



78220

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ

ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ

Οι μακροοικονομικοί παράγοντες και η επίδρασή τους στη
διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών του
Χρηματιστηρίου Αθηνών.

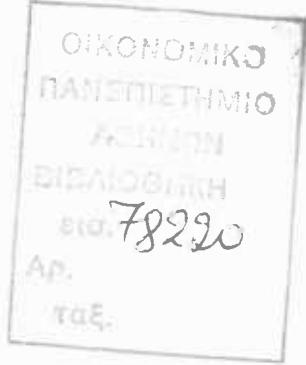
ΠΕΤΡΑΚΗΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ

Διατριβή υποβληθείσα προς μερική εκπλήρωση
των απαραίτητων προϋποθέσεων
για την απόκτηση του
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης.

Αθήνα
Ιανουάριος 2005



Εγκρίνουν τη διπλωματική διατριβή του Πετράκη Νικολάου:



Dr. Τζαβαλής Ηλίας.
Καθηγητής Τμήματος Οικονομικής Επιστήμης.
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών.

Dr. Λελεδάκης Γεώργιος
Λέκτορας Τμήματος Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής.
Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών.



10/01/2005



ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Τζαβαλή Ηλία (Καθηγητή του Τμήματος Οικονομικής Επιστήμης) ο οποίος ως Υπεύθυνος Καθηγητής στη διπλωματική διατριβή μου με βοήθησε στην επιλογή του θέματος και στην ολοκληρωμένη παρουσίασή του. Οι εύστοχες παρατηρήσεις και τα σχόλιά του συνέβαλαν καθοριστικά στη διαμόρφωση της εργασίας. Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τον κ. Λελεδάκη Γεώργιο (Λέκτορα του Τμήματος Λογιστικής και Χρηματοοικονομικής) ο οποίος ως εξεταστής Καθηγητής υπήρξε πάντοτε διαθέσιμος για την επίλυση τυχουσών αποριών μου.

Το μάθημα και των δυο στο Μεταπτυχιακό Πρόγραμμα με κατεύθυνση την Εφαρμοσμένη Οικονομική και Χρηματοοικονομική απετέλεσαν την αφορμή να ασχοληθώ με ένα θέμα που εντάσσεται στο ευρύτερο πεδίο των Χρηματοοικονομικών.



Αφιερώνεται στους γονείς μου
Μανόλη και Ιωάννα,
καθώς και στον αδελφό
μου Κώστα.



ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περίληψη	3
Κεφάλαιο 1^ο	
1.1. Εισαγωγή.	4
1.2. Σκοπός της μελέτης.	6
1.3. Διαμόρφωση της διπλωματικής εργασίας	7
Κεφάλαιο 2^ο	
Ανασκόπηση κυριότερων εμπειρικών ερευνών.	8
2.1. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων <i>Capital Asset Pricing Model.</i>	8
2.1.1. Η αρχική επιτυχία του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων.	10
2.1.1.1. W.F. Sharpe και G.M. Cooper (1972)	10
2.1.1.2. F. Black, M. Jensen και M. Scholes (1972)	11
2.1.1.3 Eugene Fama και James MacBeth (1973)	12
2.1.2. Κριτική του CAPM.	13
2.1.2.1. Η κριτική του Richard Roll (1977)	14
2.1.2.2. Η έρευνα του Robert F. Stambaugh (1982)	15
2.1.2.3. Η έρευνα του Jay Shanken (1987)	15
2.2. Θεμελιώδεις Χρηματοοικονομικές μεταβλητές.	16
2.2.1. S. Basu (1977)	17
2.2.2. Rolf W. Banz – size effect (1981)	19
2.2.3. Εξηγήσεις του αποτελέσματος μεγέθους (size effect)	21
2.2.4. Rolf W. Banz και William J. Breen (1986)	23
2.2.5. Jeffrey Jaffe, Donald Keim, και Randolph Westerfield (1989)	25
2.2.6. Louis Chan, Yasushi Hamao και Josef Lakonishok (1991)	28
2.2.7. Eugene Fama και Kenneth French (1992)	31
2.2.8. James L. Davis (1994)	34
2.2.9. S.P. Kothari, Jay Shanken και Richard G. Sloan (1995)	38
2.2.10. W.C. Barbee, Jr.S. Mukherji και G.A. Raines (1996)	42
2.2.11. G.R Jensen, R.R Johnson και J.M Mercer (1997)	44
2.2.12. Tim Loughran (1997)	45



2.2.13. George Leledakis και Ian Davidson (2001)	48
2.2.14. George Leledakis, Ian Davidson και George Karathanassis (2003)	51
2.3. Προβλεπτική ικανότητα παρελθουσών αποδόσεων. (Contrarian and Momentum strategies)	53
2.4. Προβλεπτική ικανότητα παρελθουσών αποδόσεων σε επίπεδο χρονολογικών σειρών.	55
2.5. Εξηγήσεις των ανωμαλιών της αγοράς.	56
2.6. Arbitrage Pricing Theory	60
2.6.1. Εμπειρική διερεύνηση του APT	61
2.6.1.1. Nai-Fu Chen, Richard Roll και Stephen A. Ross (1986)	62
2.6.1.2. Edwin Burmeister, Marjorie McElroy	64
2.6.1.3. Evangelos Karanikas, George Leledakis και Elias Tzavalis (2003)	65
2.6.1.4. Eugene Fama και Kenneth French (1995)	66

Κεφάλαιο 3^ο

Εμπειρική διερεύνηση της ερμηνευτικής ικανότητας των μακροοικονομικών παραγόντων αναφορικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών.	70
--	----

3.1. Περιγραφή δεδομένων.	70
3.2. Παρουσίαση Μεθοδολογίας.	72
3.3. Ανάλυση εμπειρικών αποτελεσμάτων.	77
3.3.1. Παρουσίαση αποτελεσμάτων όταν στη μέθοδο Fama - MacBeth έγινε χρήση χαρτοφυλακίων.	77
3.3.2. Παρουσίαση αποτελεσμάτων όταν στη μέθοδο Fama – MacBeth έγινε χρήση μετοχών (individuals)	79
3.3.3. Παρουσίαση αποτελεσμάτων όταν ως μακροοικονομικός παράγοντας χρησιμοποιείται η διαφορά (spread) μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων.	81

Κεφάλαιο 4^ο

Συμπεράσματα της διεξαχθείσας εμπειρικής μελέτης.	86
Παράρτημα Α.	88
Παράρτημα Β.	90
Βιβλιογραφία	93

Περίληψη

Στην παρούσα διπλωματική διατριβή ερευνάται το αν και κατά πόσο κάποιοι παρατηρήσιμοι μακροοικονομικοί παράγοντες επηρεάζουν συστηματικά την διαμόρφωση των διαστρωματικών αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Η εμπειρική μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε ήταν αυτή των Fama και MacBeth (1973) η οποία χρησιμοποιείται σε τέτοιου είδους έρευνες. Μάλιστα η εφαρμογή της μεθόδου έγινε και με τη χρήση χαρτοφυλακίων ώστε να αντιμετωπιστεί το “errors in variables” πρόβλημα αλλά και με μετοχές (individuals) ώστε να μην υπάρχει “data snooping bias”.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα που προέκυψαν δείχνουν ότι το βήτα της αγοράς (market beta) δεν παρουσιάζει ερμηνευτική ικανότητα αναφορικά με τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών (ή των χαρτοφυλακίων) με συνέπεια το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) να απορρίπτεται. Αντίθετα βρέθηκε ότι τα μακροχρόνια και τα βραχυχρόνια επιτόκια (ή αντί αυτών η διαφορά μεταξύ τους) συστηματικά επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών και των χαρτοφυλακίων.

Τέλος, ένα μεγάλο μέρος της διπλωματικής εργασίας καλύπτει τις εμπειρικές έρευνες που αφορούν: το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων, την ερμηνευτική ικανότητα τόσο των μεταβλητών που χαρακτηρίζουν μια επιχείρηση όσο και των παρελθουσών αποδόσεων καθώς και το Arbitrage Pricing Theory.

Κεφάλαιο 1^o**1.1. Εισαγωγή.**

Τις τελευταίες τρεις και πλέον δεκαετίες πληθώρα εμπειρικών μελετών έχουν πραγματοποιηθεί με σκοπό να καθοριστεί αν υπάρχει προβλεψιμότητα στις Χρηματιστηριακές αγορές. Η ύπαρξη προβλεψιμότητας στις Χρηματαγορές έρχεται σε αντίθεση με την Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis) σύμφωνα με την οποία κανένας επενδυτής δε μπορεί να αποκομίσει υπερκανονικά κέρδη χωρίς να αναλάβει τον αντίστοιχο κίνδυνο (risk). Η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (EMH) αποτελεί τη βάση της σύγχρονης Χρηματοοικονομικής Θεωρίας.

Σύμφωνα με τον Fama (1970) υπάρχουν τρεις μορφές αποτελεσματικότητας: i) η ασθενής, ii) η ημι-ισχυρή και iii) η ισχυρή μορφή. Στην ασθενή μορφή (weak form) οι τιμές των αξιογράφων ενσωματώνουν όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση που προκύπτει από τα στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς, όπως οι τιμές και οι μεταβολές των τιμών των μετοχών, ο όγκος συναλλαγών, οι τιμές των διάφορων χρηματιστηριακών δεικτών. Στην ημι-ισχυρή μορφή (semi – strong form) οι τιμές των αξιογράφων ενσωματώνουν τόσο την πληροφόρηση από τα στοιχεία της χρηματιστηριακής αγοράς όσο και τις λοιπές δημοσιευμένες πληροφορίες. Μεταξύ των πληροφοριών αυτών συμπεριλαμβάνονται οι ανακοινώσεις κερδών και μερισμάτων, οι μερισματικές αποδόσεις, οι ανακοινώσεις διάσπασης μετοχών ή έκδοσης νέων, τα οικονομικά και πολιτικά νέα. Στην ισχυρή μορφή αποτελεσματικότητας (strong form) οι τιμές των αξιογράφων ενσωματώνουν όλη την πληροφόρηση είτε είναι δημοσιευμένη είτε όχι (δηλαδή είναι ιδιωτική πληροφόρηση)¹.

¹ Σε ένα νεότερο άρθρο του ο Fama (1991) άλλαξε το όνομα κάθε μιας κατηγορίας σε i) έρευνες για πρόβλεψη αποδόσεων (tests for return predictability), ii) έρευνες γεγονότων (event studies) και iii) έρευνες για εσωτερική πληροφόρηση (tests for private information).



Πάνω στην Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς στηρίχτηκε το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model). Το υπόδειγμα αυτό που αναπτύχθηκε από τους Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966) περιγράφει τη διαρθρωτική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου των αξιογράφων. Από κοινού το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) και η Υπόθεση Αποτελεσματικής Αγοράς υποστηρίζουν ότι η χρηματιστηριακή (ή αγοραία) αξία ενός αξιογράφου πρέπει να αντικατοπτρίζει την καλύτερη δυνατή εκτίμηση της πραγματικής του αξίας.

Όμως τα αποτελέσματα πολλών πρόσφατων ερευνών έρχονται σε αντίθεση με τις προβλέψεις του CAPM. Ο Roll (1977) μεταξύ άλλων αποδίδει την εμπειρική “αποτυχία” του CAPM στο ότι δεν είναι δυνατό να καθοριστεί η σύνθεση του πραγματικού χαρτοφυλακίου της αγοράς. Ως συνέπεια αυτού οι Merton (1973) και Ross (1976) πρότειναν νέα θεωρητικά υποδείγματα τα οποία χρησιμοποιούν ορισμένους παράγοντες κινδύνου (risk factors) προκειμένου να ερμηνεύσουν τις (διαστρωματικές) αποδόσεις των μετοχών.

Γενικά υπάρχουν δύο αποδεκτοί τρόποι για να επιλεγούν οι παράγοντες κινδύνου. Σύμφωνα με τον πρώτο τρόπο, επιλέγονται με τη βοήθεια της οικονομικής θεωρίας κάποιες παρατηρήσιμες μακροοικονομικές μεταβλητές. Αυτή τη μέθοδο ακολούθησαν οι Chen, Roll και Ross (1986) και οι Burmeister και McElroy. Ο δεύτερος τρόπος προβλέπει τη χρήση τεχνικών παραγοντικής ανάλυσης. Πρόσφατα, οι Ferson και Korajczyk (1995) έδειξαν ότι και οι δύο τρόποι είναι το ίδιο αποτελεσματικοί στην ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών. Το αποτέλεσμα αυτό έχει σημαντικές συνέπειες στην εμπειρική έρευνα καθώς η προσέγγιση μέσω παρατηρήσιμων μακροοικονομικών παραγόντων έχει ευκολότερη πρακτική εφαρμογή.

Οι έρευνες των Chen, Roll και Ross (1986) και Burmeister και McElroy (1988) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι υπάρχουν κάποιες μακροοικονομικές μεταβλητές

όπως η βιομηχανική παραγωγή (industrial production), ο πληθωρισμός, η διαφορά μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων που μπορούν να προβλέψουν τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Από την άλλη πλευρά μια σειρά ερευνών, όπως για παράδειγμα αυτές των Basu (1977), Banz (1981), Fama και French (1992) και Davis (1994) δείχνουν ότι η διαστρωματική μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών εξαρτάται από μεταβλητές που χαρακτηρίζουν μια επιχείρηση (company specific variables).

1.2. Σκοπός της μελέτης

Ο σκοπός της παρούσας διπλωματικής διατριβής (εμπειρικής μελέτης) είναι να καθοριστεί αν κάποιοι παρατηρήσιμοι μακροοικονομικοί παράγοντες επιδρούν στη διαμόρφωση των διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών (ASE). Η μόνη έρευνα που έχει γίνει σε αυτή την αγορά και σχετίζεται με το θέμα είναι αυτή των Karanikas, Leledakis, και Tzavalis (2003).

Τα τελευταία χρόνια το Χρηματιστήριο Αθηνών παρουσιάζει έντονο διεθνές ενδιαφέρον λόγω και της συμμετοχής της Ελλάδας στην Οικονομική και Νομισματική Ένωση (ONE). Μάλιστα, στις 31 Μαΐου του 2001 η “Morgan Stanley Capital International” συμπεριέλαβε το Χ.Α. μεταξύ των αναπτυγμένων χρηματαγορών.

Οι μακροοικονομικοί παράγοντες που εξετάζονται είναι: η απόδοση του Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, ο πληθωρισμός (inflation rate), η απόδοση των βραχυχρόνιων και των μακροχρόνιων επιτοκίων (ή η διαφορά μεταξύ τους) και ο ρυθμός μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής (industrial production). Τα στοιχεία για το σχηματισμό των μεταβλητών και τον υπολογισμό των αποδόσεων αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων “DataStream”.

Προκειμένου να ελεγχθεί η επεξηγηματική ικανότητα των μακροοικονομικών παραγόντων στις αποδόσεις των μετοχών χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος δυο σταδίων των Fama και MacBeth (1973), η οποία χρησιμοποιείται σε τέτοιου είδους έρευνες. Η εφαρμογή της έγινε και με τη χρήση χαρτοφυλακίων για να αντιμετωπιστεί το “errors in variables” πρόβλημα αλλά και μεμονωμένα με μετοχές (individuals) ώστε να μην υπάρχει “data snooping bias”. Τέλος, η ανάλυση αφορά στην περίοδο: Ιανουάριος του 1993 έως Μάιος του 2004.

1.3. Διαμόρφωση της διπλωματικής εργασίας.

Το υπόλοιπο τμήμα της εργασίας διαμορφώνεται ως εξής: Το κεφάλαιο 2 περιλαμβάνει την ανασκόπηση των κυριότερων εμπειρικών ερευνών που αφορούν: το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM), την προβλεπτική ικανότητα των θεμελιωδών χρηματοοικονομικών μεταβλητών ή μεταβλητών που χαρακτηρίζουν την επιχείρηση, το “Arbitrage Pricing Theory”.

Το κεφάλαιο 3 περιλαμβάνει την περιγραφή των δεδομένων, τον τρόπο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων, την παρουσίαση της μεθόδου Fama – MacBeth (1973) που χρησιμοποιήθηκε και την αναλυτική παρουσίαση των εμπειρικών αποτελεσμάτων που προέκυψαν.

Το κεφάλαιο 4 περιέχει τα συμπεράσματα της διπλωματικής εργασίας (εμπειρικής μελέτης).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο

Ανασκόπηση κυριότερων εμπειρικών ερευνών.

Στο παρόν κεφάλαιο επιχειρείται η ανασκόπηση των κυριοτέρων εμπειρικών εργασιών που αφορούν στη συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών και την δυνατότητα πρόβλεψης τους. Πληθώρα τέτοιων ερευνών έχει πραγματοποιηθεί τα τελευταία 35 χρόνια σε διάφορες χρηματιστηριακές αγορές ανά τον κόσμο και για διαφορετικές χρονικές περιόδους.

2.1. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων.

Capital Asset Pricing Model.

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model - CAPM) που αναπτύχθηκε από τους Sharpe (1964), Lintner (1965) και Mossin (1966) απετέλεσε την πρώτη θεωρητική προσπάθεια ποσοτικοποίησης της σχέσης μεταξύ κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης. Σύμφωνα με το υπόδειγμα αυτό και κάτω από ορισμένες απλοποιητικές υποθέσεις², σε ισορροπία, υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων των αξιογράφων και του συστηματικού τους κινδύνου, όπως αυτός εκφράζεται από τον συντελεστής βήτα της αγοράς (market beta). Ακόμη, ο μη συστηματικός κίνδυνος δεν αποφέρει επιπλέον απόδοση, ενώ οι αποκλίσεις των τιμών των αξιογράφων ή των χαρτοφυλακίων από τα επίπεδα ισορροπίας τους πρέπει να είναι απολύτως τυχαίες ώστε να μην υπάρχει τρόπος να χρησιμοποιηθούν αυτές οι

² Οι υποθέσεις του CAPM είναι ότι : i) δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγής ούτε φόροι , ii) οι επενδυτές έχουν αποστροφή προς τον κίνδυνο και ομοιογενείς προσδοκίες iii) Οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν ή να δανείζονται απεριόριστα σε ένα επιτόκιο χωρίς κίνδυνο iv) οι ανοικτές πωλήσεις (short selling) επιτρέπονται v) όλα τα περιουσιακά στοιχεία είναι διαιρετά και μπορούν να γίνουν αντικείμενο αγοραστών vi) οι επενδυτές με τις πράξεις τους δε μπορούν να επηρεάσουν τις τιμές των περιουσιακών στοιχείων vii) η πληροφόρηση δεν κοστίζει και είναι ταυτόχρονα διαθέσιμη σε όλους τους επενδυτές.

αποκλίσεις προκειμένου να επιτευχθούν υπερβάλλουσες αποδόσεις (ιδιότητα δικαίου παιχνιδιού).

Στην απλούστερη μορφή του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i μπορεί να να εκφραστεί ως :

$$E(R_i) = R_F + \beta_i [E(R_M) - R_F]$$

Όπου:

R_F είναι η απόδοση χωρίς κίνδυνο, $E(R_M)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς που αποτελείται από όλα τα περιουσιακά στοιχεία της οικονομίας, β_i (beta) ο συστηματικός κίνδυνος του αξιογράφου i. Ο συντελεστής β_i είναι η κλίση από την παλινδρόμηση :

$$(R_i - R_F)_t = a_i + \beta_i (R_M - R_F)_t + e_{it}$$

Σύμφωνα με το CAPM, η διαστρωματική σχέση (cross sectional relation) μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου [Black's version (1972)] περιγράφεται από την εξίσωση:

$$E(R_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i$$

Εξετάζοντας το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων διαπιστώνουμε ότι είναι διατυπωμένο σε όρους “αναμενόμενων τιμών”. Οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς και των αξιογράφων εκφράζονται ως αναμενόμενες (μελλοντικές) αποδόσεις. Προκειμένου όμως να γίνει έλεγχος του υποδείγματος χρησιμοποιούνται πραγματοποιηθείσες (παρατηρήσιμες) τιμές για τις μεταβλητές, γεγονός που εγείρει αμφιβολίες για τη δυνατότητα σωστής εξέτασής του. Όμως, κατά μέσο όρο οι προσδοκίες είναι σωστές και επομένως για μεγάλες χρονικές περιόδους οι πραγματοποιηθείσες τιμές (αποδόσεις) θεωρούνται ως προσέγγιση των αναμενόμενων τιμών (αποδόσεων).

