδους αποτελέσματα μας δίνουν οι σχέσεις αυτού του είδους.

Η αμοιβή – αποτίμηση του κινδύνου που συνδέεται με τον κοινό παράγοντα  $s$ , όπου  $s = 1, 2, \dots, k$ , δίνεται από τον ακόλουθο τύπο :

$$\delta_s = \{E(R_p) - E(R_0)\} \cdot \beta_{ps} \cdot \text{VAR}(f_s) / \text{VAR}(R_p) \quad (3)$$

Όπου  $E(R_i)$ ,  $E(R_p)$ ,  $E(R_0)$  η αναμενόμενη απόδοση του  $i$  ΑΚ – ενός πλήρως διαφοροποιημένου παρατηρήσιμου  $p$  χαρτοφυλακίου – αξιογράφου μηδενικού κινδύνου (ή του χαρτοφυλακίου που έχει μηδενικό συστηματικό κίνδυνο) αντίστοιχα,  $\beta_{is}$ ,  $\beta_{ps}$  ο συντελεστής βήτα του  $i$  ΑΚ –  $p$  χαρτοφυλακίου αντίστοιχα με τον κοινό παράγοντα  $s$  και  $\text{VAR}(f_s)$ ,  $\text{VAR}(R_p)$  οι διακυμάνσεις του κοινού παράγοντα  $s$  και του χαρτοφυλακίου  $p$ .

Το μοντέλο των Διακογιάννη και Διαμάντη προσδίδει οικονομική υπόσταση στους κοινούς παράγοντες που επηρεάζουν την απόδοση των ΑΚ 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 και Ross (1986) σημειώνουμε ότι το υπόδειγμα αυτό αποφασίζει εκ των προτέρων την επιλογή των μακροοικονομικών μεταβλητών, αποκλείοντας ενδεχομένως άλλους συστηματικούς παράγοντες που επιδρούν στην διαμόρφωση των αποδόσεων.

Ο εμπειρικός έλεγχος των πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων προϋποθέτει δύο βήματα : Την επιλογή των παρατηρήσιμων κοινών παραγόντων που συντελούν στις μεταβολές των αποδόσεων των ΑΚ και τον προσδιορισμό των αμοιβών κινδύνου που συντελούν στην τιμολόγησή τους.

Οι αποδόσεις των ΑΚ επηρεάζονται από διάφορους παράγοντες. Η άμεση χρήση μακροοικονομικών μεταβλητών στη σχέση που εκφράζει τις αποδόσεις των ΑΚ είναι αναποτελεσματική λόγω των προβλημάτων πολυσυγγραμμικότητας που ανακύπτουν, αλλά και λόγω της έλλειψης εκ των προτέρων γνώσης για την επιλογή των μακροοικονομικών μεταβλητών που όντως επηρεάζουν τις αποδόσεις. Μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την τεχνική των πρωτογενών παραγόντων (principal components) για την δημιουργία των ανεξάρτητων παραγόντων από ένα σύνολο επιλεγμένων μακροοικονομικών παραγόντων. Έτσι θα αντιμετωπίσουμε το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας ανάμεσα στις μεταβλητές (παράγοντες) που προσδιορίζουν τη διακύμανση των αποδόσεων των ΑΚ και θα περιορίσουμε των

αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών που χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό των αποδόσεων. Με την χρήση των πρωτογενών (ορθογώνιων) παραγόντων ξεπερνιέται η απουσία θεωρητικού υποδείγματος που να περιγράφει ακριβώς τη σχέση αποδόσεων αξιογράφων με τις συγκεκριμένες μεταβλητές στα πλαίσια του υποδείγματος ισορροπίας. Αξίζει να σημειώσουμε ότι η χρήση των ορθογώνιων μεταβλητών δεν προσδίδει την ίδια σαφήνεια στην οικονομική ανάλυση του υποδείγματος μ'αυτή που θα είχαμε με την χρήση απ'ευθείας των παραγόντων.

Από την σχέση (3) εύκολα παρατηρούμε πως η αμοιβή του 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 υπό την προϋπόθεση ότι η διαφορά  $E(R_p) - E(R_0)$  και το  $\beta_{ps}$  είναι διάφορα του μηδενός.

Ακόμα, ελέγχουμε την σημαντικότητα του  $\beta_{ps}$ , κάτι που γίνεται σε δύο βήματα: πρώτον την εκτίμηση των βήτα όλων των ΑΚ στο δείγμα σχετικών με τον πρωτογενή παράγοντα  $s$ , κάτι που επιτυγχάνεται μέσω παλινδρομήσεων των αποδόσεων κάθε ΑΚ σε σχέση με τις τιμές των παραγόντων, και δεύτερον ελέγχεται η σημαντικότητα του  $\beta_{ps}$ .

Στο υπόδειγμά μας υπάρχουν δεκαπέντε μακροοικονομικοί παράγοντες που θεωρήσαμε ότι καλύπτουν όλο το φάσμα της οικονομίας και ότι επιδρούν στην διαμόρφωση των αποδόσεων των ΑΚ. Η επιλογή της τιμής του πετρελαίου brent ως παράγοντα, έγινε με σκοπό την έκφραση του διεθνούς παράγοντα κινδύνου στο μοντέλο μας. Για το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών δεν μας ενοχλεί που το έχουμε πάρει ως ποσοστό του ΑΕΠ, μιας και χρησιμοποιούμε (όπως θα δούμε παρακάτω) τυποποιημένες μεταβλητές.

Έίδαμε παραπάνω ότι οι αλληλεξαρτήσεις μεταξύ των μεταβλητών που καλύπτουν τους τομείς της οικονομίας ενισχύει την πιθανότητα εμφάνισης πολυσυγγραμικότητας στο υπόδειγμά μας. Επίσης εξηγήσαμε πως το πρόβλημα αυτό θα αντιμετωπιστεί με την μέθοδο των πρωτογενών παραγόντων.

Τα δεδομένα μας είναι μηνιαία (εκτός από το κατά κεφαλήν ΑΕΠ) και καλύπτουν το διάστημα 1/1/1998 – 31/12/2004. Οι παράγοντες – μεταβλητές καθώς και οι πηγές τους παρουσιάζονται παρακάτω :

1. **Βιομηχανική Παραγωγή** (Industrial Production) με βάση το 100, έτος βάσης το 1990. Πηγή Data Stream.
2. **Μεταβολή Στο Δείκτη Τιμών Καταναλωτή** (Consumers Price Index - CPI), με βάση το 100, έτος βάσης το 1990. Πηγή Eurostat.
3. **Συναλλαγματική Ισοτιμία Δολλαρίου / Ευρώ** (\$/E), πηγή Data Stream.
4. **Γενικός Δείκτης Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΓΔΧΑΑ)**, με βάση το 100, έτος βάσης το 1980. Πηγή ΧΑΑ.
5. **Ποσοστό Ανεργίας**, αριθμός ανέργων ως % του εργατικού δυναμικού. Πηγή Data stream.
6. **Εισαγωγές** (Imports), σε εκατομμύρια ευρώ. Πηγή Data Stream.
7. **Εξαγωγές** (Exports), σε εκατομμύρια ευρώ. Πηγή Data Stream.
8. **Το εύρος του Μονοετούς Έντοκου Γραμματίου του Ελληνικού Δημοσίου (ΕΓΕΔ) και του (ετησιοποιημένου) Overnight της Διατραπεζικής αγοράς**, όπου θα πάρουμε την διαφορά ανάμεσα στα δύο επιτόκια. Πηγή Data Stream. **Το Κατά Κεφαλήν ΑΕΠ** (GDP per Capita), σε ευρώ. Πηγή Eurostat.
9. **Το Κατά Κεφαλήν ΑΕΠ** (GDP per Capita), σε ευρώ. Πηγή Eurostat.
10. **Τιμή πετρελαίου Brent**, σε ευρώ / βαρέλι. Πηγή Data Stream.
11. **Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών σε ποσοστό του ΑΕΠ** (Current Account Balance in Euro %GDP). Πηγή Data Stream.
12. **Ισοζύγιο Εισοδημάτων** (Income Balance). Πηγή Data Stream.
13. **Ισοζύγιο Μεταβιβάσεων στον Ιδιωτικό Τομέα** (Balance On Transfers Of General Government). Πηγή Data Stream.
14. **Μονομερείς Μεταβιβάσεις** (Balance On Transfers Of Other Sectors). Πηγή Data Stream.
15. **Καθαρές Άμεσες Επενδύσεις** (Net Direct Investment). Πηγή Data Stream.

Οι κωδικοί των στοιχείων που πήραμε από την Thompson Data Stream παραθέτονται στο «Παράρτημα Ι». Ίσως θα έπρεπε να συμπεριληφθεί και ο πολιτικός κίνδυνος ως ένας επιπλέον παράγοντας επηρεασμού των αποδόσεων των μετοχών, άρα και των μετοχικών ΑΚ. Υπάρχει η εντύπωση ότι το ελληνικό χρηματιστήριο είναι ευαίσθητο σε μεταβολές που συνδέονται με τις πολιτικές εξελίξεις. Σ'αυτό έρχονται να αντιπαχθούν δύο στοιχεία : πρώτον, ότι δεν είναι εύκολο να μετρηθεί ο πολιτικός παράγοντας και δεύτερο ότι οι μεταβολές και οι διαταράξεις στο πολιτικοκοινωνικό περιβάλλον αποτυπώνονται κατά πολύ στις μεταβολές του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.

**Η επεξεργασία των δεδομένων ακολουθεί τα παρακάτω βήματα :**

- Αφού πάρουμε τα δεδομένα για τις παραπάνω (15) μεταβλητές  $X_i$  θα υπολογίσουμε τον μέσο **AVG** την τυπική απόκλιση **STDEV** για όλες τις μεταβλητές για όλη την εξεταζόμενη περίοδο, έτσι ώστε να δημιουργήσουμε τυποποιημένες μεταβλητές με βάση την σχέση :

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

Αυτό γίνεται για να γίνει η ανάλυση των αποτελεσμάτων μας σε όρους συντελεστών συσχέτισης και όχι συνδιακύμανσης, αφού οι μεταβλητές του δείγματός μας έχουν διαφορετικές μονάδες μέτρησης. Η σχέση που συνδέει τον συντελεστή συσχέτισης  $r_{sj}$  μιας μεταβλητής  $j$  και του πρωτογενή παράγοντα  $s$ , τον συντελεστή στάθμισης  $w_{sj}$  της μεταβλητής  $j$  στον πρωτογενή παράγοντα  $s$  και την διακύμανση **Var** ( $\Pi_i$ ) του πρωτογενή παράγοντα  $s$  είναι η εξής :

$$r_{sj} = w_{sj} * \text{Var} (\Pi_i)$$

Στη συνέχεια θα υπολογίσουμε τα ιδιοδιανύσματα με την τεχνική των πρωτογενών παραγόντων για κάθε μεταβλητή και πρωτογενή παράγοντα. Τα ιδιοδιανύσματα θα τα πολλαπλασιάσουμε με τις τυποποιημένες τιμές των μεταβλητών για κάθε περίοδο. Ακόμα θα υπολογίσουμε το άθροισμα των γινομένων eigen value επί τυποποιημένης μεταβλητής για κάθε μεταβλητή για μία περίοδο, όπου οι τιμές που θα προκύψουν θα αποτελούν τα  $f_j$  της σχέσης για το πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων.

- Στο επόμενο στάδιο θα ακολουθήσουν 27 διαχρονικές παλινδρομήσεις (time series regressions) με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (least squares) με εξαρτημένη μεταβλητή την διαφορά μεταξύ της απόδοσης του κάθε ΑΚ και της απόδοσης του αξιολογούμενου μηδενικού κινδύνου ( $R_F$ ) και ανεξάρτητες τους κοινούς παράγοντες  $f_j$  μείον το  $R_F$ . Η σχέση που θα χρησιμοποιήσουμε για τον υπολογισμό των αποδόσεων των ΑΚ είναι  $\ln(P_{t+1}) - \ln(P_t)$  όπου  $P_t$  η τιμή του καθαρού μεριδίου του ΑΚ στο τέλος του μήνα και  $P_{t+1}$  η τιμή του καθαρού μεριδίου του ΑΚ στο τέλος του επόμενου μήνα. Τα στοιχεία που χρειαστήκαμε για τα ΑΚ τα πήραμε από την Ένωση Θεσμικών Επενδυτών. Σ' αυτό το στάδιο θα υπολογίσουμε και τους συντελεστές βήτα (συστηματικό κίνδυνο) των παραγόντων για την περίοδο 1/1/1998 – 31/12/2004. Οι σταθεροί συντελεστές, στο στάδιο αυτό των παλινδρομήσεων, αντιστοιχούν στα  $\alpha$  του Jensen, δηλαδή στην αποτελεσματικότητα (performance) του κάθε ΑΚ. Έτσι θα βρούμε την υπερβάουσα απόδοση (excess return) του κάθε ΑΚ, μιας και χρησιμοποιούμε το

$R_f$ . Σκοπός μας είναι τα  $\alpha$  να βρεθούν στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (δηλαδή p-value μικρότερο του 0,05 και t-statistic μεγαλύτερο του 1,96). Ο τύπος των παλινδρομήσεων είναι ο παρακάτω :

$$R_i - R_f = \alpha_i + \lambda_{i1}*(F_1 - R_f) + \lambda_{i2}*(F_2 - R_f) + \lambda_{i3}*(F_3 - R_f) + e_{it}$$

Όπου :  $R_i$  η απόδοση του  $i$  ΑΚ,  $R_f$  το αξιογράφο μηδενικού κινδύνου,  $\alpha_i$  το μέτρο αποτελεσματικότητας του **Jensen**,  $F_j$  ( $j = 1, 2, 3$ ) η τιμή του παράγοντα  $j$  που επηρεάζει την απόδοση του ΑΚ  $i$ ,  $\lambda_{ij}$  ο συντελεστής ευαισθησίας του  $i$  ΑΚ στις διακυμάνσεις του κοινού παράγοντα  $j$  και  $e_{it}$  τα κατάλοιπα τα οποία έχουν μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση, καθώς είναι ασυσχέιστα μεταξύ τους και ασυσχέιστα με τους κοινούς παράγοντες.

- Στο ίδιο στάδιο θα γίνει μία ακόμα διαχρονική παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή την διαφορά μεταξύ της απόδοσης του ΓΔΧΑΑ και  $R_f$  και ανεξάρτητες τους κοινούς παράγοντες  $f_j$  μείον το  $R_f$ . Έτσι θα βρούμε την υπερβάουσα απόδοση του ΓΔΧΑΑ, δηλαδή το  $\alpha$  του, και θα το συγκρίνουμε με τα  $\alpha$  των ΑΚ. Έτσι η κατατάξη μεταξύ των ΑΚ του δείγματος θα περιλαμβάνει και σύγκριση με τον ΓΔΧΑΑ. Ο τύπος της παλινδρόμησης είναι ο παρακάτω :

$$R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha} - R_f = \alpha_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha} + \lambda_1*(F_1 - R_f) + \lambda_2*(F_2 - R_f) + \lambda_3*(F_3 - R_f) + e_t$$

Όπου :  $R_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha}$  η απόδοση του ΓΔΧΑΑ,  $R_f$  το αξιογράφο μηδενικού κινδύνου,  $\alpha_{\Gamma\Delta\chi\alpha\alpha}$  το μέτρο αποτελεσματικότητας του **Jensen**,  $F_j$  ( $j = 1, 2, 3$ ) η τιμή του παράγοντα  $j$  που επηρεάζει την απόδοση του ΓΔΧΑΑ,  $\lambda_{ij}$  ο συντελεστής ευαισθησίας του ΓΔΧΑΑ στις διακυμάνσεις του κοινού παράγοντα  $j$  και  $e_t$  τα κατάλοιπα τα οποία έχουν μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση, καθώς είναι ασυσχέιστα μεταξύ τους και ασυσχέιστα με τους κοινούς παράγοντες.

- Η επιλογή των ΑΚ θα γίνει με κριτήριο την συνεχή τους παρουσία κατά την περίοδο 1/1/1998 – 31/12/2004. Θα μπορούσαμε να πάρουμε μεγαλύτερο διάστημα απ'αυτό της επταετίας, αλλά αυτό δεν κατέσται δυνατόν καθώς τα μετοχικά ΑΚ που διασώνονται για μεγαλύτερο διάστημα (αναφερόμενοι πάντα στην Ελληνική αγορά), με συνεχή παρουσία, είναι πάρα πολύ λίγα. Η επιλογή αυτή εισάγει στο δείγμα το «πρόβλημα της επιβίωσης» (survivorship bias), επομένως το δείγμα είναι «προκατειλημμένο» με βάση τα μετοχικά ΑΚ με μεγάλη διάρκεια παρουσίας και κάθε ερμηνεία των αποτελεσμάτων θα πρέπει να το λαμβάνει υπόψιν της. Έτσι στο δείγμα μας περιλαμβάνονται 27 μετοχικά ΑΚ.

- Στο δεύτερο στάδιο των παλινδρομήσεων, θα γίνουν διαστρωματικές παλινδρομήσεις (Cross Sectional Regressions) με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων με ανεξάρτητες μεταβλητές τους συντελεστές  $\lambda_{ij}$  ( $j = 1, 2, 3$ ) των πρωτογενών παραγόντων που εκτιμήθηκαν στο προηγούμενο στάδιο και εξαρτημένες μεταβλητές τις μηνιαίες αποδόσεις των ΑΚ. Οι παλινδρομήσεις αυτές θα μας δώσουν την αποτίμηση του κινδύνου, που συνδέεται με τον κοινό παράγοντα για κάθε μήνα. Έτσι θα γίνουν 84 παλινδρομήσεις, μία για κάθε μήνα που έχουμε δεδομένα ( $7*12=84$ ). Σε αυτό το στάδιο θα εκτιμηθεί και η αποτίμηση του κινδύνου (συνολικά) κάθε κοινού παράγοντα. Αυτό θα γίνει «τρέχοντας» μια διαστρωματική παλινδρόμηση με ανεξάρτητες μεταβλητές τους συντελεστές βήτα των πρωτογενών παραγόντων που εκτιμήθηκαν στο πρώτο στάδιο παλινδρομήσεων και εξαρτημένες τις μέσες αποδόσεις των αποδόσεων των ΑΚ. Σε αυτό το στάδιο των παλινδρομήσεων δεν χρησιμοποιήσαμε το  $R_i$ , μιας και δεν χρειάζεται στην αποτίμηση του κινδύνου. Αξίζει να τονίσουμε ότι θα χρησιμοποιηθούν **μόνο** τα βήτα των παραγόντων που θα αποτιμηθούν ως στατιστικά σημαντικοί (με επίπεδο σημαντικότητας 5%) στο πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων. Οι τύποι των παλινδρομήσεων είναι οι παρακάτω :

$$R_{it} = \beta_{1t} * \lambda_{i1} + \beta_{2t} * \lambda_{i2} + \beta_{3t} * \lambda_{i3} + e \quad \text{για τις «μηνιαίες» παλινδρομήσεις και}$$

$$E(R_i) = \beta_1 * \lambda_{i1} + \beta_2 * \lambda_{i2} + \beta_3 * \lambda_{i3} + e \quad \text{για την συνολική αποτίμηση του κινδύνου}$$

Όπου :  $R_{it}$  οι μηνιαίες αποδόσεις των  $i$  ΑΚ για κάθε  $t$  μήνα,  $E(R_i)$  οι μέσες αποδόσεις των αποδόσεων των ΑΚ,  $\beta_{kt}$  ( $k = 1, 2, 3$ ) η αποτίμηση του κινδύνου για κάθε παράγοντα για κάθε μήνα  $t$ ,  $\beta_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ) η «συνολική» αποτίμηση του κινδύνου για κάθε παράγοντα,  $\lambda_{ij}$  οι συντελεστές των πρωτογενών παραγόντων που εκτιμήθηκαν στο προηγούμενο στάδιο για κάθε  $i$  ΑΚ και  $e$  τα κατάλοιπα

- Ως αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου θα χρησιμοποιήσουμε το ετησιοποιημένο τριμηνιαίο Treasury Bill (3month T-Bill) του ελληνικού δημοσίου. Ακόμα, ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς θα πάρουμε τις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.



## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: ΑΝΑΛΥΣΗ ΚΑΙ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΠΡΩΤΟΓΕΝΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ (PRINCIPAL COMPONENTS ANALYSIS)**

---

Η εύρεση μιας παραγοντικής λύσης με τη μέθοδο των πρωτογενών παραγόντων είναι μια επαναληπτική διαδικασία η οποία απαιτεί αρκετές δοκιμές στο SPSS έτσι ώστε να βρεθεί μια ικανοποιητική λύση. Ξεκινάμε τη διαδικασία αυτή με την εύρεση μιας ομάδας μεταβλητών, των οποίων η διακύμανση πιστεύουμε ότι μπορεί να «εξηγηθεί» από μια μικρότερη ομάδα παραγόντων (components). Το τελικό αποτέλεσμα της ανάλυσης των πρωτογενών παραγόντων θα μας δείξει ποιές μεταβλητές μπορούν να αντικατασταθούν και από ποιούς παράγοντες.

Πριν απ'όλα, όμως, υπάρχουν κάποια κριτήρια τα οποία πρέπει να πληρούνται έτσι ώστε να αρχίσει η διαδικασία ανάλυσης στο SPSS. Αυτά είναι :

- Οι μεταβλητές πρέπει να είναι μετρήσιμες και συγκρίσιμες μεταξύ τους.
- Το μέγεθος του δείγματος πρέπει να είναι πάνω από 50 παρατηρήσεις.
- Ο πίνακας συσχετίσεων των μεταβλητών πρέπει να περιέχει πάνω από 2 συσχετίσεις από 0,30 και πάνω.
- Οι μεταβλητές με measure of sampling adequacy (στον "Anti-image Matrix") κάτω από 0,50 πρέπει να αποσύρονται από την ανάλυση.
- Το "Bartlett test of sphericity" πρέπει να είναι στατιστικά σημαντικό.

Κατόπιν, ολοκληρώνοντας τη διαδικασία μπορούμε να αντικαταστήσουμε τις μεταβλητές που επιλέξαμε από τους παράγοντες, αν ικανοποιούνται τα παρακάτω :

- Οι παράγοντες έχουν περισσότερες από μια μεταβλητή να αντιστοιχεί σε αυτούς (loading on them).
- Οι παράγοντες εξηγούν περισσότερο από το 50% της διακύμανσης σε κάθε μία από τις μεταβλητές (communality).
- Οι παράγοντες που βρέθηκαν να εξηγούν στο σύνολο τους τουλάχιστον το 60% της διακύμανσης των μεταβλητών που τελικά επιλέχθηκαν.

Έτσι, τώρα μπορούμε να ξεκινήσουμε εξετάζοντας κάποια περιγραφικά στοιχεία των μεταβλητών μας.

### Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Analysis N
CPI	,0000	1,00000	84
INCBAL	,0000	,98788	84
GOVTRANS	,0000	1,00000	84
OTHERTRAN	,0000	1,00000	84
INPROD	,0000	1,00000	84
DOLEYRO	,0000	1,00000	84
UNEMPL	,0000	,98176	84
IMPORTS	,0000	1,00000	84
EXPORTS	,0000	1,00000	84
BRENT	,0000	1,00000	84
INVEST	,0000	1,00000	84
RATERANG	,0000	1,00000	84
GDP	,0000	1,00000	84
CA	-,7423	,96318	84
XAA	,0000	1,00000	84

Όπου CPI η μεταβολή στο Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, INCBAL το Ισοζύγιο Εισοδημάτων, GOVTRANS Ισοζύγιο Μεταβιβάσεων στον Ιδιωτικό Τομέα, OTHERTRAN οι Μονομερείς Μεταβιβάσεις, INPROD η Βιομηχανική Παραγωγή, DOLEURO η Συναλλαγματική Ισοτιμία Δολαρίου/Ευρώ, UNEMPL το Ποσοστό Ανεργίας, IMPORTS οι Εισαγωγές, EXPORTS οι Εξαγωγές, BRENT η Τιμή του Πετρελαίου Brent σε Ευρώ/Βαρέλι, INVEST οι Καθαρές Άμεσες Επενδύσεις, RATERANG το Εύρος του Overnight επιτοκίου με το μονοετές Έντοκο Γραμματίο του Ελληνικού Δημοσίου, GDP το Κατά Κεφαλήν ΑΕΠ, CA το Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών σε ποσοστό του ΑΕΠ και XAA ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Σημειώνουμε ότι δοκιμάσαμε να εντάξουμε στις μεταβλητές μας και τον παράγοντα «τριμηνιαία t-bill» (ως το αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου για την ελληνική αγορά), αλλά περισσότερο «αφαιρούσε» παρά «προσέθετε» στην ανάλυσή μας. Εξάλλου, έχει αρκετά υψηλή συσχέτιση με το εύρος του Overnight επιτοκίου με το μονοετούς Έντοκου Γραμματίου του Ελληνικού Δημοσίου, που ήδη έχει συμπεριληφθεί ως παράγοντας στην ανάλυση μας, οπότε δεν χρειάζεται να χρησιμοποιηθεί (τα τριμηνιαία t-bill).

Οι στήλες των μέσων τιμών και των τυπικών αποκλίσεων μας δίνουν μηδέν και ένα (πλην ελαχίστων εξαιρέσεων) αντίστοιχα. Σημειώνουμε ότι οι παραπάνω τιμές αναφέρονται σε δείγμα των τυποποιημένων μεταβλητών των παραγόντων. Έτσι, μπορούμε να προχωρήσουμε σε ανάλυση του πίνακα διακυμάνσεων. Παρόλα

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

**Correlation Matrix(a)**

	CPI	INCBAL	GOVT RANS	OTHE RTRAN	INPR OD	DOL EYR O	UNE MPL	IMPO RTS	EXP ORT S	BREN T	INVE ST	RATER ANG	GDP	CA	XAA
CPI	1,000	-,146	,123	,310	-,044	-,020	-,303	-,387	-,375	-,387	,026	,173	-,272	,132	-,496
INCBAL	-,146	1,000	,067	-,059	-,083	-,183	,584	-,267	-,253	-,247	-,043	-,275	-,464	-,204	,513
GOVTR ANS	,123	,067	1,000	,092	-,241	,056	,221	-,357	-,378	-,286	-,080	-,145	-,282	,336	,075
OTHER TRAN	,310	-,059	,092	1,000	,064	,128	,133	-,377	-,339	-,400	,035	,051	-,331	,153	-,133
INPROD	-,044	-,083	-,241	,064	1,000	-,119	-,025	,259	,215	,139	,113	,018	,071	-,116	,055
DOLEY RO	-,020	-,183	,056	,128	-,119	1,000	-,215	-,015	-,089	,188	,118	,343	,365	,230	-,329
UNEMPL	-,303	,584	,221	,133	-,025	-,215	1,000	-,473	-,427	-,440	-,043	-,494	-,702	-,197	,788
IMPORT S	-,387	-,267	-,357	-,377	,259	-,015	-,473	1,000	,929	,845	,115	,243	,793	-,236	-,073
EXPOR TS	-,375	-,253	-,378	-,339	,215	-,089	-,427	,929	1,000	,800	,094	,205	,753	-,137	-,032
BRENT	-,387	-,247	-,286	-,400	,139	,188	-,440	,845	,800	1,000	-,020	,306	,819	-,012	-,030
INVEST	,026	-,043	-,080	,035	,113	,118	-,043	,115	,094	-,020	1,000	,067	,062	-,185	-,094
RATER ANG	,173	-,275	-,145	,051	,018	,343	-,494	,243	,205	,306	,067	1,000	,432	,148	-,491
GDP	-,272	-,464	-,282	-,331	,071	,365	-,702	,793	,753	,819	,062	,432	1,000	,137	-,410
CA	,132	-,204	,336	,153	-,116	,230	-,197	-,236	-,137	-,012	-,185	,148	,137	1,000	-,200
XAA	-,496	,513	,075	-,133	,055	-,329	,788	-,073	-,032	-,030	-,094	-,491	-,410	-,200	1,000
CPI		,092	,132	,002	,347	,428	,003	,000	,000	,000	,408	,058	,006	,116	,000
INCBAL			,271	,297	,227	,048	,000	,007	,010	,012	,348	,006	,000	,032	,000
GOVTR ANS				,202	,014	,307	,022	,000	,000	,004	,234	,095	,005	,001	,249
OTHER TRAN					,282	,123	,115	,000	,001	,000	,375	,324	,001	,083	,114
INPROD						,140	,412	,009	,025	,104	,154	,437	,259	,146	,309
DOLEY RO							,025	,447	,210	,043	,143	,001	,000	,018	,001
UNEMPL								,000	,000	,000	,347	,000	,000	,036	,000
IMPORT S									,000	,000	,149	,013	,000	,015	,256
EXPOR TS										,000	,198	,030	,000	,107	,386
BRENT											,429	,002	,000	,458	,394
INVEST											,274	,288	,046	,197	
RATER ANG												,000	,089	,000	
GDP														,108	,000
CA															,034
XAA															

a Determinant = ,000

Κοιτάζοντας τον πίνακα συσχετίσεων υπάρχουν ενδείξεις πως οι συσχετίσεις κάποιων (όχι πολλών) από τις μεταβλητές είναι μεγάλες. Παραθέτουμε και το στατιστικό “Kaiser – Meyer – Olkin”. Αυτό είναι ένα μέτρο για να συγκρίνουμε το σχετικό μέγεθος των συντελεστών συσχέτισης σχετικά με τους μερικούς συντελεστές συσχέτισης. Το συγκεκριμένο μέτρο, που μετρά τη καταλληλότητα του δείγματος, δίνει τιμές ανάμεσα στο 0 και το 1. Μικρές τιμές του στατιστικού αυτού σημαίνουν ότι η ανάλυση των μεταβλητών από τους παράγοντες μπορεί να μην είναι η ιδανική, γιατί οι συσχετίσεις ανάμεσα στις μεταβλητές ίσως να μη μπορούν να «εξηγηθούν» από άλλες μεταβλητές. Το “Bartlett's Test of Sphericity” εξετάζει την μηδενική υπόθεση ότι ο πίνακας συσχετίσεων είναι ένας πίνακας ταυτότητα (identity matrix). Ένας πίνακας ταυτότητα είναι αυτός που στα στοιχεία της κυρίας διαγωνίου του έχει 1 και στα στοιχεία που δεν ανήκουν στη διαγώνιο 0. Εμείς θέλουμε να απορρίψουμε την μηδενική αυτή υπόθεση.

#### KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,728
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	856,004
	Df	105
	Sig.	,000

Το ΚΜΟ στατιστικό έχει τιμή 0,728, που δείχνει ότι οι συσχετίσεις ανάμεσα στα δεδομένα μας είναι σχετικά υψηλές και επομένως τα δεδομένα μας είναι κατάλληλα για παραγοντική ανάλυση. Σ'αυτό το σημείο, όμως, θα πρέπει να εξετάσουμε αν όλες οι μεταβλητές μας είναι κατάλληλες για να χρησιμοποιηθούν στο μοντέλο. Αυτό θα το δούμε από τις τιμές που θα μας δώσει το “Anti-Image Matrices”. Υπάρχουν δύο είδη πινάκων, ο “Anti-image covariance matrix” και ο “Anti-image correlation matrix”. Στην ανάλυση μας, μας ενδιαφέρει ο πίνακας συσχετίσεων και αυτό γιατί στη διαγώνιο του πίνακα αυτού το SPSS δίνει το μέτρο καταλληλότητας δείγματος (MSA).

**Anti-image Matrices**

		CPI	INCBAL	GOVT RANS	OTHE RTRAN	INPR OD	DOLE YRO	UNE MPL	IMPO RTS	EXP ORT S	BRE NT	INVE ST	RAT ERA NG	GDP	CA	XAA
Anti-image Covariance	CPI	,374	-,016	-,052	-,047	-,044	,006	,088	,023	-,017	-,035	-,036	-,038	,061	,019	,052
	INCBAL	-,016	,595	,060	,111	,076	-,033	-,053	-,012	,004	-,007	,010	-,044	,031	-,004	-,017
	GOVTRANS	-,052	,060	,651	,073	,175	-,040	-,055	-,056	,061	,015	-,003	,049	,027	-,232	,020
	OTHERTRAN	-,047	,111	,073	,639	-,060	-,142	-,049	-,017	-,028	,036	,021	-,056	,053	-,114	,058
	INPROD	-,044	,076	,175	-,060	,782	,006	-,035	-,067	,040	,011	-,054	,005	,030	-,109	,010
	DOLEYRO	,006	-,033	-,040	-,142	,006	,428	-,039	,027	,065	-,050	-,120	-,061	-,086	,050	,016
	UNEMPL	,088	-,053	-,055	-,049	-,035	-,039	,128	,022	-,014	,007	-,019	,000	,019	,059	-,084
	IMPORTS	,023	-,012	-,056	-,017	-,067	,027	,022	,059	-,050	-,029	-,021	-,006	-,019	,094	-,014
	EXPORTS	-,017	,004	,061	-,028	,040	,065	-,014	-,050	,104	-,001	-,024	,007	-,016	-,051	-,007
	BRENT	-,035	-,007	,015	,036	,011	-,050	,007	-,029	-,001	,155	,072	-,049	-,032	-,025	-,059
	INVEST	-,036	,010	-,003	,021	-,054	-,120	-,019	-,021	-,024	,072	,861	-,018	,003	,057	,013
	RATERANG	-,038	-,044	,049	-,056	,005	-,061	,000	-,006	,007	-,049	-,018	,633	,000	-,033	,065
	GDP	,061	,031	,027	,053	,030	-,086	,019	-,019	-,016	-,032	,003	,000	,072	-,065	,038
	CA	,019	-,004	-,232	-,114	-,109	,050	,059	,094	-,051	-,025	,057	-,033	-,065	,439	-,063
	XAA	,052	-,017	,026	,058	,010	,016	-,084	-,014	-,007	-,059	,013	,065	,038	-,063	,168
Anti-image Correlation	CPI	,705(a)	-,034	-,106	-,096	-,081	,014	,402	,155	-,087	-,145	-,063	-,078	,369	,046	,206
	INCBAL	-,034	,902(a)	,096	,179	,111	-,065	-,191	-,065	,017	-,021	,014	-,071	,148	-,008	-,052
	GOVTRANS	-,106	,096	,593(a)	,113	,245	-,075	-,191	-,287	,235	,048	-,005	,076	,126	-,434	,079
	OTHERTRAN	-,096	,179	,113	,676(a)	-,085	-,271	-,171	-,089	-,108	,114	,029	-,089	,246	-,215	,177
	INPROD	-,081	,111	,245	-,085	,482(a)	,010	-,112	-,312	,141	,031	-,066	,007	,126	-,185	,029
	DOLEYRO	,014	-,065	-,075	-,271	,010	,499(a)	-,167	,173	,310	-,196	-,198	-,118	-,489	,116	,061
	UNEMPL	,402	-,191	-,191	-,171	-,112	-,167	,756(a)	,253	-,125	,053	-,058	-,001	,194	,247	-,576
	IMPORTS	,155	-,065	-,287	-,089	-,312	,173	,253	,712(a)	-,634	-,307	-,094	-,031	-,288	,584	-,143
	EXPORTS	-,087	,017	,235	-,108	,141	,310	-,125	-,634	,800(a)	-,009	-,080	,027	-,182	-,239	-,054
	BRENT	-,145	-,021	,048	,114	,031	-,196	,053	-,307	-,009	,857(a)	,198	-,155	-,305	-,094	-,366
	INVEST	-,063	,014	-,005	,029	-,066	-,198	-,058	-,094	-,080	,198	,490(a)	-,024	,010	,092	,035
	RATERANG	-,078	-,071	,076	-,089	,007	-,118	-,001	-,031	,027	-,155	-,024	,913(a)	,002	-,062	,199
	GDP	,369	,148	,126	,246	,126	-,489	,194	-,288	-,182	-,305	,010	,002	,772(a)	-,364	,340
	CA	,046	-,008	-,434	-,215	-,185	,116	,247	,584	-,239	-,094	,092	-,062	-,364	,340(a)	-,232
	XAA	,206	-,052	,079	,177	,029	,061	-,576	-,143	-,054	-,366	,035	,199	,346	-,232	,686(a)

A Measure of Sampling Adequacy (MSA)

Στον παραπάνω 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. Το μέτρο καταλληλότητας του δείγματος (MSA) χαρακτηρίζεται ως marvelous εάν η τιμή του είναι μεγαλύτερη του 0,9, meritorious εάν είναι 0,8, middling εάν είναι 0,7, mediocre εάν είναι 0,6, miserable εάν είναι 0,5 και unacceptable εάν είναι κάτω από 0,5. Έτσι, οι τιμές για κάποιες μεταβλητές δεν κρίνονται ικανοποιητικές και θα πρέπει να διώξουμε αυτές τις μεταβλητές (unacceptable) , έτσι ώστε να έχουμε καλύτερα αποτελέσματα. Όπως φαίνεται και από τον παραπάνω πίνακα οι μεταβλητές που θα πρέπει να «διώξουμε» από την ανάλυσή μας είναι οι εξής: INPROD (η Βιομηχανική Παραγωγή), DOLEURO (η Συναλλαγματική Ισοτιμία Δολαρίου/Ευρώ), INVEST (οι Καθαρές Άμεσες Επενδύσεις) και CA (το Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών σε ποσοστό του ΑΕΠ).

Ας δούμε τώρα κάποια περιγραφικά στοιχεία των δεδομένων που κρατήσαμε:

#### Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	Analysis N
CPI	,0000	1,00000	84
INCBAL	,0000	,98788	84
GOVTRANS	,0000	1,00000	84
OTHERTRAN	,0000	1,00000	84
UNEMPL	,0000	,98176	84
IMPORTS	,0000	1,00000	84
EXPORTS	,0000	1,00000	84
BRENT	,0000	1,00000	84
RATERANG	,0000	1,00000	84
GDP	,0000	1,00000	84
XAA	,0000	1,00000	84

Οι συμβολισμοί των μεταβλητών παραμένουν αυτοί που είχαμε δώσει και παραπάνω. Ξαναγυρνάμε στον πίνακα συσχετίσεων, ο οποίος θα μας βοηθήσει να εξετάσουμε την καταλληλότητα των νέων δεδομένων.

Correlation Matrix(a)

		CPI	INCBAL	GOVTRANS	OTHERTRAN	UNEMPL	IMPORTS	EXPORTS	BRENT	RATERANG	GDP	XAA
Correlation	CPI	1,000	-,146	,123	,310	-,303	-,387	-,375	-,387	,173	-,272	-,496
	INCBAL	-,146	1,000	,067	-,059	,584	-,267	-,253	-,247	-,275	-,464	,513
	GOVTRANS	,123	,067	1,000	,092	,221	-,357	-,378	-,286	-,145	-,282	,075
	OTHERTRAN	,310	-,059	,092	1,000	,133	-,377	-,339	-,400	,051	-,331	-,133
	UNEMPL	-,303	,584	,221	,133	1,000	-,473	-,427	-,440	-,494	-,702	,788
	IMPORTS	-,387	-,267	-,357	-,377	-,473	1,000	,929	,845	,243	,793	-,073
	EXPORTS	-,375	-,253	-,378	-,339	-,427	,929	1,000	,800	,205	,753	-,032
	BRENT	-,387	-,247	-,286	-,400	-,440	,845	,800	1,000	,306	,819	-,030
	RATERANG	,173	-,275	-,145	,051	-,494	,243	,205	,306	1,000	,432	-,491
	GDP	-,272	-,464	-,282	-,331	-,702	,793	,753	,819	,432	1,000	-,410
XAA	-,496	,513	,075	-,133	,788	-,073	-,032	-,030	-,491	-,410	1,000	
Sig. (1-tailed)	CPI		,092	,132	,002	,003	,000	,000	,000	,058	,006	,000
	INCBAL			,271	,297	,000	,007	,010	,012	,006	,000	,000
	GOVTRANS				,202	,022	,000	,000	,004	,095	,005	,249
	OTHERTRAN					,115	,000	,001	,000	,324	,001	,114
	UNEMPL						,000	,000	,000	,000	,000	,000
	IMPORTS							,000	,000	,013	,000	,256
	EXPORTS								,000	,030	,000	,386
	BRENT									,002	,000	,394
	RATERANG										,000	,000
	GDP											,000
XAA												

a Determinant = ,000

**Inverse of Correlation Matrix**

	CPI	INCBAL	GOVTRANS	OTHERTRANS	UNEMPL	IMPORTS	EXPORTS	BRENT	RATERANG	GDP	XAA
CPI	2,637	-,051	-,143	-,192	1,732	,688	-,363	-,520	-,159	2,388	,879
INCBAL	-,051	1,651	,115	,285	-,703	-,153	,109	-,124	-,128	,520	-,149
GOVTRANS	-,143	,115	1,200	,053	-,254	,051	,478	-,024	,076	-,245	-,058
OTHERTRANS	-,192	,285	,053	1,374	-,611	,187	-,250	,164	-,204	,301	,453
UNEMPL	1,732	-,703	-,254	-,611	6,882	1,140	,075	,450	-,048	2,010	-
IMPORTS	,688	-,153	,051	,187	1,140	9,898	-6,492	-2,139	,056	-,288	-,101
EXPORTS	-,363	,109	,478	-,250	,075	-6,492	7,859	,214	,199	-1,402	-
BRENT	-,520	-,124	-,024	,164	,450	-2,139	,214	5,988	-,557	-3,941	-
RATERANG	-,159	-,128	,076	-,204	-,048	,056	,199	-,557	1,552	-,342	,606
GDP	2,388	,520	-,245	,301	2,010	-,288	-1,402	-3,941	-,342	9,134	2,789
XAA	,879	-,149	-,058	,453	-3,366	-,101	-1,055	-2,387	,606	2,789	5,561

Παρατηρώντας των πίνακα συσχετίσεων θα δούμε ότι υπάρχουν ενδείξεις για μεγάλες συσχετίσεις μεταξύ κάποιων μεταβλητών. Σε αυτό συγκλίνει και η τιμή του  $p$  – value για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης, ότι η τιμή του συντελεστή συσχέτισης στον πληθυσμό είναι μηδέν. Ακόμα παραθέτουμε και το στατιστικό “Kaiser – Meyer – Olkin”. Αυτό είναι (όπως είδαμε και νωρίτερα) 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.		,798
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	716,729
	Df	55
	Sig.	,000

Το KMO στατιστικό έχει τιμή 0,798 άρα και οι συσχετίσεις ανάμεσα στα δεδομένα είναι σχετικά υψηλές και επομένως τα δεδομένα μας είναι κατάλληλα για



παραγοντική ανάλυση. Τώρα θα πρέπει να εξετάσουμε αν όλες οι μεταβλητές που μείνανε είναι κατάλληλες για να χρησιμοποιηθούν στο μοντέλο. Αυτό θα το δούμε από τις τιμές που θα μας δώσει ο “Anti-Image Matrices” :

### Anti-image Matrices

		CPI	INCBAL	GOVTRANS	OTHERTRAN	UNEMPL	IMPORTS	EXPORTS	BRENT	RATERANG	GDP	XAA
Anti-image Covariance	CPI	,379	-,012	-,045	-,053	,095	,026	-,018	-,033	-,039	,099	,060
	INCBAL	-,012	,606	,058	,125	-,062	-,009	,008	-,013	-,050	,035	-,016
	GOVTRANS	-,045	,058	,834	,032	-,031	,004	,051	-,003	,041	-,022	-,009
	OTHERTRAN	-,053	,125	,032	,728	-,065	,014	-,023	,020	-,096	,024	,059
	UNEMPL	,095	-,062	-,031	-,065	,145	,017	,001	,011	-,004	,032	-,088
	IMPORTS	,026	-,009	,004	,014	,017	,101	-,083	-,036	,004	-,003	-,002
	EXPORTS	-,018	,008	,051	-,023	,001	-,083	,127	,005	,016	-,020	-,024
	BRENT	-,033	-,013	-,003	,020	,011	-,036	,005	,167	-,060	-,072	-,072
	RATERANG	-,039	-,050	,041	-,096	-,004	,004	,016	-,060	,644	-,024	,070
	GDP	,099	,035	-,022	,024	,032	-,003	-,020	-,072	-,024	,109	,055
XAA	,060	-,016	-,009	,059	-,088	-,002	-,024	-,072	,070	,055	,180	
Anti-image Correlation	CPI	,661(a)	-,024	-,080	-,101	,407	,135	-,080	-,131	-,079	,486	,230
	INCBAL	-,024	,905(a)	,082	,189	-,209	-,038	,030	-,039	-,080	,134	-,049
	GOVTRANS	-,080	,082	,905(a)	,041	-,088	,015	,156	-,009	,056	-,074	-,022
	OTHERTRAN	-,101	,189	,041	,815(a)	-,199	,051	-,076	,057	-,140	,085	,164
	UNEMPL	,407	-,209	-,088	-,199	,793(a)	,138	,010	,070	-,015	,254	-,544
	IMPORTS	,135	-,038	,015	,051	,138	,818(a)	-,736	-,278	,014	-,030	-,014
	EXPORTS	-,080	,030	,156	-,076	,010	-,736	,812(a)	,031	,057	-,166	-,160
	BRENT	-,131	-,039	-,009	,057	,070	-,278	,031	,823(a)	-,183	-,533	-,414
	RATERANG	-,079	-,080	,056	-,140	-,015	,014	,057	-,183	,890(a)	-,091	,206
	GDP	,486	,134	-,074	,085	,254	-,030	-,166	-,533	-,091	,799(a)	,391
XAA	,230	-,049	-,022	,164	-,544	-,014	-,160	-,414	,206	,391	,671(a)	

a Measures of Sampling Adequacy(MSA)

Στον παραπάνω 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 πλέον λόγος για να διώξουμε κάποια άλλη μεταβλητή. Η επιλογή του αριθμού των παραγόντων είναι το επόμενο μας βήμα.

## **ΕΠΙΛΟΓΗ ΑΡΙΘΜΟΥ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ**

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, κάποιος μπορεί 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. Ακόμα, μπορεί κάποιος να χρησιμοποιήσει κριτήρια βασισμένα πάνω στο μοντέλο, όπως τα κατάλοιπα του εκτιμούμενου πίνακα συσχετίσεων ή κριτήρια βασισμένα στην πιθανοφάνεια. Στις περιπτώσεις αυτές, όμως, 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, όμως, 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 :

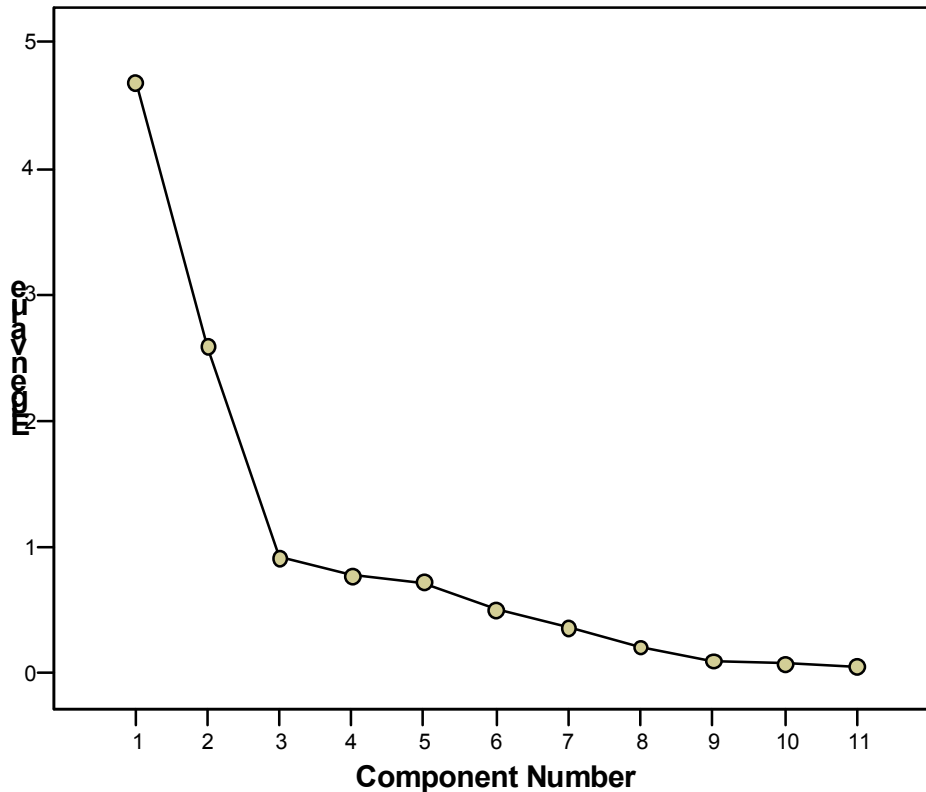
### Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	4,684	42,579	42,579	4,684	42,579	42,579
2	2,591	23,559	66,137	2,591	23,559	66,137
3	,917	8,336	74,473	,917	8,336	74,473
4	,773	7,024	81,497			
5	,722	6,563	88,060			
6	,507	4,609	92,669			
7	,361	3,285	95,954			
8	,209	1,903	97,857			
9	,099	,898	98,755			
10	,077	,704	99,459			
11	,059	,541	100,000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Initial eigenvalues, ή αλλιώς ιδιοτιμές είναι οι διακυμάνσεις των πρωτογενών παραγόντων. Αρχικά είχαμε θέσει ως κριτήριο (στο λογισμικό) να κρατήσουμε όσους παράγοντες έχουν ιδιοτιμή μεγαλύτερη της μονάδας. Έτσι το λογισμικό κρατάει μόνο δύο παράγοντες που εξηγούν το 66,137% της συνολικής διακύμανσης. Βλέποντας, όμως, ότι ο τρίτος παράγοντας έχει ιδιοτιμή κοντά στην μονάδα (0,917) και εξηγεί το 8,336% της συνολικής διακύμανσης, καθώς και ότι στο “Scree Plot” υπάρχει η ένδειξη ότι η κλίση αλλάζει στο 3<sup>ο</sup> κόμβο – σημείο, θα κρατήσουμε τρεις παράγοντες. Αυτοί μάλιστα ερμηνεύουν το 74,473% της συνολικής διακύμανσης. Εξάλλου, αν δεν χρειάζεται ο τρίτος κοινός παράγοντας, στο πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων που θα ακολουθήσει (first pass regressions) το μοντέλο μας θα τον απορρίψει ως στατιστικά μη σημαντικό. Το ίδιο θα γίνει και για τους άλλους δύο κοινούς παράγοντες.

### Scree Plot



Το “Scree Plot” είναι ένα γράφημα που στον οριζόντιο άξονα έχει τον αριθμό των παραγόντων και στον κάθετο τις eigenvalues. Στο παράδειγμα μας από τον τρίτο παράγοντα και μετά παρατηρούμε ότι η γραμμή είναι περίπου ευθεία πράγμα που σημαίνει ότι κάθε διαδοχικός παράγοντας συμβάλλει όλο και λιγότερο στην εξήγηση της συνολικής διακύμανσης.

Ο πίνακας “Component Matrix” περιέχει στοιχεία τα οποία είναι οι συσχετίσεις ανάμεσα στις μεταβλητές και τους παράγοντες. Οι στήλες σε κάθε τέτοιο πίνακα είναι όσες και οι παράγοντες που επιλέγονται από το SPSS. Όμως, οι περισσότεροι μελετητές ενδιαφέρονται για τα component scores επειδή δίνουν στοιχεία σημαντικά που βοηθούν στη μείωση των δεδομένων. Στον πίνακα αυτό έχουμε τις επιβαρύνσεις των παραγόντων που προκύπτουν για το μοντέλο με τρεις παράγοντες. Δηλαδή, εδώ βλέπουμε πως εκφράζεται κάθε μια μεταβλητή με τη χρήση των τριών παραγόντων. Έτσι θα έχουμε:

$$\Pi_{cpi} = -0,229F_1 - 0,785F_2 + 0,037F_3$$

$$\Pi_{incbal} = - 0,499F_1 + 0,488F_2 + 0,189F_3$$

.

$$\Pi_{xaa} = - 0,392F_1 + 0,832F_2 + 0,040F_3$$

**Component Matrix (a)**

	Component		
	1	2	3
CPI	-,229	-,785	,037
INCBAL	-,499	,488	,189
GOVTRANS	-,410	-,110	-,817
OTHERTRAN	-,375	-,436	,403
UNEMPL	-,741	,568	,080
IMPORTS	,888	,315	,019
EXPORTS	,853	,334	,071
BRENT	,860	,313	-,061
RATERANG	,477	-,459	,148
GDP	,942	-,012	-,108
XAA	-,392	,832	,040

Extraction Method: Principal Component Analysis.  
a 3 components extracted.

Παρατηρώντας τις σχέσεις των μεταβλητών και των παραγόντων, βλέπουμε ότι οι μεταβλητές CPI, INCBAL, GOVTRANS, OTHERTRAN, UNEMPL και XAA έχουν αρνητικά πρόσημα για τον πρώτο παράγοντα, οι μεταβλητές CPI, GOVTRANS, OTHERTRAN, RATERANG και GDP έχουν αρνητικά πρόσημα για τον δεύτερο παράγοντα και οι μεταβλητές GOVTRANS, BRENT και GDP έχουν αρνητικά πρόσημα για τον τρίτο παράγοντα.

Ο πίνακας “Communalities” είναι η αναλογία της διακύμανσης κάθε μεταβλητής η οποία μπορεί να εξηγηθεί από την ανάλυση πρωτογενών παραγόντων και μπορεί να ορισθεί ως το άθροισμα των τετραγώνων των factor loadings. Εξ ορισμού η αρχική τιμή ενός Communality είναι 1. Οι τιμές στη στήλη *extraction* δίνουν την αναλογία της διακύμανσης της κάθε μεταβλητής η οποία εξηγείται από την ανάλυση παραγόντων. Οι μεταβλητές με μεγάλες τιμές αντιπροσωπεύονται ικανοποιητικά στο χώρο των παραγόντων (common factor space). Οι τελευταίες είναι οι αναπαραγόμενες διακυμάνσεις από των αριθμό των παραγόντων οι οποίοι έχουν επιλεχθεί. Έτσι, στον επόμενο 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. Μιας και έχουμε χρησιμοποιήσει τη μέθοδο των κυρίων συνιστωσών, η πρώτη στήλη (*Initial*) αποτελείται από μονάδες. Επομένως, παρατηρούμε πως με το μοντέλο που προσαρμόσαμε ερμηνεύουμε το 67% της διακύμανσης της μεταβλητής CPI, το 52,4% της μεταβλητής INCBAL, το 84,7% της μεταβλητής GOVTRANS κ.ο.κ. Στην πλειονότητα των μεταβλητών ερμηνεύεται το μεγαλύτερο μέρος της διακύμανσης. Οι τιμές προκύπτουν από το άθροισμα των τετραγώνων των επιβαρύνσεων, για παράδειγμα  $(-0,229)^2 + (-0,785)^2 + 0,037^2 = 0,67$  για τη μεταβλητή CPI.

#### Communalities

	Initial	Extraction
CPI	1,000	,670
INCBAL	1,000	,524
GOVTRANS	1,000	,847
OTHERTRAN	1,000	,493
UNEMPL	1,000	,878
IMPORTS	1,000	,888
EXPORTS	1,000	,844
BRENT	1,000	,840
RATERANG	1,000	,460
GDP	1,000	,900
XAA	1,000	,848

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Στο τέλος καταλήγουμε στον πίνακα “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	3
CPI	-,049	-,303	,040
INCBAL	-,107	,188	,206
GOVTRANS	-,087	-,042	-,891
OTHERTRAN	-,080	-,168	,439
UNEMPL	-,158	,219	,088
IMPORTS	,190	,122	,021
EXPORTS	,182	,129	,077
BRENT	,184	,121	-,067
RATERANG	,102	-,177	,161
GDP	,201	-,005	-,117
XAA	-,084	,321	,043

Extraction Method: Principal Component Analysis.

### Component Score Covariance Matrix

Component	1	2	3
1	1,000	,000	,000
2	,000	1,000	,000
3	,000	,000	1,000

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Άρα, οι καινούριες μεταβλητές, που θα είναι ασυσχέτιστες μεταξύ τους, θα είναι οι τρεις παρακάτω :

$$F_1 = - 0,049CPI - 0,107INCBAL - 0,087GOVTRANS - 0,080OTHERTRAN - 0,158UNEMPL + 0,190IMPORTS + 0,182EXPORTS + 0,184BRENT + 0,102RATERANG + 0,201GDP - 0,084XAA$$

$$F_2 = - 0,303CPI + 0,188INCBAL - 0,042GOVTRANS - 0,168OTHERTRAN + 0,219UNEMPL + 0,122IMPORTS + 0,129EXPORTS + 0,121BRENT - 0,177RATERANG - 0,005GDP + 0,321XAA$$

$$F_3 = + 0,040CPI + 0,206INCBAL - 0,891GOVTRANS + 0,439OTHERTRAN + 0,088UNEMPL + 0,021IMPORTS + 0,077EXPORTS - 0,067BRENT + 0,161RATERANG - 0,117GDP + 0,043XAA$$

## **ΚΕΦΑΛΑΙΟ 7: ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ**

---

Βάση των αποτελεσμάτων του προηγούμενου κεφαλαίου, καταλήγουμε στο ότι τρεις παράγοντες είναι αρκετοί για να για την περιγραφή της ελληνικής οικονομίας. Στα ποσοστά των παραγόντων που εξηγούν την διακύμανση στον πίνακα “Total Variance Explained” βλέπουμε ότι ο πρώτος παράγοντας εξηγεί το 42,579% της συνολικής μεταβλητότητας που περιέχεται στην πληροφορία που δίνουν οι έντεκα μεταβλητές, ο δεύτερος παράγοντας εξηγεί το 23,559% της πληροφορίας που δεν αντανακλάται στον πρώτο παράγοντα και ο τρίτος, αντίστοιχα παράγοντας το 8,336% που δεν αντανακλάται στους δύο πρώτους.

Ο πρώτος παράγοντας δεν αποτελείται από μεταβλητές που αντανακλούν στην επίδραση όλης της οικονομίας, μιας και μόλις πέντε από τις έντεκα μεταβλητές έχουν υψηλότερους συντελεστές στάθμισης. Οι μεταβλητές που ξεχωρίζουν στον πρώτο παράγοντα είναι οι εισαγωγές και οι εξαγωγές, η τιμή του πετρελαίου Brent, το κατά κεφαλήν ΑΕΠ και το εύρος του ετήσιου ΕΓΕΔ με το overnight επιτόκιο. Στον δεύτερο παράγοντα, που είναι σχεδόν εξίσου σημαντικός με τον πρώτο, ιδιαίτερα βαρύνουσα σημασία έχει ο Γενικός δείκτης του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΓΔΧΑΑ), ενώ υψηλούς συντελεστές στάθμισης έχουν ο δείκτης ανεργίας, το ισοζύγιο εισοδημάτων, οι εισαγωγές και οι εξαγωγές καθώς και η τιμή του πετρελαίου Brent. Σημειώνουμε ότι στο διάστημα το οποίο αναφέρεται η εργασία, ο ΓΔΧΑΑ χαρακτηρίζεται από πολύ υψηλές διακυμάνσεις. Ο τρίτος παράγοντας αποτελείται από μεταβλητές που αντανακλούν την επίδραση όλης της ελληνικής οικονομίας, αφού υψηλότερους συντελεστές στάθμισης έχουν οι οχτώ από τις έντεκα, όπου ξεχωρίζουν οι μονομερής μεταβιβάσεις, το ισοζύγιο εισοδημάτων και το εύρος του ετήσιου ΕΓΕΔ με το overnight επιτόκιο.

Η συνέπεια των παραγόντων είναι αρκετά σημαντική για την αξιόπιστη πρακτική χρήση του υποδείγματός μας. Παρόλα αυτά θα πρέπει να τονίσουμε ότι η συνέπεια των παραγόντων είναι χαρακτηριστικό που απαιτείται και συναντάται σε ανεπτυγμένες οικονομίες και αγορές και όχι σε αναπτυσσόμενες (emergency markets) ή σε φάση ραγδαίων και σημαντικών αλλαγών αγορών. Έτσι, η συνέπεια των παραγόντων αυτών στην ελληνική αγορά, που ακόμα δεν βρίσκεται στην φάση της ωρίμανσής της, μένει να αναζητηθεί και αποδειχθεί τα επόμενα χρόνια.



Σε έρευνα των **Αλεξάκη** και **Πετράκη**, που μελέτησαν την επίδραση έντεκα μεταβλητών (που αντιπροσωπεύουν εναλλακτικές, ως προς το χρηματιστήριο επενδυτικές ευκαιρίες) της ελληνικής οικονομίας παρατηρούμε παρόμοια αποτελέσματα, μιας και κατέληξαν ότι οι τρεις πρώτοι παράγοντες εξηγούν περίπου το 70% της διακύμανσης. Τα αποτελέσματα των **Kim** και **Wu** για την οικονομία των ΗΠΑ βρήκαν ότι οι τρεις πρώτοι παράγοντες εξηγούν περίπου το 88% της συνολικής διακύμανσης.

Σε πολλές εργασίες που αναφέρονται είτε σε ανεπτυγμένες και ώριμες αγορές (Μεγάλη Βρετανία, Αυστραλία), είτε σε αναπτυσσόμενες (Μαλαισία), βρίσκονται ως σημαντικοί παράγοντες ο πληθωρισμός, καθώς και κάποιος παράγοντας σχετικά με τα επιτόκια. Στην εργασία των **Clare** και **Priestley** (που είδαμε και νωρίτερα) για την Μαλαισία, αναφέρεται στους στατιστικά σημαντικούς παράγοντες ο δείκτης διεθνών αγορών. Βέβαια, όλες οι παραπάνω εργασίες χρησιμοποιούν προκαθορισμένες μακροοικονομικές μεταβλητές και δεν ακολουθούν την μέθοδο των πρωτογενών παραγόντων (Principal Components Analysis). Σε αυτές τις έρευνες, ενδιαφέρον παρουσιάζει η διαφοροποίηση των αποτελεσμάτων, ανάλογα με την προσέγγιση των υποδειγμάτων πριν και μετά την διόρθωση του EIV (Error In Variables), στην οποία αναφέρεται ο Shanken. Ακόμα, ενδιαφέρουσα είναι η έρευνα των **Chan, Karceski** και **Lakonishok** (1998) που χρησιμοποιούν μακροοικονομικούς και ενδοεπιχειρησιακούς παράγοντες.