2.1.1. Η αρχική επιτυχία του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται οι πρώτες εμπειρικές έρευνες που αφορούν το CAPM.

2.1.1.1. W.F. Sharpe και G.M. Cooper (1972)

Ένας πρώτος έλεγχος ισχύος του CAPM πραγματοποιήθηκε από τους Sharpe και Cooper (1972). Προκειμένου να ελέγξουν αν οι υψηλότερες αποδόσεις σχετίζονται με υψηλότερο κίνδυνο υπολόγισαν το συντελεστή βήτα κάθε μετοχής παλινδρομώντας τις αποδόσεις κάθε αξιογράφου με το δείκτη της αγοράς (χρησιμοποιώντας 60 μηνιαίες παρατηρήσεις). Μια φορά κάθε έτος για την περίοδο 1931 - 1967 όλες οι μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης ταξινομούνταν σε 10 ομάδες ανάλογα με το συντελεστή βήτα και ένα ίσης στάθμισης χαρτοφυλάκιο σχηματίζόταν από τις μετοχές που απετέλεσαν την κάθε ομάδα.

Η στρατηγική που πρότειναν οι Sharpe και Cooper ήταν καθένας από τους 10 επενδυτές να έχει στην κατοχή του μια συγκεκριμένη ομάδα μετοχών για όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Αν και η ομάδα που κατείχε ο κάθε επενδυτής δεν άλλαζε οι μετοχές που αποτελούσαν κάθε ομάδα άλλαζαν καθώς η σύνθεση των ομάδων αναθεωρούταν μια φορά κάθε έτος. Τα αποτελέσματα στα οποία κατέληξαν οι Sharpe και Cooper ήταν ότι οι μετοχές που είχαν υψηλότερο συντελεστή βήτα απέφεραν υψηλότερες αποδόσεις. Η εξίσωση που περιγράφει τα αποτελέσματά τους είναι :

$$\bar{R}_p = 5.54 + 12.75\beta_i$$

Η εξίσωση αυτή φανερώνει ότι υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ αποδόσεων και συντελεστή βήτα (market beta).

2.1.1.2. F. Black, M. Jensen και M. Scholes (1972)

Μια άλλη εμπειρική μελέτη που πραγματοποιήθηκε από τους Black, Jensen και Scholes (1972) καταδεικνύει ένα πιο σύνθετο τρόπο ελέγχου των Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων.

Στη μεθοδολογία τους οι Black, Jensen και Scholes χρησιμοποίησαν 60 μηνιαίες παρατηρήσεις, από το πρώτο (1926) έως το πέμπτο (1930) έτος της ερευνητικής τους περιόδου, προκειμένου να εκτιμήσουν το συντελεστή βήτα (market beta) κάθε μετοχής που διαπραγματεύόταν στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE). Έπειτα ταξινόμησαν τις μετοχές σε 10 ομάδες με βάση αυτό το συντελεστή και κάθε ομάδα απετέλεσε ένα χαρτοφυλάκιο για το έκτο έτος (1931) της δειγματικής περιόδου. Με τον ίδιο τρόπο δεδομένα από το δεύτερο έτος (1927) έως το έκτο έτος (1931) χρησιμοποιήθηκαν για να ξαναυπολογιστούν τα βήτα των μετοχών, να ξανασχηματιστούν οι 10 ομάδες οι οποίες θα αποτελούσαν τα χαρτοφυλάκια για το έβδομο έτος (1932). Η διαδικασία αυτή επαναλαμβανόταν μέχρι να σχηματιστούν τα 10 χαρτοφυλάκια και να υπολογιστούν οι αποδόσεις τους για 35 έτη (1931-1965).

Στη συνέχεια, η απόδοση καθενός από τα 10 χαρτοφυλάκια χρησιμοποιήθηκε ως εξαρτημένη μεταβλητή σε μια παλινδρόμηση με ανεξάρτητη μεταβλητή την απόδοση του δείκτη της αγοράς ώστε να εκτιμηθούν οι συντελεστές βήτα (market betas) των χαρτοφυλακίων.

Στο δεύτερο στάδιο (cross sectional tests) οι υπερβάλλουσες αποδόσεις (excess returns) των 10 χαρτοφυλακίων παλινδρομήθηκαν με τους συντελεστές βήτα χαρτοφυλακίων και εκτιμήθηκε η σχέση:

$$R_p - R_F = 0.00359 + 0.01080\beta_i$$

με μέσο συντελεστή προσδιορισμού $R^2 = 0.98$.

Οι Black, Jensen και Scholes προτίμησαν να ελέγξουν το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων χρησιμοποιώντας χαρτοφυλάκια αντί για μετοχές. Με τον τρόπο αυτό θέλησαν να αποφύγουν το “*errors in variables problem*” που δημιουργείται όταν εκτιμάται ο συντελεστής βήτα κάθε μετοχής ξεχωριστά. Τα αποτελέσματά τους υποστηρίζουν μια άλλη μορφή του CAPM (two factor model) λόγω του ότι η σταθερά (intercept) βρέθηκε να έχει θετική τιμή (0.00359).

2.1.1.3. Eugene Fama και James MacBeth (1973)

Μια άλλη κλασσική μελέτη που αφορά στην αποδοχή ή απόρριψη του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων είναι αυτή των Fama και MacBeth (1973). Χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία των Black, Jensen και Scholes σχημάτισαν 20 χαρτοφυλάκια από αξιόγραφα και εκτίμησαν το συντελεστή βήτα (beta) του κάθε χαρτοφυλακίου. Στο δεύτερο στάδιο (διαστρωματικές παλινδρομήσεις) οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και τα αντίστοιχα beta τους χρησιμοποιήθηκαν στην εξής σχέση:

$$R_{pt} = \gamma_0 + \gamma_{1t}\beta_p + \gamma_{2t}\beta_p^2 + \gamma_{3t}S_p(e) + \eta_{pt} \quad \text{για } p = 1, 2, \dots, 20$$

Από την εξίσωση αυτή οι παρακάτω έλεγχοι υποθέσεων πραγματοποιήθηκαν:

- C1) $E(\gamma_{3t}) = 0$ ή ο κίνδυνος από τα κατάλοιπα δεν επηρεάζει τις αποδόσεις.
- C2) $E(\gamma_{2t}) = 0$ ή η γραμμικότητα της γραμμής αγοράς χρεογράφων (security market line).
- C3) $E(\gamma_{1t}) > 0$ ή θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου.

Χρησιμοποιώντας μηνιαία στοιχεία για την περίοδο Ιανουάριος 1935 έως Ιούνιος 1968 για τις μετοχές που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης οι Fama και MacBeth ήλεγχαν τις παραπάνω υποθέσεις και κατέληξαν στο ότι:

(C1) το $\bar{\gamma}_3$ είναι πολύ μικρό και δεν είναι στατιστικά διαφορετικό από το μηδέν ενώ αλλάζει και πρόσημο από υποπερίοδο σε υποπερίοδο. Εξετάζοντας το συντελεστή αυτοσυσχέτισης του, $\rho_0(\gamma_3)$ βρήκαν ότι είναι κοντά στο μηδέν και μη στατιστικά σημαντικός. Επομένως, ο κίνδυνος των καταλοίπων του πρώτου σταδίου δεν επιδρά στις αποδόσεις των χρεογράφων.

(C2) Όσον αφορά την υπόθεση της γραμμικότητας τα αποτελέσματα ήταν εξίσου ενθαρρυντικά. Βρήκαν ότι το $\bar{\gamma}_2$ είναι μικρό, μη στατιστικά σημαντικό, αλλάζει πρόσημο από υποπερίοδο σε υποπερίοδο και δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ διαδοχικών τιμών του. Άρα το β^2 δεν επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις των αξιογράφων ούτε περιέχει χρήσιμη πληροφόρηση για επενδυτική στρατηγική.

(C3): Εξετάζοντας τη συμπεριφορά του $\bar{\gamma}_1$ οι Fama και MacBeth διαπίστωσαν ότι η σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συντελεστή βήτα εκτός από γραμμική είναι και θετική. Όμως βρήκαν ότι το $\bar{\gamma}_1$ είναι μικρότερο από τη διαφορά $R_M - R_F$ ενώ το $\bar{\gamma}_0$ είναι μεγαλύτερο από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο R_F , πράγμα που δείχνει ότι μια άλλη μορφή του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (zero beta model) είναι περισσότερο συνεπής.

2.1.2. Κριτική του CAPM

Τα αποτελέσματα των προαναφερθέντων εμπειρικών ερευνών υποστηρίζουν την ισχύ του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων, όμως οι αυστηρές υποθέσεις υποδείγματος απετέλεσαν πεδίο κριτικής.

2.1.2.1. Η κριτική του Richard Roll (1977)

Ο Roll (1977) ισχυρίστηκε ότι οι μέχρι τότε εμπειρικές μελέτες δεν αποτελούν απόδειξη εγκυρότητας του CAPM αφού κατά κανόνα στις έρευνες αυτές δεν χρησιμοποιήθηκε το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς αλλά μια προσέγγισή του. Συνεπώς οι μελέτες αυτές αποτελούν προσπάθειες ελέγχου για το αν το προσεγγιστικό αυτό χαρτοφυλάκιο είναι αποτελεσματικό (efficient) ή όχι.

Σύμφωνα με τον Roll πολλά αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια μπορούν να βρεθούν και ένα εκ των οποίων να χρησιμοποιηθεί ως προσέγγιση της αγοράς ικανοποιώντας έτσι τις υποθέσεις του CAPM χωρίς όμως το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς να είναι αποτελεσματικό. Από την άλλη πλευρά ένα μη αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο μπορεί να επιλεγεί ως προσέγγιση αυτού της αγοράς με αποτέλεσμα το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων να απορριφθεί όταν το πραγματικό χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι αποτελεσματικό. Ο Roll υποστηρίζει ότι αν και υπάρχει μεγάλη συσχέτιση μεταξύ των χαρτοφυλακίων που μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς η επιλογή ενός από αυτά είναι πολύ σημαντική καθώς μερικά ενδέχεται να είναι μη αποτελεσματικά.

Ακολούθως δείχνει ότι τα αποτελέσματα των Black, Jensen και Scholes (1972) που υποστηρίζουν μια σύνθετη μορφή του CAPM (two factor model) και όχι αυτή των Sharpe, Linter και Mossin οφείλονται στο χαρτοφυλάκιο που επιλέχτηκε ως προσέγγιση της αγοράς. Γενικά, ο Roll αναφέρει ότι η ακριβής σύνθεση του χαρτοφυλακίου της αγοράς δεν είναι γνωστή. Σε όλες τις προηγούμενες προσπάθειες ελέγχου του CAPM χρησιμοποιήθηκαν χαρτοφυλάκια από μετοχές (για παράδειγμα Δείκτες Χρηματιστηρίων) ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Όμως το χαρτοφυλάκιο της αγοράς εκτός από μετοχές και ομόλογα περιλαμβάνει όλα τα περιουσιακά στοιχεία μερικά από τα οποία είναι δύσκολο να μετρηθούν (όπως το ανθρώπινο κεφάλαιο) ενώ για άλλα δεν υπάρχουν συγκεντρωτικά δεδομένα.

2.1.2.2. Η έρευνα του Robert F. Stambaugh (1982)

Ο Stambaugh (1982) διεξήγαγε μια ανάλυση εναισθησίας προκειμένου να προσδιορίσει αν η αλλαγή της φύσης του χαρτοφυλακίου που χρησιμοποιείται για να προσεγγίσει το χαρτοφυλάκιο της αγοράς έχει επίδραση στα αποτελέσματα των ερευνών που αφορούν στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM).

Στο “προσεγγιστικό” χαρτοφυλάκιο της αγοράς εκτός από μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) συμπεριέλαβε κρατικά και εταιρικά ομόλογα, ακίνητα περιουσιακά στοιχεία και διαρκή καταναλωτικά αγαθά. Το αποτέλεσμα της μελέτης του έδειξε ότι ισχύει η “zero beta” μορφή του CAPM η οποία δεν επηρεάζεται από τον εναλλακτικό τρόπο καθορισμού του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

2.1.2.3. Η έρευνα του Jay Shanken (1987)

Ο Shanken (1987) αναγνώρισε ότι η αποδοχή ή απόρριψη του CAPM εξαρτάται από το κατά πόσο το χαρτοφυλάκιο που χρησιμοποιείται ως προσέγγιση “αναπαραγάγει” σωστά το αληθινό χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Ανέπτυξε έναν έλεγχο που επιτρέπει την απόρριψη ή αποδοχή της από κοινού υπόθεσης ότι ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ του ίσης στάθμισης χαρτοφυλακίου από κοινές μετοχές που είχαν καταχωρηθεί στο CRSP (Center for Research on Security Prices, University of Chicago) και του χαρτοφυλακίου της αγοράς υπερβαίνει το 0.7 και ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων ισχύει. Η από κοινού υπόθεση απορρίφθηκε σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 10\%$, πράγμα που σημαίνει ότι είτε το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι μη αποτελεσματικό είτε ότι ο συντελεστής συσχέτισης του με το ίσης στάθμισης χαρτοφυλάκιο από το CRSP είναι μικρότερος του 0.7.

Ακολούθως, χρησιμοποιώντας εκτός από το ίσης στάθμισης χαρτοφυλάκιο από το CRSP και μακροχρόνια κρατικά ομόλογα στο χαρτοφυλάκιο που “λειτουργεί” ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και ελέγχοντας την ίδια από κοινού υπόθεση κατέληξε στα ίδια αποτελέσματα (απόρριψη του CAPM).

Αν και η αρχή της δεκαετίας του 1970 χαρακτηρίστηκε ως περίοδος αποδοχής του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων η κριτική του Roll και διάφορες άλλες εμπειρικές μελέτες στα τέλη της δεκαετίας (Basu 1977) αμφισβήτησαν έντονα την εγκυρότητά του. Στη συνέχεια η Επιστημονική Κοινότητα στράφηκε προς δύο κατευθύνσεις: Από τη μια πλευρά διάφορες θεμελιώδεις χρηματοοικονομικές μεταβλητές (fundamentals) ή μεταβλητές που χαρακτηρίζουν μια επιχείρηση (firm specific characteristics) χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να εξηγηθούν οι διαφορές στις αναμενόμενες αποδόσεις μεταξύ των αξιογράφων.³ Από την άλλη, νέα θεωρητικά υποδείγματα προτάθηκαν, τα κυριότερα εκ των οποίων ήταν η Θεωρία Αποτίμησης με Εξισορροπητική Αγοραπωλησία (Arbitrage Pricing Theory) του Ross (1976) και το υπόδειγμα του Merton (Intertemporal Capital Asset Pricing Model) .

2.2. Θεμελιώδεις Χρηματοοικονομικές μεταβλητές.

Παρακάτω, παρουσιάζονται οι κυριότερες έρευνες που αφορούν την επίδραση και την επεξηγηματική ικανότητα κάποιων “θεμελιωδών μεγεθών” στις αποδόσεις των μετοχών .

³ Η επιλογή των μεταβλητών από τους ερευνητές γίνεται αυθαίρετα χωρίς θεωρητική τεκμηρίωση και οι σχέσεις ανάμεσα στις μεταβλητές αυτές και στις αναμενόμενες αποδόσεις αναφέρονται ως “Ανωμαλίες της αγοράς”.

2.2.1. S. Basu (1977)

Μια πρώτη μεταβλητή που αποδείχτηκε από τον Basu (1977) ότι επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών ήταν ο λόγος Τιμής προς Κέρδη ανά μετοχή (price - earnings ratio, P/E)⁴. Στο δείγμα του ο Basu συμπεριέλαβε 1400 μετοχές που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) για την περίοδο Σεπτέμβριος του 1956 έως Αύγουστος του 1971. Αρχίζοντας από το 1957 μια φορά κάθε έτος (πάντα αρχές Απριλίου ώστε οι οικονομικές καταστάσεις να έχουν δημοσιευτεί) και για 14 χρόνια υπολόγισε τον λόγο P/E για κάθε εταιρία που δεν παρουσίαζε ελλιπείς οικονομικές καταστάσεις και τις ταξινομούσε σε έξι χαρτοφυλάκια.

Στο χαρτοφυλάκιο A* τοποθετήθηκαν εταιρίες με αρνητικά κέρδη, στο Α τοποθετήθηκαν οι μετοχές εταιριών με τον υψηλότερο δείκτη P/E, στο Β μετοχές με τον αμέσως χαμηλότερο δείκτη P/E έως το Ε το οποίο συμπεριλάμβανε τις μετοχές με τον μικρότερο λόγο P/E.

Ακολούθως, τα εξής μέτρα απόδοσης εκτιμήθηκαν με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (ordinary least squares).

$$R_{pt} - R_{ft} = \delta_{pf} + \beta_{pf} (R_{Mt} - R_{ft}) \quad (i)$$

$$R_{pt} - R_{zt} = \delta_{pz} + \beta_{pz} (R_{Mt} - R_{zt}) \quad (ii)$$

όπου R_{pt} είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου p, R_{ft} είναι η χωρίς κίνδυνο απόδοση που προκύπτει από τα 30 ημερών έντοκα γραμμάτια (treasury bills), R_{Mt} είναι η απόδοση του δείκτη “Fisher Arithmetic Investment Performance” που χρησιμοποιήθηκε ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, R_{zt} είναι η απόδοση του “zero beta” χαρτοφυλακίου, δ_{pf} , δ_{pz} είναι οι εκτιμώμενες σταθερές (μέτρο Jensen) και οι β_{pf} , β_{pz} οι εκτιμώμενες κλίσεις (συστηματικός κίνδυνος).

⁴ Ο λόγος P/E (price earnings ratio) υπολογίζεται από την διαίρεση την χρηματιστηριακή αξία των μετοχών με τα κέρδη της εταιρείας.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι τα χαρτοφυλάκια D και E με χαμηλό λόγο P/E είχαν κατά μέσο όρο απόδοση 13.55% και 16.3% ανά έτος αντίστοιχα καθ' όλη την περίοδο των δεκαεσσάρων ετών. Τα χαρτοφυλάκια A και B με υψηλό P/E είχαν μέση ετήσια απόδοση 9.34% και 9.28% αντίστοιχα. Επιπλέον, οι υψηλότερες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με χαμηλό P/E δεν οφείλονταν στα υψηλότερα επίπεδα του συστηματικού τους κινδύνου καθώς τα χαρτοφυλάκια D και E είχαν μικρότερα βήτα (beta) από ότι τα χαρτοφυλάκια A και B.

Επίσης, το μέτρο Jensen (δ_p) έδειξε ότι τα χαρτοφυλάκια E και D απέφεραν περίπου 4,5% και 2% μεγαλύτερη απόδοση από αυτή που συνεπάγεται ο συστηματικός τους κίνδυνος ενώ τα χαρτοφυλάκια με υψηλό λόγο P/E απέφεραν 2.5% έως 3% μικρότερη απόδοση από ότι συνεπάγεται το επίπεδο κινδύνου τους. Οι διαφορές αυτές στις αποδόσεις βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ ή υψηλότερο.

Επειδή τα αποτελέσματα αυτά αγνοούν την επίδραση της διαφορετικής φορολογίας στα μερίσματα και στα κέρδη κεφαλαίου ο Basu ξαναεκτίμησε τις δυο εξισώσεις (i και ii) χρησιμοποιώντας αποδόσεις μετά φόρων και κατέληξε ότι η συμπεριφορά των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων δεν εξηγείται από τη διαφορετική αυτή φορολόγηση.

Στη συνέχεια ο Basu θέλησε να συγκρίνει τις αποδόσεις των έξι χαρτοφυλακίων με τις αποδόσεις άλλων τυχαία σχηματισμένων χαρτοφυλακίων που είχαν το ίδιο επίπεδο κινδύνου. Για το λόγο αυτό για καθένα από τα αρχικά έξι P/E χαρτοφυλάκια δέκα νέα χαρτοφυλάκια (που περιλάμβαναν τυχαία επιλεγμένες μετοχές) δημιουργήθηκαν. Έπειτα, οι εξισώσεις (i) και (ii) εκτιμήθηκαν για αυτά τα 60 “τυχαία” χαρτοφυλάκια με 168 μηνιαίες παρατηρήσεις. Από τα δέκα αυτά τυχαία χαρτοφυλάκια που αντιστοιχούσαν σε καθένα από τα αρχικά έξι P/E χαρτοφυλάκια αυτό που είχε τον ίδιο περίπου συστηματικό κίνδυνο (beta) με το σχετικό P/E χαρτοφυλάκιο επιλέχτηκε για παραπέρα ανάλυση .