Ξαναγυρίζοντας πίσω στη δική μας εργασία και πριν σχολιάσουμε τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων που έγιναν, είναι σκόπιμο να αναφερθεί ότι το ελληνικό χρηματιστήριο δεν βρίσκεται σε φάση ωριμότητας (τουλάχιστον το διάστημα στο οποίο αναφέρεται η έρευνά μας) και χαρακτηρίζεται από έλλειψη «βάθους» και «πλάτους». Για αυτό το λόγο οι αποδόσεις των μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων είναι περισσότερο ευαίσθητες στους εγχώριους οικονομικούς παράγοντες. Ακόμα, αξίζει να σημειώσουμε ότι η πορεία των αποδόσεων του ελληνικού χρηματιστηρίου δεν φαίνεται να συγχρονίζεται με τα περισσότερα από τα μακροοικονομικά μεγέθη, ακολουθώντας περισσότερο παράγοντες που συνδέονται με τις διεθνείς αγορές και κυρίως την πολιτική συγκυρία και τις προσδοκίες που προκύπτουν από αυτή.

Έτσι, μετά την ανάλυση των πρωτογενών παραγόντων, ακολουθούν τα δύο στάδια παλινδρομήσεων. Το δείγμα μας περιλαμβάνει 27 μετοχικά ΑΚ. Στο πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων (First Pass Regressions) έγιναν 27 παλινδρομήσεις με διαχρονικά δεδομένα (time series regressions) και χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις

των ΑΚ μείον τις αποδόσεις του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου ( $R_f$ ), ως εξαρτημένες μεταβλητές, με τους πρωτογενείς παράγοντες μείον τις αποδόσεις του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου του προηγούμενου σταδίου, ως ανεξάρτητες. Ακόμα, έγινε και μία διαχρονική παλινδρόμηση με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις του ΓΔΧΑΑ μείον το  $R_f$  και ανεξάρτητες τους πρωτογενείς παράγοντες μείον τις αποδόσεις του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου του προηγούμενου σταδίου. Εδώ εκτιμούνται τα  $\alpha$  (αποτελεσματικότητα) των ΑΚ και του ΓΔΧΑΑ, καθώς και οι συντελεστές βήτα των τριών παραγόντων για κάθε ΑΚ και τον ΓΔΧΑΑ.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων αυτών παρουσιάζονται αναλυτικά στο Παράρτημα ΙΙΙ. Στον ακόλουθο «πίνακα 1» παρουσιάζονται συνοπτικά τα αποτελέσματα για τα 27 ΑΚ και τον ΓΔΧΑΑ, καθώς και η κατάταξή τους βάση του  $\alpha$  (από το μεγαλύτερο στο μικρότερο). Παρατηρούμε ότι όλα τα  $\alpha$  είναι αρνητικά και στατιστικά σημαντικά, κάτι που σημαίνει ότι όλα τα εξεταζόμενα ΑΚ, καθώς και ο ΓΔΧΑΑ δεν είχαν υπερβάλουσα, αλλά αρνητική απόδοση. Σημειώνουμε ότι στις αποδόσεις των ΑΚ δεν έχουν ενσωματωθεί οι προμήθειες διάθεσης και εξαγοράς. Ακόμα βλέπουμε ότι μόλις δύο ΑΚ (το “HSBC TOP 20” και το “EYROBANK”) είναι αποτελεσματικότερα του ΓΔΧΑΑ, ενώ όλα τα υπόλοιπα είχαν κατώτερες επιδόσεις. Οι επιδόσεις των 27 ΑΚ, πάντως, δεν διαφέρουν ιδιαίτερα μεταξύ τους, μιας και το «καλύτερο» ΑΚ (“HSBC TOP 20”) έχει  $\alpha = -2,32227\%$  και το «χειρότερο» (“International”) έχει  $\alpha = -5,39528\%$ . Αυτό φαίνεται και από τα γραφήματα των διαχρονικών καθαρών τιμών των μεριδίων τους (Παράρτημα ΙΙ), όπου η πορεία του γραφήματος της τιμής του κάθε ΑΚ είναι παρόμοια με των υπολοίπων. Το γεγονός αυτό δεν είναι αξιοπερίεργο, αν αναλογιστούμε ότι τα εξεταζόμενα ΑΚ διαχειρίζονται κατά 40-50% παρόμοιο χαρτοφυλάκιο, δηλαδή χαρτοφυλάκιο με ίδιες μετοχές.

Πίνακας 1

ΚΑΤΑΤΑΞΗ	ΑΚ	a	tstat	f1	tstat	Rsquared
1	HSBC TOP 20	-0.0232227	-2,2042885	0.0276084	2,1291175	0.0713508
2	EUROBANK	-0.0296892	-3,1227897	0.0353249	3,0187583	0.1337911
3	ΓΔΧΑΑ	-0.029945	-2,5126480	0.028850	1,9667630	0.061528
4	ALPHA Blue Chips	-0.0304809	-2,9559752	0.0347245	2,7359715	0.1125890
5	ΩΜΕΓΑ INVEST	-0.0316305	-2,9108242	0.0291462	2,1791917	0.0744935
6	HSBC Αναπτυξιακό	-0.0318647	-3,1006719	0.0368596	2,9140588	0.1258189
7	INTERAMERICAN Δυναμικό	-0.0340307	-3,3275166	0.0360434	2,8633695	0.1220092
8	ΔΗΛΟΣ Υπ. & Κατ.	-0.0345180	-3,4536971	0.0351782	2,8596577	0.1217316
9	ΑΤΕ	-0.0345581	-3,0682874	0.0341202	2,4612764	0.0931153
10	ALPHA Athens Index	-0.0349799	-3,0112215	0.0418588	2,9276073	0.1268429
11	ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ	-0.0358086	-3,4498887	0.0401292	3,1410889	0.1432692
12	ΕΠΝΑΤΙΑ ΟΛΥΜΠΙΑ	-0.0366316	-3,4783462	0.0401217	3,0952706	0.1396997
13	ING ΠΕΡΑΙΟΣ	-0.0378061	-3,5154206	0.0401601	3,0339785	0.1349611
14	ΔΗΛΟΣ Blue Chips	-0.0383102	-3,4247889	0.0403252	2,9288555	0.1269373
15	ALPHA Μετ. Εσωτ.	-0.0383448	-3,3047582	0.0420796	2,9465043	0.1282749
16	Π&Κ	-0.0393666	-3,1485505	0.0429086	2,7882316	0.1164257
17	ΕΡΜΗΣ Δυναμικό	-0.0402057	-3,3575819	0.0427496	2,9005046	0.1247969
18	ALPHA TRUST Νέων Επ.	-0.0406201	-3,5791766	0.0416469	2,9814421	0.1309343
19	METROLIFE	-0.0430855	-3,7287172	0.0475625	3,3442288	0.1593510
20	ALLIANZ	-0.0440930	-3,7067870	0.0462387	3,1581738	0.1446060
21	ΛΑΙΚΗ	-0.0440996	-4,1055820	0.0447760	3,3867842	0.1627679
22	ΑΑΑΒΕΛ Αναπτ.	-0.0442495	-4,0864991	0.0440562	3,3056139	0.1562640
23	ΑΑΑΒ Μετ. Εσωτ.	-0.0447767	-4,6796106	0.0295223	2,5067475	0.0962534
24	INTRAMERICAN Αναπτ. Εταιρ.	-0.0449154	-3,9839986	0.0417546	3,0090566	0.1330468
25	ΚΥΠΡΟΥ	-0.0451336	-4,2189066	0.0466982	3,5465160	0.1757218
26	ALPHA TRUST Αναπτ.	-0.0479620	-3,9794728	0.0478802	3,2276512	0.1500731
27	GENKI	-0.0490706	-4,0752121	0.0448812	3,0282815	0.1345229
28	INTERNATIONAL	-0.0539528	-4,7078453	0.0540545	3,8321484	0.1992982

Εδώ είναι απαραίτητο να τονίσουμε ότι στο εξεταζόμενο χρονικό διάστημα το ελληνικό χρηματιστήριο χαρακτηρίστηκε από έντονες διακυμάνσεις και έντονη πτωτική πορεία για παρατεταμένο χρονικό διάστημα και αυτό αποτυπώνεται και στα αποτελέσματα. Από διαδοχικές παλινδρομήσεις διαπιστώθηκε ότι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5% (δηλαδή τιμή t-statistic μεγαλύτερο του 1,96 και p-value μικρότερο του 0,05) είναι μόνο ο πρώτος παράγοντας F1.

Το γεγονός ότι βρέθηκε στατιστικά σημαντικός μόνο ο πρώτος παράγοντας έρχεται να συμφωνήσει και με την έρευνα των Διακογιάννη, Prasad, Μερικά και Γλεζάκου (1996). Στην εργασία τους υποστήριξαν και απέδειξαν μαθηματικά (κάνοντας χρήση του στατιστικού πακέτου SPSS που χρησιμοποιήσαμε και σ' αυτήν την εργασία) ότι για μεγάλα χαρτοφυλάκια, σημαντικός είναι μόνο ο πρώτος παράγοντας, παρά το γεγονός ότι υπάρχουν αρκετοί παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Αποδεικνύουν ότι ο πίνακας συσχετίσεων ανάμεσα σε μεγάλα χαρτοφυλάκια είναι μοναδιαίος με σειρά ίση με μονάδα, αποκαλύπτοντας, έτσι, την σημασία μόνο του πρώτου παράγοντα. Ακόμα, έδειξαν σε αυτή την έρευνα ότι η σημασία του πρώτου παράγοντα αυξάνεται, όσο και το μέγεθος του χαρτοφυλακίου μεγαλώνει.

Στο δεύτερο στάδιο των παλινδρομήσεων (Second Pass Regressions) θα ακολουθήσουν 84 διαστρωματικές παλινδρομήσεις (cross sectional regressions - μία για κάθε ένα από τους  $7 \cdot 12 = 84$  μήνες) μιας και έχουμε μηνιαία δεδομένα. Ανεξάρτητες μεταβλητές σε αυτό το στάδιο είναι οι συντελεστές βήτα των πρωτογενών παραγόντων που εκτιμήθηκαν στο προηγούμενο στάδιο (η στήλη f1 στον «πίνακα 1») και εξαρτημένες μεταβλητές οι μηνιαίες αποδόσεις των ΑΚ. Εδώ εκτιμάται η αποτίμηση του κινδύνου για τα ΑΚ για κάθε μήνα. Σε αυτό το στάδιο εκτιμάται ακόμα και η αποτίμηση του κινδύνου κάθε κοινού παράγοντα «συνολικά». Αυτό θα γίνει «τρέχοντας» μια διαστρωματική παλινδρόμηση με ανεξάρτητες μεταβλητές τους συντελεστές βήτα των πρωτογενών παραγόντων που εκτιμήθηκαν στο πρώτο στάδιο παλινδρομήσεων και εξαρτημένες τις μέσες αποδόσεις των αποδόσεων των ΑΚ. Σε αυτό το στάδιο των παλινδρομήσεων δεν χρησιμοποιήσαμε το  $R_f$ , μιας και δεν χρειάζεται στην αποτίμηση του κινδύνου. Αξίζει να τονίσουμε ότι θα χρησιμοποιηθούν **μόνο** τα βήτα των παραγόντων που αποτιμήθηκαν ως στατιστικά σημαντικοί στο πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων, δηλαδή μόνο του F1. Το αποτέλεσμα της παλινδρόμησης αυτής φαίνεται παρακάτω :

Dependent Variable: AVERAGE\_AK

Method: Least Squares

Date: 06/30/05 Time: 19:44

Sample: 1 27

Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.164337	0.025018	6.568804	0.0000
R-squared	-0.139227	Mean dependent var		0.006942
Adjusted R-squared	-0.139227	S.D. dependent var		0.004966
S.E. of regression	0.005300	Akaike info criterion		-7.605884
Sum squared resid	0.000730	Schwarz criterion		-7.557890
Log likelihood	103.6794	Durbin-Watson stat		1.461904

Βλέπουμε ότι η αμοιβή του κινδύνου για τον παράγοντα F1 ισούται με 0,164337 και η τιμή αυτή είναι στατιστικά σημαντική (το t-statistic είναι 6,568804).

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων του δεύτερου σταδίου παρουσιάζονται αναλυτικά στο παράρτημα IV. Συνοπτικά παρουσιάζονται στον παρακάτω «πίνακα 2» :

Πίνακας 2

M H N A Σ	b	tstat	R squared
Δ εκ-99	-1,6572857	-11,0793960	0.3037104
Ιαν-00	-1,6610270	-16,2489360	-0.6446647
Φεβ-00	-0,8152398	-3,5473458	0.1303882
Μαρ-00	-2,1232195	-22,8127220	0.4775778
Απρ-00	-3,3052771	-29,9494390	-0.1127502
Μαϊ-00	2,6837524	30,4152890	0.5196538
Ιουν-00	-2,9104857	-50,0676530	0.3515238
Ιουλ-00	-0,3935810	-8,8562516	0.2046640
Αυγ-00	-2,7392606	-33,3386000	0.3561709
Σεπ-00	2,2759496	16,7865540	-0.6821781
Οκτ-00	-2,9092899	-36,7907490	0.4414969
Νοε-00	-3,4225604	-38,6636770	-11.627.550
Δ εκ-00	0,5540207	8,8011097	-0.0942240
Ιαν-01	-1,8941020	-17,9547240	0.0435287
Φεβ-01	-0,4018623	-4,9089696	-0.0392213
Μαρ-01	-0,2480712	-3,8389422	-0.0767972
Απρ-01	1,2255543	12,7198720	-0.3306978
Μαϊ-01	-1,6248667	-25,0992270	-0.2364882
Ιουν-01	-2,6020418	-25,0768220	-0.9080122
Ιουλ-01	-0,1129359	-2,6476430	-0.0176402
Αυγ-01	0,3539485	10,4220440	0.0047260
Σεπ-01	-5,1446598	-35,1150160	-0.2729288
Οκτ-01	2,0903212	29,1684360	-0.8005119
Νοε-01	2,2645662	23,5652010	0.1145001
Δ εκ-01	-0,8267365	-21,0537730	-0.0643428
Ιαν-02	0,2222687	2,6864598	0.0163572
Φεβ-02	-2,2219514	-22,4084310	-0.3222320
Μαρ-02	-0,5085652	-12,0851270	0.0169345
Απρ-02	-0,4351563	-8,8613419	-0.0004015
Μαϊ-02	0,6630348	11,0546800	-0.0586486
Ιουν-02	-0,5301455	-13,2383580	0.1255364
Ιουλ-02	-1,2745151	-19,7708700	-0.1531321
Αυγ-02	-0,0800400	-1,4821536	0.0266860
Σεπ-02	-3,0884458	-26,9152270	-0.8787908
Οκτ-02	-0,4160503	-7,6885918	-0.0105530
Νοε-02	1,0822287	19,1606010	-0.1728668
Δ εκ-02	-1,7561933	-20,6627120	-0.2640576
Ιαν-03	-1,0263543	-12,9163870	0.0295795
Φεβ-03	-0,8380778	-14,1881660	-0.2142622
Μαρ-03	-1,7309709	-20,9476100	-0.1857054
Απρ-03	2,5875732	23,7684360	-0.4611430
Μαϊ-03	0,3293470	7,4946298	0.1121159
Ιουν-03	1,8944714	18,7723850	-0.1413004
Ιουλ-03	2,8627083	23,6626550	-0.4427472
Αυγ-03	0,5915723	9,3518934	-0.0996963
Σεπ-03	-2,0895249	-20,3615190	-0.8177032
Οκτ-03	1,0800219	21,4680460	-0.4803210
Νοε-03	0,4547128	10,5686150	-0.2128843
Δ εκ-03	1,0154142	15,3952420	-0.1151892
Ιαν-04	1,6139365	21,5706420	-0.6160126
Φεβ-04	-0,2554495	-3,7530988	-0.0434889
Μαρ-04	-0,8940728	-15,5034330	-0.3842047
Απρ-04	1,2023617	16,3433740	-0.3154508
Μαϊ-04	-0,7274844	-16,0811530	-0.6283170
Ιουν-04	-0,4850414	-8,8895931	-0.0610939
Ιουλ-04	-0,2140922	-4,6389862	-0.1158414
Αυγ-04	-0,2926124	-8,8602606	0.0086649
Σεπ-04	-0,1871587	-2,8342980	-0.0024062
Οκτ-04	1,1411055	17,9399260	-0.2797589
Νοε-04	1,1013099	21,0068300	-0.7587441
Δ εκ-04	0,9260065	19,9318430	-0.1413124

Παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων από τον Δεκέμβριο του 1999, μιας και για νωρίτερα οι παλινδρομήσεις δεν βγάζουν κάποιο στατιστικά σημαντικό αποτέλεσμα. Στον «πίνακα 2» παρατηρούμε ότι από το Δεκέμβριο του 1999 μόνο μία τιμή δεν είναι στατιστικά σημαντική (Αύγουστος 2002). Βλέπουμε ότι τα βήτα – αποτίμηση του κινδύνου μεταβάλλεται συνέχεια και σε πρόσημο και σε μέγεθος από μήνα σε μήνα. Στους περισσότερους μήνες τα βήτα είναι αρνητικά και μεγαλύτερα της μονάδας. Το αρνητικό πρόσημο σημαίνει ότι οι επενδυτές επιδεικνύουν θετική συμπεριφορά ως προς τον κίνδυνο, η οποία ίσως οφείλεται στην απότομη εκτίναξη του χρηματιστηρίου και στην ελκυστικότητα που αυτή η εκτίναξη προσδίδει στην αγορά κεφαλαίου. Τα βήτα πάνω από την μονάδα δείχνουν ότι πολλοί επενδυτές δεν αποστρέφονται τον κίνδυνο, αλλά τον επιδιώκουν.

Θα προσπαθήσουμε να ερμηνεύσουμε τα αποτελέσματα των διαχρονικών και των διαστρωματικών παλινδρομήσεων, εξετάζοντας το αποτέλεσμα της παλινδρόμησης που είδαμε παραπάνω (αναφέρονταν στην αποτίμηση του κινδύνου).

Η ποσότητα  $R^2$  λέγεται συντελεστής προσδιορισμού. Είναι ένας αριθμός μεταξύ 0 και 1, και μάλιστα όσο πλησιάζει το 1, τόσο η προσαρμογή στα δεδομένα μας είναι καλύτερη, ενώ ο αριθμός  $100 \cdot R^2$  εκφράζει το ποσοστό της συνολικής μεταβλητότητας που εξηγείται από το γραμμικό μοντέλο. Επειδή στην πράξη υπάρχει διαφορά μεταξύ παρατηρούμενης τιμής  $y$  και εκτιμώμενης τιμής  $y^{\wedge}$ , αν επιχειρούσαμε να ερμηνεύσουμε την διακύμανση των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής από τις εκτιμώμενες τιμές (δηλαδή τις τεταγμένες των σημείων της ευθείας ελαχίστων τετραγώνων), η εκτίμηση αυτή υπολείπεται της πραγματικής διακύμανσης των τιμών της εξαρτημένης κατά ποσοστό  $(1 - R^2) \cdot 100\%$ . Άρα, οι προβλεπόμενες τιμές ερμηνεύουν το  $R^2 \cdot 100\%$  της όλης διακύμανσης.

Όταν το δείγμα είναι μικρό σε σύγκριση με τον αριθμό των μεταβλητών, προκύπτει ένας «καλύτερος» συντελεστής προσδιορισμού, που συμβολίζεται  $\hat{R}^2$  και λέγεται «διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού» (adjusted  $\hat{R}^2$ ). Ο  $\hat{R}^2$  χρησιμοποιείται σαν ένας δείκτης του πόσο καλά το μοντέλο που κατασκευάσαμε προσαρμόζεται σε ένα άλλο δείγμα του πληθυσμού μας και η τιμή του είναι πάντα μικρότερη από την αντίστοιχη τιμή του  $R^2$ . Ο συμβολισμός  $\hat{R}^2$  δεν σημαίνει ότι ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού είναι πάντα θετικός αριθμός. Το αρνητικό πρόσημο σημαίνει ότι 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.

Το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης (Standard Error of Regression) ισούται με την τετραγωνική ρίζα των μέσων τετραγώνων των καταλοίπων (residuals). Έχει σαν μονάδες εκείνες της εξαρτημένης μεταβλητής και είναι μέτρο της διασποράς των καταλοίπων, γύρω από την ευθεία των ελαχίστων τετραγώνων.

Το  $t$  – statistic, που υπολογίζεται σαν το πηλίκο του εκτιμώμενου συντελεστή προς το τυπικό του σφάλμα, χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της υπόθεσης ότι ο συντελεστής είναι μηδέν. Για την ερμηνεία του  $t$  – statistic θα πρέπει να υπολογίσουμε την πιθανότητα να παρατηρούμε το  $t$  – statistic όταν ο συντελεστής ισούται με το μηδέν, έχοντας δηλαδή την υπόθεση ότι τα σφάλματα κατανέμονται κανονικά ή ότι οι εκτιμώμενοι συντελεστές κατανέμονται ασυμπτωτικά κανονικά.

Μαζί με τα παραπάνω αποτελέσματα υπολογίζονται και οι τιμές των εκτιμητών μέγιστης πιθανοφάνειας (log likelihood), χρησιμοποιώντας τις εκτιμώμενες τιμές των συντελεστών και υποθέτοντας ότι τα τυπικά σφάλματα κατανέμονται κανονικά. Με τον όρο πιθανοφάνεια εννοούμε την κοινή κατανομή του δείγματος, όταν η κατανομή θεωρείται συνάρτηση κάποιας παραμέτρου, ενώ με το log likelihood φαίνεται η τιμή που έχει η συνάρτηση μέγιστης πιθανοφάνειας για το συγκεκριμένο μοντέλο.

Ακόμα μία υπόθεση που πρέπει να ελέγχεται στην παλινδρόμηση, είναι εκείνη της ανεξαρτησίας των παρατηρήσεων. Αυτό μπορεί να γίνει με την βοήθεια του διαγράμματος διασποράς των  $t$  – καταλοίπων προς μια μεταβλητή που παριστά την σειρά με την οποία έγιναν οι παρατηρήσεις. Τα σημεία του γραφήματος δεν πρέπει να εμφανίζουν κάποιο πρότυπο. Αν κάτι τέτοιο είναι ανέφικτο, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το στατιστικό Durbin – Watson. Οι τιμές του στατιστικού αυτού κυμαίνονται από το 0 έως το 4. αν δεν υπάρχει σχέση μεταξύ διαδοχικών καταλοίπων, η τιμή του θα είναι κοντά στο 2. Τιμές του στατιστικού αυτού κοντά στο 0 φανερώνουν ότι τα διαδοχικά κατάλοιπα συσχετίζονται θετικά, ενώ τιμές κοντά στο 4 δείχνουν ότι υπάρχει μια ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ τους.

Επιπλέον, τα κριτήρια Akaike και Schwarz χρησιμοποιούνται, κυρίως, για την επιλογή εναλλακτικών μοντέλων. Όσο μικρότερες είναι οι τιμές τους, τόσο καλύτερα προσδιορίζεται το μοντέλο. Στην συνέχεια έχουμε το στατιστικό  $F$  που χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε την υπόθεση ότι η κλίση της ευθείας είναι μηδέν. Η τιμή του  $F$  είναι μεγάλη όταν η ανεξάρτητη μεταβλητή βοηθά ικανοποιητικά στην εξήγηση της μεταβλητότητας των τιμών της εξαρτημένης. Τέλος, η τιμή  $\text{Prob}(F -$



Statistic) είναι το οριακό επίπεδο σημαντικότητας και όταν είναι μικρότερη από το επίπεδο σημαντικότητας που εξετάζουμε απορρίπτουμε την υπόθεση για μηδενική κλίση της ευθείας.

Κάτι που μας προβλημάτισε στα αποτελέσματά μας ήταν ο συντελεστής προσδιορισμού  $R^2$ . Στο πρώτο στάδιο των παλινδρομήσεων κινήθηκε σε χαμηλά επίπεδα, περίπου στο 15%, ενώ στο δεύτερο στάδιο έχουμε πολύ καλύτερες τιμές του (στις περισσότερες περιπτώσεις πάνω από 25% και σε αρκετές πάνω από 50%). Στην εργασία των **Teker** και **Varela** (1998), με δεδομένα από το χρηματιστήριο του Σικάγο, στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις το  $R^2$  κινήθηκε, σε όλες τις περιόδους και με οποιοδήποτε υπόδειγμα χρησιμοποιήθηκε, λίγο πάνω από το 10%.

Μία ερμηνεία που μπορεί να δοθεί είναι ότι το δείγμα μας αποτελείται από ποικιλία μετοχικών ΑΚ, εταιριών με διαφορετικά μεγέθη και χωρίς να γίνει διάκριση (πέρα απο το κριτήριο της συνεχούς παρουσίας για το εξεταζόμενο χρονικό διάστημα), κάτι που ευνοεί το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας (heteroscedasticity). Η ετεροσκεδαστικότητα προκύπτει συχνά ως η παραβίαση της υπόθεσης ότι η διακύμανση του παράγοντα λάθους, για όλες τις τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών, είναι σταθερή. Σε κάθε περίπτωση, πάντως, 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 (μονοπαραγοντικού) υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM), αφού στα πλαίσια αυτού του υποδείγματος υπάρχει μόνο ένας παράγοντας συστηματικού κινδύνου, αυτός του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ακόμα, το υπόδειγμα της παρούσας εργασίας δεν υπόκειται στην κριτική του Roll και δεν προϋποθέτει την παρατήρηση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, ενώ δεν προαπαιτεί την ύπαρξη θεωρίας που να συνδέει τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με συγκεκριμένες μακροοικονομικές ή μη μεταβλητές.

Η αξιοπιστία του APT του Ross βασίζεται στην ύπαρξη μιας μοναδικής διαδικασίας για τα αξιόγραφα, με την λογική ότι οι αποδόσεις ενός μεγάλου αριθμού αξιογράφων επηρεάζονται από ένα μικρό αριθμό κατάλληλων παραγόντων και η

απόδοση κάθε αξιογράφου καθορίζεται από τους ίδιους παράγοντες. Δυστυχώς, όμως, η θεωρία του APT δεν μας προσδιορίζει ούτε τον αριθμό των κατάλληλων παραγόντων, ούτε και την ταυτότητά τους είναι. Ακόμα η διαδικασία αποδόσεων των αξιογράφων του APT είναι ένα πρόβλημα χωρίς λύση και έτσι η εμπειρική έρευνα του APT εκπληρώνεται χρησιμοποιώντας τεχνικές που βασίζονται στην υπόθεση ότι οι χρησιμοποιούμενοι παράγοντες είναι «αναμφίβολοι». Αυτό, όμως, δεν σημαίνει κατ'ανάγκη την μη εγκυρότητα του APT.

Είδαμε ότι για την περίοδο 1/1/1998 – 31/12/2004 μόνο ο πρώτος παράγοντας είναι στατιστικά σημαντικός. Ο παράγοντας αυτός (που είναι γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών που επιλέξαμε) δίνει βαρύτητα στο κατά κεφαλήν ΑΕΠ, το διεθνές εμπόριο (εισαγωγές – εξαγωγές), την τιμή του πετρελαίου (που επηρεάζει τις τιμές σε όλους τους τομείς της οικονομίας και σε όλα τα στάδια παραγωγής) και στο εύρος των επιτοκίων (μονοετούς ΕΓΕΔ και overnight επιτοκίου).

Τα αποτελέσματα, πάντως, είναι ενθαρυντικά για την απαραίτητη αξιοπιστία του υποδείγματος και απομένει να επαληθευθεί η προβλεπτική του ικανότητα. Τονίζουμε ότι η συνέπεια που παρατηρείται στη σύνθεση των μεταβλητών, που συνιστούν το σημαντικό πρωτογενή παράγοντα ανά περίοδο, είναι ικανοποιητική δεδομένης της φάσης σημαντικών αλλαγών που βρίσκεται η ελληνική οικονομία κατά την εξεταζόμενη χρονική περίοδο. Οι αλλαγές αυτές φαίνεται να καταγράφονται ικανοποιητικά από την διαφοροποίηση στη σύνθεση του παραγόντα από περίοδο σε περίοδο.

Η παρούσα εργασία θα μπορούσε να επεκταθεί με την διερεύνηση της προβλεπτικής ικανότητας του υποδείγματος, χρησιμοποιώντας μεταβλητές με χρονική υστέρηση σε σχέση με τις αποδόσεις των ΑΚ. Η χρήση εναλλακτικών μεθοδολογιών στην προσέγγιση του υποδείγματος, όπως αυτή των **McElroy, Burmeister** και **Wall** (1985), θα βοηθούσε την επαλήθευση και τον έλεγχο της αξιοπιστίας του υποδείγματος ξεπερνώντας την κριτική του **Shanken** (1992) σχετικά με το πρόβλημα λάθους στις μεταβλητές (EIV - Error In Variables problem). Ακόμα, μια εξαιρετικά ενδιαφέρουσα επέκταση της εργασίας θα ήταν η περίληψη μεταβλητών μεγεθών που εκτιμούμε ότι συμβάλουν στην διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών (άρα και των μετοχικών χαρτοφυλακίων, όπως είναι τα μετοχικά ΑΚ) του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Οι παράγοντες του πολιτικού κινδύνου και του δείκτη διεθνών αγορών, που σχολιάσαμε νωρίτερα στην εργασία, είναι δύο απ'αυτές τις μεταβλητές.

Το υπόδειγμα που εξετάσαμε φαίνεται να έχει τη δυνατότητα να αποτελέσει ένα χρήσιμο εργαλείο για την εκτίμηση των αποδόσεων στο Χρηματίστηριο Αξιών Αθηνών. Παρά τα ενθαρυντικά αποτελέσματα που προέκυψαν, υπάρχουν ακόμα περιθώρια για την εξέταση πρακτικών αλλαγών που ίσως πρέπει να γίνουν, καθώς και για πιθανές βελτιώσεις στη μεθοδολογία προσέγγισης.

## ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

---

- Alexakis, P., and Petrakis, P., “Analyzing Stock Market Behaviour in a Small Capital Market”, *Journal of Banking and Finance*, 1991, V15, pp. 471-483.
- Black, F., “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing”, *Journal of Business*. 1972, pp. 444-454.
- Black, F., Jensen, M., C., and Scholes, M., “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests”, Jensen (ed.), *Studies in The Theory of Capital Markets* (New York: Pagen), 1972.
- Burmeister, Edwin, Roll, Richard, and Ross, Stephen, “A Practitioner’s Guide to Arbitrage Pricing Theory”, in *A Practitioner’s Guide to Factor Models*, (Charlottesville, Va., The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts, 1994).
- Campbell, J., Lo, Y., Lo, A., W., and MacKinlay, A., C., “The Econometrics of Financial Markets”, Princeton University Press, 1997.
- Chen, Nai-Fu, Roll, R., and Ross, S. A., “Economic Forces and the Stock Market”, *Journal of Business*, 1986, July, pp 386-403.
- Claire, A., and Thomas, S., “Macroeconomic Factors, the APT and the UK Stock Market”, *Journal Of Business, Finance and Accounting*, V21, April 1994, pp.309-330.
- Diacogiannis, P., George, “Some Empirical Evidence in the Intertemporal Stationarity of Security Return Distributions”, *Journal of Accounting and Business Research*, winter 1986a, pp.43-48.
- Diacogiannis, P., George, “Arbitrage Pricing Theory: A critical Examination of its Empirical Applicability for the London Stock Exchange”, *Journal of Business Finance and Accounting*, winter, 1986b, pp.498-504.