Αρχικά υπολογίστηκαν οι αποκλίσεις στον συστηματικό κίνδυνο μεταξύ των έξι “τυχαίων” χαρτοφυλακίων (RA*, RA, RB, RC, RD, RE) και των αντίστοιχων έξι αρχικών P/E χαρτοφυλακίων (A*, A, B, C, D, E) και ελέγχθηκε η σημαντικότητά τους (για παράδειγμα ελέγχθηκε αν $\beta_{d1} = \beta_A - \beta_{RA} = 0$, $\beta_{d2} = \beta_B - \beta_{RB} = 0$). Βρέθηκε ότι ο συστηματικός κίνδυνος των χαρτοφυλακίων RA, RB, RC, RE ήταν πολύ κοντά με αυτόν των A, B, C και E ενώ οι αποκλίσεις ήταν λίγο μεγαλύτερες για RA και RD και τα αντίστοιχα A και D. Ακόμη, κανένα β_{di} δεν ήταν σημαντικά διαφορετικό από το μηδέν. Επομένως, η σύγκριση αποδόσεων μεταξύ των “τυχαίων” χαρτοφυλακίων και των αρχικών χαρτοφυλακίων ήταν δυνατό να πραγματοποιηθεί.

Τα αποτελέσματα φανέρωσαν ότι τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό λόγο P/E (E και D) απέφεραν μέσες αποδόσεις υψηλότερες από αυτές των “τυχαίων” χαρτοφυλακίων ίσου κινδύνου ($R_d = R_E - R_{RE} > 0$, $R_d = R_D - R_{RD} > 0$) ενώ τα χαρτοφυλάκια με υψηλό λόγο P/E απέφεραν μέσες αποδόσεις χαμηλότερες από αυτές των αντίστοιχων “τυχαίων” χαρτοφυλακίων.

Συνοψίζοντας, όλα τα παραπάνω θεωρήθηκαν ως ένδειξη εναντίον της Υπόθεσης της Αποτελεσματικής Αγοράς και του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) καθώς αποδείχθηκε ότι ο λόγος P/E περιέχει χρήσιμη πληροφόρηση για επενδυτική στρατηγική η οποία δεν ενσωματώνεται πλήρως στις τιμές των μετοχών.

2.2.2. Rolf W. Banz – size effect (1981)

Ο Rolf Banz (1981) ήταν ο πρώτος που αναγνώρισε ότι οι μικρού μεγέθους εταιρίες (εταιρίες μικρής κεφαλαιοποίησης) αποφέρουν υψηλότερες αποδόσεις σε σύγκριση με τις μεγάλου μεγέθους και το φαινόμενο αυτό ονομάστηκε αποτέλεσμα μεγέθους (size effect). Στην ερεύνα του ο Banz συμπεριέλαβε όλες τις κοινές μετοχές του Χρηματιστηρίου ης Νέας Υόρκης (NYSE) της περιόδου 1926 - 1975 οι

οποίες είχαν δεδομένα για τουλάχιστον 5 χρόνια. Για το σχηματισμό των 25 χαρτοφυλακίων οι μετοχές αρχικά ταξινομήθηκαν σε 5 ομάδες με κριτήριο τη Χρηματιστηριακή τους αξία⁵ (market value) ενώ στη συνέχεια κάθε ομάδα υποδιαιρέθηκε σε 5 υποομάδες με βάση το συντελεστή βήτα (beta) των μετοχών ο οποίος εκτιμώταν με δεδομένα από τα 5 προηγούμενα έτη.

Προκειμένου να διαπιστώσει την επιρροή του μεγέθους ο Banz χρησιμοποίησε το εξής υπόδειγμα :

$$E(R_p) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 [(\Phi_p - \Phi_M)/\Phi_M] + \varepsilon_p.$$

όπου $E(R_p)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p με $p = 1, \dots, 25$, β_p είναι ο συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p , Φ_p είναι η μέση χρηματιστηριακή αξία των μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης, τα $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2$ είναι οι παράμετροι της παλινδρόμησης και ε_p είναι το σφάλμα παλινδρόμησης.

Ηλεγξε τη μηδενική υπόθεση $H_0: \gamma_2 = 0$ έναντι της εναλλακτικής $H_1: \gamma_2 \neq 0$ και βρήκε ότι για την περίοδο 1936 - 1975 το γ_2 ήταν αρνητικό και στατιστικά σημαντικό αφού η t στατιστική του ήταν -2.92. Επίσης, το γ_0 βρέθηκε να είναι διαφορετικό από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Τα αποτελέσματα αυτά οδήγησαν το συμπέρασμα ότι οι μετοχές εταιριών μεγάλης κεφαλαιοποίησης είχαν κατά μέσο όρο μικρότερες αποδόσεις σε σχέση με μετοχές εταιριών μικρής κεφαλαιοποίησης και ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) δεν είναι σωστά ορισμένο.

Στη συνέχεια ο Banz θέλησε να “ποσοτικοποιήσει” τη σχέση μεγέθους και αποδόσεων για το λόγο αυτό χρησιμοποίησε τρία χαρτοφυλάκια. Το πρώτο περιείχε τις 10 εταιρίες με το μικρότερο μέγεθος, το δεύτερο περιείχε 10 μέσου μεγέθους εταιρίες και το τρίτο τις 10 εταιρίες με το μεγαλύτερο μέγεθος. Τα χαρτοφυλάκια

⁵ Η χρηματιστηριακή αξία (market value) μίας εταιρείας ισούται με το γινόμενο του αριθμού των (κοινών) μετοχών επί την τιμή της μετοχής .

αυτά δημιουργήθηκαν έτσι ώστε να έχουν τον ίδιο συντελεστή βήτα. Ακολούθως, υπολογίστηκαν οι εξής μηνιαίες διαφορές:

$$R_{1t} = R_{st} - R_{lt}, \quad R_{2t} = R_{st} - R_{at}, \quad R_{3t} = R_{at} - R_{lt}$$

όπου R_{st} , R_{at} , και R_{lt} είναι οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνουν μικρού, μεσαίου και μεγάλου μεγέθους εταιρίες αντίστοιχα. Οι διαφορές αυτές χρησιμοποιήθηκαν στην εκτίμηση του υποδείγματος:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i (R_{Mt} - R_{Ft}) \quad \text{για } i = 1, 2, 3$$

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι επιπλέον απόδοση (alpha) των μικρής κεφαλαιοποίησης εταιριών σε σχέση με τις εταιρίες μεγάλης κεφαλαιοποίησης ήταν, κατά μέσο όρο, 1.52% ανά μήνα (ή 19.8% ανά έτος). Μάλιστα, η επιπλέον αυτή απόδοση αποδείχτηκε στατιστικά σημαντική για την περίοδο 1931 - 1975. Όσον αφορά τις μεσαίου και μεγάλου μεγέθους εταιρείες δεν βρέθηκε στατιστικά σημαντική διαφορά ως προς τις μέσες αποδόσεις τους.

2.2.3. Εξηγήσεις του αποτελέσματος μεγέθους (size effect)

Το αποτέλεσμα μεγέθους, που διαπιστώθηκε και σε άλλες έρευνες, τράβηξε το ενδιαφέρον πολλών επιστημόνων οι οποίοι πρότειναν κάποιες εξηγήσεις. Ο Roll (1981) επιχειρηματολόγησε ότι υπάρχει πρόβλημα στον υπολογισμό του κινδύνου. Ο συντελεστής βήτα για τις μικρού μεγέθους επιχειρήσεις υποεκτιμάται λόγω του ότι οι συναλλαγές σε “μικρές” εταιρίες είναι λιγότερες και εξαιτίας του “nonsynchronous trading”. Αν ο συντελεστής βήτα υποεκτιμηθεί τότε χρησιμοποιώντας το CAPM η αναμενόμενη απόδοση που θα υπολογιστεί θα είναι χαμηλή και επομένως θα είναι μικρότερη από την πραγματοποιηθείσα με αποτέλεσμα να δημιουργείται υπερβάλλουσα απόδοση.

Οι Chan και Chen (1988) ασχολήθηκαν με το πρόβλημα της λανθασμένης εκτίμησης του συντελεστή βήτα. Στην έρευνά τους τόσο τα βήτα της αγοράς (market betas) όσο και το πρίμ της αγοράς (market premium) άλλαζαν με το χρόνο. Με αυτόν τον τρόπο κατάφεραν να πάρουν πιο συνεπείς εκτιμήσεις αναφορικά με τα βήτα με αποτέλεσμα το μέγεθος (size) να μην έχει συνεισφορά στην εξήγηση των διαστρωματικών διαφορών των μέσων αποδόσεων των μετοχών.

Μια άλλη έρευνα των Chan, Chen και Hsieh (1985) δείχνει ότι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων δεν είναι το επαρκές μοντέλο μέτρησης της αναμενόμενης απόδοσης και υποστήριξαν ότι αν ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα χρησιμοποιηθεί τότε το αποτέλεσμα μεγέθους παύει να ισχύει. Βασίστηκαν στο μοντέλο των Chen, Roll και Ross⁶ για να μετρήσουν την αναμενόμενη απόδοση 20 χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν βάσει μεγέθους (size) και βρήκαν ότι η διαφορά στην απόδοση του χαρτοφυλακίου με τις μικροτέρους μεγέθους μετοχές σε σύγκριση με το χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλυτέρους μεγέθους μετοχές ήταν μόλις 1,5% ανά έτος. Η διαφορά έφτανε στο 11.5% αν γινόταν χρήση του CAPM.

Άλλοι επιστήμονες διαπίστωσαν ότι το αποτέλεσμα μέγεθος είναι εποχικό φαινόμενο καθώς η επίδραση συγκεντρώνεται κυρίως στο μήνα Ιανουάριο. Ο Keim (1983) ήταν ο πρώτος που συνδύασε το αποτέλεσμα μεγέθους με το μήνα Ιανουάριο. Έδειξε ότι το πριμ μιας μικρού μεγέθους εταιρίας είναι πάντα θετικό τον Ιανουάριο για τα έτη 1963 – 1979. Επιπλέον, βρήκε ότι σχεδόν το 50% από το μέσο ετήσιο αποτέλεσμα μεγέθους μπορεί να αποδοθεί στο μήνα Ιανουάριο.

Ως κυριότερη εξήγηση του φαινομένου αυτού προτάθηκε η “tax loss selling hypothesis”. Σύμφωνα με την υπόθεση αυτή το Αμερικάνικο σύστημα φορολόγησης παρακινεί τους επενδυτές να πωλούν τις μετοχές που παρουσίασαν πτώση τιμής στα τέλη του έτους προκειμένου να προκαλέσουν ελλείμματα κεφαλαίου και να έχουν ευνοϊκότερη φορολόγηση εισοδήματος. Οι πωλήσεις αυτές

⁶ Το υπόδειγμα των Chen, Roll και Ross (1986) παρουσιάζεται αναλυτικά στη σελίδα 62.

πιέζουν τις τιμές να μειωθούν. Στη συνέχεια στις αρχές του νέου έτους οι επενδυτές ξαναγοράζουν τις μετοχές με αποτέλεσμα οι τιμές τους να αυξάνονται και να προσαρμόζονται στα επίπεδα ισορροπίας τους.

Η παραπάνω διαδικασία είναι εντονότερη για μετοχές εταιριών μικρού μεγέθους των οποίων οι αποδόσεις είναι πιο ευμετάβλητες και οι τιμές τους έχουν παρουσιάζει μεγαλύτερη πτώση.

Κάποιες άλλες έρευνες έδειξαν ότι το αποτέλεσμα μεγέθους οφείλεται μερικώς στα κόστη συναλλαγής (transaction costs) και στην έλλειψη πληροφόρησης. Τα κόστη συναλλαγής είναι μεγαλύτερα για μετοχές εταιριών μικρού μεγέθους ενώ και η πληροφόρηση για αυτές τις εταιρίες είναι λιγότερο διαθέσιμη, γεγονός που οδηγεί σε αύξηση του κινδύνου και της αβεβαιότητας με συνέπεια οι επενδυτές να απαιτούν υψηλότερες αποδόσεις.

O Berk (1995,1997) υποστήριξε ότι η αρνητική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους οφείλεται στην “ενδογενή” σχέση μεταξύ χρηματιστηριακής αξίας μιας εταιρίας και του προεξοφλητικού της επιτοκίου. Επειδή η χρηματιστηριακή αξία μιας εταιρίας σε ισορροπία καθορίζεται ως η προεξοφλημένη αξία των αναμενόμενων μελλοντικών ταμειακών ροών είναι επόμενο να εξαρτάται από το επιτόκιο προεξόφλησης. Μεταξύ δυο εταιριών που έχουν ίδιες ταμειακές ροές αυτή με το μεγαλύτερο προεξοφλητικό επιτόκιο θα έχει και τη μικρότερη χρηματιστηριακή αξία. Επομένως, οι αναμενόμενες αποδόσεις πάντα θα σχετίζονται αρνητικά με το μέγεθος (size) της εταιρίας.

2.2.4. Rolf W. Banz και William J. Breen (1986)

Οι Rolf Banz και William Breen (1986) εξέτασαν την επίδραση του μεγέθους (size) και του λόγου Τιμή προς Κέρδη ανά μετοχή (price to earnings ratio, P/E) στις αποδόσεις των μετοχών. Επειδή η συλλογή λογιστικών στοιχείων από την

“Current Compustat” προκαλεί δύο βασικά προβλήματα σε κάθε εμπειρική έρευνα, χρησιμοποιήθηκαν ανάλογα στοιχεία και από μια άλλη μη μεροληπτική βάση δεδομένων (“the sequentially collected Compustat file”) ώστε να συγκριθούν τα επιμέρους αποτελέσματα.

Τα δύο βασικά προβλήματα που σχετίζονται με την “Current Compustat” είναι: α) ex post selection bias που οφείλεται στο ότι στη βάση δεδομένων δεν περιλαμβάνονται στοιχεία εταιριών που έχουν διαγραφεί και στο ότι όταν νέες επιχειρήσεις εισέλθουν στη “Current Compustat” προγενέστερα (της εισόδου) στοιχεία καταγράφονται. β) look ahead bias που προκύπτει όταν γίνεται χρήση δεδομένων τα οποία θα είναι διαθέσιμα στους επενδυτές ύστερα από κάποιους μήνες.

Αρχικά οι Banz και Breen θέλησαν να βρουν αν τα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν από τις δύο βάσεις δεδομένων παρουσιάζουν ίσες αποδόσεις. Για το λόγο αυτό στο τέλος κάθε έτους της περιόδου 1974 – 1981 όλες οι μετοχές από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και το Αμερικάνικο Χρηματιστήριο (AMEX) που είχαν καταχωρηθεί σε κάθε βάση δεδομένων ιεραρχούνταν ως προς τη χρηματιστηριακή τους αξία και χωρίζονταν σε 5 ομάδες. Κάθε ομάδα υποδιαιρείτο σε 6 υποομάδες με κριτήριο το λόγο P/E. Με τον τρόπο αυτό δημιουργήθηκαν 30 χαρτοφυλάκια σε κάθε βάση δεδομένων τα οποία ενημερώνονταν ετησίως και των οποίων οι αποδόσεις υπολογίζονταν για τους επόμενους δώδεκα μήνες.

Ακολούθως, εξετάστηκε αν οι μέσες διαφορές στις καθαρές αποδόσεις (raw returns) και στις προσαρμοσμένες ως προς τον κίνδυνο αποδόσεις (risk adjusted returns) των τριάντα χαρτοφυλακίων από τις δύο διαφορετικές βάσεις δεδομένων ήταν ταυτόχρονα όλες ίσες με μηδέν. Ουσιαστικά για τις καθαρές αποδόσεις ελέγχθηκε αν η σειρά: $D_i(t) = RS_i(t) - RC_i(t)$ έχει μηδενικούς μέσους για όλα τα $i = 1, 2, \dots, 30$ όπου $RC_i(t)$ είναι το διάνυσμα των αποδόσεων του i χαρτοφυλακίου από το “Current Compustat file” και $RS_i(t)$ είναι το αντίστοιχο διάνυσμα από το “Sequential

Compustat file". Όσον αφορά στις προσαρμοσμένες αποδόσεις, οι αποδόσεις των τριάντα χαρτοφυλακίων από τις δύο βάσεις δεδομένων γράφτηκαν ως:

$$RC_i = \alpha C_i + \beta C_i R_M, \quad RS_i = \alpha S_i + \beta S_i R_M \quad \text{για } i = 1, \dots, 30.$$

και ελέγχθηκε αν $(\alpha C_i - \alpha S_i) = 0$ και $(\beta C_i - \beta S_i) = 0$ για κάθε $i = 1, 2, \dots, 30$.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι γίνεται αποδεκτή η υπόθεση της διαφοράς στις αποδόσεις μεταξύ των χαρτοφυλακίων τόσο σε καθαρές όσο και σε προσαρμοσμένες αποδόσεις.

Στη συνέχεια οι Banz και Breen ερεύνησαν τις επιδράσεις των : ex – post selection bias και look ahead bias ξεχωριστά. Βρήκαν ότι και τα δύο είδη μεροληψίας συνεισφέρουν σημαντικά στη διαφορά αποδόσεων μεταξύ των χαρτοφυλακίων από τις δύο διαφορετικές βάσεις δεδομένων. Επίσης, αναλύοντας τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν από το "Current Compustat file" διαπίστωσαν ότι με δεδομένο το μέγεθος τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό λόγο P/E απέφεραν σημαντικά υψηλότερες καθαρές και προσαρμοσμένες ως προς τον κίνδυνο αποδόσεις σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια με υψηλό λόγο P/E. Αντίθετα, στα χαρτοφυλάκια από το "Sequentially Collected Compustat file" με δεσμευμένο το μέγεθος δεν προέκυψε σχέση μεταξύ αποδόσεων και λόγου P/E για την περίοδο 1974 – 1981. Επομένως, η επίδραση του λόγου P/E εμφανίστηκε να εξαρτάται από το μέγεθος (size) όταν } χρησιμοποιούνται στοιχεία που δεν υπόκεινται σε μεροληψία.

2.2.5. Jeffrey Jaffe, Donald Keim, και Randolph Westerfield (1989)

Οι Jaffe, Keim, και Westerfield (1989) θέλησαν να ελέγξουν αν το μέγεθος (size) και ο δείκτης Κέρδη (ανά μετοχή) προς Τιμή μετοχής (earnings to price ratio, E/P) έχουν επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών και αν κάποια από τις δύο μεταβλητές εμφανίζεται ισχυρότερη. Σε ανάλογες προγενέστερες έρευνες ο Reinganum (1981)

βρήκε ότι το μέγεθος υπερέχει, ο Basu (1983) υποστήριξε ότι ο λόγος E/P έχει σημαντικότερη επιρροή, οι Cook και Rozeff (1984) απέδωσαν ίδια σημαντικότητα και στις δύο μεταβλητές ενώ οι Banz και Breen (1986) ισχυρίστηκαν ότι υπάρχει αποτέλεσμα μεγέθους χωρίς το αποτέλεσμα του δείκτη E/P να είναι ανεξάρτητο του.

Οι Jaffe, Keim και Westerfield απέδωσαν τα συγχαίρομενα αυτά αποτελέσματα στη χρησιμοποίηση μικρών περιόδων ανάλυσης, στην αδυναμία να διαχωριστεί η επίδραση του Ιανουαρίου από τους άλλους μήνες του έτους, στη χρήση μονο δεδομένων από την Compustat και στη μεθοδολογία. Για τους λόγους αυτούς χρησιμοποίησαν: μεγαλύτερη περίοδο ανάλυσης (από το 1951 έως το 1986), δεδομένα που δεν υπόκεινται σε selection bias και look ahead bias, τη μέθοδο SUR (Seemingly Unrelated Regression) και έδωσαν ξεχωριστή σημασία στο μήνα Ιανουάριο.