- Diacogiannis P., G., and Diamandis P., “Multi Factor Risk-Return Relationships “, *Journal of Business Finance and Accounting*, 1997, V24, pp. 559-570.
- Diacogiannis P., G., Prasad, D., Mericas, G., A., and Glezakos, M., “A Critical Reexamination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory”, *Advances in International Banking and Finance*, 1996, Vol.2, pp.137-159.
- Dhrymes, P., Friend, I. and Gultekin, M., “A Critical Re-examination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory”, *Journal of Finance*, 1984, June, pp 323-346.
- Dickey, D., A., and Fuller, W., A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root”, *Econometrica*, 1981, V49, pp.1057-1072.
- Elton, J., Edwin, Gruber, J., Martin, Brown, J., Stephen, and Goetzmann, N., William, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, Sixth Edition, Wiley.
- Fama, E., F., and French, K., R., “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 1992, V47, pp 427-465.
- Fama, E., F., and French, K., R., “The Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies”, *The Journal of Finance*, March 1996, Vol. L1, No. 1.
- Fama, E., F., and MacBeth, J., “Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests”, *Journal of Political Economy*, May-June, 1973, pp.607-636.
- Francis, J. C. and Archer, S. H., *Portfolio Analysis*, 2<sup>nd</sup> Ed., Prentice-Hall, 1979.
- Geweke, John, and Guofu, Zhou, “Measuring the Price of the Arbitrage Theory”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 9, No. 2 (Summer, 1996), pp.557-587.

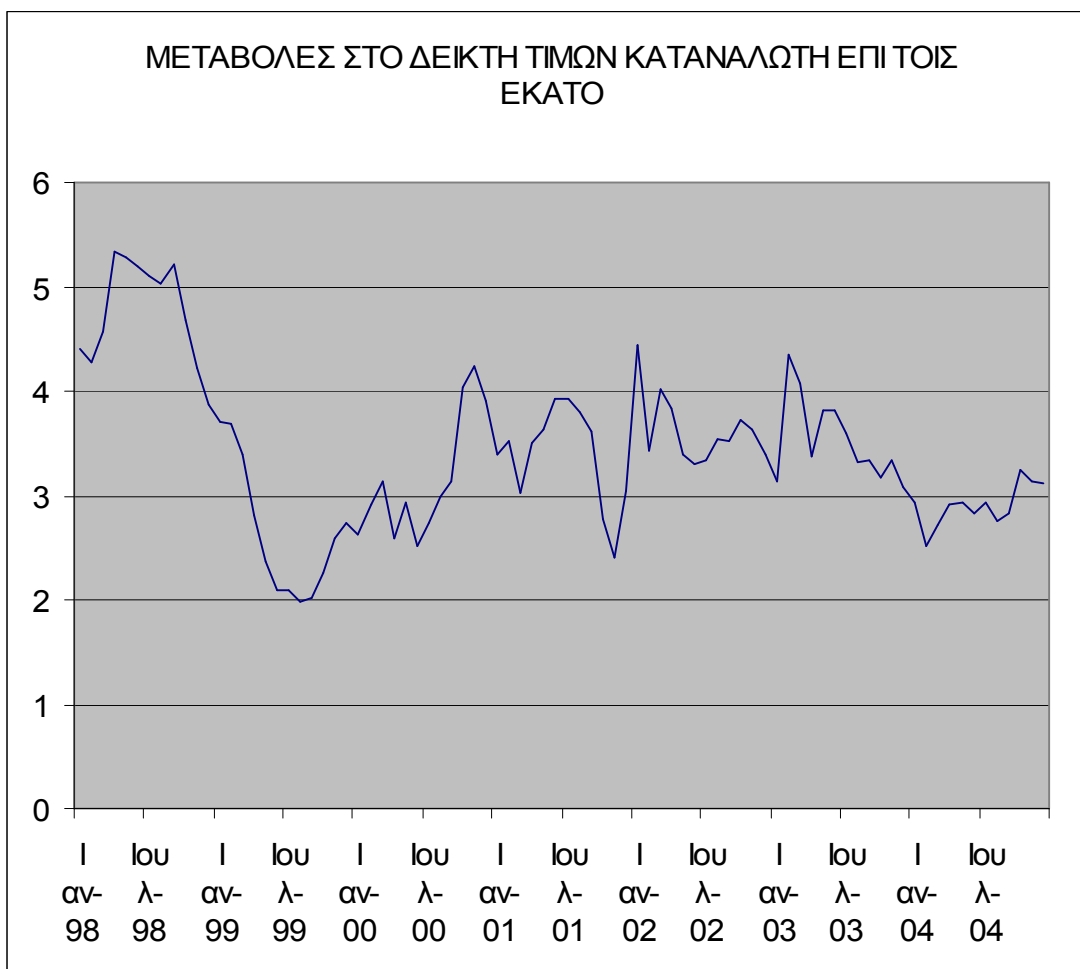
- Gibbons, M., R., Ross, S., A., and Shanken, J., “A test of the Efficiency of a Given Portfolio”, *Econometrica*, 1989, V57, pp.1121-1152.
- Gilles, C., and LeRoy, F., S., “On The Arbitrage Pricing Theory”, *Economic Theory, Research Articles*, 1991, pp.213-229.
- Green, W., H., “*Econometric Analysis*”, 2<sup>nd</sup> edition, MacMillan.
- Guy, J., R., F., “The Performance of the British Investment Trust Industry”, *Journal of Finance*, 1978, pp 443-455.
- Ingersoll, Jonathan, E., Jr. “Some Results in The Theory of Arbitrage Pricing”, *Journal of Finance*, 39 (1984), pp. 1021-1039.
- Jensen, M.C., “Risk, the Pricing of Capital Assets and the Evaluation of Investment Portfolios”, *Journal of Business*, 1969, pp 167-247.
- Jensen, M.C., “Capital Markets: Theory and Evidence” in Bicksler, J. L. (Ed.), *Capital Market Equilibrium and Efficiency*, Lexington, 1977, pp 111-164.
- Jobson, J., D., and Korkie, B., “Potential Performance and Tests of Portfolio Efficiency”, *Journal of Financial Economics*, 1982, V10, pp.433-466.
- Kim, M., K., and Wu, C., “Macro-Economic Factors and Stock Returns “, *Journal of Financial Research*, summer, 1987, pp.87-98.
- King, B. F., “Market and Industry Factors in Stock Price Behaviour”, *Journal of Business*, 1966, pp 139-190.
- Mains, N. E., “Risk, the Pricing of Capital Assets and the Evaluation of Investment Portfolios: Comment”, *Journal of Business*, 1977, pp 371-384.
- Markowitz Harry,” Portfolio Selection”, *The Journal of Finance*, March 1952, Volume 7, Number 1, pp 77-91.

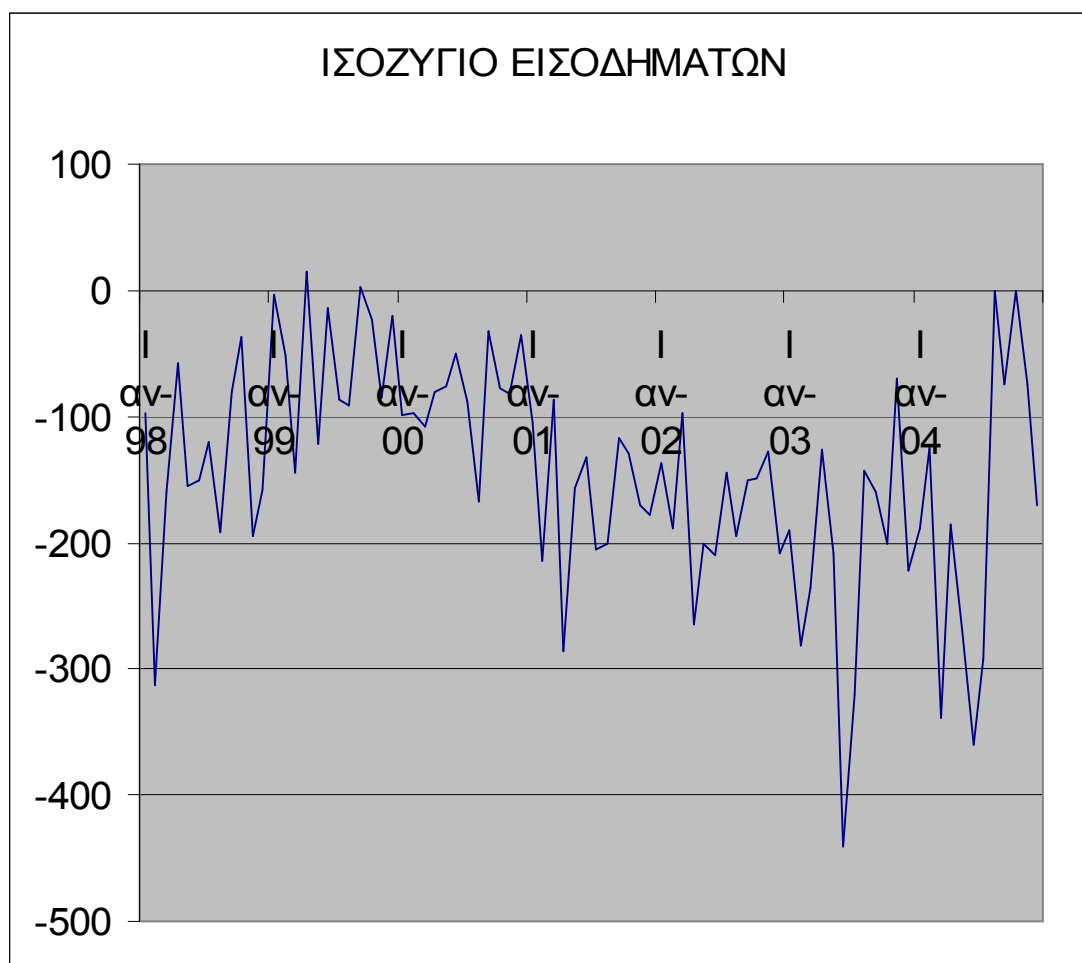
- Mayers, D., and Rice, E., M., “Measuring Portfolio Performance and the Empirical Content of Asset Pricing Models”, *Journal of Financial Economics*, 1979, pp 3-28.
- Meyers, S., L., “A Re-examination of Market and Industry Factors in Stock Price Behaviour”, *Journal of Finance*, 1973, pp 695-705.
- Morris, R., C., and Pope P., F., “The Jensen Measure of Portfolio Performance in an Arbitrage Pricing Theory Context”, *Journal of Business and Accounting*, 1981, V.8 No. 2, pp 203-220.
- Peasnell, K., V., Skerratt, L., C., L., and Taylor, P., A., “An Arbitrage Rationale for Tests of Mutual Fund Performance”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 1979, pp 373-400.
- Roll, R., “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Test’s, Part 1: On the Post and Potential, Testability of the Theory“, *Journal of Financial Economics*, 1977, pp 129-177.
- Roll, R., “Ambiguity When Performance is Measured by the Securities Market Line”, *Journal of Finance*, 1978, pp 1051-1069.
- Roll, R., and Ross, S., A., “An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory”, *Journal of Finance*, 1980, Dec., pp 1073-1103.
- Ross, S., A., “Return, Risk and Arbitrage”, in Friend, I. And Bicksler, J. L. (Eds.), *Risk and Return in Finance: Volume 1*, Ballinger, 1977, pp 189-218.
- Ross, S., A., “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory*, 1976, pp 341-360.
- Sharpe, W., F., “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Condition of Risk”, *Journal of Finance*, 1964.
- Sharpe, W., F., “Factor Models, CAPMs and the APT”, *Journal of Portfolio Management*, Fall, 1984, pp.21-25.

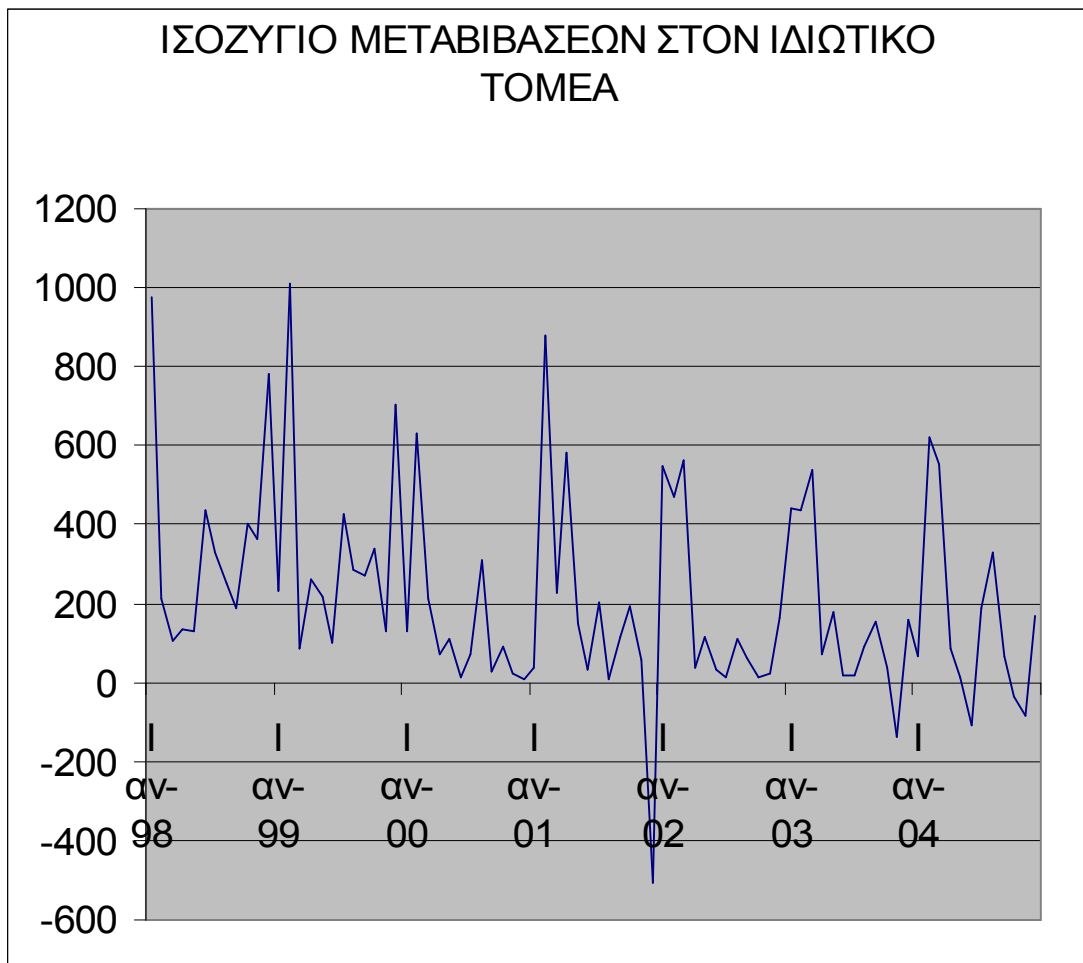
- Shancn, J., “The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?”, *Journal of Finance*, December, 1982, pp.1129-1140.
- Smith, K., V., and Tito, D., A., “Risk-Return Measures of Ex Post Portfolio Performance”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1969, pp 449-470.
- Solnic, B., “Inflation and Optimal Portfolio Choices”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1978, pp 903-925.
- Tallman, E., W., “Macroeconomic Factors in Asset Premia”, University of Rochester, 1986.
- Zhou, G., “Small Sample tests of Portfolio Efficiency”, *Journal of financial Economics*, 1991, V30, pp.165-191.
- Ward, C., W., R., and Saunders, A., “UK Unit Trust Performance 1964-74”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 1976, pp 83-99.
- Φίλιππας Νικόλαος, *Αμοιβαία Κεφάλαια και Χρηματιστηριακό Περιβάλλον*, Globus Invest, 1999.
- Σημειώσεις των μαθημάτων : «Χρηματιστηριακές Επενδύσεις και Θεωρία Χαρτοφυλακίου» του Καθηγητή κ. Γ. Διακογιάννη, «Ειδικά Θέματα Χρηματοοικονομικής», του καθηγητή κ. Ν. Φίλιππα και «Εφαρμογές της Οικονομετρίας στην Χρηματοοικονομική», του καθηγητή κ. Ν. Πιπτή.

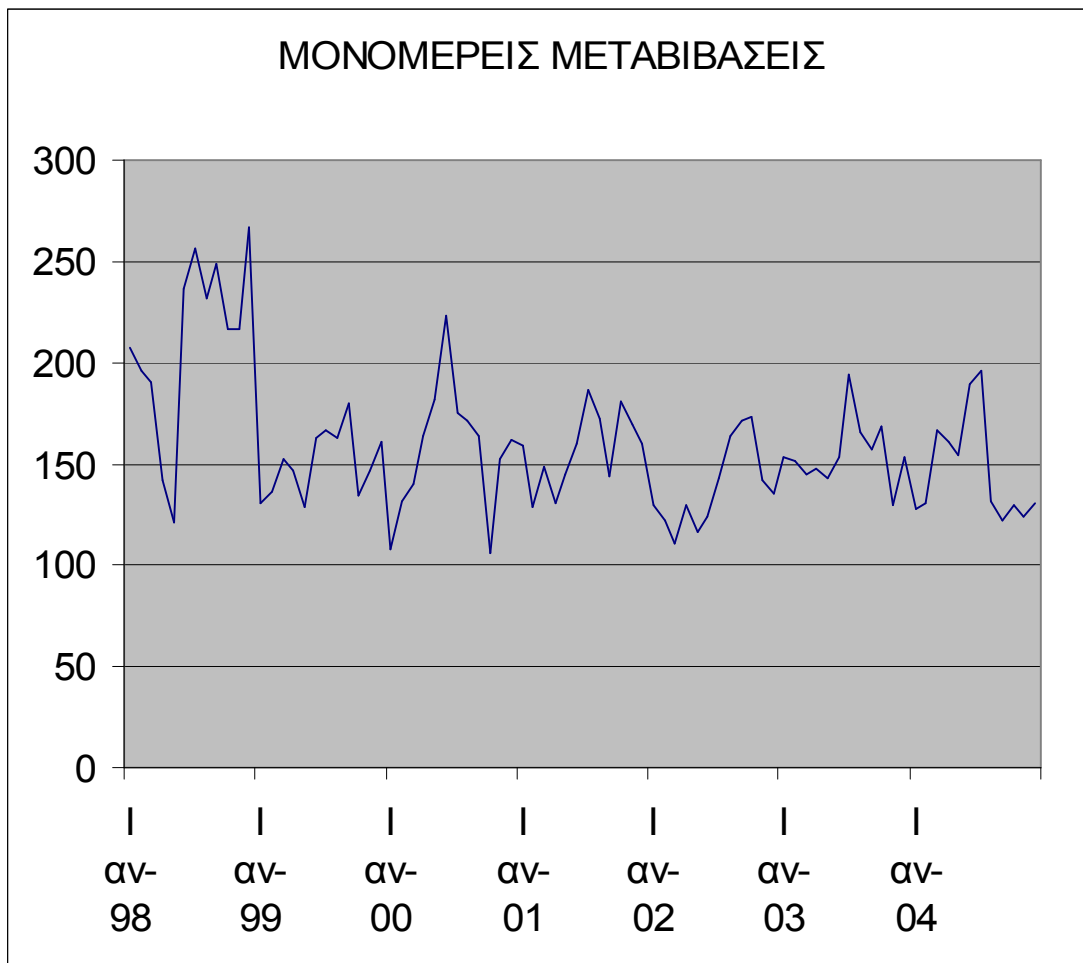


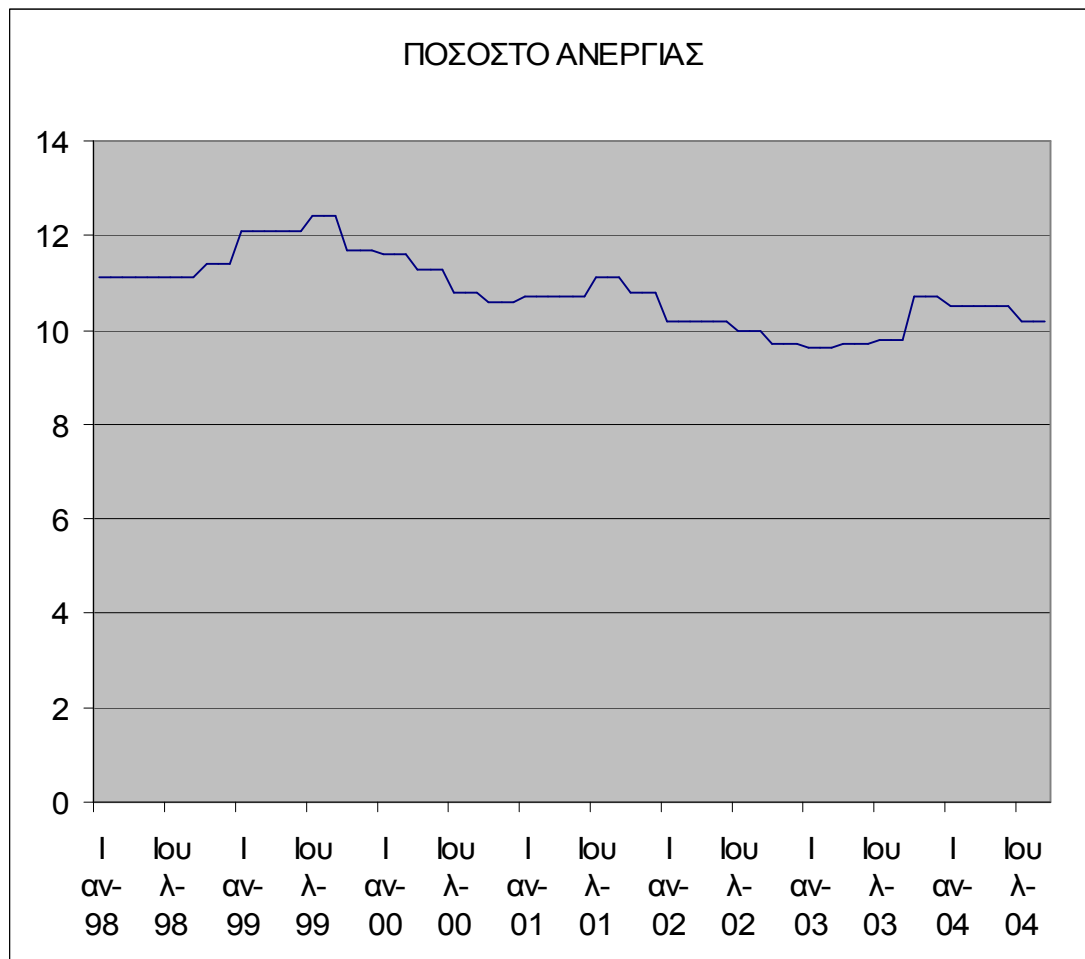
## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι - ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΕΞΕΛΙΞΗΣ ΤΙΜΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ 1/1/1998 – 31/12/2004

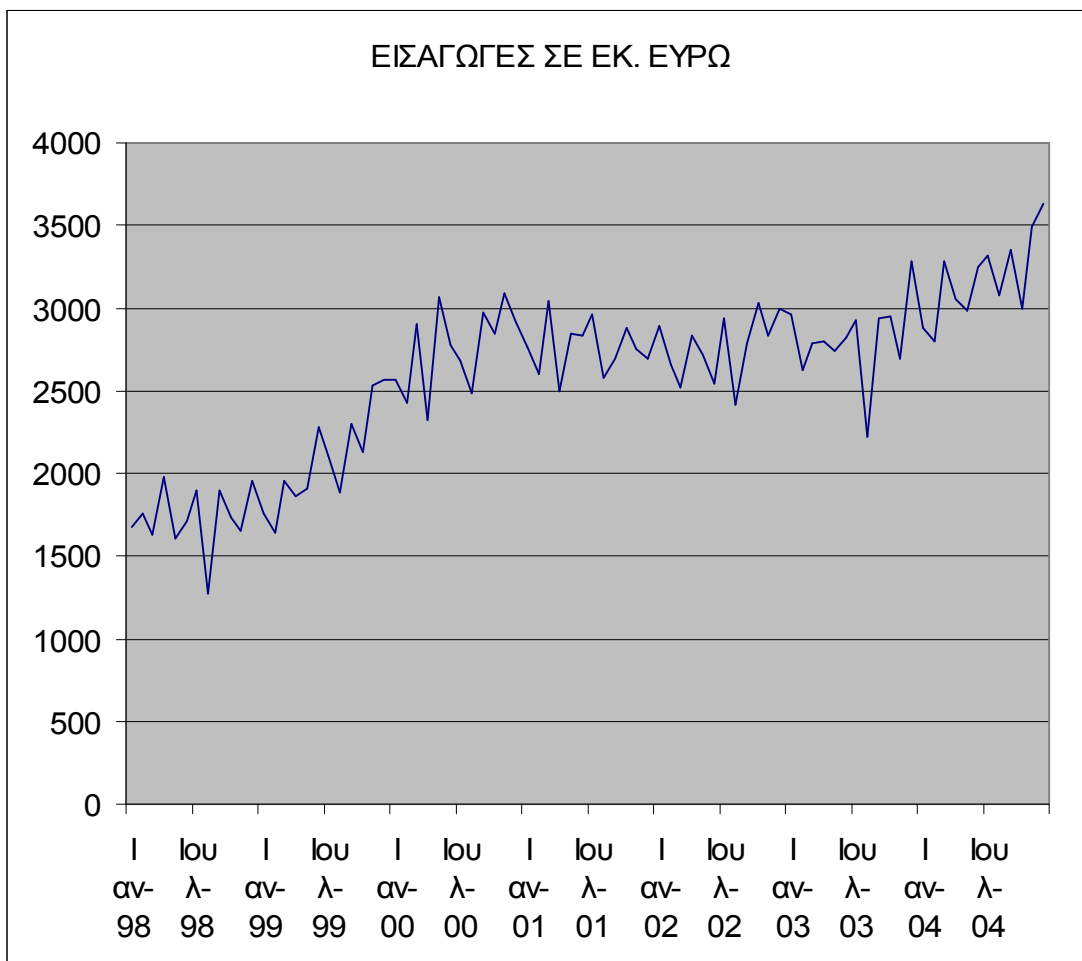


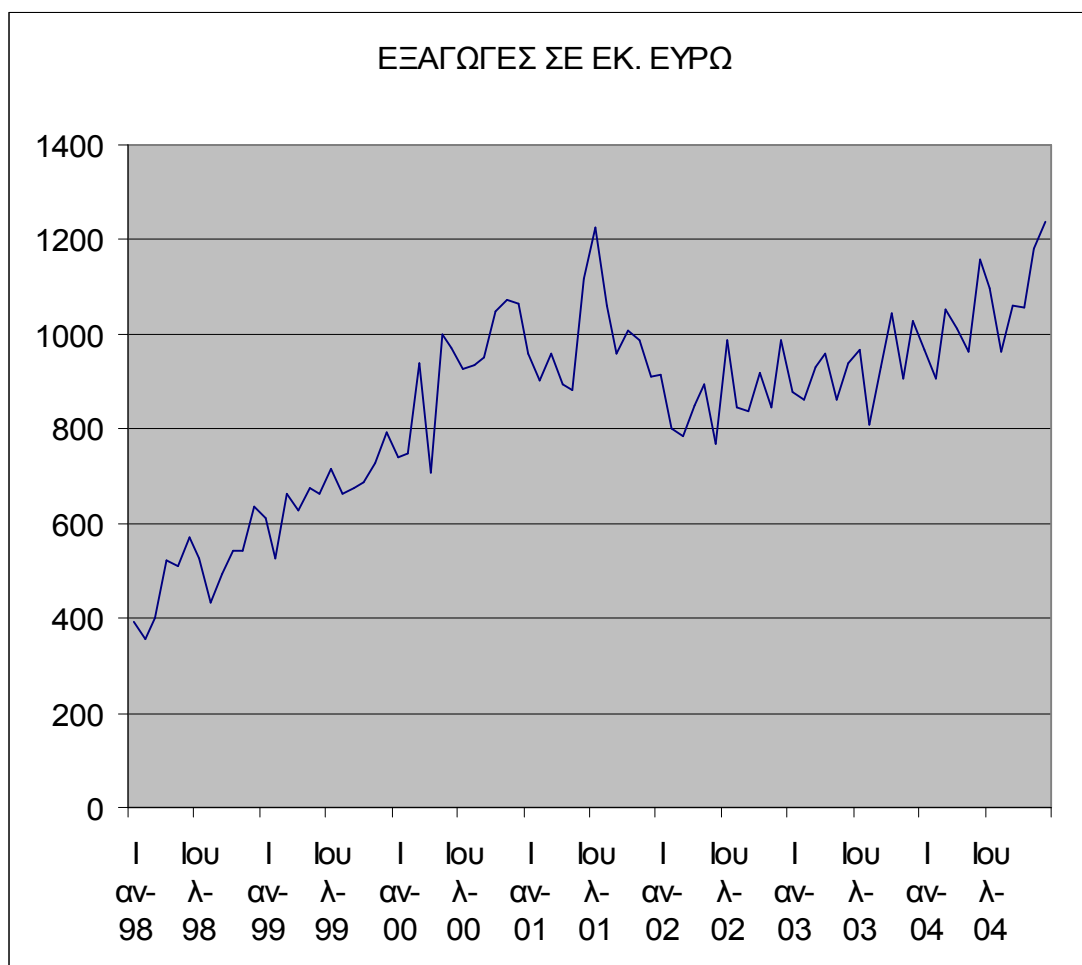


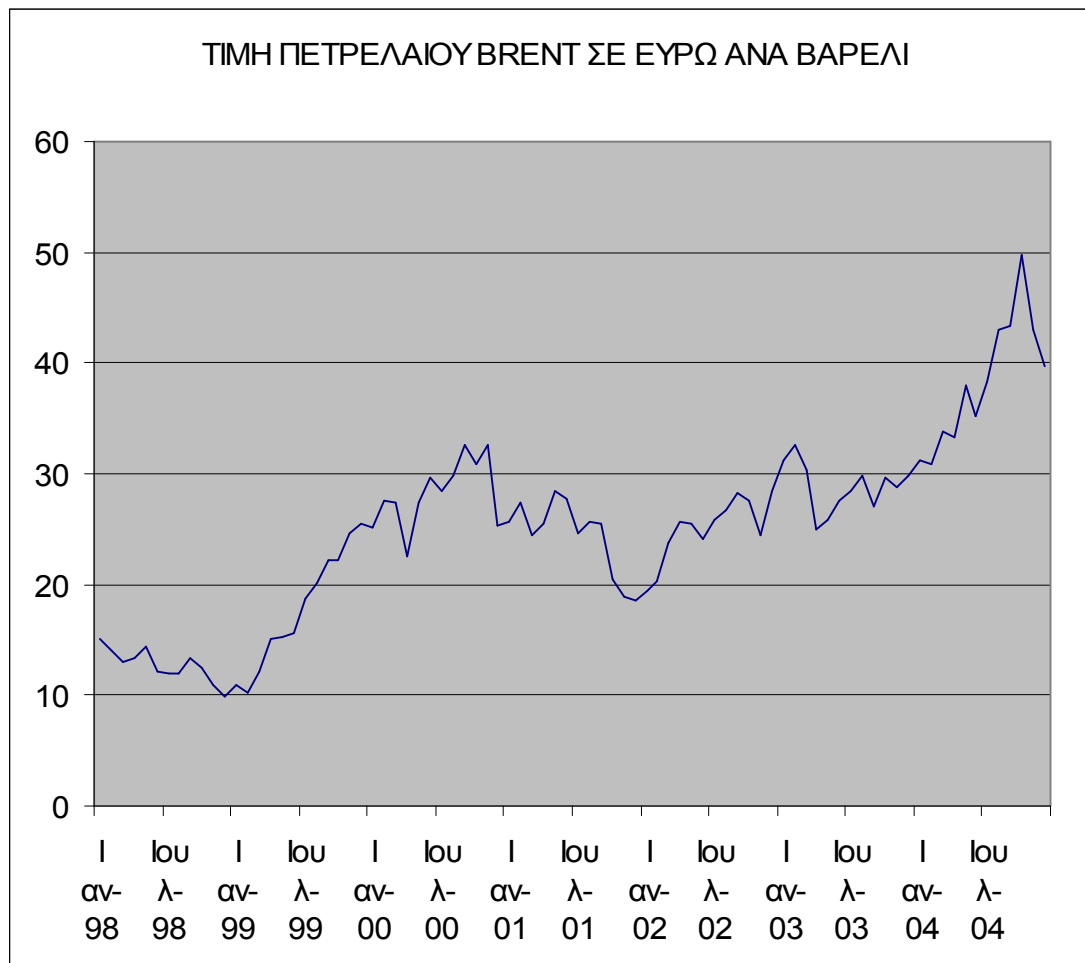




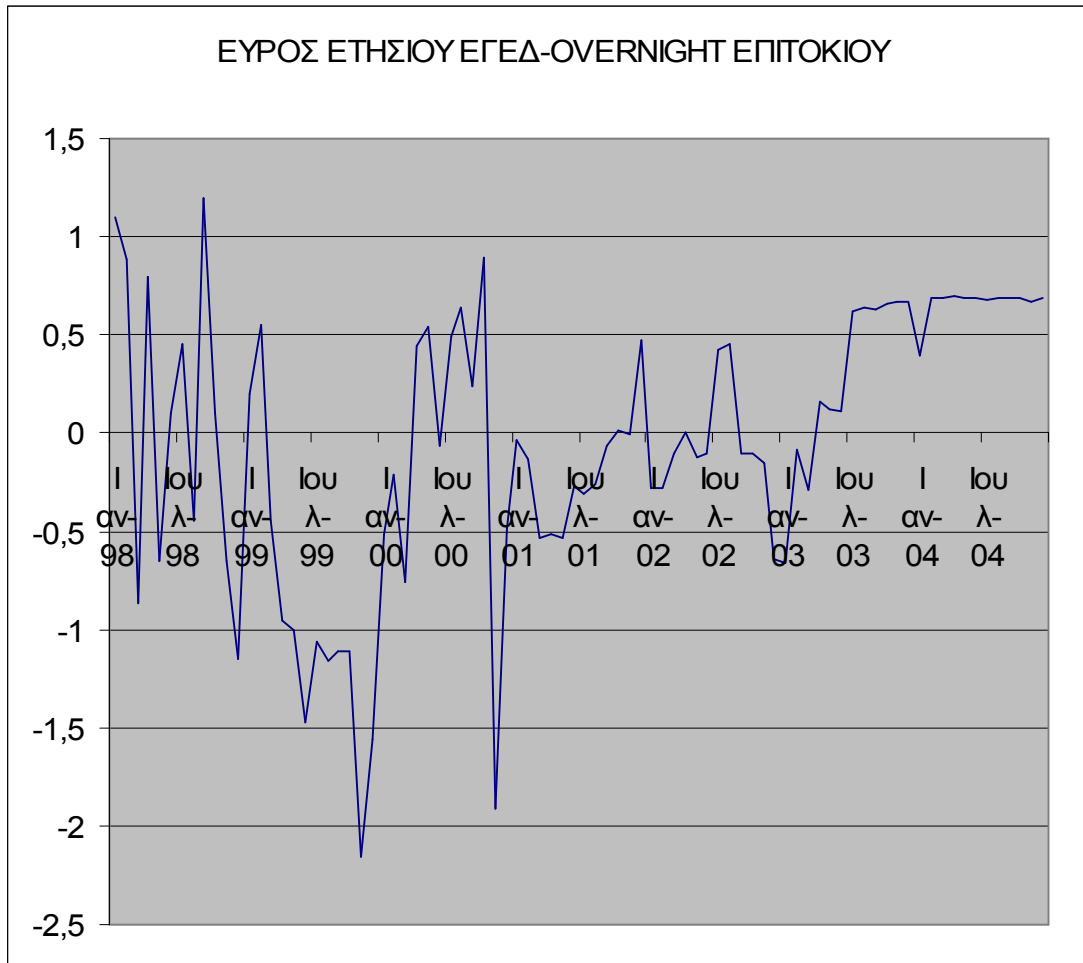


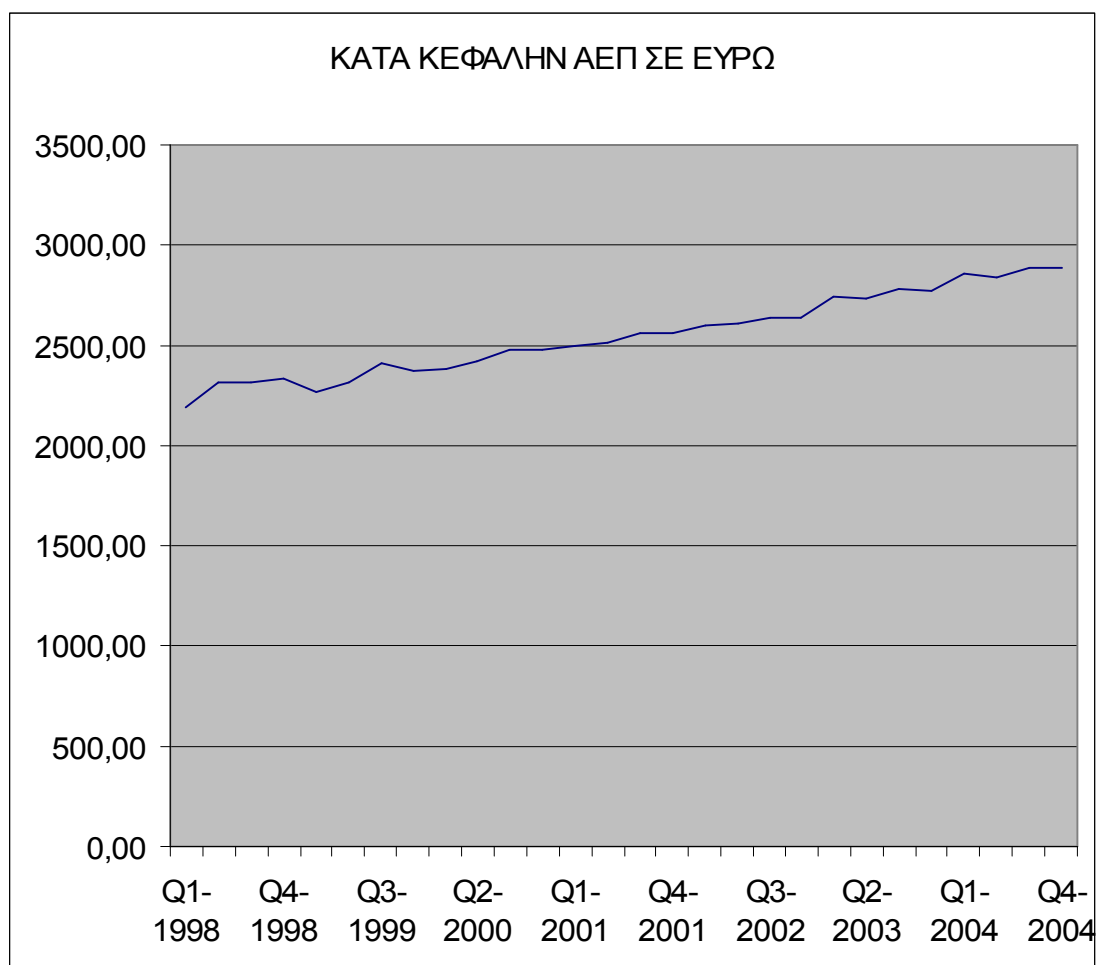


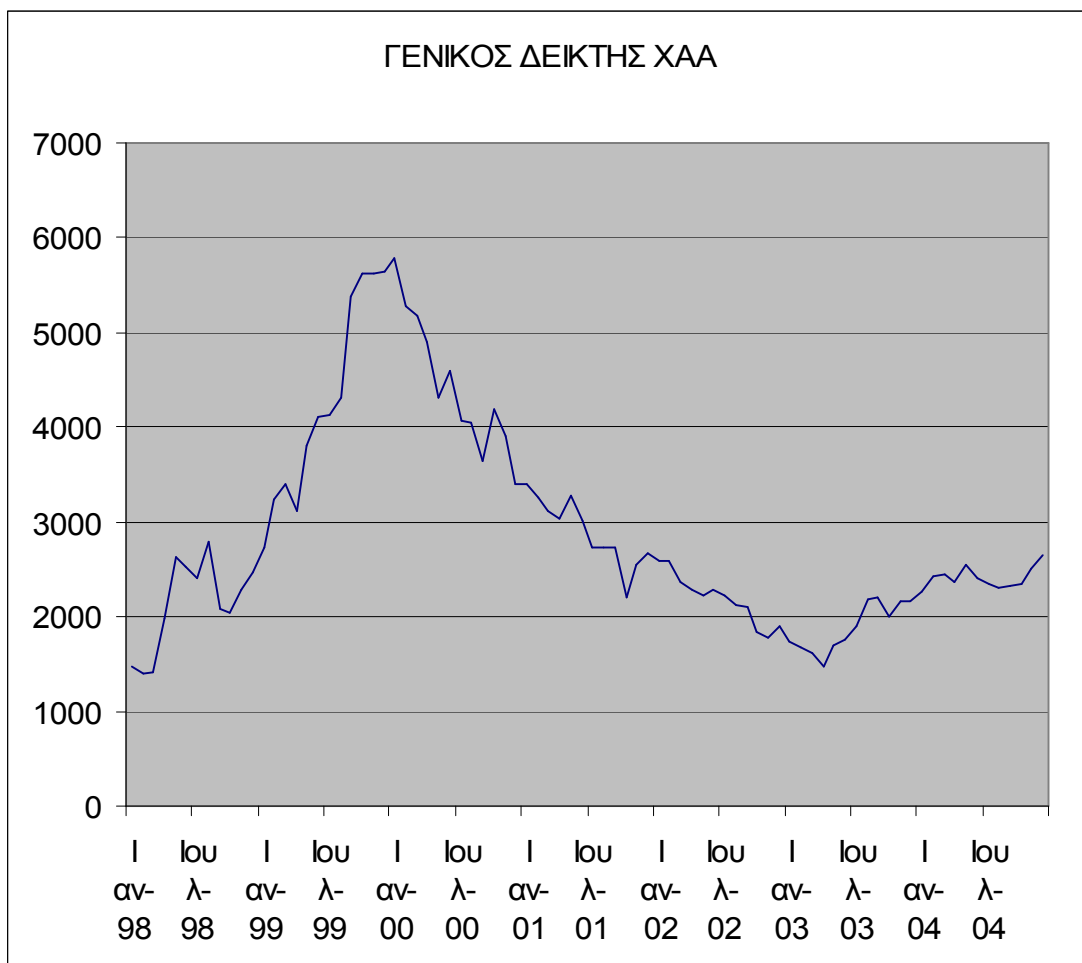


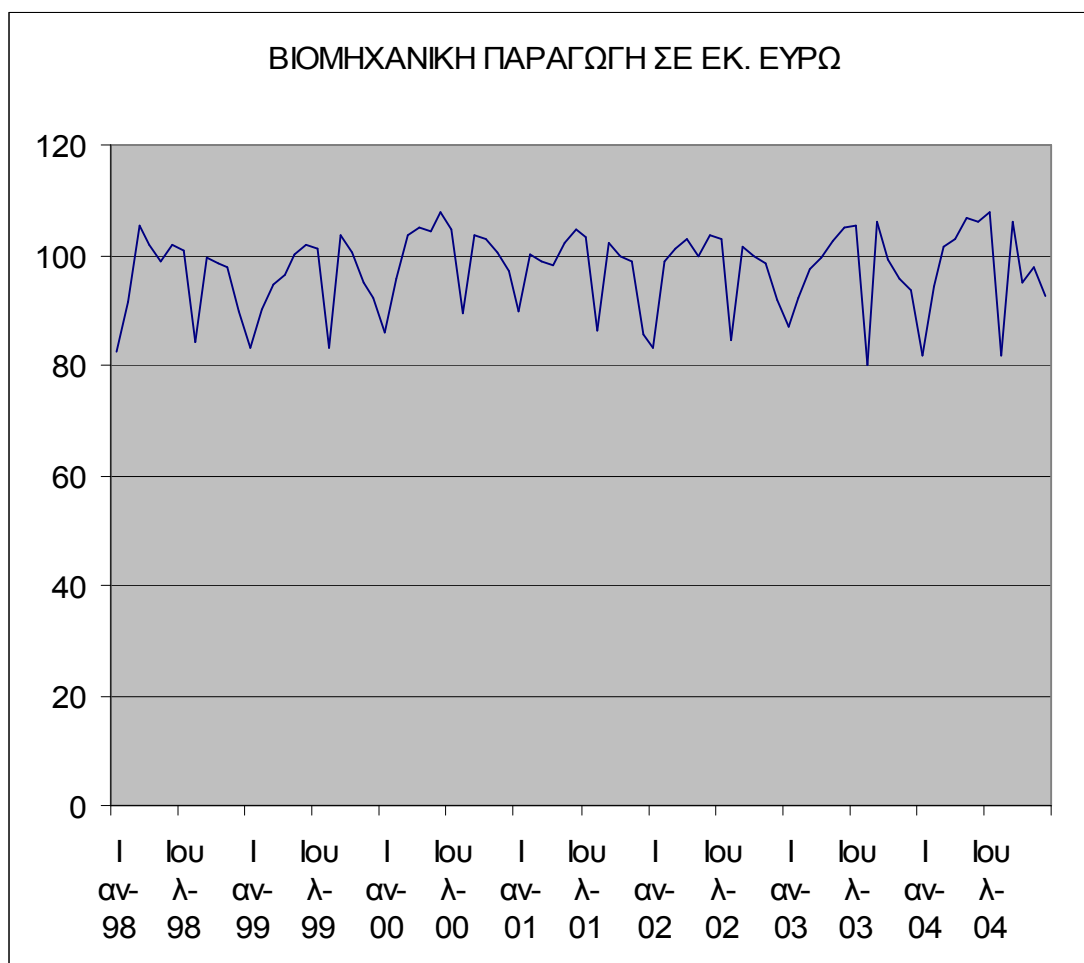


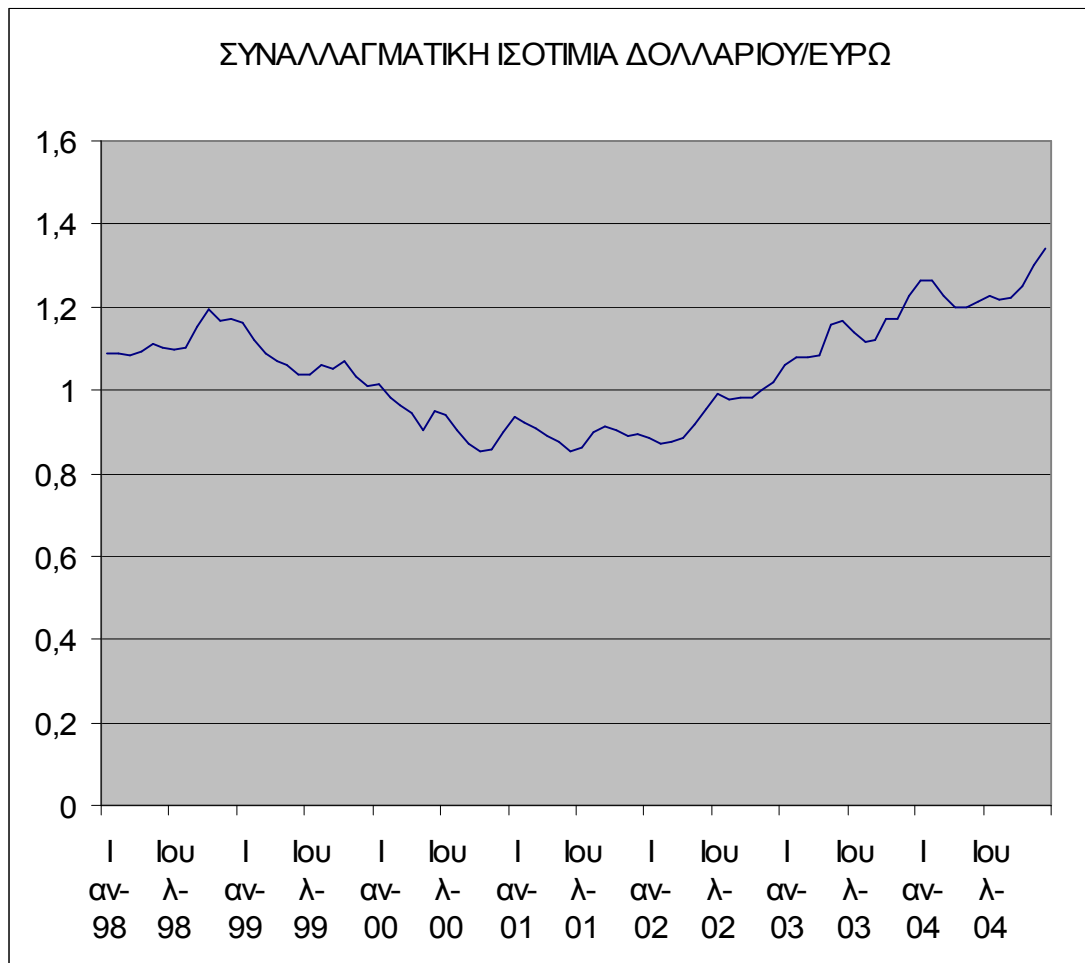


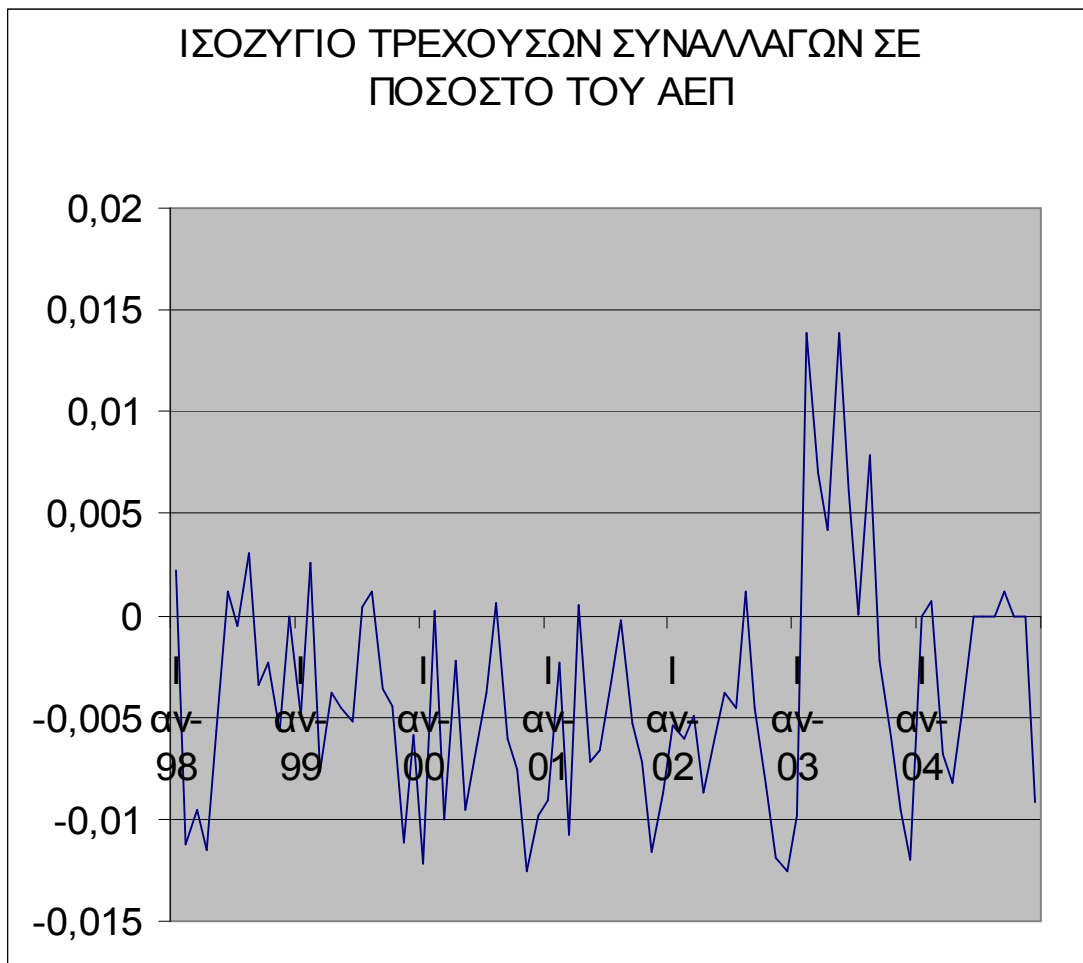


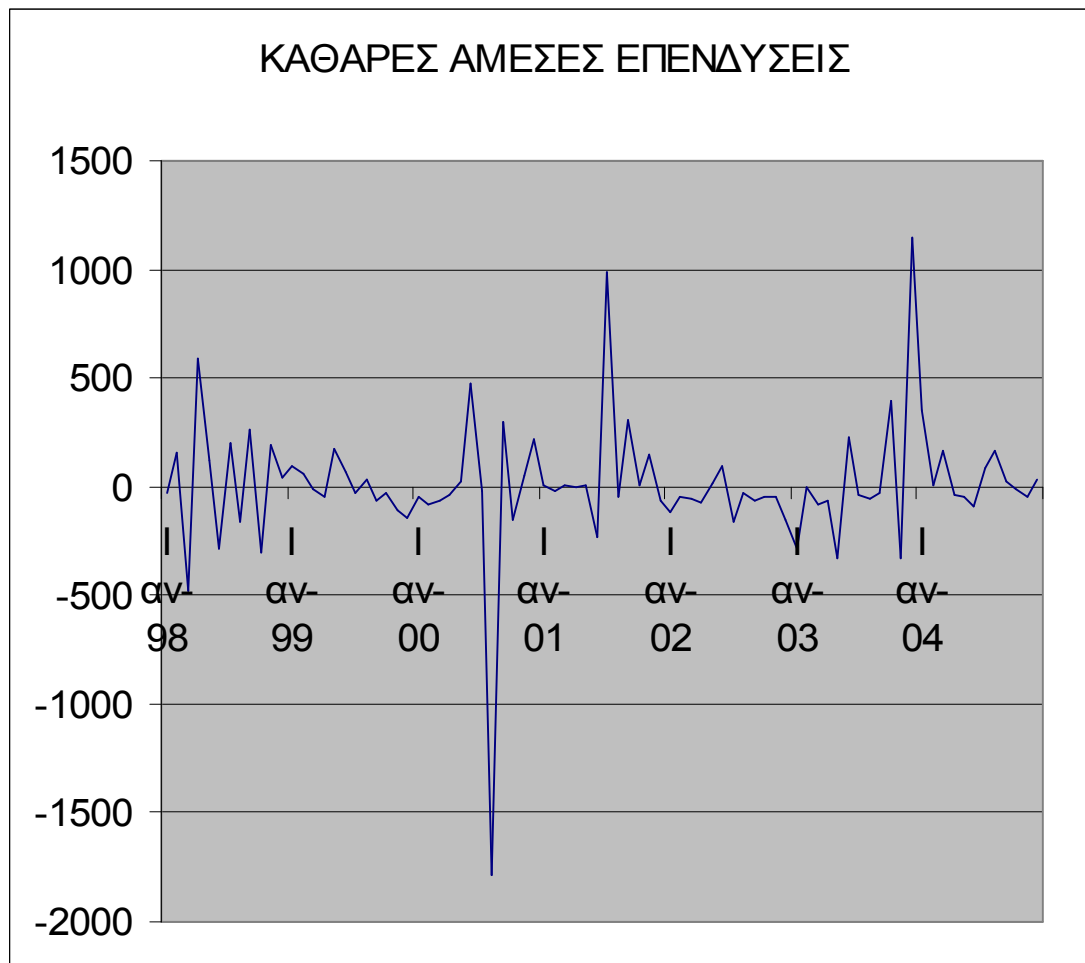


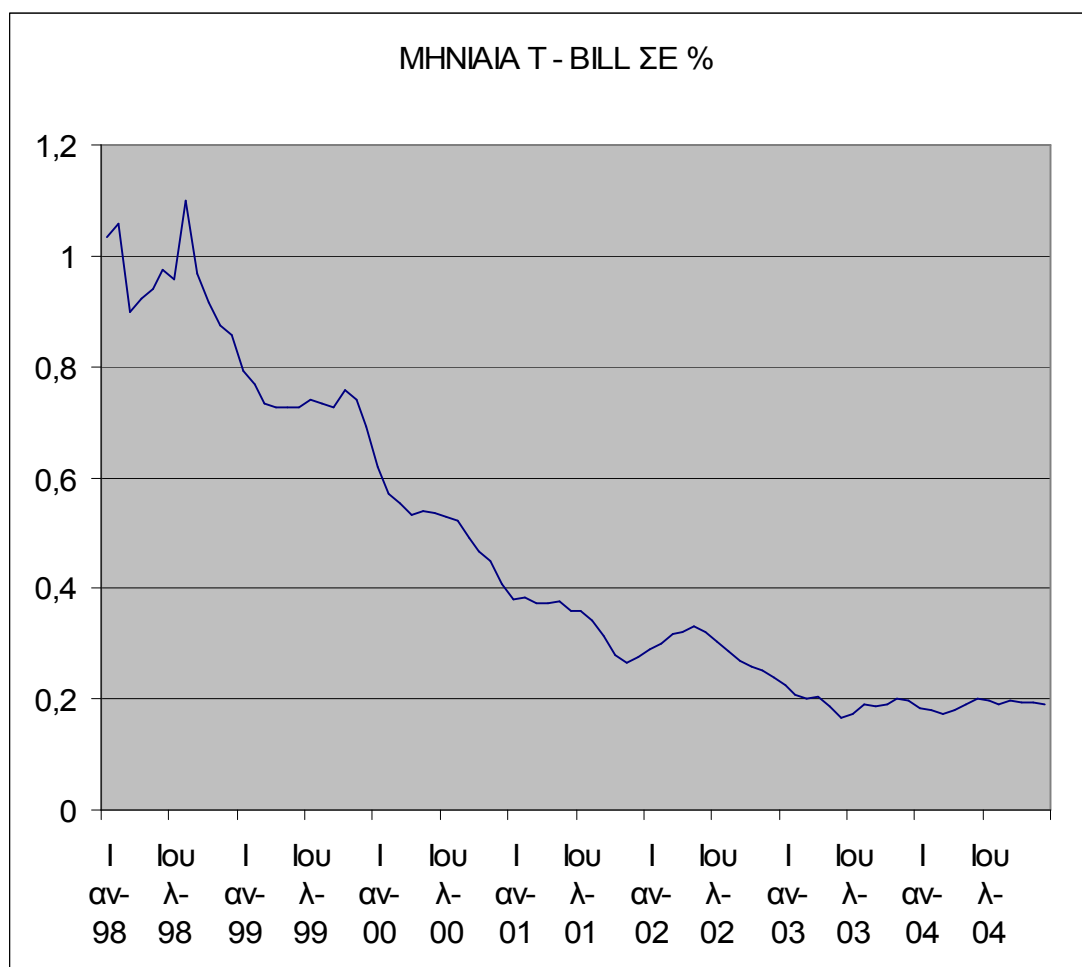














Στο παράρτημα αυτό παραθέτουμε και τους κωδικούς των μεταβλητών μας, που χρησιμοποιήσαμε για την συγκέντρωση των στοιχείων μας από την “Thompson DataStream”. Έτσι έχουμε :

1. Μεταβολές στον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή επί τοις Εκατό :

**GR CHANGE IN CPI NADJ**  
GRI64..XF

2. Ισοζύγιο Εισοδημάτων :

**GR BOP: INCOME BALANCE CURN**  
GRBPINCBA

3. Ισοζύγιο Μεταβιβάσεων Στον Ιδιωτικό Τομέα :

**GR BOP: BALANCE ON TRANSFERS OF GENERAL GOV. CURN**  
GROBP012A

4. Μονομερείς Μεταβιβάσεις :

**GR BOP: BALANCE ON TRANSFERS OF OTHER SECTORS CURN**  
GROBP014A

5. Ποσοστό Ανεργίας :

**GR UNEMPLOYMENT RATE VOLA**  
GRESUNEMO

6. Εισαγωγές σε Εκατομμύρια Ευρώ :

**GR BOP: GOODS - IMPORTS CURN**  
GROBP043A

7. Εξαγωγές σε Εκατομμύρια Ευρώ :

**GR BOP: GOODS - EXPORTS CURN**  
GROBP031A

8. Τιμή Πετρελαίου Brent σε Ευρώ/Βαρέλι

**UK MARKET PRICE - UK BRENT CURN**  
UKI76AAZA

9. Εύρος ετήσιου ΕΓΕΔ – Overnight Επιτοκίου

**GREECE TREASURY BILL 1YEAR - MIDDLE RATE**  
GDTBL1Y

**GREECE DEPOSIT OVERNIGHT - MIDDLE RATE**  
GDDEPON

10. Γενικός Δείκτης ΧΑΑ

**ATHENS SE GENERAL - PRICE INDEX**  
GRAGENP

11. Βιομηχανική Παραγωγή Σε Εκατομμύρια Ευρώ

**GR INDUSTRIAL PRODUCTION VOLA**

GRI66..IG

12. Συναλλαγματική Ισοτιμία Δολαρίου/Ευρώ

**EM EXCHANGE RATE - USDOLLAR PER EURO (AVERAGE)**

EMEBXUSD

13. Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών Σε Ποσοστό του ΑΕΠ

**GR BOP: CURRENT ACCOUNT BALANCE IN EU (%GDP)**

GRBPCRG%A

14. Καθαρές Άμεσες Επενδύσεις

**GR BOP: NET DIRECT INVESTMENT CURN**

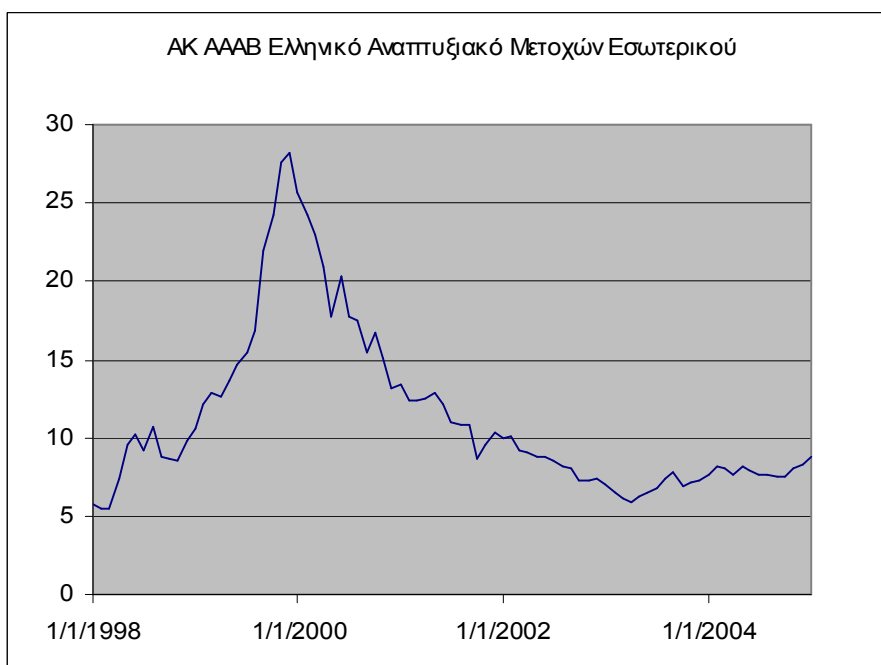
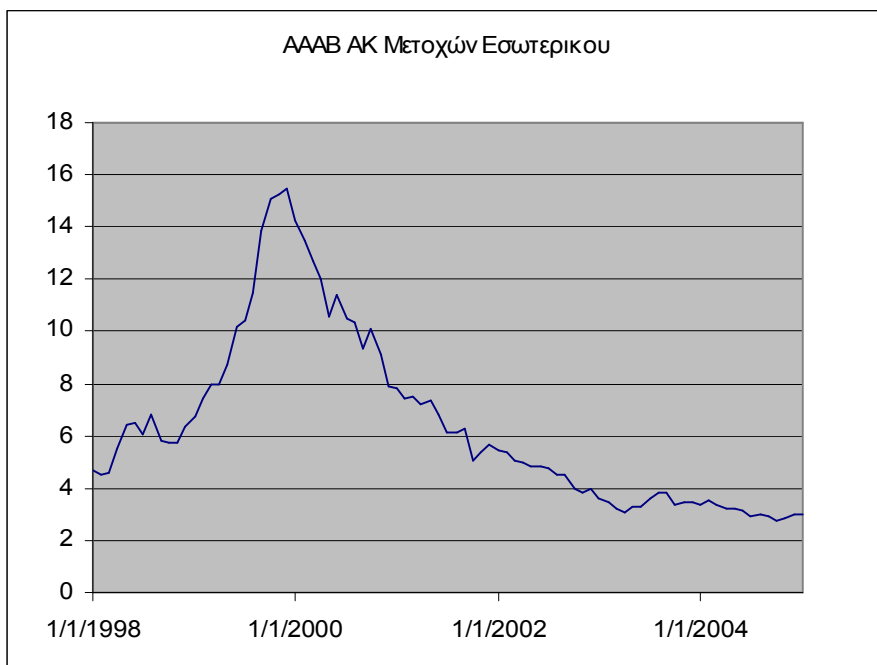
GROBP076A