Πιο συγκεκριμένα, συγκέντρωσαν στοιχεία για τις αποδόσεις, τις τιμές και τον αριθμό των μετοχών από από το CRSP (Center for Research in Security Prices), για τα κέρδη από τα αρχεία της Compustat PST για την περίοδο 1967 – 1986 και από τα αρχεία “Backdata” για την περίοδο 1950 - 1966. Η ταξινόμηση των μετοχών σε χαρτοφυλάκια γινόταν ως εξής: Αρχικά υπολογιζόταν στο τέλος Μαρτίου κάθε έτους ο λόγος E/P (με στοιχεία από το τέλος του χρόνου) και κάθε εταιρία τοποθετούνταν σε μία από τις έξι ομάδες. Η ομάδα 0 περιελάμβανε εταιρίες με αρνητικά κέρδη, οι μετοχές με τον χαμηλότερο δείκτη E/P τοποθετήθηκαν στην ομάδα 1 έως την ομάδα 5 η οποία περιείχε τις μετοχές με τον υψηλότερο λόγο E/P.

Ακολούθως, οι μετοχές κάθε μιας ομάδας ιεραρχήθηκαν βάσει της χρηματιστηριακής αξίας της 31^{ης} Μαρτίου. Έτσι, κάθε μια από τις έξι ομάδες υποδιαιρέθηκε σε πέντε υποομάδες όπου η υποομάδα 1 περιελάμβανε τις μικροτέρους μεγέθους μετοχές και η υποομάδα 5 τις μεγάλου μεγέθους μετοχές με συνέπεια να δημουργηθούν 30 χαρτοφυλάκια. Μετρώντας τις μηνιαίες μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων (ξεκινώντας από την 1^η Απριλίου και τελειώνοντας

την 31^η Μαρτίου) διαπίστωσαν ότι οι αποδόσεις σχετίζονται αρνητικά με το μέγεθος και θετικά με το δείκτη E/P.

Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν ένα υπόδειγμα SUR, εισάγοντας μια ψευδομεταβλητή προκειμένου να διαχωρίσουν την επίδραση του μήνα Ιανουαρίου από τους λοιπούς μήνες. Στο υπόδειγμα αυτό εξαρτημένη μεταβλητή ήταν οι excess αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και ανεξάρτητες: η excess απόδοση του δείκτη των μετοχών από το CRSP, ο μέσος λόγος P/E των χαρτοφυλακίων και η μέση χρηματιστηριακή αξία των χαρτοφυλακίων η οποία ήταν εκφρασμένη σε φυσική λογαριθμική μορφή. Για την εκτίμηση του έλαβαν υπόψιν τους μόνο τα 25 χαρτοφυλάκια που παρουσίαζαν θετικά κέρδη επιλέγοντας ως περίοδο εκτίμησης από τον Απρίλιο του 1951 έως το Δεκέμβριο του 1986. Στη συνέχεια ξαναεκτίμησαν το υπόδειγμα χωρίζοντας την αρχική περίοδο σε δύο υποπεριόδους ίσου μεγέθους: Από τον Απρίλιο του 1951 έως το Μάρτιο του 1969 και από τον Απρίλιο του 1969 έως το Δεκέμβριο του 1986.

Για ολόκληρη την περίοδο (1951 – 1986) βρήκαν ότι και οι δύο μεταβλητές (size, E/P) είχαν σημαντικούς συντελεστές, όμως διαχωρίζοντας τον Ιανουάριο από τους υπόλοιπους μήνες τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το μέγεθος ήταν σημαντικό μόνο τον Ιανουάριο ενώ ο δείκτης P/E και τον Ιανουάριο και τους λοιπούς μήνες (Φεβρουάριο – Δεκέμβριο).

Όσον αφορά στις υποπεριόδους ο συντελεστής του μεγέθους ήταν στατιστικά σημαντικός και για τις δύο υποπεριόδους μόνο για τον Ιανουάριο και μη σημαντικός για τους λοιπούς μήνες. Ο συντελεστής του δείκτη Κέρδη ανά μετοχή προς Τιμή βρέθηκε σημαντικός μόνο τον Ιανουάριο για την πρώτη υποπερίοδο ενώ για τη δεύτερη υποπερίοδο ήταν σημαντικός τόσο τον Ιανουάριο όσο και τους λοιπούς μήνες. Τα αποτελέσματα αυτά των υποπεριόδων αποδεικνύουν ότι η επίδραση του δείκτη E/P εξαρτάται από την εξεταζόμενη περίοδο.

Τέλος, οι Jaffe, Keim και Westerfield ήλεγχαν συγχρόνως με τις δύο μεταβλητές την επιρροή μιας τρίτης (τιμή μετοχής) χρησιμοποιώντας την ίδια μέθοδο και μελετώντας πάλι ξεχωριστά τον μήνα Ιανουάριο. Το συμπέρασμά τους ήταν ότι η αρνητική σχέση μεταξύ αποδόσεων - μεγέθους και / ή τιμής συγκεντρωνόταν κυρίως το μήνα Ιανουάριο ενώ η επιρροή του δείκτη P/E ήταν σημαντικότερη τους λοιπούς μήνες του έτους.

2.2.6. Louis Chan, Yasushi Hamao και Josef Lakonishok (1991)

Οι Louis Chan, Yasushi Hamao και Josef Lakonishok (1991) διερεύνησαν την επιρροή τεσσάρων θεμελιωδών μεγεθών στις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου του Τόκυο. Στην έρευνά τους χρησιμοποίησαν ως μεταβλητές την χρηματιστηριακή αξία (market value), το δείκτη Κέρδη ανά μετοχή προς Τιμή, (earnings to price ratio, E/P), το δείκτη Ταμειακής ροής ανά μετοχή προς Τιμή (cash flow to price ratio, CF/P) και το λόγο της Λογιστικής αξίας των κοινών μετοχών προς τη Χρηματιστηριακή αξία των κοινών μετοχών (book value of equity to market value of equity, BV/MV)⁷. Τα δεδομένα που συνέλεξαν ήταν από τα αρχεία της “Daiwa Securities”, αφορούσαν στην περίοδο Ιανουάριος του 1971 έως Δεκέμβριος του 1988 και περιείχαν στοιχεία για όλες τις εταιρίες (manufacturing and non manufacturing companies) που διαπραγματεύονταν και στους δύο τομείς του Χρηματιστηρίου του Τόκυο καθώς και γι' αυτές που είχαν διαγραφεί (delisted).

Επειδή το οικονομικό έτος για τις Ιαπωνικές επιχειρήσεις τελειώνει την 31^η Μαρτίου ο σχηματισμός και η ενημέρωση των χαρτοφυλακίων γινόταν στα τέλη Ιουνίου κάθε έτους με τον εξής τρόπο: Αρχικά οι εταιρίες ιεραρχούνταν σύμφωνα με το δείκτη E/P και ταξινομούνταν σε 5 ομάδες. Η ομάδα 0 περιείχε μετοχές με αρνητικά κέρδη, η ομάδα 1 συμπεριλάμβανε μετοχές με μικρό αλλά (θετικό) δείκτη E/P έως την ομάδα 4 στην οποία ανήκαν οι μετοχές με τον υψηλότερο δείκτη E/P.

⁷ Ο λόγος CF/P (cash flow yield) μίας εταιρείας ισούται με το άθροισμα των κερδών και της απόσβεσης προς την χρηματιστηριακή αξία της εταιρείας.

Στη συνέχεια, κάθε μία από τις πέντε ομάδες χωριζόταν σε 4 υποομάδες με κριτήριο το μέγεθος (MV). Τέλος, κάθε υποομάδα χωριζόταν σε 5 υποκατηγορίες με βάση το λόγο BV/MV. Οι μετοχές με αρνητική λογιστική αξία τοποθετούνταν στην υποκατηγορία 0 και οι υπόλοιπες κατατάχθηκαν με αύξοντα τρόπο (δηλαδή αυτές με μικρό λόγο BV/MV στην υποκατηγορία 1 και αυτές με τον μεγαλύτερο στην υποκατηγορία 4). Οι Chan, Hamao και Lakonishok εστίασαν την προσοχή τους μόνο στα 64 χαρτοφυλάκια που παρουσίαζαν θετικές τιμές λογιστικής αξίας και κερδών.

Για να ελέγχουν τη σημαντικότητα των τεσσάρων θεμελιωδών μεγεθών εισήγαγαν το παρακάτω υπόδειγμα SUR:

$$R_{Pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_{P1} (RW_t - R_{ft}) + \beta_{P2} (RE_t - R_{ft}) + \alpha_1 (E/P)_{Pt} + \alpha_2 (LS)_{Pt} + \\ \alpha_3 (BV/MV)_{Pt} + \alpha_4 (CF/P)_{Pt} + \epsilon_{Pt} \text{ για } P = 1, \dots, 64 \text{ και } t = 1, \dots, 210.$$

Όπου:

η εξαρτημένη μεταβλητή είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου P το μήνα t (R_{Pt}) μείον το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (R_{ft}), RW_t και RE_t είναι οι αποδόσεις των value weighted και ίσης στάθμισης (equally weighted) δεικτών το μήνα t ενώ τις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές αποτελούν: η μέση χρηματιστηριακή αξία των μετοχών του χαρτοφυλακίου P και οι μέσοι λόγοι E/P, BV/MV, CF/P κάθε χαρτοφυλακίου P.⁸

Πρέπει να σημειωθεί ότι οι τιμές των θεμελιωδών μεταβλητών στην Ιαπωνία παρουσίαζαν μεγάλη μεταβλητικότητα κατά την εξεταζόμενη περίοδο εξαιτίας της μεγάλης ανατίμησης στην αξία των Ιαπωνικών μετοχών. Για το λόγο αυτό έγινε κάποια προσαρμογή στα τέσσερα “μεγέθη” διαιρώντας την τιμή κάθε μιας μεταβλητής κάθε μήνα με το μέσο της από τον προηγούμενο Ιούνιο. Στην περίπτωση που δε γινόταν αυτή η προσαρμογή τα αποτελέσματα της έρευνας ήταν

⁸Στο υπόδειγμα η χρηματιστηριακή αξία είναι η μόνη που εξετάζεται σε φυσική λογαριθμική μορφή (LS).

αντίθετα συγκριτικά με τις προηγούμενες. Πιο συγκεκριμένα, όταν όλες οι μεταβλητές συμπεριλήφθηκαν στο υπόδειγμα ο συντελεστής του δείκτη E/P είχε αρνητικό πρόσημο και αυτός της χρηματιστηριακής αξίας θετικό.

Χρησιμοποιώντας τις προσαρμοσμένες τιμές των τεσσάρων μεταβλητών οι Chan, Hamao και Lakonishok βρήκαν ότι καθένας από τους δείκτες E/P, BV/MV, CF/P ξεχωριστά είχε θετική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών ενώ μεταξύ χρηματιστηριακής αξίας και μελλοντικών αποδόσεων υπήρχε αρνητική σχέση. Στη συνέχεια, διερευνώντας την επίδραση του μεγέθους και του δείκτη E/P συμπέραναν ότι καμία μεταβλητή δεν “κυριαρχεί” της άλλης. Προσθέτοντας τον δείκτη Λογιστικής αξίας προς Χρηματιστηριακή αξία στο υπόδειγμα κατέληξαν στο ότι οι συντελεστές του μεγέθους και του δείκτη E/P ήταν μη στατιστικά σημαντικοί ενώ αυτός του λόγου BV/MV ήταν σημαντικός. Εκτιμώντας το υπόδειγμα και με τις τέσσερις μεταβλητές βρήκαν ότι μόνο οι συντελεστές των δεικτών BV/MV και CF/P ήταν στατιστικά διαφορετικοί του μηδενός και επομένως θεώρησαν τις δύο αυτές μεταβλητές στατιστικά και οικονομικά πιο σημαντικές έχοντας μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα.

Τέλος, οι Chan, Hamao και Lakonishok θέλησαν να συγκρίνουν τα αποτελέσματα της μεθόδου που χρησιμοποίησαν με τη μέθοδο δυο σταδίων των Fama και MacBeth (1973). Κάνοντας χρήση χαρτοφυλακίων τα αποτελέσματα έδειξαν ότι : οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων σχετίζονταν θετικά και στατιστικά σημαντικά με τους δείκτες BV/MV και CF/P και ότι ο συντελεστής του μεγέθους ήταν αρνητικός όμως η στατιστική σημαντικότητα του εξαρτώταν από την εξειδίκευση του μοντέλου (simple average of cross sectional coefficients / weighted average of cross sectional coefficients). Το πρόσημο του συντελεστή του δείκτη E/P βρέθηκε αρνητικό και μη σημαντικό μόνο όταν το υπόδειγμα εκτιμήθηκε με την γενικευμένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (generalized least squares method, GLS). Επειτα, προσπαθώντας να απαλείψουν τη μεροληψία που οι Lo και Mackinlay (1990b) υποστήριξαν ότι υπάρχει όταν χρησιμοποιούνται χαρτοφυλάκια (data snooping bias) εφάρμοσαν τη μέθοδο Fama-MacBeth μεμονωμένα σε μετοχές (individuals)

χωρίς όμως να βρούν σημαντικές διαφορές στα αποτελέσματά τους σε σχέση με τη χρησιμοποίηση χαρτοφυλακίων.



2.2.7. Eugene Fama και Kenneth French (1992)

Οι Eugene Fama και Kenneth French (1992) ερεύνησαν αν οι αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE), στο Αμερικάνικο Χρηματιστήριο (AMEX) και στο NASDAQ μπορούν να ερμηνευθούν από κάποια θεμελιώδη "μεγέθη". Τα δεδομένα για τις αποδόσεις των μετοχών προέρχονται από το CRSP (Center for Research in Security Prices) και για τις λογιστικές καταστάσεις από τα αρχεία της Compustat: Προκειμένου να διασφαλίσουν τη διαθεσιμότητα των λογιστικών καταστάσεων στους επενδυτές "ταίριαξαν" τα λογιστικά δεδομένα (τέλος οικονομικού έτους) του χρόνου $t - 1$ με τις αποδόσεις από τον Ιούλιο του χρόνου t έως τον Ιούνιο του έτους $t + 1$.

Για να υπολογίστούν οι λόγοι: Λογιστική αξία προς Χρηματιστηριακή αξία κοινών μετοχών (book value of equity to market value of equity , BE/ME), Κέρδη ανά μετοχή προς Τιμή (earnings to prices ratios, E/P) καθώς και οι δύο δείκτες μόχλευσης (book assets to market equity – A/ME, book assets to book equity – A /BE) χρησιμοποίησαν τη χρηματιστηριακή αξία της κάθε εταιρίας στο τέλος Δεκεμβρίου του έτους $t - 1$ ενώ για να υπολογίσουν το μέγεθος (size) χρησιμοποίησαν τη χρηματιστηριακή αξία του Ιουνίου του έτους t (1963-1990).

Ο σχηματισμός των χαρτοφυλακίων γινόταν με τον εξής τρόπο: Τον Ιούνιο κάθε έτους όλες οι εταιρίες (εξαιρουμένων των χρηματοοικονομικών) από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης ιεραρχήθηκαν αναφορικά με το μέγεθος και ταξινομήθηκαν σε δέκα ομάδες. Με βάση αυτά τα όρια ταξινόμησης κατανεμήθηκαν και οι μη χρηματοοικονομικές εταιρίες από το Αμερικάνικο Χρηματιστήριο και το NASDAQ στις 10 (αυτές) ομάδες. Στη συνέχεια κάθε ομάδα υποδιαιρούνταν σε 10 υποομάδες ανάλογα με το συντελεστή βήτα (beta) των



μετοχών ο οποίος εκτιμόταν με 24 έως 64 μηνιαίες παρατηρήσεις. Στον καθορισμό των ορίων των υποομάδων βάσει των βήτα (pre-ranking β_s) συμμετείχαν όπως και πρίν μόνο οι μετοχές από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Με αυτόν τον τρόπο δημιουργήθηκαν 100 χαρτοφυλάκια που αναθεωρούνταν ετησίως (κάθε Ιούνιο) και των οπίων οι αποδόσεις μετρούνταν για τους επόμενους 12 μήνες αρχίζοντας από Ιούλιο. Έτσι, υπολόγισαν τις μηνιαίες αποδόσεις 100 χαρτοφυλακίων, για την περίοδο Ιούλιος 1963 έως Δεκέμβριος 1990 οι οπίες χρησιμοποιήθηκαν για να ξαναεκτιμηθούν οι συντελεστές βήτα (market beta) των χαρτοφυλακίων με τη μέθοδο Dimson (post ranking β_s).

Ο σχηματισμός των χαρτοφυλακίων πρώτα ως προς το μέγεθος και έπειτα ως προς το συντελεστή βήτα (pre-ranking β_s) έδειξε ότι υπάρχει: I) Ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και μεγέθους, II) Καμία σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και του beta. Όταν τα χαρτοφυλάκια διαμορφωθούν μόνο ως προς το μέγεθος παρατηρήθηκε ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και μέσης απόδοσης και ισχυρή θετική σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και συντελεστή βήτα. Στην περίπτωση όμως που οι μετοχές ταξινομηθούν σε χαρτοφυλάκια με κριτήριο το συντελεστή βήτα τότε η σχέση μεταξύ μέσης απόδοσης και βήτα παύει να ισχύει, γεγονός που οδήγησε τους Fama και French στο συμπέρασμα ότι ελέγχοντας (δεσμεύοντας ως προς) το μέγεθος δεν υπάρχει σχέση μεταξύ συντελεστή βήτα και μέσης απόδοσης των χαρτοφυλακίων.

Στη συνέχεια οι Fama και French θέλησαν να διαπιστώσουν αν οι αποδόσεις των μετοχών μπορούν να ερμηνευθούν από τις θεμελιώδεις μεταβλητές. Για το λόγο αυτό χρησιμοποίησαν τη μέθοδο Fama-MacBeth (1973) και το εξής υπόδειγμα:

$$\begin{aligned} R_{it} = & \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{it} + \gamma_2 \ln(ME_{it}) + \gamma_3 \ln(BE/ME_{it}) + \gamma_4 \ln(A/ME_{it}) + \gamma_5 \ln(A/BE_{it}) \\ & + \gamma_6 (E/P_{it} \text{dummy}) + \gamma_7 (E(+)/P_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

το οποίο εκτίμησαν χωρίς τη χρήση χαρτοφυλακίων⁹.

Όσον αφορά τα αποτελέσματα, η ερμηνευτική ικανότητα του μεγέθους, ln(ME), βρέθηκε ισχυρή για την περίοδο 1963-1990. Ο συντελεστής του ήταν στατιστικά σημαντικός ανεξάρτητα από το αν στο υπόδειγμα συμπεριλήφθηκαν άλλα θεμελιώδη “μεγέθη” ως ανεξάρτητες μεταβλητές ή όχι. Αντίθετα, το βήτα (beta) αποδείχτηκε οτι δεν επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών καθώς ο συντελεστής στη διαστρωματική παλινδρόμηση ήταν πάντα μη στατιστικά σημαντικός.

Μια άλλη μεταβλητή που αποδείχτηκε οτι είχε μεγάλη επεξηγηματική δυνατότητα ήταν ο λόγος Λογιστικής αξίας προς Χρηματιστηριακή αξία, ln(BE/ME): Μάλιστα, η επίδραση του δείκτη αυτού φάνηκε να είναι σημαντικότερη σε σχέση με την επιρροή του μεγέθους. Όταν και οι δύο αυτές μεταβλητές συμπεριλήφθηκαν στο υπόδειγμα η t - στατιστική του δείκτη BE/ME ήταν πολύ υψηλοτερη. Σχετικά με τους δύο δείκτες μόχλευσης (book assets to market equity ratio –A/ME, book assets to book equity ratio – A/BE), όταν από κοινού χρησιμοποιήθηκαν στο υπόδειγμα χωρίς την παρουσία άλλων μεταβλητών βρέθηκαν να έχουν στατιστικά σημαντικούς συντελεστές με αντίθετα πρόσημα. Οι Fama και French υποστήριξαν ότι η διαφορά των δύο αυτών δεικτών μόχλευσης ουσιαστικά ισούται με το δείκτη Λογιστικής προς Χρηματιστηριακή αξία, δηλαδή $\ln(BE/ME) = \ln(A/ME) - \ln(A/BE)$.