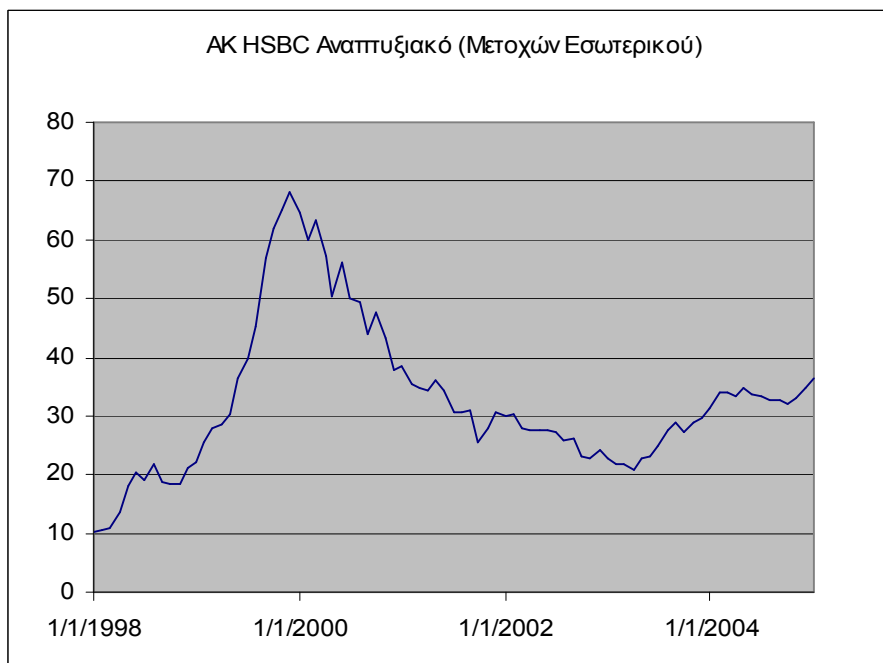
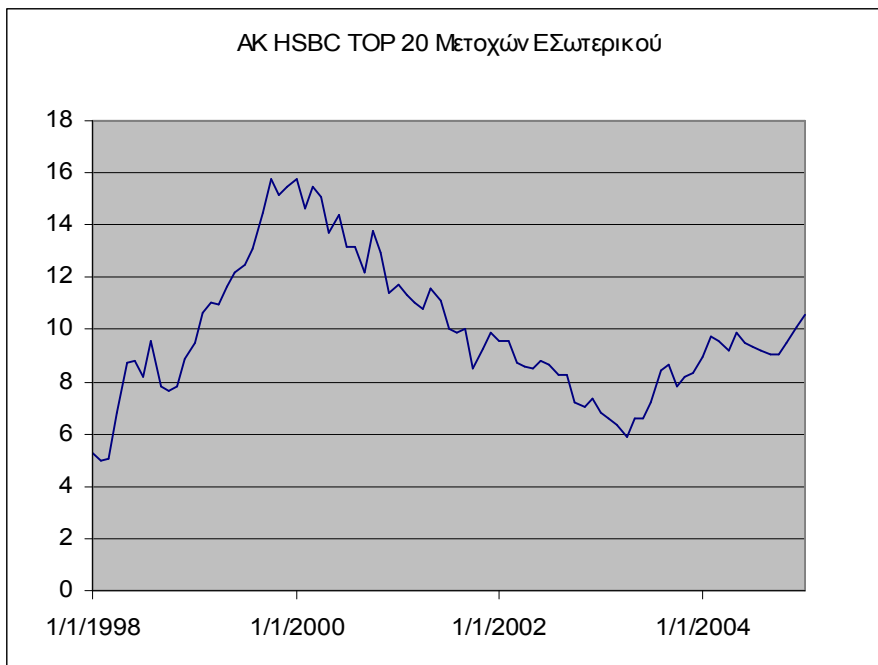
15. Μηνιαία T – Bill (οι τιμές που βρήκαμε από τα παρακάτω δεδομένα διαιρεμένα διά δώδεκα):

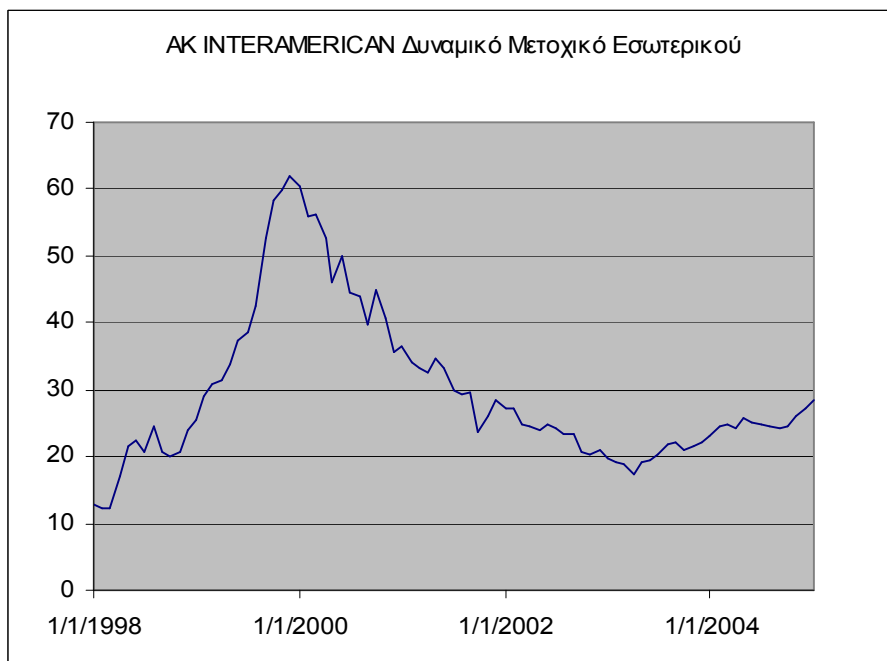
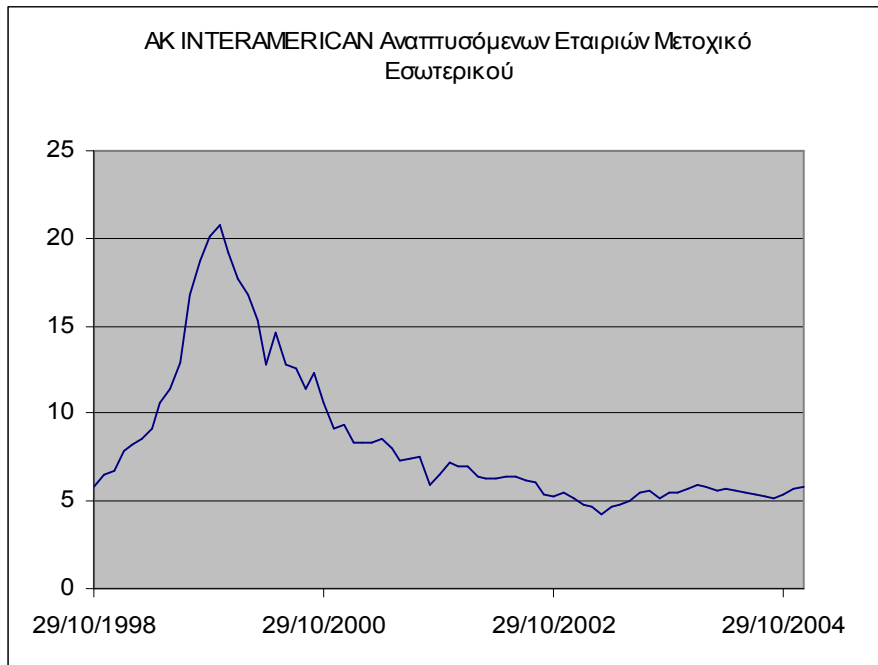
**GR THREE MONTH TREASURY BILL RATE (EP)**

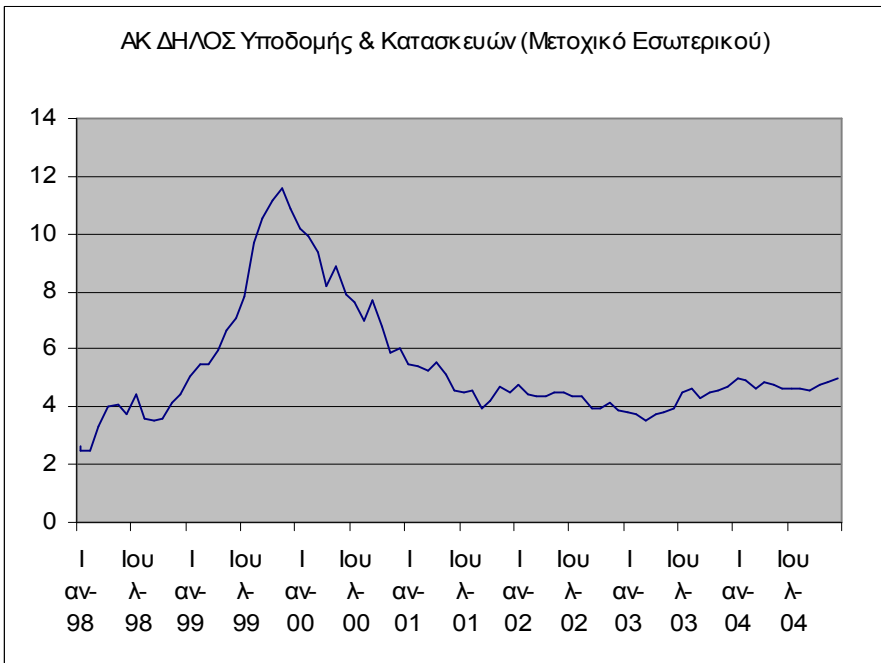
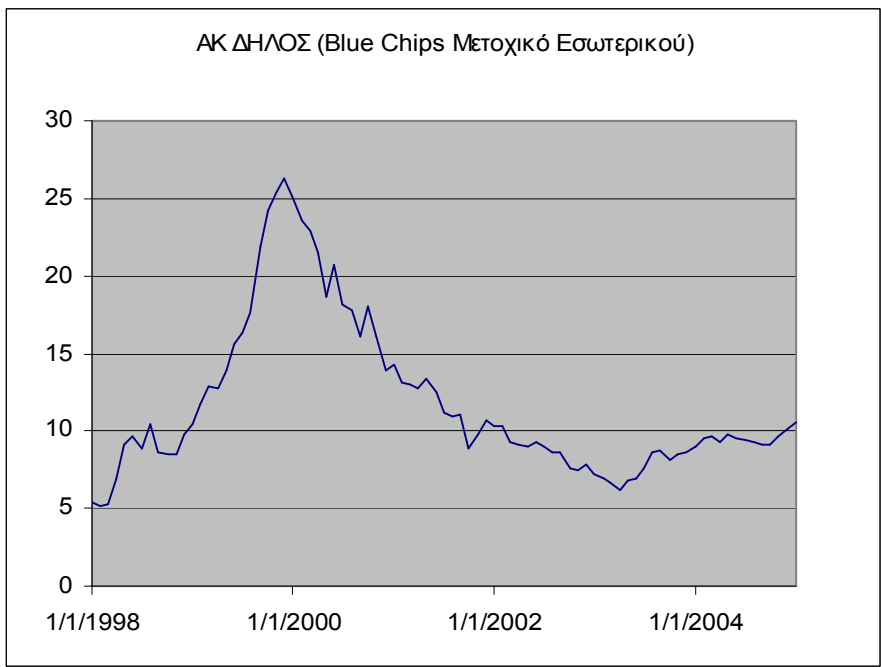
GRGBILL3

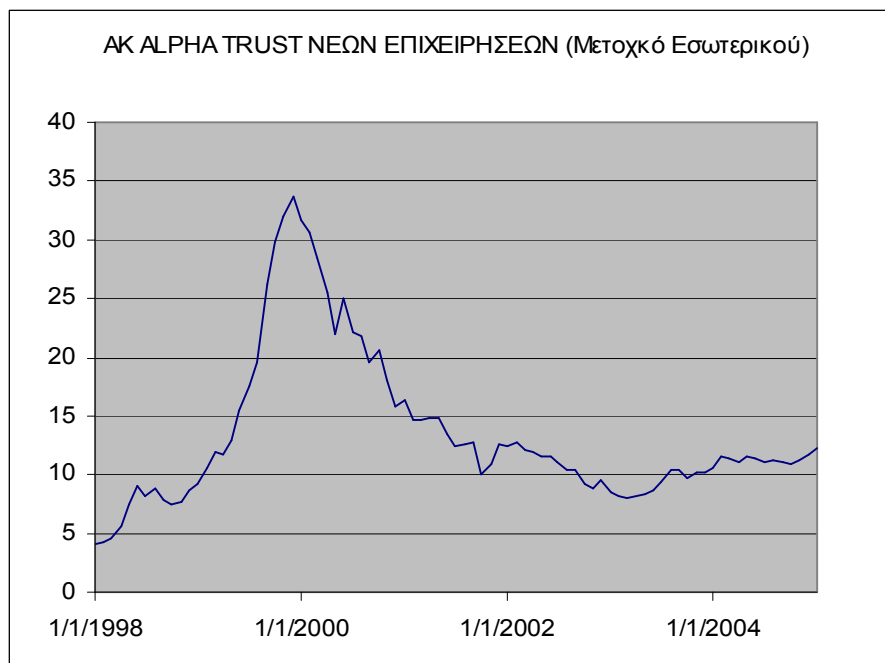
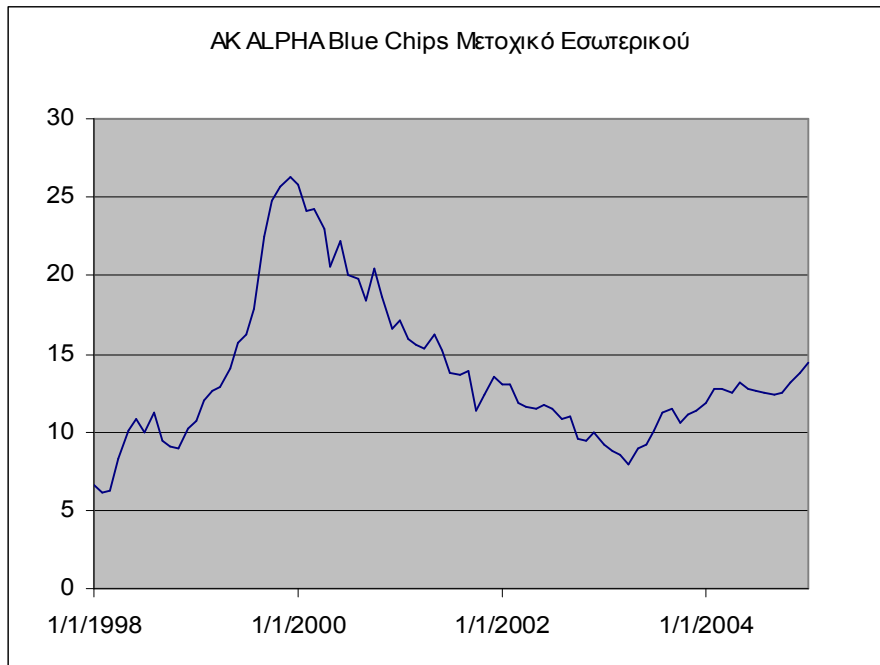
## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙ - ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ ΕΞΕΛΙΞΗΣ ΤΙΜΩΝ ΚΑΘΑΡΩΝ ΜΕΡΙΔΙΩΝ ΤΩΝ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ 1/1/1998 – 31/12/2004

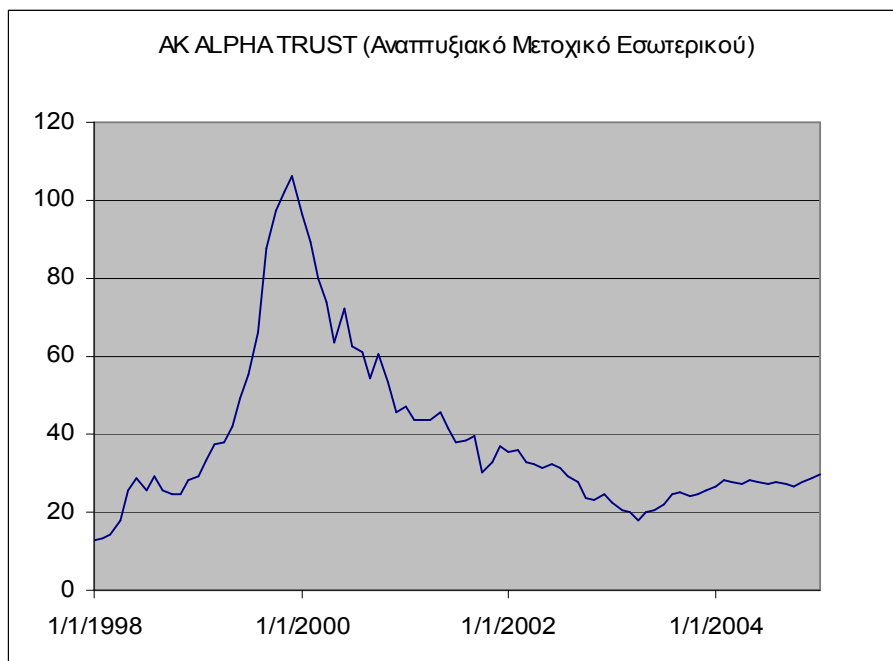
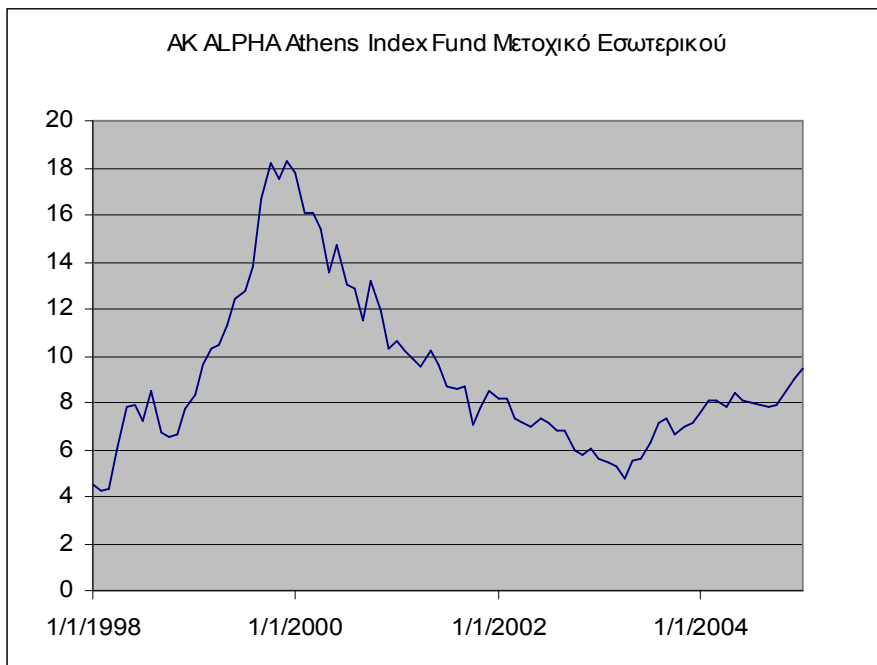




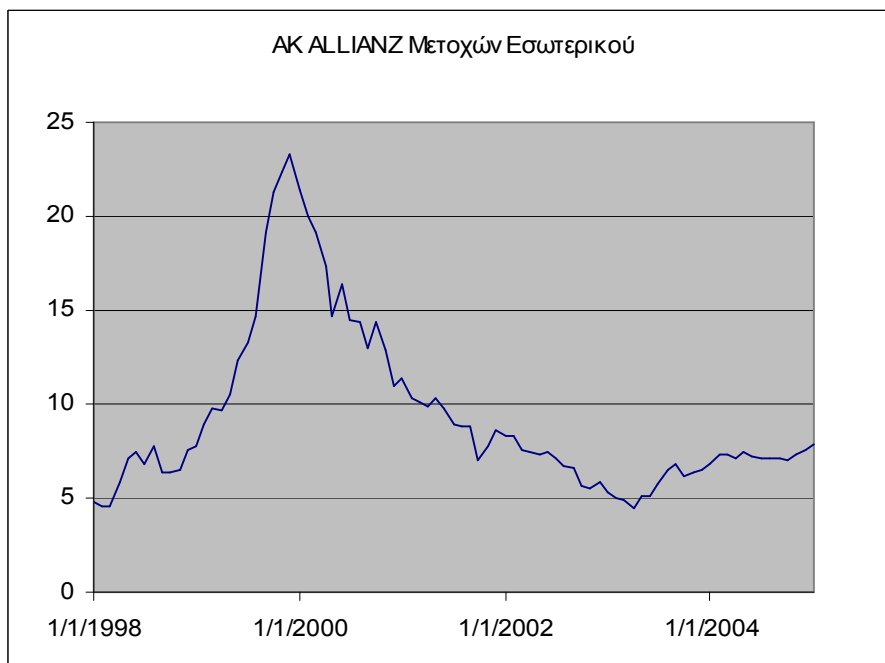
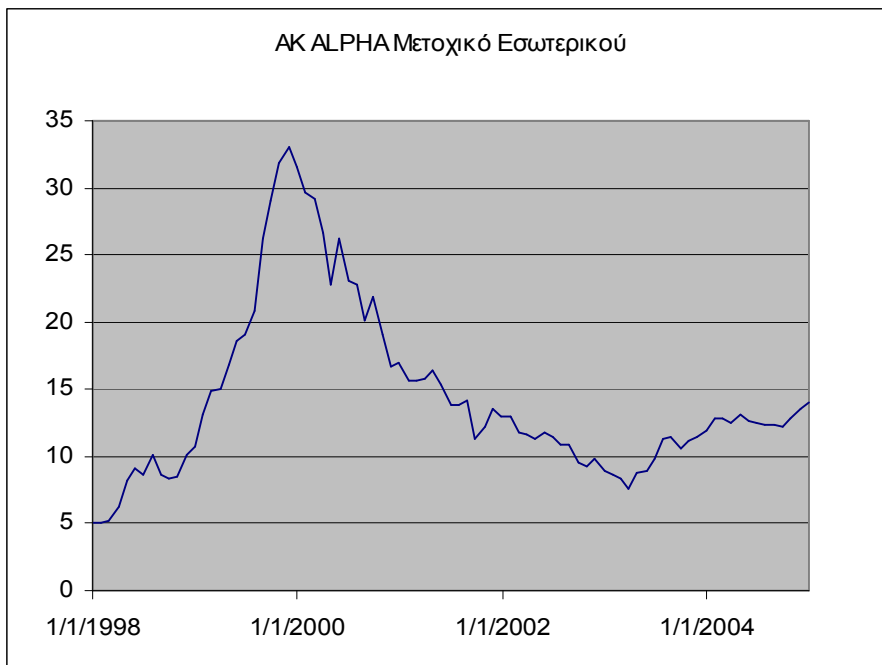


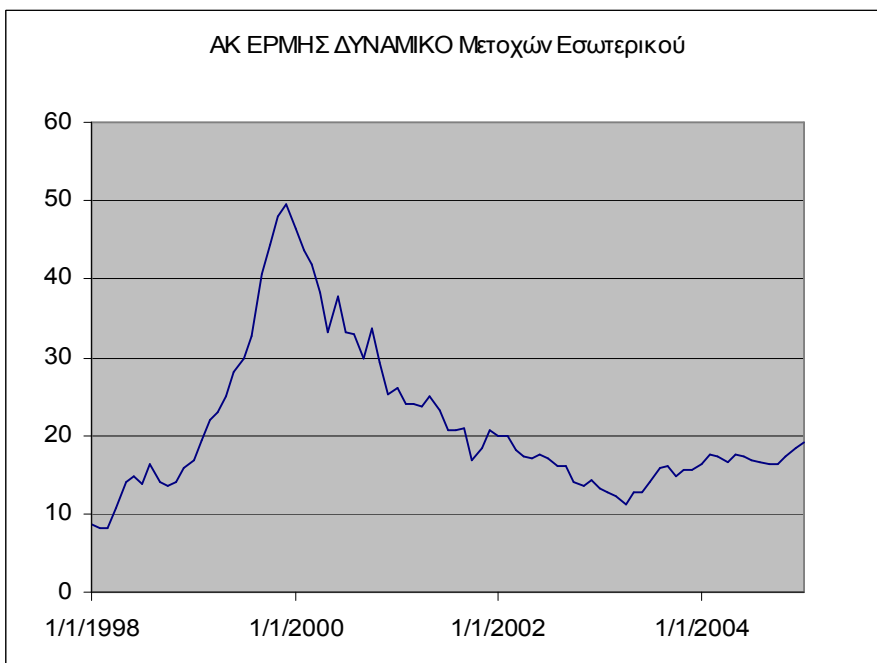
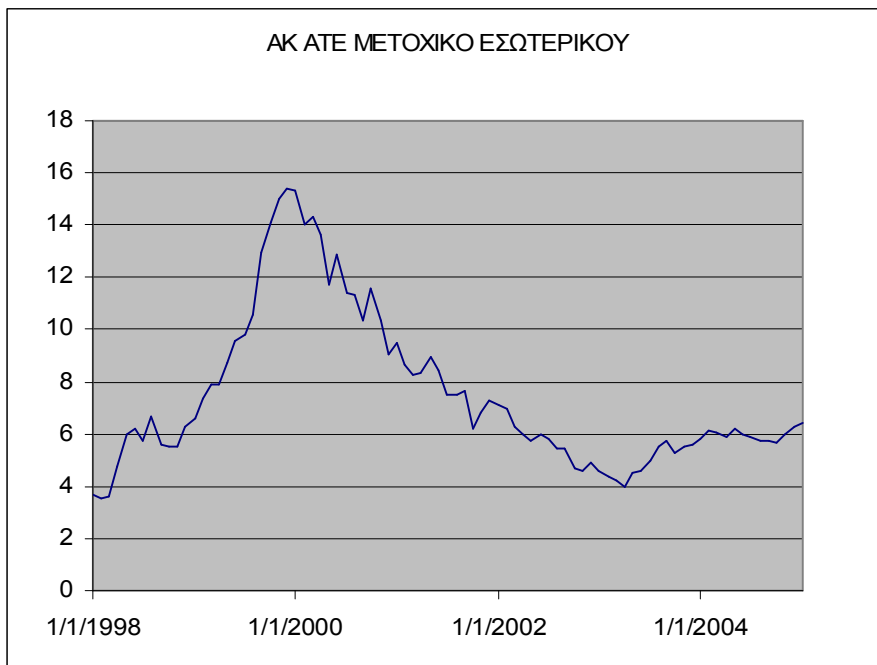


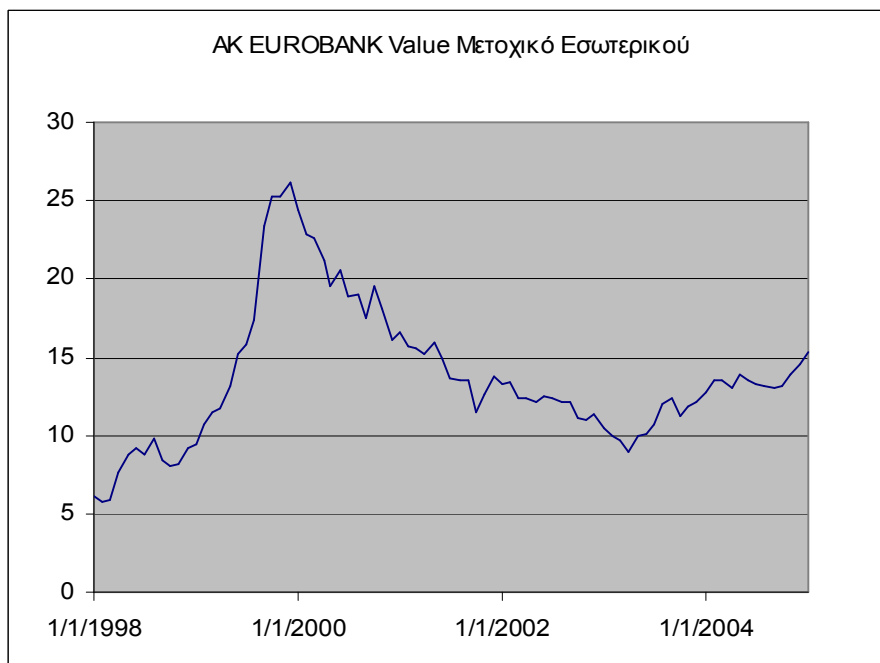
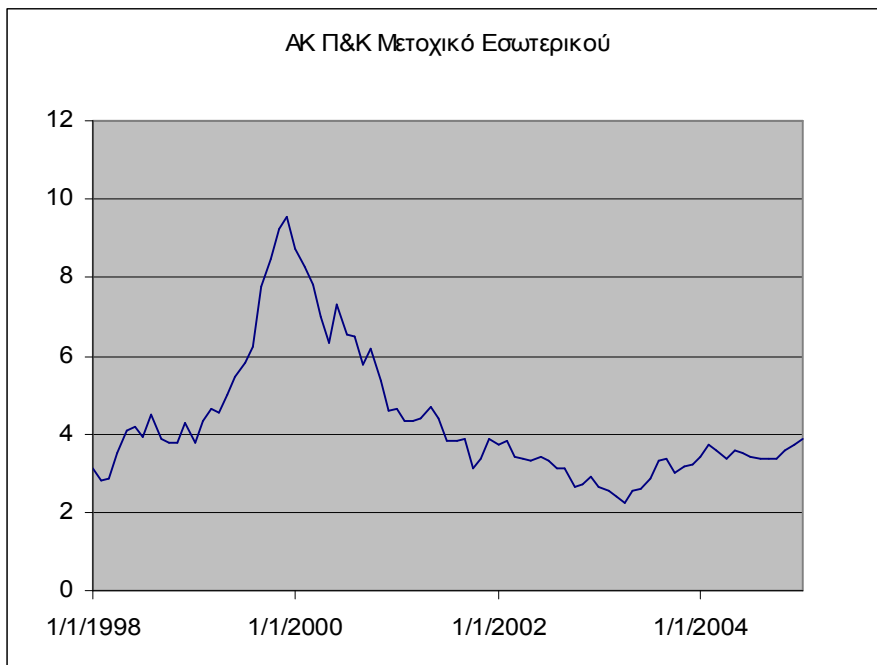