Αναφορικά με το λόγο Κέρδη ανά μετοχή προς Τιμή μετοχής (E/P) οι Fama και French εισήγαγαν μια ψευδομεταβλητή για τις εταιρίες που παρουσίαζαν αρνητικά κέρδη. Ο συντελεστής της ψευδομεταβλητής E/P βρέθηκε στατιστικά σημαντικός όπως και ο συντελεστής του δείκτη E/P για τις εταιρίες με θετικά κέρδη. Προσθέτοντας όμως το μέγεθος στο υπόδειγμα η επεξηγηματική ικανότητα της ψευδομεταβλητής E/P χάνεται ενώ αν επιπλέον προστεθεί και ο λόγος BE/ME η

⁹ Όλες οι ανεξάρτητες μεταβλητές του υπόδειγματος εκτός του beta ήταν εκφρασμένες σε λογαριθμική μορφή.

μεταβλητή E/P για τις εταιρείες με θετικά κέρδη έχει μη στατιστικά σημαντικό συντελεστή.

Τα αποτελέσματα αυτά οδηγούν στο συμπέρασμα ότι η σχέση μεταξύ (θετικού) δείκτη E/P και μέσης απόδοσης οφείλεται κυρίως στη θετική συσχέτιση (correlation) μεταξύ των δείκτη E/P και BE/ME και ότι μόνο το μέγεθος (size) και ο δείκτης BE/ME έχουν ισχυρή ερμηνευτική ικανότητα στις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Τέλος, οι Fama και French χώρισαν την περίοδο Ιούλιος 1963 έως Δεκέμβριος 1990 σε δύο ίσες υποπεριόδους (Ιούλιος 1963 έως Δεκέμβριος 1976 και Ιανουάριος 1977 έως Δεκέμβριος 1990) και ήλεγχαν την ερμηνευτική ικανότητα: I) του μεγέθους, $\ln(\text{ME})$ σε συνδυασμό με το δείκτη BE/ME, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$, II) του beta μαζί με τις δύο προηγούμενες μεταβλητές $\ln(\text{ME})$, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$. Το beta δεν βρέθηκε να έχει στατιστικά σημαντική επίδραση σε καμία υποπερίοδο ενώ το αποτέλεσμα μεγέθους ήταν λιγότερο ισχυρό την δεύτερη υποπερίοδο 1977-1990. Αντίθετα, η σχέση μεταξύ αποδόσεων και δείκτη Λογιστικής αξίας προς Χρηματιστηριακή αξία, $\ln(\text{BE}/\text{ME})$ ήταν ισχυρή και για τις δύο υποπεριόδους με συνέπεια ο δείκτης αυτός να θεωρηθεί ως η πιο ισχυρή και αποτελεσματική επεξηγηματική μεταβλητή των διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών.

2.2.8. James L. Davis (1994)

Ο James L. Davis (1994) μελέτησε την επίδραση κάποιων βασικών θεμελιωδών μεταβλητών στις (μελλοντικές) αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο: Ιούλιος του 1940 έως Ιούνιος του 1963. Επειδή πολλές από τις μεταβλητές που χρησιμοποίησε απαιτούσαν λογιστικά δεδομένα θέλησε να αποφύγει τη συλλογή των δεδομένων αυτών από την COMPUSTAT καθώς τα αρχεία της δημιουργούν τέσσερα σημαντικά προβλήματα σε κάθε έρευνα που σχετίζεται με τη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών .

Τα προβλήματα αυτά είναι: a) selection bias που οφείλεται στο ότι στη βάση δεδομένων δεν περιλαμβάνονται στοιχεία εταιριών που έχουν διαγραφεί β) look ahead bias που προκύπτει όταν στη μελέτη συμπεριλαμβάνονται δεδομένα τα οποία δεν έχουν γίνει ακόμα γνωστά στους επενδυτές γ) data snooping bias που είναι συνέπεια της χρήσης ακριβώς των ιδίων δεδομένων σε κάθε εμπειρική έρευνα δ) το ότι "αξιόπιστα" δεδομένα είναι διαθέσιμα στην COMPUSTAT μετά το 1963. Ο Davis έχοντας επίγνωση των προβλημάτων αυτών χρησιμοποίησε ως πηγή άντλησης των στοιχείων του τα αρχεία της Moody's που δεν παρουσιάζαν τις παραπάνω μεροληψίες και εστίασε την προσοχή του στην περίοδο 1940 -1963 ώστε νέα δεδομένα να συμπεριληφθούν στην έρευνά του, δεδομένα τα οποία δεν είχαν αναλυθεί σε προγενέστερες μελέτες.

Ως ερμηνευτικές των αποδόσεων μεταβλητές χρησιμοποίησε το συντελεστή βήτα (beta), το λόγο Λογιστική αξία προς Χρηματιστηριακή αξία των κοινών μετοχών σε φυσική λογαριθμική μορφή (LB/M), τη Χρηματιστηριακή αξία σε λογαριθμική μορφή (LME), το δείκτη Κέρδη ανά μετοχή προς Τιμή μετοχής κάνοντας διάκριση μεταξύ θετικού (CF/P+) και αρνητικού (EPNEG) δείκτη, το λόγο Ταμειακής ροής ανά μετοχή προς Τιμή μετοχής κάνοντας διάκριση μεταξύ θετικού (CF/P+) και αρνητικού (CFPNEG) λόγου, το ρυθμό μεγέθυνσης των πωλήσεων (sales growth rate, GROWTH) και την τιμή της μετοχής σε λογαριθμική μορφή (LPRICE). Τα στοιχεία για τις αποδόσεις των μετοχών, τις τιμές και τη Χρηματιστηριακή τους αξία αντλήθηκαν από CRSP ενώ η Λογιστική τους αξία, η Ταμειακή ροή και οι πωλήσεις αντλήθηκαν από τη Moody's.

Την 30η Ιουνίου κάθε έτους για την περίοδο 1940 - 1962 οι μετοχές που διαπραγματεύονταν στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και είχαν καταχωρηθεί στο CRSP ιεραρχούνταν με κριτήριο το μέγεθος (ME) και χωρίζονταν ισομερώς σε δύο τμήματα. Έπειτα, ένα δείγμα από 100 μετοχές επιλεγόταν τυχαία, όμως οι μετοχές αυτές έπρεπε : a) να ανήκουν στο τμήμα που περιείχε το 50% των μετοχών με το μεγαλύτερο μέγεθος β) να έχουν αναγραφεί στη Moody's. Η μελέτη επικεντρώνεται στο τμήμα που περιείχε το 50% των εταιριών που είχαν το

μεγαλύτερο μέγεθος επειδή τα λογιστικά στοιχεία από την Moody's ήταν περισσότερο ολοκληρωμένα για τις μεγάλου μεγέθους εταιρίες και επιπλέον για να μην επηρεάσει τα αποτελέσματα το πρόβλημα των μη συχνών συναλλαγών σε "μικρού μεγέθους" μετοχές. Στη συνέχεια, οι μετοχές που είχαν επιλεγεί ιεραρχούνταν κάθε έτος με κάθε μια μεταβλητή ξεχωριστά και ταξινομούνταν σε 5 χαρτοφυλάκια των οποίων η απόδοση και ο συντελεστής βήτα υπολογίζόταν.

Στην περίπτωση που τα χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν με βάση το δείκτη E/P ή το δείκτη CF/P η διαφορά στην απόδοση μεταξύ των δύο ακραίων χαρτοφυλακίων με θετικούς δείκτες ήταν μεγαλύτερη του 9.5% ετησίως. Όταν η ταξινόμηση των μετοχών σε χαρτοφυλάκια έγινε με το λόγο B/M τα δύο ακραία χαρτοφυλάκια παρουσίαζαν 6.8% διαφορά στις αποδόσεις τους ετησίως ενώ καμία από τις υπόλοιπες μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν για τη δημουργία χαρτοφυλακίων δεν απέφερε διασπορά στις αποδόσεις μεγαλύτερη του 5%. Επιπλέον, κάποιες μεταβλητές βρέθηκαν να παρουσιάζουν μεγάλη συσχέτιση μεταξύ τους. Οι λόγοι E/P και CF/P είχαν μέσο συντελεστή συσχέτισης 0.83 για τα 23 χρόνια ενώ ο μέσος συντελεστής συσχέτισης μεταξύ CF/P και LB/M ήταν 0.66.

Στο δεύτερο μέρος της εμπειρικής ανάλυσης ο Davis προσπάθησε να καθορίσει ποια θεμελιώδη "μεγέθη" μπορούν να εξηγήσουν τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Χρησιμοποιώντας μετοχές (όχι χαρτοφυλάκια) και τη μέθοδο των Fama και MacBeth (1973) αρχικά εκτίμησε τους συντελεστές όλων των μεταβλητών ξεχωριστά μέσω μονομεταβλητών παλινδρομήσεων (δυμεταβλητές παλινδρόμησης εφαρμόστηκαν για τους λόγους CF/P και E/P για να διαχωριστούν οι εταιρίες με αρνητικά κέρδη και αρνητικές ταμειακές ροές)¹⁰. Ακολούθως, πολυμεταβλητά υποδείγματα εκτιμήθηκαν προκειμένου να διερευνηθούν οι σχέσεις μεταξύ διαφόρων θεμελιωδών "μεγεθών".

¹⁰ Πρέπει να σημειωθεί ότι οι μέσοι συντελεστές των CFPNEG και EPNEG εκτιμήθηκαν με πολύ λιγότερες παρατηρήσεις λόγω του ότι σε πολλούς μήνες δεν υπήρχαν επιχειρήσεις με αρνητικά κέρδη ή αρνητικές ταμειακές ροές.

Τα αποτελέσματα αυτών των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι οι μεταβλητές LME και LPRICE δεν είχαν ερμηνευτική ικανότητα πράγμα που ήταν αναμενόμενο καθώς από την έρευνα είχαν εξαιρεθεί οι μικρού μεγέθους εταιρίες. Στη μονομεταβλητή παλινδρόμηση ο συντελεστής του λόγου LB/M ήταν στατιστικά σημαντικός. Όταν όμως οι μεταβλητές LB/M, CF/P+, CFNEG και GROWTH συμπεριλήφθηκαν ως ανεξάρτητες στο υπόδειγμα τότε η μεταβλητή LB/M έχασε τη σημαντικότητά της ενώ ο συντελεστής του CF/P+ ήταν στατιστικά σημαντικός. Το αποτέλεσμα αυτό φανερώνει ότι ο λόγος Ταμειακής ροής ανά μετοχή προς Τιμή είχε προβλεπτική ικανότητα αναφορικά με τις μελλοντικές αποδόσεις για την περίοδο 1940 - 1963.

Μια άλλη μεταβλητή που βρέθηκε να έχει ισχυρή ερμηνευτική ικανότητα ήταν ο λόγος E/P+. Η τιμή του συντελεστή του E/P+ εκτιμήθηκε στο 4.35 πολύ κοντά σε σχέση με την τιμή που εκτίμησαν οι Fama και French (1992) για το συντελεστή της ίδιας μεταβλητής για την περίοδο 1963-1990. Όσον αφορά στο βήτα (beta) βρέθηκε ότι δεν έχει επεξηγηματική δύναμη στις αποδόσεις των μετοχών σε αντίθεση με τους Fama και MacBeth (1973) οι οποίοι για την περίοδο 1926 - 1968 υποστήριξαν την ισχύ του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM). Πάλι όμως, πρέπει να σημειωθεί ότι στο δείγμα του ο Davis δεν συμπεριέλαβε μικρού μεγέθους επιχειρήσεις.

Τέλος, ο Davis ερεύνησε αν τα αποτελέσματα παρουσιάζουν εποχικότητα γι' αυτό ξεχώρισε τον Ιανουάριο από τους λοιπούς μήνες του έτους. Συμπέρανε ότι η ερμηνευτική ικανότητα μεταβλητών LB/M, CF/P+ και E/P οφείλεται κυρίως στον Ιανουάριο. Αναλύοντας τις μονομεταβλητές παλινδρομήσεις διαπίστωσε ότι περίπου η μισή επίδραση των μεταβλητών LB/M και E/P+ στις αποδόσεις των μετοχών συνέβαινε το μήνα Ιανουάριο ενώ κατά 4/5 το αποτέλεσμα του λόγου CF/P+ συνοδευόταν με τον Ιανουάριο.

2.2.9. S.P. Kothari, Jay Shanken και Richard G. Sloan (1995)

Οι Kothari, Shanken και Sloan εξέτασαν το αν η μεταβλητικότητα των μέσων αποδόσεων των μετοχών μπορεί να εξηγηθεί από το συντελεστή βήτα (beta) για την περίοδο 1927 – 1990 καθώς και για την περίοδο 1940 – 1990. Οι Fama και French (1992) σε μια προγενέστερη έρευνα είχαν συμπεράνει ότι για την περίοδο 1941 – 1990 δεν υπήρχε στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και beta. Για την εκτίμηση του beta οι Fama και French είχαν χρησιμοποιήσει μηνιαίες αποδόσεις. Αντίθετα, οι Kothari, Shanken και Sloan χρησιμοποίησαν ετήσιες αποδόσεις.

Ως δικαιολόγηση της ενέργειάς τους αυτής προέβαλλαν ότι: α) το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) δεν εξειδικεύει το αν ο συντελεστής βήτα θα εκτιμηθεί με μηνιαίες ή ετήσιες αποδόσεις, β) εμφανίζεται να υπάρχει εποχικότητα στις μηνιαίες αποδόσεις, γ) προκύπτει μεροληψία στην εκτίμηση του βήτα με μηνιαίες παρατηρήσεις λόγω του προβλήματος της αδράνειας των συναλλαγών (thin trading problem) και του “non-synchronous trading”.

Προκειμένου να ελέγξουν τη διαστρωματική σχέση αποδόσεων και beta οι Kothari, Shanken και Sloan προχώρησαν στην ταξινόμηση των μετοχών σε χαρτοφυλάκια με πέντε διαφορετικούς τρόπους. Πιο συγκεκριμένα, τα χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν: α) με κριτήριο το beta μόνο, β) με βάση το μέγεθος (size) μόνο, γ) από τις διασταυρώσεις των ανεξάρτητων ομαδοποιήσεων ως προς beta και μέγεθος, δ) αρχικά ως προς το beta και μετά με βάση το μέγεθος, ε) αρχικά ως προς το μέγεθος και έπειτα ως προς το beta. Οι ετήσιες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν, εκτιμήθηκαν οι συντελεστές βήτα τους (post ranking portfolios betas) οι οποίοι χρησιμοποιήθηκαν στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις. Το υπόδειγμα που εξετάστηκε ήταν το εξής:

$$R_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_p + \gamma_{2t} Size_{pt-1} + \varepsilon_{pt}$$

όπου R_{pt} είναι η ίσης στάθμισης μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου p κατά τη διάρκεια του έτους που ξεκινά τον Ιούλιο του χρόνου t και τελειώνει τον Ιούνιο του χρόνου $t+1$, β_p είναι το beta του χαρτοφυλακίου p που προήλθε από ετήσιες αποδόσεις, $Size_{pt-1}$ είναι ο λογάριθμος της μέσης χρηματιστηριακής αξίας του χαρτοφυλακίου p στις 30 Ιουνίου του έτους t , γ_{0t} , γ_{1t} , γ_{2t} είναι οι παράμετροι και ε_{pt} είναι το σφάλμα παλινδρόμησης.

Όταν το β_p χρησιμοποιήθηκε ως μόνη ανεξάρτητη μεταβλητή ο συντελεστής του ήταν στατιστικά σημαντικός και για τις δύο περιόδους ανάλυσης (1927 – 1990, 1941- 1990) ανεξάρτητα από τον τρόπο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων. Αναλυτικότερα, για την περίοδο 1927 – 1990 το υψηλότερο πριμ κινδύνου (market risk premium) ήταν 1.02% ανά μήνα και “αποκομίστηκε” όταν τα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος, το μικρότερο ήταν 0.54% ανά μήνα όταν έγινε η ταξινόμηση των μετοχών ως προς τα ιστορικά βήτα. Για την περίοδο 1941 – 1990 το εκτιμηθέν risk premium ήταν λίγο χαμηλότερα και κυμαίνονταν μεταξύ 0.36% και 0.76% ανά μήνα ανάλογα με τον τρόπο σχηματισμού των χαρτοφυλακίων.

Όσον αφορά στο μέγεθος, όταν αυτό χρησιμοποιήθηκε μόνο του στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις είχε γενικά αρνητικό και στατιστικά σημαντικό συντελεστή και για τις δύο περιόδους. Όταν και οι δύο μεταβλητές (beta, size) εισήλθαν ως ανεξάρτητες στο υπόδειγμα, λόγω της μεγάλης συσχέτισης που παρουσίαζαν, έχασαν μέρος της επεξηγηματικής τους ικανότητας. Η μεταβλητή beta κυριαρχούσε του μεγέθους όταν τα χαρτοφυλάκια είχαν κατασκευαστεί ως προς το μέγεθος, ενώ το αντίθετο γινόταν όταν το βήτα ήταν το κριτήριο ταξινόμησης των μετοχών.

Στο δεύτερο τμήμα της εμπειρικής έρευνας τους οι Kothari, Shanken και Sloan εξέτασαν τη σχέση μεταξύ του λόγου Λογιστικής αξίας προς Χρηματιστηριακή αξία (book value to market value of equity , B/M) και αποδόσεων των μετοχών. Κάθε έτος από το 1963 έως το 1989 όλες οι εταιρίες από το Χρηματιστήριο της

Νέας Υόρκης (NYSE) και το Αμερικάνικο Χρηματιστήριο (AMEX) που οι απόδόσεις τους είχαν καταχωρηθεί στο CRSP και οι λογιστικές αξίες στην Compustat ιεραρχούνταν ως προς το λόγο B/M και ταξινομούνταν σε δεκατρία χαρτοφυλάκια. Οι εταιρίες με αρνητική λογιστική αξία κατατάσσονταν στο χαρτοφυλάκιο -1. Η ταξινόμηση στα λοιπά χαρτοφυλάκια γινόταν με αύξοντα τρόπο, δηλαδή το χαρτοφυλάκιο 1A περιείχε το 5% των εταιριών με τον χαμηλότερο λόγο B/M ενώ το 10B περιείχε το 5% των εταιριών που είχαν τον υψηλότερο δείκτη B/M. Παρατηρήθηκε ότι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αυξάνονταν μονοτονικά με την αύξηση του λόγου B/M με εξαίρεση το χαρτοφυλάκιο -1 που είχε τη μεγαλύτερη μέση απόδοση.

Στη συνέχεια οι Kothari, Shanken και Sloan ερεύνησαν αν η θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων και λόγου B/M οφείλεται σε “survivorship bias” καθώς διαπίστωσαν ότι για πολλές εταιρίες οι αποδόσεις είχαν καταγραφεί στο CRSP όμως τα αντίστοιχα λογιστικά στοιχεία έλλειπαν από την Compustat. Για το λόγο αυτό προχώρησαν σε ξεχωριστή ανάλυση των εταιριών με στοιχεία στο CRSP (δείγμα CRSP με 63,581 παρατηρήσεις), των εταιριών με δεδομένα στην Compustat (δείγμα Compustat με 46,021 παρατηρήσεις) και αυτών με δεδομένα στο CRSP αλλά όχι στην Compustat (δείγμα CRSP – Compustat με 17,568 παρατηρήσεις).

Σχηματίζοντας 12 χαρτοφυλάκια σε καθένα από τα τρία δείγματα με κριτήριο το μέγεθος (size) βρήκαν ότι το δείγμα Compustat είχε 1.9% μεγαλύτερη μέση ετήσια απόδοση από το δείγμα CRSP – Compustat για την περίοδο 1963 - 1989, χωρίς αυτή η διαφορά να οφείλεται στο συστηματικό κίνδυνο (beta). Επίσης, οι μέσες αποδόσεις των μικρού μεγέθους χαρτοφυλακίων της Compustat ήταν πολύ υψηλότερες από αυτές των αντίστοιχων CRSP - Compustat χαρτοφυλακίων παρόλο που τα πρώτα είχαν και μεγαλύτερη μέση χρηματιστηριακή αξία. Τα αποτελέσματα αυτά αποδόθηκαν σε “survivorship bias” καθώς από την Compustat συστηματικά εξαιρούνται συγκεκριμένοι τύποι μετοχών οι οποίοι περιλαμβάνονται στο CRSP.