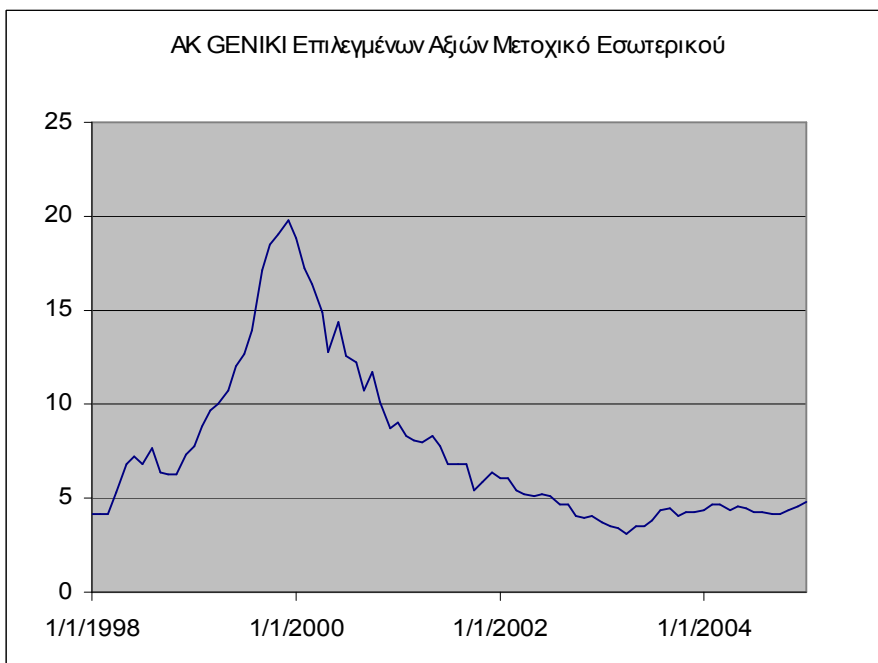
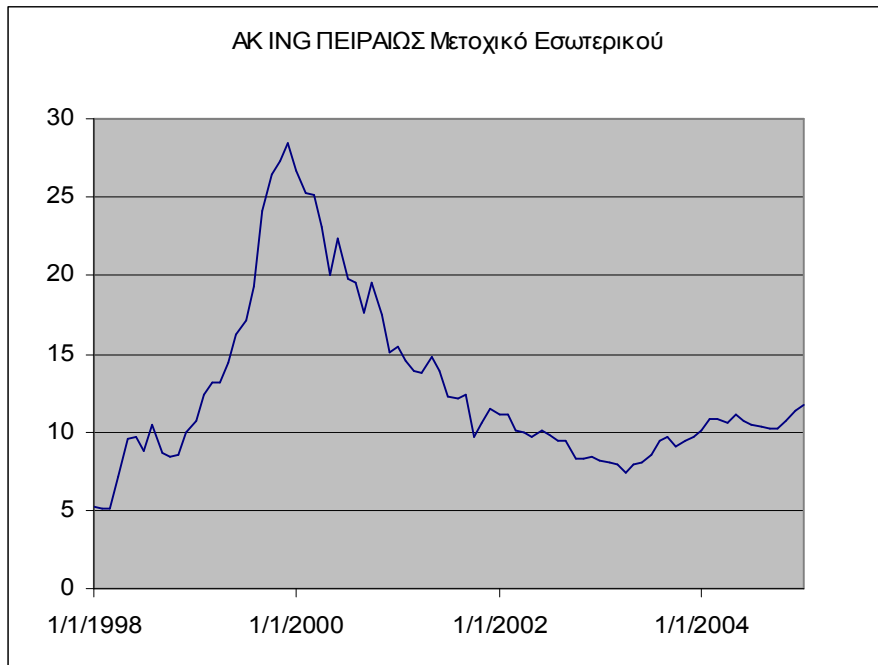


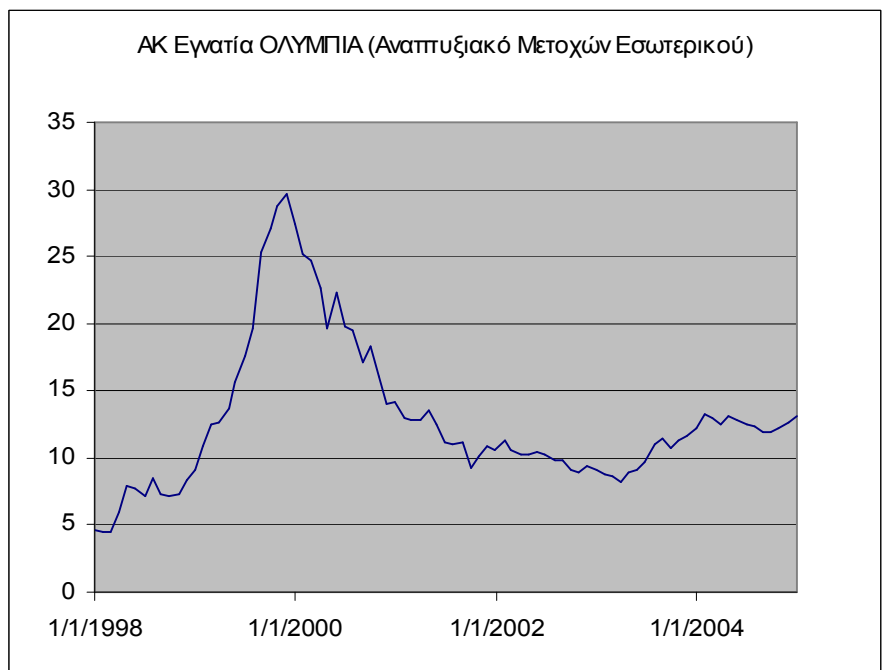
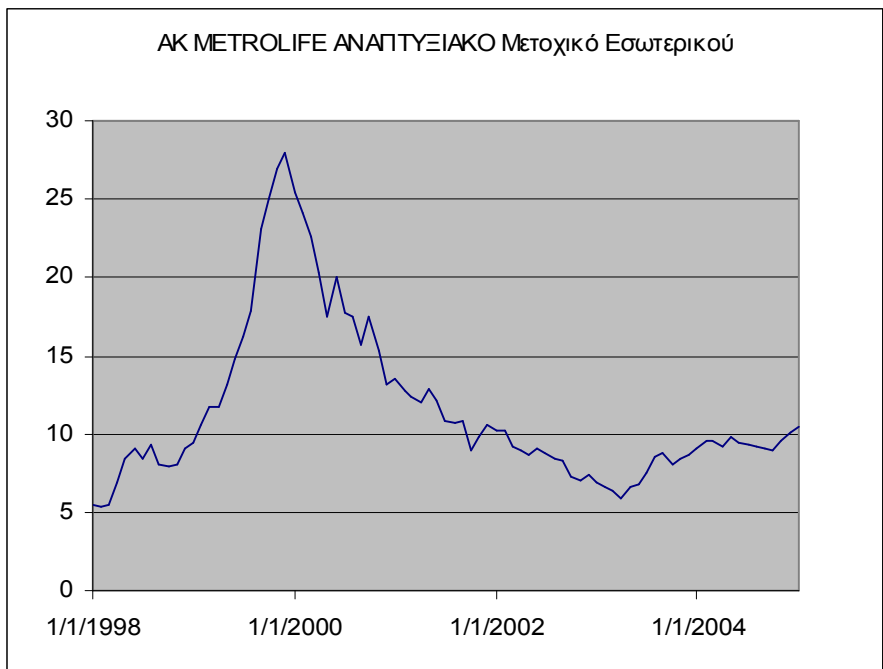


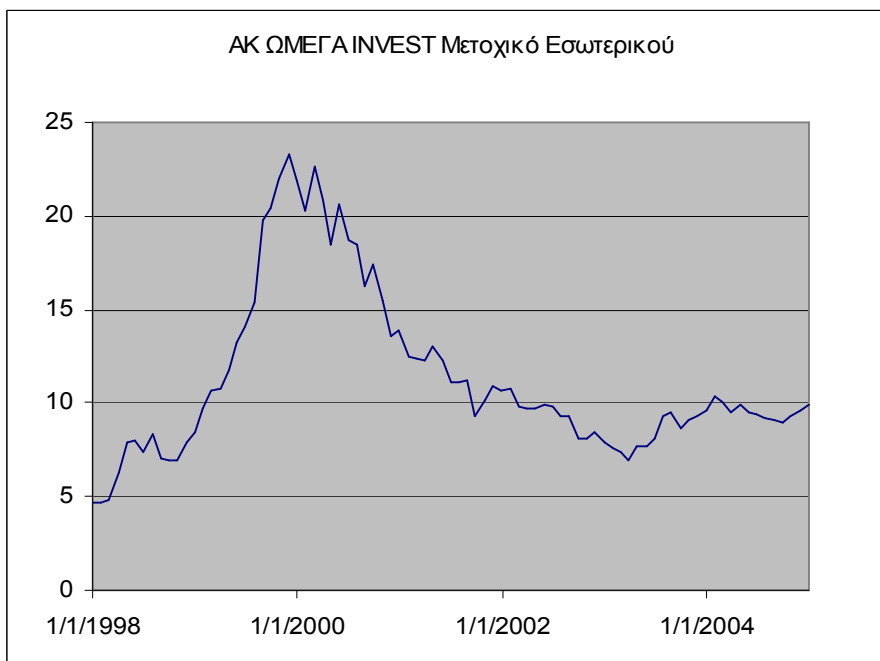


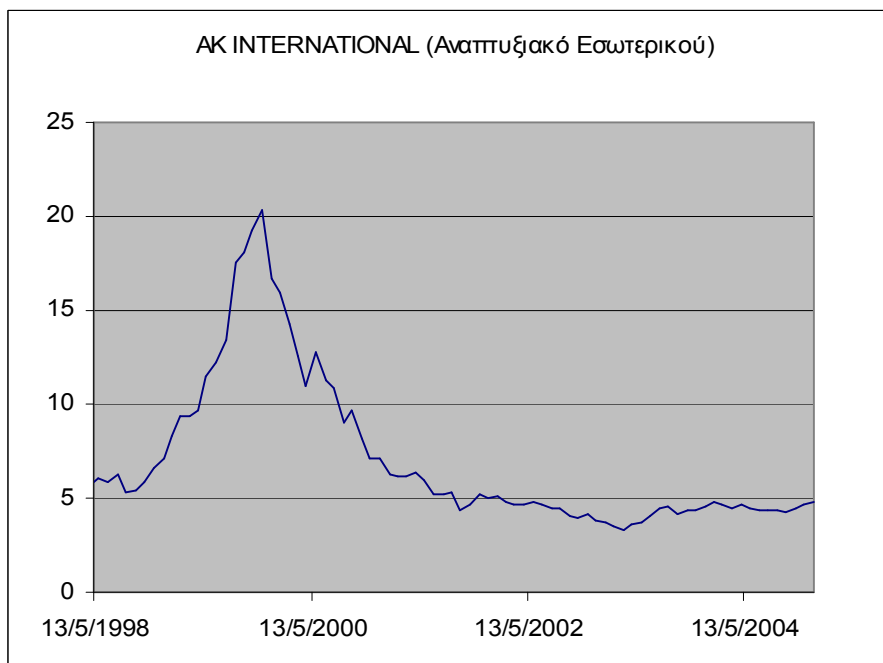
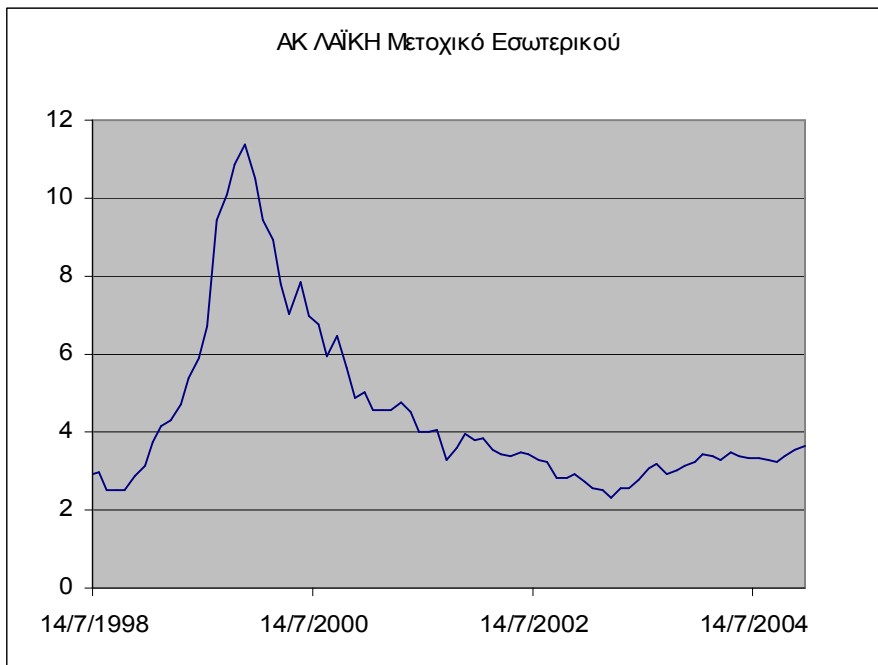


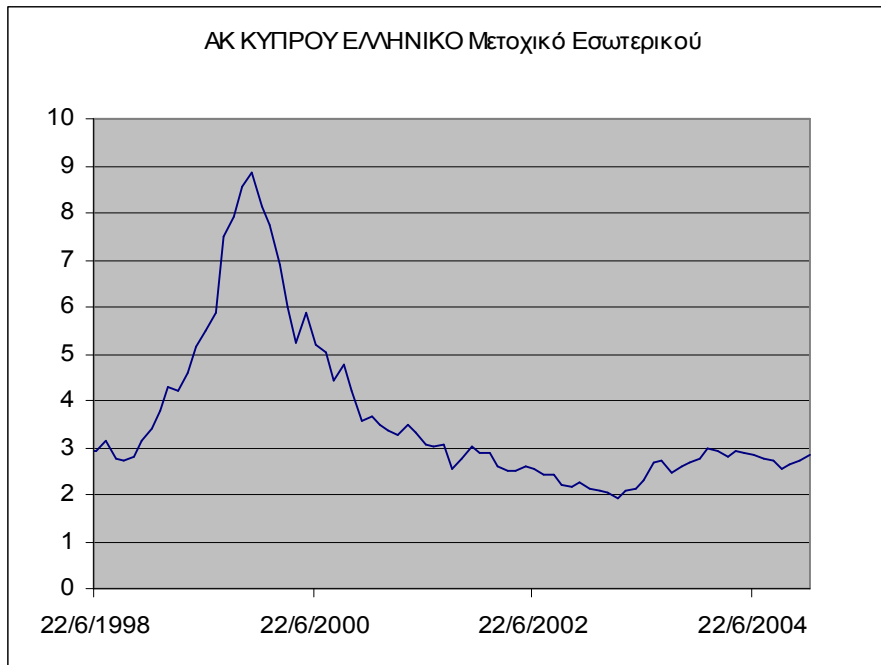














## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ - ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΡΩΤΟΥ ΣΤΑΔΙΟΥ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΕΩΝ

Στο παράρτημα αυτό παρουσιάζονται οι διαχρονικές παλινδρομήσεις των αποδόσεων των 27 ΑΚ, όπου υπολογίζονται τα **a** του **Jensen** (ο σταθερός συντελεστής της παλινδρόμησης) και ο συντελεστής β (βήτα) του κοινού παράγοντα F1 (οι άλλοι δύο παράγοντες δεν βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί). Η τελευταία παλινδρόμηση αφορά τις διαχρονικές αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.

Dependent Variable: A1-RF  
Method: Least Squares  
Date: 06/30/05 Time: 19:25  
Sample: 1 84  
Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.044777	0.009568	-4.679611	0.0000
F1-RF	0.029522	0.011777	2.506747	0.0150
R-squared	0.096253	Mean dependent var		-0.029942
Adjusted R-squared	0.080936	S.D. dependent var		0.061256
S.E. of regression	0.058724	Akaike info criterion		-2.799685
Sum squared resid	0.203465	Schwarz criterion		-2.730476
Log likelihood	87.39038	F-statistic		6.283783
Durbin-Watson stat	2.484858	Prob(F-statistic)		0.014960

Dependent Variable: A2-RF  
Method: Least Squares  
Date: 06/30/05 Time: 19:25  
Sample: 1 84  
Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.044250	0.010828	-4.086499	0.0001
F1-RF	0.044056	0.013328	3.305614	0.0016
R-squared	0.156264	Mean dependent var		-0.022112
Adjusted R-squared	0.141963	S.D. dependent var		0.071743
S.E. of regression	0.066456	Akaike info criterion		-2.552317
Sum squared resid	0.260567	Schwarz criterion		-2.483108
Log likelihood	79.84568	F-statistic		10.92708
Durbin-Watson stat	2.512634	Prob(F-statistic)		0.001616

Dependent Variable: A3-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.044093	0.011895	-3.706787	0.0005
F1-RF	0.046239	0.014641	3.158174	0.0025
R-squared	0.144606	Mean dependent var		-0.020858
Adjusted R-squared	0.130108	S.D. dependent var		0.078274
S.E. of regression	0.073004	Akaike info criterion		-2.364360
Sum squared resid	0.314448	Schwarz criterion		-2.295151
Log likelihood	74.11299	F-statistic		9.974061
Durbin-Watson stat	2.400106	Prob(F-statistic)		0.002503

Dependent Variable: A4-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034980	0.011617	-3.011222	0.0038
F1-RF	0.041859	0.014298	2.927607	0.0048
R-squared	0.126843	Mean dependent var		-0.013946
Adjusted R-squared	0.112044	S.D. dependent var		0.075658
S.E. of regression	0.071294	Akaike info criterion		-2.411772
Sum squared resid	0.299887	Schwarz criterion		-2.342563
Log likelihood	75.55904	F-statistic		8.570885
Durbin-Watson stat	2.446368	Prob(F-statistic)		0.004846

Dependent Variable: A5-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.030481	0.010312	-2.955975	0.0045
F1-RF	0.034725	0.012692	2.735971	0.0082
R-squared	0.112589	Mean dependent var		-0.013032
Adjusted R-squared	0.097548	S.D. dependent var		0.066618
S.E. of regression	0.063285	Akaike info criterion		-2.650085
Sum squared resid	0.236298	Schwarz criterion		-2.580876
Log likelihood	82.82758	F-statistic		7.485540
Durbin-Watson stat	2.397343	Prob(F-statistic)		0.008204

Dependent Variable: A6-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.047962	0.012052	-3.979473	0.0002
F1-RF	0.047880	0.014834	3.227651	0.0020
R-squared	0.150073	Mean dependent var		-0.023903
Adjusted R-squared	0.135668	S.D. dependent var		0.079562
S.E. of regression	0.073969	Akaike info criterion		-2.338111
Sum squared resid	0.322811	Schwarz criterion		-2.268902
Log likelihood	73.31239	F-statistic		10.41773
Durbin-Watson stat	2.408760	Prob(F-statistic)		0.002039

Dependent Variable: A7-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.040620	0.011349	-3.579177	0.0007
F1-RF	0.041647	0.013969	2.981442	0.0042
R-squared	0.130934	Mean dependent var		-0.019693
Adjusted R-squared	0.116204	S.D. dependent var		0.074090
S.E. of regression	0.069652	Akaike info criterion		-2.458367
Sum squared resid	0.286234	Schwarz criterion		-2.389158
Log likelihood	76.98021	F-statistic		8.888997
Durbin-Watson stat	2.290005	Prob(F-statistic)		0.004164

Dependent Variable: A8-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.038345	0.011603	-3.304758	0.0016
F1-RF	0.042080	0.014281	2.946504	0.0046
R-squared	0.128275	Mean dependent var		-0.017200
Adjusted R-squared	0.113500	S.D. dependent var		0.075632
S.E. of regression	0.071210	Akaike info criterion		-2.414117
Sum squared resid	0.299185	Schwarz criterion		-2.344908
Log likelihood	75.63056	F-statistic		8.681888
Durbin-Watson stat	2.440309	Prob(F-statistic)		0.004596

Dependent Variable: A9-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034558	0.011263	-3.068287	0.0032
F1-RF	0.034120	0.013863	2.461276	0.0168
R-squared	0.093115	Mean dependent var		-0.017413
Adjusted R-squared	0.077744	S.D. dependent var		0.071979
S.E. of regression	0.069124	Akaike info criterion		-2.473585
Sum squared resid	0.281911	Schwarz criterion		-2.404376
Log likelihood	77.44435	F-statistic		6.057881
Durbin-Watson stat	2.473402	Prob(F-statistic)		0.016788

Dependent Variable: A10-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029689	0.009507	-3.122790	0.0028
F1-RF	0.035325	0.011702	3.018758	0.0037
R-squared	0.133791	Mean dependent var		-0.011939
Adjusted R-squared	0.119110	S.D. dependent var		0.062169
S.E. of regression	0.058349	Akaike info criterion		-2.812518
Sum squared resid	0.200870	Schwarz criterion		-2.743309
Log likelihood	87.78180	F-statistic		9.112902
Durbin-Watson stat	2.426443	Prob(F-statistic)		0.003745

Dependent Variable: A11-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.049071	0.012041	-4.075212	0.0001
F1-RF	0.044881	0.014821	3.028281	0.0036
R-squared	0.134523	Mean dependent var		-0.026518
Adjusted R-squared	0.119854	S.D. dependent var		0.078772
S.E. of regression	0.073900	Akaike info criterion		-2.339957
Sum squared resid	0.322216	Schwarz criterion		-2.270748
Log likelihood	73.36869	F-statistic		9.170489
Durbin-Watson stat	2.451028	Prob(F-statistic)		0.003645

Dependent Variable: A12-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.031865	0.010277	-3.100672	0.0030
F1-RF	0.036860	0.012649	2.914059	0.0050
R-squared	0.125819	Mean dependent var		-0.013343
Adjusted R-squared	0.111002	S.D. dependent var		0.066893
S.E. of regression	0.063071	Akaike info criterion		-2.656868
Sum squared resid	0.234701	Schwarz criterion		-2.587659
Log likelihood	83.03447	F-statistic		8.491739
Durbin-Watson stat	2.426287	Prob(F-statistic)		0.005033

Dependent Variable: A13-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.023223	0.010535	-2.204289	0.0314
F1-RF	0.027608	0.012967	2.129118	0.0374
R-squared	0.071351	Mean dependent var		-0.009350
Adjusted R-squared	0.055611	S.D. dependent var		0.066534
S.E. of regression	0.064658	Akaike info criterion		-2.607181
Sum squared resid	0.246657	Schwarz criterion		-2.537972
Log likelihood	81.51902	F-statistic		4.533141
Durbin-Watson stat	2.289308	Prob(F-statistic)		0.037429

Dependent Variable: A14-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.037806	0.010754	-3.515421	0.0009
F1-RF	0.040160	0.013237	3.033979	0.0036
R-squared	0.134961	Mean dependent var		-0.017626
Adjusted R-squared	0.120299	S.D. dependent var		0.070371
S.E. of regression	0.066003	Akaike info criterion		-2.566007
Sum squared resid	0.257025	Schwarz criterion		-2.496798
Log likelihood	80.26321	F-statistic		9.205026
Durbin-Watson stat	2.517716	Prob(F-statistic)		0.003586

Dependent Variable: A15-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034031	0.010227	-3.327517	0.0015
F1-RF	0.036043	0.012588	2.863369	0.0058
R-squared	0.122009	Mean dependent var		-0.015919
Adjusted R-squared	0.107128	S.D. dependent var		0.066425
S.E. of regression	0.062766	Akaike info criterion		-2.666557
Sum squared resid	0.232437	Schwarz criterion		-2.597348
Log likelihood	83.32999	F-statistic		8.198885
Durbin-Watson stat	2.562915	Prob(F-statistic)		0.005795

Dependent Variable: A16-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.044915	0.011274	-3.983999	0.0002
F1-RF	0.041755	0.013876	3.009057	0.0039
R-squared	0.133047	Mean dependent var		-0.023934
Adjusted R-squared	0.118353	S.D. dependent var		0.073689
S.E. of regression	0.069192	Akaike info criterion		-2.471639
Sum squared resid	0.282461	Schwarz criterion		-2.402430
Log likelihood	77.38499	F-statistic		9.054422
Durbin-Watson stat	2.512214	Prob(F-statistic)		0.003850



Dependent Variable: A17-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.043085	0.011555	-3.728717	0.0004
F1-RF	0.047563	0.014222	3.344229	0.0014
R-squared	0.159351	Mean dependent var		-0.019186
Adjusted R-squared	0.145103	S.D. dependent var		0.076699
S.E. of regression	0.070917	Akaike info criterion		-2.422386
Sum squared resid	0.296721	Schwarz criterion		-2.353177
Log likelihood	75.88278	F-statistic		11.18387
Durbin-Watson stat	2.417274	Prob(F-statistic)		0.001438

Dependent Variable: A18-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.036632	0.010531	-3.478346	0.0010
F1-RF	0.040122	0.012962	3.095271	0.0030
R-squared	0.139700	Mean dependent var		-0.016471
Adjusted R-squared	0.125118	S.D. dependent var		0.069101
S.E. of regression	0.064634	Akaike info criterion		-2.607919
Sum squared resid	0.246475	Schwarz criterion		-2.538710
Log likelihood	81.54153	F-statistic		9.580700
Durbin-Watson stat	2.398672	Prob(F-statistic)		0.003006

Dependent Variable: A19-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.040206	0.011975	-3.357582	0.0014
F1-RF	0.042750	0.014739	2.900505	0.0052
R-squared	0.124797	Mean dependent var		-0.018724
Adjusted R-squared	0.109963	S.D. dependent var		0.077899
S.E. of regression	0.073492	Akaike info criterion		-2.351053
Sum squared resid	0.318660	Schwarz criterion		-2.281844
Log likelihood	73.70710	F-statistic		8.412927
Durbin-Watson stat	2.456340	Prob(F-statistic)		0.005227

Dependent Variable: A20-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.035809	0.010380	-3.449889	0.0010
F1-RF	0.040129	0.012776	3.141089	0.0026
R-squared	0.143269	Mean dependent var		-0.015644
Adjusted R-squared	0.128748	S.D. dependent var		0.068248
S.E. of regression	0.063703	Akaike info criterion		-2.636937
Sum squared resid	0.239425	Schwarz criterion		-2.567728
Log likelihood	82.42659	F-statistic		9.866440
Durbin-Watson stat	2.459052	Prob(F-statistic)		0.002631

Dependent Variable: A21-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.039367	0.012503	-3.148550	0.0026
F1-RF	0.042909	0.015389	2.788232	0.0071
R-squared	0.116426	Mean dependent var		-0.017805
Adjusted R-squared	0.101450	S.D. dependent var		0.080951
S.E. of regression	0.076735	Akaike info criterion		-2.264677
Sum squared resid	0.347409	Schwarz criterion		-2.195468
Log likelihood	71.07264	F-statistic		7.774235
Durbin-Watson stat	2.290724	Prob(F-statistic)		0.007122

Dependent Variable: A22-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.038310	0.011186	-3.424789	0.0011
F1-RF	0.040325	0.013768	2.928855	0.0048
R-squared	0.126937	Mean dependent var		-0.018047
Adjusted R-squared	0.112140	S.D. dependent var		0.072859
S.E. of regression	0.068653	Akaike info criterion		-2.487275
Sum squared resid	0.278078	Schwarz criterion		-2.418066
Log likelihood	77.86189	F-statistic		8.578195
Durbin-Watson stat	2.457314	Prob(F-statistic)		0.004829

Dependent Variable: A23-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034518	0.009995	-3.453697	0.0010
F1-RF	0.035178	0.012302	2.859658	0.0059
R-squared	0.121732	Mean dependent var		-0.016841
Adjusted R-squared	0.106846	S.D. dependent var		0.064905
S.E. of regression	0.061339	Akaike info criterion		-2.712557
Sum squared resid	0.221988	Schwarz criterion		-2.643348
Log likelihood	84.73299	F-statistic		8.177642
Durbin-Watson stat	2.432400	Prob(F-statistic)		0.005855

Dependent Variable: A24-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.031630	0.010866	-2.910824	0.0051
F1-RF	0.029146	0.013375	2.179192	0.0333
R-squared	0.074493	Mean dependent var		-0.016985
Adjusted R-squared	0.058807	S.D. dependent var		0.068743
S.E. of regression	0.066691	Akaike info criterion		-2.545261
Sum squared resid	0.262412	Schwarz criterion		-2.476052
Log likelihood	79.63047	F-statistic		4.748877
Durbin-Watson stat	2.467530	Prob(F-statistic)		0.033322

Dependent Variable: A25-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.053953	0.011460	-4.707845	0.0000
F1-RF	0.054054	0.014106	3.832148	0.0003
R-squared	0.199298	Mean dependent var		-0.026791
Adjusted R-squared	0.185727	S.D. dependent var		0.077944
S.E. of regression	0.070335	Akaike info criterion		-2.438871
Sum squared resid	0.291870	Schwarz criterion		-2.369662
Log likelihood	76.38557	F-statistic		14.68536
Durbin-Watson stat	2.350169	Prob(F-statistic)		0.000311

Dependent Variable: A26-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.045134	0.010698	-4.218907	0.0001
F1-RF	0.046698	0.013167	3.546516	0.0008
R-squared	0.175722	Mean dependent var		-0.021668
Adjusted R-squared	0.161751	S.D. dependent var		0.071712
S.E. of regression	0.065656	Akaike info criterion		-2.576526
Sum squared resid	0.254335	Schwarz criterion		-2.507318
Log likelihood	80.58406	F-statistic		12.57778
Durbin-Watson stat	2.253647	Prob(F-statistic)		0.000772

Dependent Variable: A27-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:25  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.044100	0.010741	-4.105582	0.0001
F1-RF	0.044776	0.013221	3.386784	0.0013
R-squared	0.162768	Mean dependent var		-0.021600
Adjusted R-squared	0.148578	S.D. dependent var		0.071444
S.E. of regression	0.065923	Akaike info criterion		-2.568423
Sum squared resid	0.256404	Schwarz criterion		-2.499214
Log likelihood	80.33691	F-statistic		11.47031
Durbin-Watson stat	2.414317	Prob(F-statistic)		0.001264

Dependent Variable: GDAAA-RF  
 Method: Least Squares  
 Date: 07/01/05 Time: 14:15  
 Sample: 1 84  
 Included observations: 84

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029945	0.011918	-2.512648	0.0147
F1-RF	0.028850	0.014669	1.966763	0.0539
R-squared	0.061528	Mean dependent var		-0.015448
Adjusted R-squared	0.045622	S.D. dependent var		0.074871
S.E. of regression	0.073143	Akaike info criterion		-2.360552
Sum squared resid	0.315648	Schwarz criterion		-2.291343
Log likelihood	73.99684	F-statistic		3.868156
Durbin-Watson stat	2.401424	Prob(F-statistic)		0.053920

Στον παρακάτω πίνακα δίνεται η αντιστοιχία του κάθε ΑΚ με τον κωδικό που χρησιμοποιήθηκε αντί του ονόματός του.