Ακολούθως, έλεγχαν αν οι παραπάνω διαφορές στις αποδόσεις μικρών εταιριών μπορούν να εξηγηθούν από κάποιους παράγοντες κινδύνου (risk factors)¹¹. Προκειμένου να κατασκευάσουν τους παράγοντες μέγεθος (size factor) και B/M (B/M factor) ταξινόμησαν τις μετοχές με δεδομένα στην Compustat σε 5 ομάδες ως προς το μέγεθος και σε 5 κατηγορίες ως προς το λόγο B/M. Από τις διασταυρώσεις τους προέκυψαν 25 χαρτοφυλάκια. Ο παράγοντας μεγέθους υπολογίστηκε ως η διαφορά μεταξύ της μέσης απόδοσης των 5 B/M χαρτοφυλακίων εντός της μικρής κεφαλαιοποίησης ομάδας μείον τη μέση απόδοση των 5 B/M χαρτοφυλακίων εντός μεγάλης κεφαλαιοποίησης ομάδας. Ο παράγοντας B/M ήταν η διαφορά μεταξύ μέσης απόδοσης των 5 (size) χαρτοφυλακίων εντός της κατηγορίας με τον υψηλότερο λόγο B/M μείον τη μέση απόδοση των πέντε (size) χαρτοφυλακίων εντός της κατηγορίας με τον χαμηλότερο λόγο B/M. Το υπόδειγμα που χρησιμοποιήθηκε ήταν το εξής:

$$R_{pt} = \alpha_0 + \beta_1 R_{Mt} + \beta_2 R_{B/Mt} + \beta_3 R_{SIZEt} + \varepsilon_{pt} \quad \text{με } p = 1, \dots, 12$$

Όπου:

R_{pt} είναι η ετήσια επιπλέον απόδοση του χαρτοφυλακίου p κάθε δείγματος (CRSP, Compustat, CRSP – Compustat) από την απόδοση χωρίς κίνδυνο (Treasury bill rate), R_{Mt} είναι η επιπλέον ετήσια απόδοση της αγοράς από την απόδοση χωρίς κίνδυνο, $R_{B/Mt}$ είναι η απόδοση του παράγοντα λογιστική αξία προς χρηματιστηριακή αξία, R_{SIZEt} είναι η απόδοση του παράγοντα μέγεθος, τα α_0 , β_1 , β_2 , β_3 είναι οι παράμετροι και ε_{pt} είναι το σφάλμα παλινδρόμησης. Όσον αφορά τα δείγμα CRSP, Compustat τα α_0 (intercepts) των χαρτοφυλακίων ήταν μικρά και μη στατιστικά σημαντικά αφού οι παράγοντες μέγεθος και B/M συλλάμβαναν τον συστηματικό κίνδυνο. Οι εξαιρετικά μικρές εταιρίες (χαρτοφυλάκιο 1A) παρουσίαζαν ιδιαίτερα υψηλούς συντελεστές για τους παράγοντες μέγεθος και B/M για τα δείγματα CRSP και Compustat. Για το δείγμα CRSP – Compustat τα αποτελέσματα είναι διαφορετικά.. Τα χαρτοφυλάκια μικρού μεγέθους είχαν στατιστικά σημαντικό α_0 ενώ και ο συντελεστής του παράγοντα B/M ήταν μη

¹¹ Ο έλεγχος έγινε με το “three factor model” των Fama και French (1993)

στατιστικά σημαντικός. Η μη δυνατότητα εξήγησης των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων μικρού μεγέθους του δείγματος CRSP – Compustat αποδόθηκε σε “selection bias” των αρχείων της Compustat.

Τέλος, οι Kothari, Shanken και Sloan χρησιμοποιώντας κλαδικά στοιχεία από τη βάση δεδομένων “S & P Analyst’s Handbook” βρήκαν ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ λόγου B/M και μέσων αποδόσεων για την περίοδο 1847 έως 1987. Αντίθετα, λαμβάνοντας υπόψιν μόνο τις 500 εταιρίες με τη μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση από τα αρχεία της Compustat βρήκαν ότι υπάρχει στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ αποδόσεων και λόγου B/M αν και το εκτιμώμενο αποτέλεσμα ήταν 40% μικρότερο από αυτό που θα προέκυπτε αν όλες οι εταιρίες της Compustat είχαν συμπεριληφθεί.

2.2.10. W.C. Barbee, Jr.S. Mukherji και G.A. Raines (1996)

Οι Barbee, Mukherji και Raines (1996) αμφισβήτησαν την ερμηνευτική ικανότητα των μεταβλητών: μέγεθος (size) και B/M (book value to market value) σε σχέση με τις μέσες αποδόσεις των μετοχών. Στην έρευνά τους χρησιμοποίησαν δυο επιπλέον μεταβλητές οι οποίες αποδείχτηκε ότι είχαν ισχυρότερη προβλεπτική ικανότητα. Οι μεταβλητές αυτές ήταν ο λόγος Πωλήσεις ανά μετοχή προς τιμή μετοχής (sales per share to stock price, S/P) και Λογιστική αξία χρέους προς Χρηματιστηριακή αξία ίδιων κεφαλαίων (debt to Equity ratio, D/E)¹².

Οι Barbee, Mukherji και Raines υποστήριξαν ότι ο λόγος S/P παρουσιάζει υψηλότερη επεξηγηματική δύναμη από το λόγο E/P επειδή οι πωλήσεις μιας επιχείρησης αποτελούν πιο αξιόπιστο δείκτη πρόβλεψης της δυνητικής μακροχρόνιας κερδοφορίας της από ότι τα κέρδη της. Τα κέρδη μπορεί να οφείλονται σε προσωρινές συγκυρίες όπως η βραχυπρόθεσμη τιμολογιακή πολιτική

¹² Ο λόγος S/P ισούται με τις ετήσιες πωλήσεις της επιχείρησης προς την χρηματιστηριακή της αξία, ενώ η λογιστική αξία του χρέους ορίζεται ως η διαφορά μεταξύ λογιστικής αξίας συνολικών περιουσιακών στοιχείων λογιστικής αξίας ίδιων κεφαλαίων.

της επιχείρησης και οι συνθήκες του κλάδου που δραστηριοποιείται. Επίσης, ο λόγος S/P σε αντίθεση με τις μεταβλητές E/P και B/M δεν παίρνει αρνητικές τιμές και δεν επηρεάζεται από τις λογιστικές μεθόδους αποτίμησης των αποσβέσεων και τακτοποίησης των αποθεμάτων. Ακόμα, ο λόγος S/P θεωρείται πιο αξιόπιστος δείκτης για την αγοραία αποτίμηση μιας εταιρίας σε σχέση με το B/M, γιατί οι πωλήσεις επηρεάζονται λιγότερο από παράγοντες που επιδρούν στη συγκεκριμένη επιχείρηση (company specific factors).

Στο δείγμα τους οι Barbee, Mukherji και Raines συμπεριέλαβαν τις μη χρηματοοικονομικές εταιρίες από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και το Αμερικάνικο Χρηματιστήριο (AMEX) για την περίοδο 1979 έως 1991. Οι αποδόσεις των μετοχών ανακτήθηκαν από το CRSP (Center for Research in Security Prices) και τα λογιστικά στοιχεία από την Compustat.

Προκειμένου να ελέγξουν την επίδραση διάφορων “θεμελιωδών μεγεθών” ακολούθησαν την μέθοδο των Fama και French (1992). Διαστρωματικές παλινδρομήσεις (cross sectional regressions) εκτιμήθηκαν με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητες τη Χρηματιστηριακή αξία των κοινών μετοχών (MVE) και τους λόγους B/M, S/P και D/E. Αρχικά οι μεταβλητές MVE και B/M χρησιμοποιήθηκαν ως επεξηγηματικές και είχαν και οι δυο σημαντικούς συντελεστές, αποτέλεσμα σύμφωνο με αυτό των Fama και French (1992).

Όταν και ο λόγος S/P συμπεριλήφθηκε στο υπόδειγμα είχε στατιστικά σημαντικό συντελεστή όμως οι μεταβλητές MVE και B/M έχασαν την επεξηγηματική τους ικανότητα. Επομένως, η μεταβλητή S/P απορρόφησε την επίδραση των άλλων δυο (MVE, B/M) στις αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 1979 – 1991. Επιπλέον, βρέθηκε ότι και ο λόγος D/E ενσωματώνει τις επιρροές του λόγου B/M και του MVE στις αποδόσεις των μετοχών. Τέλος, όταν στο υπόδειγμα στο υπόδειγμα χρησιμοποιήθηκαν από κοινού οι λόγοι S/P και D/E αποδείκτηκε ότι η επεξηγηματική δύναμη του λόγου D/E περικλείεται σε αυτή του λόγου S/P.

2.2.11. G.R Jensen, R.R Johnson και J.M Mercer (1997)

Οι Jensen, Johnson και Mercer (1997) ερεύνησαν την επίδραση του μεγέθους (size) και του λόγου Τιμή μετοχής προς Λογιστική Αξία ανά μετοχή (price to book value P/B) στις αποδόσεις των μετοχών λαμβάνοντας υπόψιν τη νομισματική πολιτική που ασκήθηκε από την Κεντρική Ομοσπονδιακή Τράπεζα (Federal Reserve Bank) των Η.Π.Α.¹³ Στο δείγμα τους συμπεριέλαβαν εταιρίες από το Αμερικανικό Χρηματιστήριο (AMEX) και το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) των οποίων οι αποδόσεις είχαν καταχωρηθεί στο CRSP και τα λογιστικά στοιχεία στην Compustat.

Αρχικά εκατό χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν με δύο διαφορετικούς τρόπους: Σύμφωνα με τον πρώτο τρόπο στα τέλη Ιουνίου κάθε έτους t (1965 έως 1993) οι μετοχές του δείγματος ταξινομούνταν σε 10 ομάδες με βάση το συστηματικό τους κίνδυνο (beta). Κάθε ομάδα χωριζόταν σε 10 επιμέρους υποομάδες με κριτήριο το μέγεθος (size). Με τον δεύτερο τρόπο οι μετοχές πάλι ταξινομούνταν σε 10 ομάδες αναφορικά με τα beta τους, όμως κάθε ομάδα υποδιαιρούνταν σε 10 υποομάδες με κριτήριο το λόγο P/B. Έτσι, σχηματίστηκαν εκατό χαρτοφυλάκια με δύο τρόπους και υπολογίστηκαν οι αποδόσεις υπολογίστηκαν από τον Ιούλιο του έτους t έως τον Ιούνιο του έτους t + 1. Επίσης έγινε διάκριση νομισματικής πολιτικής. Οι αποδόσεις που ακολούθησαν μείωση επιτοκίων από την κεντρική τράπεζα των Η.Π.Α. τοποθετήθηκαν στην κατηγορία της επεκτατικής νομισματικής πολιτικής ενώ αυτές που ακολούθησαν αύξηση των επιτοκίων στην κατηγορία της περιοριστικής νομισματικής πολιτικής.

Οι Jensen, Johnson και Mercer βρήκαν ότι στην περίπτωση που δε γινόταν διάκριση νομισματικής πολιτικής τότε: α) τα χαρτοφυλάκια που περιελάμβαναν μικρού μεγέθους εταιρίες είχαν μέσες μηνιαίες αποδόσεις υψηλότερες από αυτές των χαρτοφυλακίων με μεγάλου μεγέθους εταιρίες. β) τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό λόγο P/B απέφεραν μεγαλύτερες μέσες αποδόσεις από τα χαρτοφυλάκια με υψηλό λόγο

¹³ Ο λόγος P/B ορίζεται ως η χρηματιστηριακή προς την λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων.

P/B. Λαμβάνοντας υπόψιν τη νομισματική πολιτική διαπίστωσαν ότι το παραπάνω αποτέλεσμα ισχύει μόνο στην περίπτωση επεκτατικής πολιτικής.

Σε περιοριστική νομισματική πολιτική οι μέσες αποδόσεις των μικρού και μεγάλου μεγέθους χαρτοφυλακίων παρουσίαζαν ελάχιστες διαφορές μη στατιστικά σημαντικές. Ακόμα, οι διαφορές στις μέσες αποδόσεις μεταξύ των χαρτοφυλακίων με υψηλό λόγο P/B και αυτών με χαμηλό λόγο P/B ήταν μικρές και μη στατιστικά σημαντικές.

2.2.12. Tim Loughran (1997)

O Loughran αναγνώρισε τη διαμάχη μεταξύ των ακαδημαϊκών και διαχειριστών χαρτοφυλακίων αναφορικά με την επίτευξη αποδόσεων που να υπερβαίνουν το δείκτη S&P 500 (Standard and Poor's 500 Index). Σύμφωνα με τη διεθνή αρθρογραφία το μέγεθος (size) και ο λόγος Λογιστική αξία προς Χρηματιστηριακή αξία ιδίων κεφαλαίων (BE/ME) έχουν ισχυρή ικανότητα στο να προβλέπουν τις αποδόσεις. Επομένως, για να ξεπεραστεί ο δείκτης S&P 500 οι επενδυτές χρειάζεται να προσαρμόσουν τα χαρτοφυλάκια τους προς μικρού μεγέθους και / ή υψηλού λόγου BE/ME μετοχές. Από την άλλη πλευρά ιστορικά έχει αποδειχτεί ότι ελάχιστοι διαχειριστές αμοιβαίων κεφαλαίων εμφάνισαν υψηλότερες αποδόσεις από το δείκτη S&P 500.

Προκειμένου να διευθετήσει αυτή τη διαμάχη ο Loughran ερεύνησε την επίδραση του μεγέθους και του λόγου BE/ME στις αποδόσεις των μετοχών. Στο δείγμα του συμπεριέλαβε όλες τις μη χρηματοοικονομικές εταιρίες από τις τρεις Χρηματιστηριακές αγορές των Η.Π.Α. (NYSE, AMEX, NASDAQ) που τα στοιχεία τους είχαν καταχωρηθεί και στο CRSP και στην Compustat. Στο τέλος Ιουνίου του έτους t από το 1963 έως το 1995 όλες οι μετοχές ταξινομήθηκαν σε 5 ομάδες με βάση το μέγεθος με τα όρια να καθορίζονται μόνο από την κεφαλαιοποίηση των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Εντός κάθε

(size) ομάδας οι εταιρίες κατατάχθηκαν σε 5 υποομάδες με κριτήριο το λόγο BE/ME όλου του δείγματος. Με τον τρόπο αυτό δημιουργήθηκαν 25 χαρτοφυλάκια για τα οποία υπολογίστηκαν οι μηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις, οι μέσοι λόγοι BE/ME, η κερδοφορία (returns on assets, ROA) και άλλα μεγέθη.

Πιο συγκεκριμένα, η ομάδα με τις μεγάλου μεγέθους εταιρίες αποτελούσε το 73% της συνολικής χρηματιστηριακής αξίας του δείγματος ενώ η ομάδα με τις μικρού μεγέθους εταιρίες μόλις το 3%. Ο μέσος λόγος BE/ME ήταν 0.36 για τις μεγάλου μεγέθους χαμηλού λόγου BE/ME εταιρίες και 2.80 για τις μεγάλου μεγέθους υψηλού λόγου BE/ME εταιρίες (η διαφορά αυτή ήταν στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 1%). Η κερδοφορία ήταν υψηλότερη για τις μεγάλου μεγέθους χαμηλού λόγου BE/ME εταιρίες. Μεταξύ των τριών Χρηματιστηριακών αγορών οι εταιρίες από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης αποτελούσαν το μεγαλύτερο ποσοστό στη συνολική χρηματιστηριακή αξία του δείγματος και είχαν σχετικά υψηλούς λόγους BE/ME. Οι εταιρίες από το Αμερικάνικο Χρηματιστήριο (AMEX) και το NASDAQ είχαν μικρό μερίδιο συμμετοχής στη συνολική χρηματιστηριακή αξία και παρουσίαζαν χαμηλούς λόγους BE/ME.

Μεταξύ ίσης στάθμισης αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και μεγέθους (size) παρατηρήθηκε ισχυρή αρνητική σχέση. Η μέση ετήσια απόδοση της ομάδας που περιείχε μικρού μεγέθους εταιρίες ήταν σχεδόν 19% ενώ της ομάδας με μεγάλου μεγέθους εταιρίες μόνο 12%. Επίσης, παρατηρήθηκε θετική σχέση μεταξύ λόγου BE/ME και αποδόσεων. Εταιρίες με υψηλό δείκτη BE/ME είχαν μέση ετήσια απόδοση 18.38% ενώ οι εταιρίες με χαμηλό BE/ME είχαν 12%. Όμως η σχέση μεταξύ λόγου BE/ME και αποδόσεων ήταν ισχυρότερη για μικρού μεγέθους εταιρίες. Εντός της μικρού μεγέθους ομάδας τα δύο ακραία BE/ME χαρτοφυλάκια είχαν 11.25% ετήσια διαφορά στις αποδόσεις τους (t στατιστική 4.92) ενώ εντός της μεγάλου μεγέθους ομάδας η διαφορά ήταν μόλις 1.8% ετησίως (t στατιστική 0.70).

Χρησιμοποιώντας “value weighted” αποδόσεις και χωρίζοντας την περίοδο 1963 - 1995 σε τρεις μικρότερες υποπεριόδους ο Loughran βρήκε ότι για τις υποπεριόδους

1963 - 1973 και 1985 - 1995 εταιρίες με χαμηλό BE/ME είχαν ελάχιστα υψηλότερες αποδόσεις από τις εταιρίες με υψηλό BE/ME. Οι τελευταίες απέφεραν αρκετά υψηλότερες αποδόσεις μόνο την υποπερίοδο 1974-1984. Επιπλέον, εξαιρώντας τον Ιανουάριο και υπολογίζοντας τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων για τους λοιπούς έντεκα μήνες συμπέρανε ότι το αποτέλεσμα του λόγου BE/ME στις μεγάλου μεγέθους εταιρίες δεν εμφανίζεται στους εκτός Ιανουαρίου μήνες.

Στη συνέχεια ο Loughran εκτίμησε το εξής υπόδειγμα:

$$r_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{size})_{ij} + \alpha_2 \ln(\text{BE/ME})_{ij} + e_{ij}$$

όπου εξαρτημένη μεταβλητή ήταν οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητες ο φυσικός λογάριθμος της Χρηματιστηριακής αξίας των μετοχών και ο φυσικός λογάριθμος του λόγου BE/ME των μετοχών. Για την περίοδο 1963 - 1995 και για όλες τις εταιρίες του δείγματος (NYSE, AMEX, NASDAQ) οι συντελεστές των δύο μεταβλητών είχαν περίπου ίδιες τιμές με τις αντίστοιχες των Fama και French (1992) και ήταν στατιστικά σημαντικοί.

Εκτιμώντας το ίδιο υπόδειγμα ξεχωριστά για κάθε χρηματιστηριακή αγορά και κάνοντας διάκριση μεταξύ Ιανουαρίου και λοιπών μηνών βρήκε ότι ο συντελεστής της μεταβλητής BE/ME ήταν στατιστικά σημαντικός το μήνα Ιανουάριο μόνο για το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Για τους λοιπούς μήνες (Φεβρουάριος - Δεκέμβριος) η μεταβλητή BE/ME παρουσίαζε στατιστικά σημαντικό συντελεστή για τις άλλες δύο Χρηματαγορές (AMEX, NASDAQ). Για το σύνολο του δείγματος (NYSE, AMEX, NASDAQ) ο δείκτης BE/ME είχε σημαντική ερμηνευτική ικανότητα τόσο τον Ιανουάριο όσο και τους λοιπούς μήνες. Όσον αφορά στη μεταβλητή μέγεθος, αυτή είχε σημαντικό συντελεστή μόνο τον Ιανουάριο για καθένα από τα τρία χρηματιστήρια ξεχωριστά καθώς και για το σύνολο του δείγματος.