**Πίνακας 1**

<b>ΑΚ</b>	
<b>ΑΑΑΒ Μετ.Εσωτ.</b>	<b>A1</b>
<b>ΑΑΑΒ ΕΛΛ.Αναπτ.</b>	<b>A2</b>
<b>ALLIANZ</b>	<b>A3</b>
<b>ALPHA Athens Index</b>	<b>A4</b>
<b>ALPHA Blue Chips</b>	<b>A5</b>
<b>ALPHA TRUST Αναπτ.</b>	<b>A6</b>
<b>ALPHA TRUST Νέων Επ.</b>	<b>A7</b>
<b>ALPHA Μετ.Εσωτ.</b>	<b>A8</b>
<b>ΑΤΕ</b>	<b>A9</b>
<b>EUROBANK</b>	<b>A10</b>
<b>ΓΕΝΙΚΙ</b>	<b>A11</b>
<b>HSBC Αναπτυξιακό</b>	<b>A12</b>
<b>HSBC TOP 20</b>	<b>A13</b>
<b>ING ΠΕΙΡΑΙΩΣ</b>	<b>A14</b>
<b>INTERAMERICAN Δυναμικό</b>	<b>A15</b>
<b>INTRAMERICAN Αναπτ.Εταιρ.</b>	<b>A16</b>
<b>METROLIFE</b>	<b>A17</b>
<b>ΕΓΝΑΤΙΑ ΟΛΥΜΠΙΑ</b>	<b>A18</b>
<b>ΕΡΜΗΣ Δυναμικό</b>	<b>A19</b>
<b>ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ</b>	<b>A20</b>
<b>Π&amp;Κ</b>	<b>A21</b>
<b>ΔΗΛΟΣ Blue Chips</b>	<b>A22</b>
<b>ΔΗΛΟΣ Υπ.&amp; Κατ.</b>	<b>A23</b>
<b>ΩΜΕΓΑ INVEST</b>	<b>A24</b>
<b>INTERNATIONAL</b>	<b>A25</b>
<b>ΚΥΠΡΟΥ</b>	<b>A26</b>
<b>ΛΑΙΚΗ</b>	<b>A27</b>

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙV - ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΔΕΥΤΕΡΟΥ ΣΤΑΔΙΟΥ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΕΩΝ

Στο παράρτημα αυτό παρουσιάζονται οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις των μηνιαίων αποδόσεων των 27 ΑΚ, όπου υπολογίζεται η αποτίμηση του κινδύνου του κοινού παράγοντα F1 (οι άλλοι δύο παράγοντες δεν βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί) για κάθε μήνα. Παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων από τον Δεκέμβριο του 1999, μιας και για νωρίτερα οι παλινδρομήσεις δεν βγάζουν κάποιο στατιστικά σημαντικό αποτέλεσμα.

### Αποτελέσματα Δεκεμβρίου 1999

Dependent Variable: X24  
Method: Least Squares  
Date: 06/30/05 Time: 19:39  
Sample: 1 27  
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.657286	0.149583	-11.07940	0.0000
R-squared	0.303710	Mean dependent var		-0.064372
Adjusted R-squared	0.303710	S.D. dependent var		0.037976
S.E. of regression	0.031689	Akaike info criterion		-4.029356
Sum squared resid	0.026109	Schwarz criterion		-3.981362
Log likelihood	55.39631	Durbin-Watson stat		1.633324

### Αποτελέσματα Ιανουαρίου 2000

Dependent Variable: X25  
Method: Least Squares  
Date: 06/30/05 Time: 19:39  
Sample: 1 27  
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.661027	0.102224	-16.24894	0.0000
R-squared	-0.644665	Mean dependent var		-0.069016
Adjusted R-squared	-0.644665	S.D. dependent var		0.016887
S.E. of regression	0.021656	Akaike info criterion		-4.790726
Sum squared resid	0.012194	Schwarz criterion		-4.742733
Log likelihood	65.67481	Durbin-Watson stat		2.208408



Αποτελέσματα Φεβρουάριου 2000

Dependent Variable: X26  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.815240	0.229817	-3.547346	0.0015
R-squared	0.130388	Mean dependent var		-0.027613
Adjusted R-squared	0.130388	S.D. dependent var		0.052209
S.E. of regression	0.048687	Akaike info criterion		-3.170489
Sum squared resid	0.061630	Schwarz criterion		-3.122495
Log likelihood	43.80160	Durbin-Watson stat		1.749618

Αποτελέσματα Μάρτιου 2000

Dependent Variable: X27  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-2.123220	0.093072	-22.81272	0.0000
R-squared	0.477578	Mean dependent var		-0.084565
Adjusted R-squared	0.477578	S.D. dependent var		0.027279
S.E. of regression	0.019717	Akaike info criterion		-4.978313
Sum squared resid	0.010108	Schwarz criterion		-4.930319
Log likelihood	68.20723	Durbin-Watson stat		1.454915

Αποτελέσματα Απρίλιου 2000

Dependent Variable: X28  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-3.305277	0.110362	-29.94944	0.0000
R-squared	-0.112750	Mean dependent var		-0.134956
Adjusted R-squared	-0.112750	S.D. dependent var		0.022164
S.E. of regression	0.023380	Akaike info criterion		-4.637524
Sum squared resid	0.014212	Schwarz criterion		-4.589530
Log likelihood	63.60658	Durbin-Watson stat		1.550900

Αποτελέσματα Μάϊου 2000

Dependent Variable: X29  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	2.683752	0.088237	30.41529	0.0000
R-squared	0.519654	Mean dependent var		0.107742
Adjusted R-squared	0.519654	S.D. dependent var		0.026971
S.E. of regression	0.018693	Akaike info criterion		-5.085003
Sum squared resid	0.009085	Schwarz criterion		-5.037009
Log likelihood	69.64754	Durbin-Watson stat		2.067351

Αποτελέσματα Ιουνίου 2000

Dependent Variable: X30  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-2.910486	0.058131	-50.06765	0.0000
R-squared	0.351524	Mean dependent var		-0.118328
Adjusted R-squared	0.351524	S.D. dependent var		0.015293
S.E. of regression	0.012315	Akaike info criterion		-5.919654
Sum squared resid	0.003943	Schwarz criterion		-5.871660
Log likelihood	80.91533	Durbin-Watson stat		1.946088

Αποτελέσματα Ιουλίου 2000

Dependent Variable: X31  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.393581	0.044441	-8.856252	0.0000
R-squared	0.204664	Mean dependent var		-0.015347
Adjusted R-squared	0.204664	S.D. dependent var		0.010557
S.E. of regression	0.009415	Akaike info criterion		-6.456728
Sum squared resid	0.002305	Schwarz criterion		-6.408734
Log likelihood	88.16582	Durbin-Watson stat		1.418664

Αποτελέσματα Αύγουστου 2000

Dependent Variable: X32  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-2.739261	0.082165	-33.33860	0.0000
R-squared	0.356171	Mean dependent var		-0.110956
Adjusted R-squared	0.356171	S.D. dependent var		0.021693
S.E. of regression	0.017407	Akaike info criterion		-5.227600
Sum squared resid	0.007878	Schwarz criterion		-5.179606
Log likelihood	71.57259	Durbin-Watson stat		1.681865

Αποτελέσματα Σεπτέμβριου 2000

Dependent Variable: X33  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	2.275950	0.135582	16.78655	0.0000
R-squared	-0.682178	Mean dependent var		0.094512
Adjusted R-squared	-0.682178	S.D. dependent var		0.022146
S.E. of regression	0.028723	Akaike info criterion		-4.225906
Sum squared resid	0.021450	Schwarz criterion		-4.177912
Log likelihood	58.04973	Durbin-Watson stat		1.601671

Αποτελέσματα Οκτώβριου 2000

Dependent Variable: X34  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-2.909290	0.079077	-36.79075	0.0000
R-squared	0.441497	Mean dependent var		-0.117709
Adjusted R-squared	0.441497	S.D. dependent var		0.022416
S.E. of regression	0.016752	Akaike info criterion		-5.304219
Sum squared resid	0.007297	Schwarz criterion		-5.256225
Log likelihood	72.60695	Durbin-Watson stat		1.964351

Αποτελέσματα Νοέμβριου 2000

Dependent Variable: X35  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-3.422560	0.088521	-38.66368	0.0000
R-squared	-1.162755	Mean dependent var		-0.140190
Adjusted R-squared	-1.162755	S.D. dependent var		0.012752
S.E. of regression	0.018753	Akaike info criterion		-5.078567
Sum squared resid	0.009144	Schwarz criterion		-5.030573
Log likelihood	69.56066	Durbin-Watson stat		2.239417

Αποτελέσματα Δεκέμβριου 2000

Dependent Variable: X36  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.554021	0.062949	8.801110	0.0000
R-squared	-0.094224	Mean dependent var		0.022912
Adjusted R-squared	-0.094224	S.D. dependent var		0.012749
S.E. of regression	0.013336	Akaike info criterion		-5.760406
Sum squared resid	0.004624	Schwarz criterion		-5.712412
Log likelihood	78.76548	Durbin-Watson stat		1.895582

Αποτελέσματα Ιανουαρίου 2001

Dependent Variable: X37  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.894102	0.105493	-17.95472	0.0000
R-squared	0.043529	Mean dependent var		-0.077082
Adjusted R-squared	0.043529	S.D. dependent var		0.022852
S.E. of regression	0.022349	Akaike info criterion		-4.727761
Sum squared resid	0.012986	Schwarz criterion		-4.679767
Log likelihood	64.82477	Durbin-Watson stat		2.091535

Αποτελέσματα Φεβρουάριου 2001

Dependent Variable: X38  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.401862	0.081863	-4.908970	0.0000
R-squared	-0.039221	Mean dependent var		-0.016714
Adjusted R-squared	-0.039221	S.D. dependent var		0.017012
S.E. of regression	0.017343	Akaike info criterion		-5.234963
Sum squared resid	0.007820	Schwarz criterion		-5.186970
Log likelihood	71.67201	Durbin-Watson stat		1.909089

Αποτελέσματα Μάρτιου 2001

Dependent Variable: X39  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.248071	0.064620	-3.838942	0.0007
R-squared	-0.076797	Mean dependent var		-0.010731
Adjusted R-squared	-0.076797	S.D. dependent var		0.013192
S.E. of regression	0.013690	Akaike info criterion		-5.708016
Sum squared resid	0.004873	Schwarz criterion		-5.660022
Log likelihood	78.05822	Durbin-Watson stat		2.067861

Αποτελέσματα Απρίλιου 2001

Dependent Variable: X40  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.225554	0.096350	12.71987	0.0000
R-squared	-0.330698	Mean dependent var		0.050954
Adjusted R-squared	-0.330698	S.D. dependent var		0.017695
S.E. of regression	0.020412	Akaike info criterion		-4.909088
Sum squared resid	0.010833	Schwarz criterion		-4.861094
Log likelihood	67.27269	Durbin-Watson stat		1.685677

Αποτελέσματα Μαΐου 2001

Dependent Variable: X41  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.624867	0.064738	-25.09923	0.0000
R-squared	-0.236488	Mean dependent var		-0.066508
Adjusted R-squared	-0.236488	S.D. dependent var		0.012334
S.E. of regression	0.013715	Akaike info criterion		-5.704366
Sum squared resid	0.004890	Schwarz criterion		-5.656372
Log likelihood	78.00895	Durbin-Watson stat		1.293315



Αποτελέσματα Ιουνίου 2001

Dependent Variable: X42  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-2.602042	0.103763	-25.07682	0.0000
R-squared	-0.908012	Mean dependent var		-0.107125
Adjusted R-squared	-0.908012	S.D. dependent var		0.015914
S.E. of regression	0.021982	Akaike info criterion		-4.760839
Sum squared resid	0.012564	Schwarz criterion		-4.712845
Log likelihood	65.27133	Durbin-Watson stat		1.168757

Αποτελέσματα Ιουλίου 2001

Dependent Variable: X43  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.112936	0.042655	-2.647643	0.0136
R-squared	-0.017640	Mean dependent var		-0.004750
Adjusted R-squared	-0.017640	S.D. dependent var		0.008958
S.E. of regression	0.009037	Akaike info criterion		-6.538753
Sum squared resid	0.002123	Schwarz criterion		-6.490759
Log likelihood	89.27316	Durbin-Watson stat		1.481128

Αποτελέσματα Αύγουστου 2001

Dependent Variable: X44  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.353949	0.033962	10.42204	0.0000
R-squared	0.004726	Mean dependent var		0.014422
Adjusted R-squared	0.004726	S.D. dependent var		0.007212
S.E. of regression	0.007195	Akaike info criterion		-6.994598
Sum squared resid	0.001346	Schwarz criterion		-6.946604
Log likelihood	95.42707	Durbin-Watson stat		1.550906

Αποτελέσματα Σεπτέμβριου 2001

Dependent Variable: X45  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-5.144660	0.146509	-35.11502	0.0000
R-squared	-0.272929	Mean dependent var		-0.210224
Adjusted R-squared	-0.272929	S.D. dependent var		0.027510
S.E. of regression	0.031038	Akaike info criterion		-4.070883
Sum squared resid	0.025047	Schwarz criterion		-4.022889
Log likelihood	55.95692	Durbin-Watson stat		1.410725

Αποτελέσματα Οκτώβριου 2001

Dependent Variable: X46  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	2.090321	0.071664	29.16844	0.0000
R-squared	-0.800512	Mean dependent var		0.085801
Adjusted R-squared	-0.800512	S.D. dependent var		0.011314
S.E. of regression	0.015182	Akaike info criterion		-5.501083
Sum squared resid	0.005993	Schwarz criterion		-5.453089
Log likelihood	75.26462	Durbin-Watson stat		1.842227

Αποτελέσματα Νοέμβριου 2001

Dependent Variable: X47  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	2.264566	0.096098	23.56520	0.0000
R-squared	0.114500	Mean dependent var		0.092048
Adjusted R-squared	0.114500	S.D. dependent var		0.021635
S.E. of regression	0.020358	Akaike info criterion		-4.914320
Sum squared resid	0.010776	Schwarz criterion		-4.866326
Log likelihood	67.34331	Durbin-Watson stat		1.831352

Αποτελέσματα Δεκέμβριου 2001

Dependent Variable: X48  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.826736	0.039268	-21.05377	0.0000
R-squared	-0.064343	Mean dependent var		-0.033766
Adjusted R-squared	-0.064343	S.D. dependent var		0.008064
S.E. of regression	0.008319	Akaike info criterion		-6.704242
Sum squared resid	0.001799	Schwarz criterion		-6.656248
Log likelihood	91.50727	Durbin-Watson stat		1.702038

Αποτελέσματα Ιανουάριου 2002

Dependent Variable: X49  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.222269	0.082737	2.686460	0.0124
R-squared	0.016357	Mean dependent var		0.008786
Adjusted R-squared	0.016357	S.D. dependent var		0.017673
S.E. of regression	0.017528	Akaike info criterion		-5.213729
Sum squared resid	0.007988	Schwarz criterion		-5.165735
Log likelihood	71.38534	Durbin-Watson stat		2.105411

Αποτελέσματα Φεβρουάριου 2002

Dependent Variable: X50  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-2.221951	0.099157	-22.40843	0.0000
R-squared	-0.322232	Mean dependent var		-0.091160
Adjusted R-squared	-0.322232	S.D. dependent var		0.018268
S.E. of regression	0.021006	Akaike info criterion		-4.851647
Sum squared resid	0.011473	Schwarz criterion		-4.803653
Log likelihood	66.49723	Durbin-Watson stat		2.228277

Αποτελέσματα Μάρτιου 2002

Dependent Variable: X51  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.508565	0.042082	-12.08513	0.0000
R-squared	0.016935	Mean dependent var		-0.020703
Adjusted R-squared	0.016935	S.D. dependent var		0.008992
S.E. of regression	0.008915	Akaike info criterion		-6.565819
Sum squared resid	0.002066	Schwarz criterion		-6.517825
Log likelihood	89.63855	Durbin-Watson stat		2.663203

Αποτελέσματα Απρίλιου 2002

Dependent Variable: X52  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.435156	0.049107	-8.861342	0.0000
R-squared	-0.000402	Mean dependent var		-0.017743
Adjusted R-squared	-0.000402	S.D. dependent var		0.010401
S.E. of regression	0.010403	Akaike info criterion		-6.257040
Sum squared resid	0.002814	Schwarz criterion		-6.209047
Log likelihood	85.47005	Durbin-Watson stat		1.540616

Αποτελέσματα Μάϊου 2002

Dependent Variable: X53  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.663035	0.059978	11.05468	0.0000
R-squared	-0.058649	Mean dependent var		0.027191
Adjusted R-squared	-0.058649	S.D. dependent var		0.012349
S.E. of regression	0.012706	Akaike info criterion		-5.857107
Sum squared resid	0.004198	Schwarz criterion		-5.809113
Log likelihood	80.07095	Durbin-Watson stat		1.755092

Αποτελέσματα Ιουνίου 2002

Dependent Variable: X54  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.530146	0.040046	-13.23836	0.0000
R-squared	0.125536	Mean dependent var		-0.021383
Adjusted R-squared	0.125536	S.D. dependent var		0.009072
S.E. of regression	0.008484	Akaike info criterion		-6.664988
Sum squared resid	0.001871	Schwarz criterion		-6.616994
Log likelihood	90.97734	Durbin-Watson stat		1.575370

Αποτελέσματα Ιουλίου 2002

Dependent Variable: X55  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.274515	0.064464	-19.77087	0.0000
R-squared	-0.153132	Mean dependent var		-0.052192
Adjusted R-squared	-0.153132	S.D. dependent var		0.012718
S.E. of regression	0.013657	Akaike info criterion		-5.712831
Sum squared resid	0.004849	Schwarz criterion		-5.664838
Log likelihood	78.12323	Durbin-Watson stat		2.375082

Αποτελέσματα Αυγούστου 2002

Dependent Variable: X56  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.080040	0.054002	-1.482154	0.1503
R-squared	0.026686	Mean dependent var		-0.002682
Adjusted R-squared	0.026686	S.D. dependent var		0.011596
S.E. of regression	0.011440	Akaike info criterion		-6.066994
Sum squared resid	0.003403	Schwarz criterion		-6.019000
Log likelihood	82.90442	Durbin-Watson stat		2.384809

Αποτελέσματα Σεπτέμβριου 2002

Dependent Variable: X57  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-3.088446	0.114747	-26.91523	0.0000
R-squared	-0.878791	Mean dependent var		-0.126970
Adjusted R-squared	-0.878791	S.D. dependent var		0.017735
S.E. of regression	0.024309	Akaike info criterion		-4.559592
Sum squared resid	0.015364	Schwarz criterion		-4.511598
Log likelihood	62.55450	Durbin-Watson stat		2.075713



Αποτελέσματα Οκτώβριου 2002

Dependent Variable: X58  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.416050	0.054113	-7.688592	0.0000
R-squared	-0.010553	Mean dependent var		-0.017001
Adjusted R-squared	-0.010553	S.D. dependent var		0.011404
S.E. of regression	0.011464	Akaike info criterion		-6.062918
Sum squared resid	0.003417	Schwarz criterion		-6.014924
Log likelihood	82.84939	Durbin-Watson stat		2.004799

Αποτελέσματα Νοέμβριου 2002

Dependent Variable: X59  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.082229	0.056482	19.16060	0.0000
R-squared	-0.172867	Mean dependent var		0.044353
Adjusted R-squared	-0.172867	S.D. dependent var		0.011049
S.E. of regression	0.011966	Akaike info criterion		-5.977211
Sum squared resid	0.003723	Schwarz criterion		-5.929217
Log likelihood	81.69235	Durbin-Watson stat		2.087396

Αποτελέσματα Δεκέμβριου 2002

Dependent Variable: X60  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.756193	0.084993	-20.66271	0.0000
R-squared	-0.264058	Mean dependent var		-0.072055
Adjusted R-squared	-0.264058	S.D. dependent var		0.016015
S.E. of regression	0.018006	Akaike info criterion		-5.159908
Sum squared resid	0.008429	Schwarz criterion		-5.111914
Log likelihood	70.65876	Durbin-Watson stat		1.911716

Αποτελέσματα Ιανουάριου 2003

Dependent Variable: X61  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.026354	0.079461	-12.91639	0.0000
R-squared	0.029580	Mean dependent var		-0.041746
Adjusted R-squared	0.029580	S.D. dependent var		0.017089
S.E. of regression	0.016834	Akaike info criterion		-5.294511
Sum squared resid	0.007368	Schwarz criterion		-5.246518
Log likelihood	72.47590	Durbin-Watson stat		1.459756

Αποτελέσματα Φεβρουάριου 2003

Dependent Variable: X62  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.838078	0.059069	-14.18817	0.0000
R-squared	-0.214262	Mean dependent var		-0.034556
Adjusted R-squared	-0.214262	S.D. dependent var		0.011356
S.E. of regression	0.012514	Akaike info criterion		-5.887649
Sum squared resid	0.004071	Schwarz criterion		-5.839655
Log likelihood	80.48326	Durbin-Watson stat		1.670626

Αποτελέσματα Μάρτιου 2003

Dependent Variable: X63  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-1.730971	0.082633	-20.94761	0.0000
R-squared	-0.185705	Mean dependent var		-0.070899
Adjusted R-squared	-0.185705	S.D. dependent var		0.016077
S.E. of regression	0.017506	Akaike info criterion		-5.216228
Sum squared resid	0.007968	Schwarz criterion		-5.168234
Log likelihood	71.41908	Durbin-Watson stat		2.227609

Αποτελέσματα Απρίλιου 2003

Dependent Variable: X64  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	2.587573	0.108866	23.76844	0.0000
R-squared	-0.461143	Mean dependent var		0.106260
Adjusted R-squared	-0.461143	S.D. dependent var		0.019080
S.E. of regression	0.023063	Akaike info criterion		-4.664820
Sum squared resid	0.013830	Schwarz criterion		-4.616826
Log likelihood	63.97507	Durbin-Watson stat		1.843454

Αποτελέσματα Μαΐου 2003

Dependent Variable: X65  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.329347	0.043944	7.494630	0.0000
R-squared	0.112116	Mean dependent var		0.013029
Adjusted R-squared	0.112116	S.D. dependent var		0.009880
S.E. of regression	0.009310	Akaike info criterion		-6.479204
Sum squared resid	0.002253	Schwarz criterion		-6.431210
Log likelihood	88.46926	Durbin-Watson stat		1.562817

Αποτελέσματα Ιουνίου 2003

Dependent Variable: X66  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.894471	0.100918	18.77239	0.0000
R-squared	-0.141300	Mean dependent var		0.077591
Adjusted R-squared	-0.141300	S.D. dependent var		0.020012
S.E. of regression	0.021379	Akaike info criterion		-4.816438
Sum squared resid	0.011884	Schwarz criterion		-4.768444
Log likelihood	66.02191	Durbin-Watson stat		2.044056

Αποτελέσματα Ιουλίου 2003

Dependent Variable: X67  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	2.862708	0.120980	23.66266	0.0000
R-squared	-0.442747	Mean dependent var		0.117543
Adjusted R-squared	-0.442747	S.D. dependent var		0.021338
S.E. of regression	0.025630	Akaike info criterion		-4.453804
Sum squared resid	0.017079	Schwarz criterion		-4.405810
Log likelihood	61.12635	Durbin-Watson stat		1.830524

Αποτελέσματα Αύγουστου 2003

Dependent Variable: X68  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.591572	0.063257	9.351893	0.0000
R-squared	-0.099696	Mean dependent var		0.024442
Adjusted R-squared	-0.099696	S.D. dependent var		0.012779
S.E. of regression	0.013401	Akaike info criterion		-5.750644
Sum squared resid	0.004669	Schwarz criterion		-5.702650
Log likelihood	78.63370	Durbin-Watson stat		1.904109

Αποτελέσματα Σεπτέμβριου 2003

Dependent Variable: X69  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-2.089525	0.102621	-20.36152	0.0000
R-squared	-0.817703	Mean dependent var		-0.086384
Adjusted R-squared	-0.817703	S.D. dependent var		0.016125
S.E. of regression	0.021740	Akaike info criterion		-4.782964
Sum squared resid	0.012289	Schwarz criterion		-4.734970
Log likelihood	65.57001	Durbin-Watson stat		1.470654

Αποτελέσματα Οκτώβριου 2003

Dependent Variable: X70  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.080022	0.050308	21.46805	0.0000
R-squared	-0.480321	Mean dependent var		0.044434
Adjusted R-squared	-0.480321	S.D. dependent var		0.008760
S.E. of regression	0.010658	Akaike info criterion		-6.208712
Sum squared resid	0.002953	Schwarz criterion		-6.160719
Log likelihood	84.81762	Durbin-Watson stat		1.632316

Αποτελέσματα Νοέμβριου 2003

Dependent Variable: X71  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.454713	0.043025	10.56862	0.0000
R-squared	-0.212884	Mean dependent var		0.018914
Adjusted R-squared	-0.212884	S.D. dependent var		0.008276
S.E. of regression	0.009115	Akaike info criterion		-6.521500
Sum squared resid	0.002160	Schwarz criterion		-6.473506
Log likelihood	89.04025	Durbin-Watson stat		2.326050

Αποτελέσματα Δεκέμβριου 2003

Dependent Variable: X72  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.015414	0.065956	15.39524	0.0000
R-squared	-0.115189	Mean dependent var		0.041633
Adjusted R-squared	-0.115189	S.D. dependent var		0.013232
S.E. of regression	0.013973	Akaike info criterion		-5.667068
Sum squared resid	0.005076	Schwarz criterion		-5.619074
Log likelihood	77.50541	Durbin-Watson stat		1.560172

Αποτελέσματα Ιανουαρίου 2004

Dependent Variable: X73  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.613937	0.074821	21.57064	0.0000
R-squared	-0.616013	Mean dependent var		0.066498
Adjusted R-squared	-0.616013	S.D. dependent var		0.012469
S.E. of regression	0.015851	Akaike info criterion		-5.414858
Sum squared resid	0.006532	Schwarz criterion		-5.366864
Log likelihood	74.10058	Durbin-Watson stat		2.323573



Αποτελέσματα Φεβρουάριου 2004

Dependent Variable: X74  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.255450	0.068064	-3.753099	0.0009
R-squared	-0.043489	Mean dependent var		-0.010808
Adjusted R-squared	-0.043489	S.D. dependent var		0.014116
S.E. of regression	0.014419	Akaike info criterion		-5.604168
Sum squared resid	0.005406	Schwarz criterion		-5.556174
Log likelihood	76.65627	Durbin-Watson stat		1.588481

Αποτελέσματα Μάρτιου 2004

Dependent Variable: X75  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.894073	0.057669	-15.50343	0.0000
R-squared	-0.384205	Mean dependent var		-0.036995
Adjusted R-squared	-0.384205	S.D. dependent var		0.010384
S.E. of regression	0.012217	Akaike info criterion		-5.935603
Sum squared resid	0.003881	Schwarz criterion		-5.887609
Log likelihood	81.13064	Durbin-Watson stat		1.572754

Αποτελέσματα Απρίλιου 2004

Dependent Variable: X76  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.202362	0.073569	16.34337	0.0000
R-squared	-0.315451	Mean dependent var		0.049590
Adjusted R-squared	-0.315451	S.D. dependent var		0.013589
S.E. of regression	0.015586	Akaike info criterion		-5.448614
Sum squared resid	0.006316	Schwarz criterion		-5.400620
Log likelihood	74.55628	Durbin-Watson stat		2.031111

Αποτελέσματα Μαΐου 2004

Dependent Variable: X77  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.727484	0.045238	-16.08115	0.0000
R-squared	-0.628317	Mean dependent var		-0.030230
Adjusted R-squared	-0.628317	S.D. dependent var		0.007510
S.E. of regression	0.009584	Akaike info criterion		-6.421165
Sum squared resid	0.002388	Schwarz criterion		-6.373171
Log likelihood	87.68573	Durbin-Watson stat		1.716749

Αποτελέσματα Ιουνίου 2004

Dependent Variable: X78  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.485041	0.054563	-8.889593	0.0000
R-squared	-0.061094	Mean dependent var		-0.019962
Adjusted R-squared	-0.061094	S.D. dependent var		0.011221
S.E. of regression	0.011559	Akaike info criterion		-6.046348
Sum squared resid	0.003474	Schwarz criterion		-5.998354
Log likelihood	82.62570	Durbin-Watson stat		1.221789

Αποτελέσματα Ιουλίου 2004

Dependent Variable: X79  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.214092	0.046151	-4.638986	0.0001
R-squared	-0.115841	Mean dependent var		-0.009260
Adjusted R-squared	-0.115841	S.D. dependent var		0.009256
S.E. of regression	0.009777	Akaike info criterion		-6.381232
Sum squared resid	0.002485	Schwarz criterion		-6.333238
Log likelihood	87.14664	Durbin-Watson stat		1.647674

Αποτελέσματα Αύγουστου 2004

Dependent Variable: X80  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.292612	0.033025	-8.860261	0.0000
R-squared	0.008665	Mean dependent var	-0.011913	
Adjusted R-squared	0.008665	S.D. dependent var	0.007027	
S.E. of regression	0.006996	Akaike info criterion	-7.050509	
Sum squared resid	0.001273	Schwarz criterion	-7.002515	
Log likelihood	96.18187	Durbin-Watson stat	1.898133	

Αποτελέσματα Σεπτέμβριου 2004

Dependent Variable: X81  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	-0.187159	0.066034	-2.834298	0.0088
R-squared	-0.002406	Mean dependent var	-0.007660	
Adjusted R-squared	-0.002406	S.D. dependent var	0.013972	
S.E. of regression	0.013989	Akaike info criterion	-5.664729	
Sum squared resid	0.005088	Schwarz criterion	-5.616735	
Log likelihood	77.47384	Durbin-Watson stat	1.865626	

Αποτελέσματα Οκτώβριου 2004

Dependent Variable: X82  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.141106	0.063607	17.93993	0.0000
R-squared	-0.279759	Mean dependent var		0.046932
Adjusted R-squared	-0.279759	S.D. dependent var		0.011912
S.E. of regression	0.013475	Akaike info criterion		-5.739606
Sum squared resid	0.004721	Schwarz criterion		-5.691612
Log likelihood	78.48468	Durbin-Watson stat		1.380330

Αποτελέσματα Νοέμβριου 2004

Dependent Variable: X83  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	1.101310	0.052426	21.00683	0.0000
R-squared	-0.758744	Mean dependent var		0.045468
Adjusted R-squared	-0.758744	S.D. dependent var		0.008375
S.E. of regression	0.011107	Akaike info criterion		-6.126239
Sum squared resid	0.003207	Schwarz criterion		-6.078245
Log likelihood	83.70422	Durbin-Watson stat		1.545470

Αποτελέσματα Δεκέμβριου 2004

Dependent Variable: X84  
 Method: Least Squares  
 Date: 06/30/05 Time: 19:39  
 Sample: 1 27  
 Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L1	0.926007	0.046459	19.93184	0.0000
R-squared	-0.141312	Mean dependent var		0.037906
Adjusted R-squared	-0.141312	S.D. dependent var		0.009213
S.E. of regression	0.009842	Akaike info criterion		-6.367929
Sum squared resid	0.002519	Schwarz criterion		-6.319935
Log likelihood	86.96704	Durbin-Watson stat		2.359255