Τέλος, ο Loughran εισήγαγε μια ψευδομεταβλητή μεγέθους στο υπόδειγμα το οποίο πήρε την εξής μορφή:

$$r_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{size})_{ij} + \alpha_2 \ln(\text{BE}/\text{ME})_{ij} + \alpha_3 \text{sizedummy} * \ln(\text{BE}/\text{ME})_{ij} + e_{ij}$$

και μελέτησε δυο ξεχωριστές περιπτώσεις. Στην πρώτη περίπτωση η ψευδομεταβλητή ισούταν με ένα αν η εταιρία ανήκει στην ομάδα με τις μεγάλου μεγέθους εταιρίες. Ο συντελεστής του λόγου BE/ME για τις μεγάλου μεγέθους εταιρίες ήταν το άθροισμα των συντελεστών $\alpha_2 + \alpha_3$ ($0.36 - 0.34 = 0.02$) και βρέθηκε μη στατιστικά σημαντικός. Επομένως, το “αποτέλεσμα” λόγου BE/ME δεν σχετίζοταν με τις μεγάλου μεγέθους εταιρίες που αποτελούσαν το 73% της χρηματιστηριακής αξίας του δείγματος. Στη δεύτερη περίπτωση εξαιρέθηκε ο Ιανουάριος και η ψευδομεταβλητή μεγέθους έπαιρνε τιμή ίση με ένα αν η εταιρία είχε ταξινομηθεί σε μια από τις τρεις ομάδες που είχαν ιεραρχικά το μεγαλύτερο μέγεθος (μαζί οι τρεις αυτές ομάδες αποτελούσαν το 91% της συνολικής χρηματιστηριακής αξίας του δείγματος). Το άθροισμα των συντελεστών α_2 και α_3 ήταν 0.04 και μη στατιστικά σημαντικό. Ο συντελεστής του μεγέθους ήταν επίσης μη στατιστικά σημαντικός. Έτσι συμπέρανε ότι το μέγεθος και ο λόγος BE/ME δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να ξεπεραστούν οι αποδόσεις του δείκτη S&P 500.

2.2.13. George Leledakis και Ian Davidson (2001)

Οι Leledakis και Davidson έρευνησαν κατά πόσο τα αποτελέσματα των Fama και French (1992) και αυτά των Barbee, Mukherji και Raines (1996) ισχύουν για το Χρηματιστήριο του Λονδίνου (London Stock Exchange) για την περίοδο: Ιούλιος 1980 έως Ιούνιος 1996. Πιο συγκεκριμένα, οι Fama και French (1992) είχαν βρει ότι ο λόγος Λογιστικής Αξίας κοινών μετοχών προς Χρηματιστηριακή Αξία κοινών μετοχών (BV/MV) και η Χρηματιστηριακή αξία των κοινών μετοχών (MVE) ως προσέγγιση του μεγέθους αρκούν για να ερμηνεύσουν τις μέσες διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Οι Barbee, Mukherji και Raines (1996) από την πλευρά τους διαπίστωσαν ότι δυο άλλες μεταβλητές, (Πωλήσεις ανά μετοχή προς τιμή

μετοχής, S/P και Λογιστική Αξία χρέους προς Χρηματιστηριακή Αξία ίδιων κεφαλαίων, D/E) έχουν μεγαλύτερη επεξηγηματική δύναμη από ότι οι μεταβλητές MVE, BV/MV αναφορικά με τις αποδόσεις των μετοχών.

Στο δείγμα τους οι Leledakis και Davidson συμπεριέλαβαν 1420 μη χρηματοοικονομικές εταιρίες από το Χρηματιστήριο του Λονδίνου (LSE). Οι αποδόσεις ανακτήθηκαν από την “London Share Price Database” (LSPD) και τα λοιπά στοιχεία από τη “Datastream International”. Ο σχηματισμός δέκα χαρτοφυλακίων με βάση κάθε μια από τις τέσσερις προς ανάλυση μεταβλητές ξεχωριστά έδειξε ότι οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων σχετίζονταν θετικά με το λόγο BV/MV και αρνητικά με το MVE. Μεταξύ μέσων αποδόσεων και λόγου S/P παρατηρήθηκε θετική σχέση ενώ με την αύξηση του λόγου D/E γενικά αυξάνονταν και οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων.

Στη συνέχεια οι Leledakis και Davidson χρησιμοποίησαν τη μέθοδο των Fama και MacBeth (1973) προκειμένου να εκτιμήσουν τα premiums που σχετίζονται με τις τέσσερις μεταβλητές. Αναλυτικά το υπόδειγμά τους είχε τη μορφή :

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_{1t} \ln BV/MV_{it} + \gamma_{2t} \ln MVE_{it} + \gamma_{3t} \ln D/E_{it} + \gamma_{4t} \ln S/P_{it} + \varepsilon_{it}$$

Όπου εξαρτημένη μεταβλητή ήταν οι αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητες οι φυσικοί λογάριθμοι των τεσσάρων προς ανάλυση μεταβλητών. Επιπλέον, υπολογίστηκαν οι προσαρμοσμένες t – στατιστικές σύμφωνα με τη μέθοδο των Newey και West (1987) ώστε να εξεταστεί αν οι “τυπικές” t – στατιστικές είναι εναίσθητες σε σειριακή συσχέτιση των εκτιμώμενων συντελεστών.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο λόγος D/E είχε σημαντική και θετική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών όταν χρησιμοποιήθηκε ως ανεξάρτητη μεταβλητή ταυτόχρονα με το λόγο BV/MV και το MVE. Όμως και οι άλλες δύο μεταβλητές (BV/MV και MVE) είχαν στατιστικά σημαντικούς συντελεστές, αποτέλεσμα αντίθετο με τα “ευρήματα” των Barbee, Mukherji και Raines. Επίσης, η χρήση των

μεταβλητών MVE, BV/MV και S/P ως ανεξάρτητες στο υπόδειγμα έδειξε ότι και οι τρεις είχαν σημαντικούς συντελεστές σε αντίθεση με τους Barbee, Mukherji και Raines που είχαν βρει ότι ο λόγος S/P απορροφά την επίδραση των άλλων δυο μεταβλητών στις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Μεταξύ των μεταβλητών D/E και S/P βρέθηκε ότι η επεξηγηματική ικανότητα του λόγου D/E ενσωματώνεται σε αυτή του λόγου S/P. Τέλος, όταν όλες οι μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις, μόνο ο λόγος D/E παρουσίαζε μη στατιστικά σημαντικό συντελεστή. Επομένως, εκτός από τις μεταβλητές BV/MV, MVE και ο λόγος S/P είναι σημαντικός στο να ερμηνευθούν οι μέσες αποδόσεις των μετοχών για την περίοδο 1980-1996.

Έπειτα, οι Leledakis και Davidson προκειμένου να ελέγξουν παραπέρα την ισχύ των αποτελεσμάτων τους χρησιμοποίησαν το ίδιο υπόδειγμα χωρίζοντας όμως την περίοδο ανάλυσής τους σε δυο ίσες υποπεριόδους. (Ιούλιος 1980 έως Ιούνιος 1988 και Ιούλιος 1988 έως Ιούνιος 1996). Βρήκαν ότι ο συντελεστής του λόγου BV/MV ήταν μη σημαντικός την πρώτη υποπερίοδο και στατιστικά σημαντικός τη δεύτερη. Αντίθετα, ο συντελεστής του MVE ήταν σημαντικός την πρώτη και μη σημαντικός τη δεύτερη υποπερίοδο. Ο λόγος S/P είχε στατιστικά σημαντικό συντελεστή και τις δυο υποπεριόδους.

Ακολούθως εξέτασαν την επίδραση του μήνα Ιανουαρίου ξεχωριστά από τους λοιπούς μήνες του έτους. Για τους λοιπούς μήνες (Φεβρουάριος – Δεκέμβριος) και οι τρεις μεταβλητές (S/P, BV/MV και MVE) είχαν στατιστικά σημαντικούς συντελεστές. Τον Ιανουάριο μόνο ο λόγος BV/MV παρουσίαζε σημαντικό συντελεστή. Επομένως, η επεξηγηματική ικανότητα των μεταβλητών BV/MV, MVE και S/P δεν περικλείεται στο μήνα Ιανουάριο.

2.2.14. George Leledakis, Ian Davidson και George Karathanassis (2003)

Οι Leledakis, Davidson και Karathanassis θέλησαν να ερευνήσουν κατά πόσο κάποια “θεμελιώδη μεγέθη” μπορούν να ερμηνεύσουν τις αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών¹⁴. Λόγω του ότι το Χρηματιστήριο Αθηνών συγκαταλέγεται μεταξύ των “μικρών αγορών” η έρευνα αυτή αποτελεί έναν “out of sample” έλεγχο ισχύς των αποτελεσμάτων που βρέθηκαν σε αναπτυγμένες Χρηματιστηριακές αγορές.

Τα δεδομένα των Leledakis, Davidson και Karathanassis αφορούσαν 203 μη χρηματοοικονομικές εταιρίες εισαχθείσες στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο: Ιούλιος 1990 έως Ιούνιος 2000. Αρχικά, πραγματοποιήθηκε ανάλυση σε επίπεδο χαρτοφυλακίων τα οποία σχηματίστηκαν ξεχωριστά για κάθε μια μεταβλητή. Η ανάλυση αυτή έδειξε ότι υπάρχει :

- α) ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ αποδόσεων χαρτοφυλακίων και Χρηματιστηριακής Αξίας (ME).
- β) ισχυρή θετική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και BE/ME (ή A/ME).
- γ) καμία σχέση ανάμεσα σε A/BE (ή S/P) και στις μέσες αποδόσεις των μετοχών .
- δ) σχέση με σχήμα “U” ανάμεσα στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και στη μερισματική απόδοση (ή στο λόγο E/P).

Ακολούθως, οι Leledakis, Davidson και Karathanassis χρησιμοποίησαν τη μέθοδο των δύο σταδίων των Fama και Macbeth (1973) για να υπολογίσουν τα premiums που σχετίζονται με το βήτα (beta) και τις λοιπές μεταβλητές¹⁵. Προκειμένου να αποφύγουν το “error in variables problem” που δημιουργείται εξαιτίας του ότι τα εκτιμημένα beta των μετοχών από το πρώτο στάδιο χρησιμοποιούνται ως

¹⁴ Τα “μεγέθη” που χρησιμοποιήθηκαν ήταν : β (market beta), ME (market value of equity), BE/ME (book to market equity ratio), A/ME (book value of total assets to market value of equity), A/BE (book value of total assets to book value of equity) E/P (earnings to price ratio) και DY (dividend yield).

¹⁵ Στο υπόδειγμά τους εξαρτημένη μεταβλητή ήταν οι αποδόσεις των μετοχών και ανεξάρτητες οι μεταβλητές : β (beta), lnME, lnBE/ME, lnA/ME, lnA/BE, E(+)/P, E/P(D), lnS/P, DY όπου E/P(D) είναι μια ψευδομεταβλητή για τις εταιρίες με αρνητικά κέρδη.

ανεξάρτητη μεταβλητή στο δεύτερο στάδιο (διαστρωματικές παλινδρομήσεις) εφάρμοσαν την τεχνική Μεγίστης Πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood Technique) των Litzenberger και Ramaswamy (1979).

Βρήκαν ότι η μεταβλητή ME είχε αρνητικό και στατιστικά σημαντικό συντελεστή τόσο στη μονομεταβλητή όσο και στις πολυμεταβλητές παλινδρομήσεις. Ο λόγος BE/ME είχε θετικό και σημαντικό συντελεστή μόνο στη μονομεταβλητή παλινδρόμηση ενώ όποτε χρησιμοποιήθηκε ως ανεξάρτητη μεταβλητή από κοινού με το ME η σημαντικότητά του εξαφανίζόταν. Η μερισματική απόδοση (DY) ακόμα και όταν χρησιμοποιήθηκε ως μόνη ερμηνευτική μεταβλητή είχε μη στατιστικά σημαντικό συντελεστή¹⁶. Επιπλέον, η μεταβλητή ME εξαφάνιζε και την ερμηνευτική ικανότητα των δυο μεταβλητών μόχλευσης (A/ME, A/BE) του λόγου E/P και του λόγου S/P. Όσον αφορά στο βήτα (market beta) αποδείχτηκε ότι δεν παρουσίαζε επεξηγηματική δύναμη.

Ο παραπέρα χωρισμός της περιόδου ανάλυσης σε δυο μικρότερες υποπεριόδους (Ιούλιος 1990 έως Ιούνιος 1995 και Ιούλιος 1995 έως Ιούνιος 2000) δεν διαφοροποίησε τα αποτελέσματα. Επομένως, η Χρηματιστηριακή Αξία (ME) αποτελεί την κυρίαρχη μεταβλητή στην προσπάθεια ερμηνείας της διαστρωματικής μεταβλητότητας των μέσων αποδόσεων των μετοχών που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο 1990-2000.

¹⁶ Η μερισματική απόδοση ορίζεται ως ο λόγος του μερίσματος της εταιρείας προς την χρηματιστηριακή της αξία.

2.3. Προβλεπτική ικανότητα παρελθουσών αποδόσεων (Contrarian and Momentum strategies)

Τα τελευταία χρόνια πολλοί ερευνητές διαπίστωσαν ότι οι διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών μπορούν να προβλεφθούν από τις παρελθούσες αποδόσεις.

Οι DeBondt και Thaler (1985,1987) ανέφεραν ότι υπάρχει μακροπρόθεσμη αντιστροφή απόδοσης (long term return reversals). Βρήκαν ότι οι μετοχές με χαμηλές αποδόσεις κατά τη διάρκεια των τριών έως πέντε προηγούμενων ετών απέφεραν μεγαλύτερες αποδόσεις για τα επόμενα τρία έως πέντε χρόνια από τις μετοχές που είχαν υψηλές αποδόσεις κατά τη διάρκεια των τριών έως πέντε προηγούμενων ετών (long term past losers outperform long term past winners).

Οι DeBondt και Thaler απέδωσαν το φαινόμενο αυτό σε υπερβολική αντίδραση (overreaction) της αγοράς κατά την οποία οι τιμές των μετοχών αποκλίνουν από την πραγματική τους αξία. Οι Chan (1988) και οι Ball και Kothari (1989) υποστήριξαν ότι οι υπερβάλλουσες προσαρμοσμένες ως προς τον κίνδυνο αποδόσεις (abnormal risk adjusted returns) που προκύπτουν από “contrarian” στρατηγικές (buying past losers and selling past winners) οφείλονται στη μη σωστή προσαρμογή των αποδόσεων στον κίνδυνο. Οι μετοχές που ανήκουν είτε στην κατηγορία των “νικητών” είτε σε αυτή των “χαμένων” πρέπει να έχουν παρουσιάσει μεγάλη μεταβολή αναφορικά με τον κίνδυνό τους μεταξύ της περιόδου δημιουργίας των χαρτοφυλακίων και της περιόδου ελέγχου από τους DeBondt και Thaler. Επίσης, ο Zarowin (1989) αναφέρει ότι η αντιστροφή των αποδόσεων σχετίζεται με το αποτέλεσμα μεγέθους (size effect) αφού οι “χαμένες” εταιρίες είναι μικρού μεγέθους ενώ οι “νικήτριες” εταιρίες είναι μεγάλου μεγέθους.

Άλλοι ερευνητές κατέληξαν στο ότι υπάρχει βραχυπρόθεσμη αντιστροφή απόδοσης (short term return reversals). Ο Lehman (1990) αναφέρει αντιστροφή απόδοσης σε εβδομαδιαία βάση ενώ ο Jegadeesh (1990) και οι Lo και Mackinlay (1990c) σε μηνιαία. Οι εμπειρικές τους μελέτες έδειξαν ότι οι “contrarian” στρατηγικές που

επιλέγουν μετοχές βάσει των αποδόσεών τους την προηγούμενη εβδομάδα ή τον προηγούμενο μήνα αποφέρουν υπερβάλλουσες αποδόσεις.

Οι Lo και Mackinlay (1990c) διαπίστωσαν ότι μεγάλο μέρος των υπερβαλλουσών αποδόσεων οφείλεται σε καθυστερημένη αντίδραση της τιμής της μετοχής. Οι Conrad, Hameed και Niden (1994) χρησιμοποιώντας εβδομαδιαία στοιχεία βρήκαν ότι η βραχυπρόθεσμη αντιστροφή απόδοσης προκαλείται από μετοχές με μεγάλο όγκο συναλλαγών.

Σε αντίθεση με τις έρευνες που δείχνουν αντιστροφή απόδοσης (βραχυπρόθεσμη ή μακροπρόθεσμη) οι Jegadeesh και Titman (1993) συμπέραναν ότι σε μεσοπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα τριών έως δώδεκα μηνών μετοχές που θεωρούνταν “νικητές” στο παρελθόν (past winners) κατά μέσο όρο συνεχίζουν να υπερτερούν των μετοχών που θεωρούνταν χαμένες στο παρελθόν (past losers).

Οι Chan, Jegadeesh και Lakonishok (1996) έδειξαν ότι η μεσοπρόθεσμη συνέχιση της απόδοσης (medium term return continuation) μπορεί μερικώς να εξηγηθεί από την καθυστερημένη αντίδραση των επενδυτών αναφορικά με την ανακοίνωση των κερδών των επιχειρήσεων. Ο Rouwenhorst (1998) που εξέτασε το φαινόμενο σε 12 χώρες συμπέρανε ότι δεν είναι πιθανό να οφείλεται σε “data snooping bias”. Οι Fama και French (1996) με το υπόδειγμα των τριών παραγόντων (three factor model) κατάφεραν να εξηγήσουν τη μακροπρόθεσμη αντιστροφή απόδοσης όχι όμως και τη μακροπρόθεσμη συνέχιση της απόδοσης.

2.4. Προβλεπτική ικανότητα παρελθουσών αποδόσεων σε επίπεδο χρονολογικών σειρών.

Εκτός από τη δυνατότητα των παρελθουσών αποδόσεων να προβλέπουν τις μελλοντικές διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών πολλές έρευνες απέδειξαν ότι υπάρχει προβλεψιμότητα και σε επίπεδο χρονολογικών σειρών. Ένας από τους τρόπους να διαπιστωθεί η ύπαρξη προβλεψιμότητας από τις παρελθούσες αποδόσεις είναι η διενέργεια ελέγχων αυτοσυσχέτισης (autocorrelation tests).

Οι Jegadeesh (1990) και Lehman (1990) αναφέρουν ότι υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών σε βραχυπρόθεσμο επίπεδο ενώ οι Fama και French (1998) βρήκαν ότι υπάρχει αρνητική αυτοσυσχέτιση σε μακροπρόθεσμο επίπεδο. Τα αποτελέσματα έρχονται σε αντίθεση με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς στην ασθενή της μορφή. Σύμφωνα με αυτή την υπόθεση οι αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν “τυχαίο περπάτημα” (random walk) και επομένως οι σημερινές αποδόσεις των μετοχών είναι ανεξάρτητες από τις αποδόσεις σε προηγούμενες χρονικές περιόδους ενώ και τυχαίες αποκλίσεις των αποδόσεων από τα μακροχρόνια επίπεδά τους πρέπει να είναι λευκός θόρυβος (white noise).

Αν και σε βραχυπρόθεσμο επίπεδο οι αποδόσεις των μετοχών (individuals) παρουσιάζουν αρνητική αλλά μικρή αυτοσυσχέτιση υπάρχουν ενδείξεις ότι οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων έχουν θετική και κάπως μεγαλύτερη αυτοσυσχέτιση. Εξαιτίας της μείωσης της διακύμανσης που προκαλεί η διαφοροποίηση οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αποτελούν πιο αποτελεσματικό τρόπο ελέγχου της ικανότητας των παρελθουσών αποδόσεων να προβλέπουν τις μελλοντικές.. Οι Lo και Mackinlay (1988) καθώς και οι Conrad και Kaul (1989) χρησιμοποιώντας χαρτοφυλάκια που είχαν δημιουργήσει με βάση το μέγεθος (size) βρήκαν ότι οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων παρουσιάζουν θετική συσχέτιση σε εβδομαδιαίο επίπεδο και ότι η σχέση είναι ισχυρότερη για χαρτοφυλάκια που περιέχουν μετοχές με μικρή χρηματιστηριακή αξία. Η θετική αυτή αυτοσυσχέτιση

αποδόθηκε από πολλούς σε μεροληψία λόγω “non synchronous trading” των μετοχών που σχηματίζουν τα χαρτοφυλάκια, αν και οι Lo και Mackinlay (1990a) μερικώς αποδέχτηκαν την άποψη αυτή.

Η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων σε μακροπρόθεσμο διάστημα ερευνήθηκε από τους Fama και French (1988). Οι τελευταίοι, χρησιμοποιώντας στοιχεία για την περίοδο 1926 - 1985 βρήκαν ότι ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων μιας περιόδου και της προηγούμενης περιόδου είναι : -0.25 για περιόδους που διαρκούν τρία έτη και -0.40 για περιόδους διάρκειας πέντε έτών. Οι Poterba και Summers (1988) εξέτασαν αν οι αποδόσεις των μετοχών σε δεκαεννέα χώρες (μεταξύ των οποίων και η Η.Π.Α) συγκλίνουν (ή επανέρχονται) προς τις μέσες τιμές τους και κατέληξαν στο ότι υπάρχει μακροπρόθεσμη σύγκλιση για την περίοδο 1871 έως 1985. Οι Fama και French υποστήριξαν ότι τόσο τα δικά τους αποτελέσματα όσο και αυτά των Poterba και Summers έχουν μικρή στατιστική δύναμη και ότι η αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων είναι πολύ μικρότερη και μη σημαντική μετά το 1940.

2.5. Εξηγήσεις των ανωμαλιών της αγοράς.

Η δυνατότητα κάποιων θεμελιωδών μεταβλητών ή μεταβλητών που χαρακτηρίζουν την επιχείρηση να μπορούν να προβλέψουν τις μέσες αποδόσεις των μετοχών και η προβλεπτική ικανότητα των παρελθουσών αποδόσεων οδήγησε τους ακαδημαϊκούς να προτείνουν κάποιες επεξηγήσεις. Στη διεθνή ορθογραφία τρεις κυρίως απόψεις επικρατούν:

A) Οι υψηλότερες αποδόσεις λειτουργούν ως αποζημίωση για επιπλέον πιγές κινδύνου.

Σύμφωνα με τους Fama και French (1992) κάποιες θεμελιώδεις μεταβλητές “μετρούν” το κίνδυνο των μετοχών που δε συλλαμβάνεται από το βήτα της αγοράς

(market beta). Επομένως, η συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών αυτών και των μελλοντικών αποδόσεων αντανακλά αποζημίωση λόγω ανάληψης κινδύνου.

Επίσης, οι μεταβλητές MVE, BE/ME λειτουργούν ως προσέγγιση της χρηματοοικονομικής κατάστασης των επιχειρήσεων. Επιχειρήσεις που βρίσκονται σε δύσκολη χρηματοοικονομική κατάσταση επηρεάζονται περισσότερο από παράγοντες του επιχειρηματικού κύκλου, όπως μεταβολές στους πιστωτικούς όρους, από ότι οι “υγιείς” επιχειρήσεις. Επιπλέον, τα κέρδη των επιχειρήσεων με υψηλό βαθμό ανάπτυξης πρέπει να έχουν κάπως μεγαλύτερη διάρκεια (duration) σε σχέση με τα κέρδη επιχειρήσεων μικρού ρυθμού ανάπτυξης. Οι αλλαγές στη διάρθρωση των επιτοκίων πρέπει να επηρεάζουν διαφορετικά τις δύο ομάδες επιχειρήσεων.

B) Ενδείξεις που έρχονται σε αντίθεση με την Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς (Efficient Market Hypothesis).

Πολλοί επιστήμονες υποστηρίζουν ότι τα αποτελέσματα των ερευνών δείχνουν ότι η Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς δεν ισχύει καθώς οι μεταβλητές αυτές επιτρέπουν στους επενδυτές να αναγνωρίσουν τις μετοχές που δεν είναι σωστά τιμολογημένες. Έτσι τους δίνεται η ευκαιρία να “επιτύχουν” αποδόσεις υψηλότερες από αυτές που απαιτούνται για να αποζημιωθούν για τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν.

Οι Lakonishok, Shleifer και Vishny (1994) πρότειναν ότι οι υψηλότερες αποδόσεις που συνδέονται με μετοχές με υψηλό λόγο BE/ME οφείλονται σε επενδυτές που λανθασμένα επεκτείνουν τα συμπεράσματά τους αναφορικά με το ρυθμό ανάπτυξης των κερδών των εταιριών στο παρελθόν. Αυτοί οι επενδυτές είναι υπερβολικά αισιόδοξοι για το μέλλον των επιχειρήσεων που είχαν καλή πορεία κερδών στο παρελθόν και είναι απαισιόδοξοι για εταιρίες με χαμηλή (ή αρνητική) παρελθούσα κερδοφορία.. Επίσης, οι μετοχές με χαμηλό λόγο BE/ME θεωρούνται πιο

ελκυστικές από αυτές με υψηλό BE/ME με αποτέλεσμα να προσελκύουν επενδυτές οι οποίοι ανεβάζουν τις τιμές τους και μειώνουν τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Γ) Τα αποτελέσματα των ερευνών οφείλονται στη μεροληψία των βάσεων δεδομένων και στο σχεδιασμό της έρευνας.

Στην πλειονότητά τους οι ερευνητές αποδίδουν την επεξηγηματική ικανότητα των θεμελιωδών μεταβλητών σε δύο είδη πιθανών μεροληψιών:

i) Data Snooping Bias.

Η μεροληψία αυτή προκύπτει από τη χρησιμοποίηση πληροφορίας από τα δεδομένα προκειμένου να κατευθυνθεί η μετέπειτα έρευνα με τα ίδια ή με σχετιζόμενα στοιχεία.

Ο MacKinlay (1995) υποστήριξε ότι η σχέση μεταξύ θεμελιωδών μεταβλητών και μέσων αποδόσεων είναι ένα τυχαίο αποτέλεσμα το οποίο μπορεί να μην παρατηρηθεί εκτός δείγματος. Ο Black (1993) επίσης ισχυρίστηκε ότι το αποτέλεσμα μεγέθους (size effect) μπορεί να ισχύει σε μια συγκεκριμένη περίοδο όχι όμως σε κάποια άλλη. Οι Lo και MacKinlay (1990b) έδειξαν ότι ο σχηματισμός χαρτοφυλακίων με βάση κάποια μεταβλητή (για παράδειγμα το μέγεθος ή το βήτα της αγοράς) οδηγεί σε ελέγχους οι οποίοι είναι μεροληπτικοί υπέρ της απόρριψης του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM).

Προκειμένου να μετριαστεί η μεροληψία αυτού του είδους διάφορες έρευνες έχουν πραγματοποιηθεί με τη χρησιμοποίηση εκτός δείγματος (out of sample) δεδομένων [Chan, Hamao και Lakonishok (1991), Leledakis, Davidson και Karathanassis

(2003)], με ανάλυση σε διαφορετικές χρονικές περιόδους [Davis (1994)] και με τη χρήση δεδομένων από “hold out sample” [Barber και Lyon (1997)^{17]}]

ii) Sample selection bias

Η μεροληψία αυτή προκύπτει όταν η διαθεσιμότητα των στοιχείων οδηγεί στον αποκλεισμό από την ανάλυση συγκεκριμένων ομάδων μετοχών.

Οι Kothari, Shanken και Sloan (1995) ισχυρίστηκαν ότι αν η εκτίμηση του συντελεστή βήτα (beta) γίνει με χρήση ετήσιων και όχι μηνιαίων αποδόσεων τότε η θετική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και βήτα είναι πιο ισχυρή. Ακόμη βρήκαν ότι η επεξηγηματική ικανότητα του λόγου BE/ME (book to market equity) οφείλεται σε δυο πηγές “survivorship bias” που υπάρχουν στα αρχεία της Compustat

Η πρώτη πηγή μεροληψίας (back filling bias) προκύπτει στην περίπτωση που στην Compustat προστεθεί μια νέα εταιρία οπότε ιστορικά στοιχεία της εταιρίας καταγράφονται. Η δεύτερη πηγή μεροληψίας (distressed firm bias) προκύπτει από τη μη ανακοίνωση στοιχείων από εταιρίες που έχουν συμπεριληφθεί στο COMPUSTAT οι οποίες όμως αντιμετωπίζουν χρηματοοικονομικές δυσκολίες. Τα χαμένα λογιστικά στοιχεία των εταιριών που ξεπερνούν τις χρηματοοικονομικές δυσκολίες συμπληρώνονται, ενώ αυτές που δεν κατάφεραν να επιζήσουν εξαιρούνται από τη βάση δεδομένων.

¹⁷ Οι Barber και Lyon (1997) χρησιμοποιώντας ένα “hold out sample” από χρηματοοικονομικές (financial) εταιρίες έδειξαν ότι υπάρχει σημαντική σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεταβλητών MVE, BE/VE. Το αποτέλεσμα αυτό ήταν σύμφωνο με τους Fama και French (1992) οι οποίοι είχαν εξαιρέσει από το δείγμα τους τις χρηματοοικονομικές εταιρίες.

2.6. Arbitrage Pricing Theory

Ο Stephen Ross (1976) πρότεινε έναν εναλλακτικό τρόπο τιμολόγησης των περιουσιακών στοιχείων. Το υπόδειγμά του (Arbitrage Pricing Model) δεν απαιτεί την ισχύ των υποθέσεων του CAPM, απλά βασίζεται στο νόμο της μιας τιμής, ο οποίος ορίζει ότι δυο αγαθά που είναι ίδια δεν μπορούν να πωληθούν σε διαφορετικές τιμές.

Σύμφωνα με τον Ross η απόδοση ενός αξιογράφου μπορεί να εκφραστεί ως γραμμική συνάρτηση ενός συνόλου κ παραγόντων (factors):

$$R_i = a_i + b_{i1}f_1 + b_{i2}f_2 + \dots + b_{ik}f_k + \epsilon_i \quad \text{για } i = 1, 2, \dots, N$$

Όπου :

- a_i : είναι η αναμενόμενη απόδοση του αξιογράφου i όταν όλοι οι παράγοντες έχουν τιμή ίση με μηδέν.
- f_k : είναι ο κ παράγοντας κινδύνου που διαμορφώνει τις αποδόσεις όλων των αξιογράφων.
- b_{ik} : ονομάζεται "factor loading" και μετρά την ευαισθησία (sensitivity) της απόδοσης του αξιογράφου i στον παράγοντα k .
- ϵ_i : είναι το τυχαίο σφάλμα με μέσο όρο ίσο με μηδέν και διακύμανση ίση με $\sigma^2_{\epsilon_i}$
[δηλαδή $E(\epsilon_i)=0$, $Var(\epsilon_i) = \sigma^2_{\epsilon_i}$]

Επιπλέον, πρέπει να ισχύει: $E(\epsilon_i \epsilon_j) = 0$ για όλα τα i και j με $i \neq j$, $E[\epsilon_i (f_k - \bar{f}_k)] = 0$

Ένας επενδυτής που έχει στην κατοχή του ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο θα ενδιαφέρεται μόνο για την αναμενόμενη απόδοση και το συστηματικό κίνδυνο καθώς ο μη συστηματικός θα έχει εξαλειφθεί. Όμως, ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου επηρεάζεται μόνο από τα b_{i1} , b_{i2}, \dots, b_{ik} .

Σύμφωνε με το νόμο της μιας τιμής κάθε δυνατότητα επίτευξης σίγουρων κερδών με ανάληψη μηδενικού κινδύνου θα εξαλειφθεί μέσω arbitrage με αποτέλεσμα σε ισορροπία η σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ik}$ να παίρνει τη μορφή :

$$\bar{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik}$$

$$\text{όπου } \lambda_0 = R_F \text{ και } \lambda_j = \bar{R}_j - R_F \text{ για } j = 1, 2, \dots, k.$$

Γενικά, τα $\lambda_j = R_j - R_F$ για $j = 1, 2, \dots, k$ είναι οι αναμενόμενες excess αποδόσεις ανά μονάδα κινδύνου συγκεκριμένων χαρτοφυλακίων που σχετίζονται με τους παράγοντες f_j για και ονομάζονται “ factor risk premiums ”.

Συγκρίνοντας το APT με το CAPM διαπιστώνουμε ότι δεν είναι απαραίτητη η χρησιμοποίηση του χαρτοφυλακίου της αγοράς προκειμένου να ελεγχθεί το APT. Από την άλλη πλευρά η προσέγγιση του APT είναι πολύ γενική με συνέπεια να μην παρέχονται ενδείξεις α) για το ποιοί και πόσοι παράγοντες πρέπει να συμπεριληφθούν στο υπόδειγμα β) για τις τιμές και τα πρόσημα των λ_j .

2.6.1. Εμπειρική διερεύνηση του APT

Όπως αναφέρθηκε και προηγουμένως η αδυναμία του APT έγκειται στην αδυναμία καθορισμού των παραγόντων κινδύνου. Γενικά υπάρχουν δύο τρόποι εύρεσης αυτών των παραγόντων. Ο πρώτος τρόπος προβλέπει την επιλογή κάποιων παρατηρήσιμων μακροοικονομικών μεταβλητών οι οποίοι σύμφωνα με την οικονομική θεωρία ενδέχεται να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Αυτή τη μέθοδο ακολούθησαν οι Chen, Roll και Ross (1986) οι Burmeister και McElroy (1988) και οι Ferson και Harvey (1991). Ο δεύτερος τρόπος προβλέπει την χρησιμοποίηση τεχνικών παραγοντικής ανάλυσης. Οι Ferson και Korajczyk (1995) έδειξαν ότι και οι δύο τρόποι είναι το ίδιο αποτελεσματικοί στην εξήγηση των αποδόσεων των μετοχών.

Στη συνεχεία παρουσιάζονται οι κυριότερες μελέτες αφορούν την χρήση μακροοικονομικών παραγόντων στην εξήγηση των διαστρωματικών αποδόσεων των μετοχών. Επίσης αναλύεται η εμπειρική έρευνα των Fama και French (1995) που περιέχει το Υπόδειγμα Τριών Παραγόντων (three factor model) που εμπίπτει στα όρια του APT.



2.6.1.1. Nai-Fu Chen, Richard Roll και Stephen A. Ross (1986)

Οι Chen, Roll και Ross ερεύνησαν το αν και κατά πόσον κάποιες μακροοικονομικές μεταβλητές επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών και επομένως τιμολογούνται στη Χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ. Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία οι μεταβολές σε κάποιες μεταβλητές επηρεάζουν την χρονική αξία των ταμειακών ροών (cash flows) των αξιογράφων και συνεπώς και τις αναμενόμενες αποδόσεις τους.

Στην ανάλυσή τους οι Chen, Roll και Ross υποστήριζαν ότι οι απροσδόκητες μεταβολές σε 4 μακροοικονομικές μεταβλητές ασκούν επιρροή τις αποδόσεις των μετοχών. Αναλυτικά οι μεταβλητές αυτές ήταν οι εξής :

- Πληθωρισμός : Η διαφορά μεταξύ πραγματικού πληθωρισμού και αναμενόμενου πληθωρισμού καθώς και η μεταβολή του αναμενόμενου πληθωρισμού επιδρούν τόσο στο προεξοφλητικό επιτόκιο όσο και στο μέγεθος των ταμειακών ροών.
- (Χρονική) διάρθρωση των επιτοκίων (term structure of interest rates). Η μεταβλητή αυτή υπολογίστηκε ως η διαφορά στην απόδοση μεταξύ μακροχρόνιων κρατικών ομολόγων και βραχυχρόνιων τίτλων (treasury bills). Ο παράγοντας αυτός επηρεάζει την αξία των μακροπρόθεσμων ταμειακών ροών σε σχέση με τις βραχυπρόθεσμες.



- Risk premia: Υπολογίστηκε ως η απόδοση εταιρικών ομολόγων που φέρουν κίνδυνο μείον την απόδοση των μακροχρόνιων κρατικών ομολόγων. Η μεταβλητή αντικατοπτρίζει το πώς η αγορά τιμολογεί τον κίνδυνο .
- Βιομηχανική Παραγωγή (industrial production). Οι μεταβολές στη βιομηχανική παραγωγή μπορεί να επηρεάζουν τις Χρηματαγορές μακροχρόνια.

Στη μεθοδολογία τους εφάρμοσαν την τεχνική των Fama και MacBeth (1973). Στο πρώτο στάδιο (time series regressions) οι αποδόσεις των είκοσι χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν με βάση το μέγεθος (size) χρησιμοποιήθηκαν ως εξαρτημένη μεταβλητή σε παλινδρομήσεις με ανεξάρτητες μεταβλητές τις τιμές των μακροοικονομικών παραγόντων. Έτσι εκτιμήθηκαν οι "factor loadings" (betas) οι οποίοι μετρούν την ευαισθησία κάθε χαρτοφυλακίου σε σχέση με την κάθε παράγοντα. Στο δεύτερο στάδιο τα beta από το πρώτο στάδιο χρησιμοποιήθηκαν ως ανεξάρτητες μεταβλητές σε διαστρωματικές παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Κάθε συντελεστής από κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση αποτελεί εκτίμηση του risk premium του σχετικού μακροοικονομικού παράγοντα. Από τις μηνιαίες διαστρωματικές παλινδρομήσεις δημιουργήθηκαν χρονολογικές σειρές από εκτιμηθέντα risk premia. Οι μέσοι όροι των χρονοσειρών ελέγχθηκαν αν είναι στατιστικά σημαντικοί ή όχι.

Τα αποτελέσματα των ελέγχων έδειξαν ότι οι τέσσερις μακροοικονομικές μεταβλητές έχουν σημαντική επεξηγηματική ικανότητα αναφορικά με τις αποδόσεις των μετοχών. Αντίθετα, όταν και το βήτα της αγοράς (market beta) συμπεριλήφθηκε στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις ο μέσος συντελεστής του βρέθηκε μη σημαντικός. Τέλος, ο ρυθμός μεταβολής της κατά κεφαλήν κατανάλωσης και οι μεταβολές των τιμών του πετρελαίου αποδείχτηκε ότι δεν επιδρούν στις αποδόσεις των μετοχών και δεν τιμολογούνται από την αγορά.

2.6.1.2. Edwin Burmeister, Marjorie McElroy

Οι Burmeister και McElroy σε μια σειρά από εμπειρικές έρευνες διαπίστωσαν ότι πέντε μακροοικονομικοί παράγοντες επιδρούν στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών. Οι παράγοντες αυτοί είναι οι εξής:

- f_1 : Default premium . Υπολογίστηκε ως η απόδοση των μακροχρόνιων κρατικών ομολόγων μείον την απόδοση των μακροχρόνιων εταιρικών ομολόγων.
- f_2 : Term structure: Υπολογίστηκε ως η απόδοση των μακροχρόνιων κρατικών ομολόγων μείον την απόδοση έντοκων γραμματίων (treasury bills) διάρκειας 30 ημερών.
- f_3 : Αποπληθωρισμός (deflation). Υπολογίστηκε ως ο αναμενόμενος πληθωρισμός στην αρχή του μήνα μείον τον πραγματικό πληθωρισμό κατά τη διάρκεια του μήνα.
- f_4 : Μεταβολή στις αναμενόμενες πωλήσεις.
- f_5 : Η επίδραση της αγοράς στις αποδόσεις των μετοχών η οποία δε συλλαμβάνεται από τους τέσσερις προηγούμενους παράγοντες. Προκειμένου να εκτιμηθεί αυτή η μεταβλητή η απόδοση του δείκτη S&P 500 ως προσέγγιση της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ως εξαρτημένη μεταβλητή σε μια παλινδρόμηση με ανεξάρτητες τους τέσσερις προαναφερθέντες παράγοντες. Η σχέση που βρέθηκε ήταν:

$$R_M - R_F = 0.0022 - 1.33f_1 + 0.0558f_2 + 2.286f_3 - 0.935f_4.$$

Οι τέσσερις παράγοντες είχαν στατιστικά σημαντικούς συντελεστές. Επομένως, ο πέμπτος παράγοντας υπολογίστηκε από τη σχέση:

$$f_5 = R_M - R_F - (0.0022 - 1.33f_1 + 0.0558f_2 + 2.286f_3 - 0.935f_4)$$

Αρχικά τα beta (sensitivities) των μακροοικονομικών παραγόντων εκτιμήθηκαν μέσω παλινδρομήσεων με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις ενός δείγματος μετοχών. Τα beta αυτά στη συνέχεια χρησιμοποιήθηκαν ως ανεξάρτητες μεταβλητές προκειμένου να εκτιμηθούν τα risk premia των αντίστοιχων 5 παραγόντων. Όλα τα risk premia βρέθηκαν θετικά και στατιστικά σημαντικά.

2.6.1.3 Evangelos Karanikas, George Leledakis και Elias Tzavalis (2003)

Οι Karanikas, Leledakis και Tzavalis (2003) ερεύνησαν κατά πόσο κάποιοι μακροοικονομικοί παράγοντες και κάποιες θεμελιώδεις χρηματοοικονομικές μεταβλητές μπορούν να ερμηνεύσουν τη διαστρωματική μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αθηνών (ASE). Οι μακροοικονομικοί παράγοντες και οι θεμελιώδεις μεταβλητές που μελετήθηκαν ήταν: η απόδοση του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, ο πληθωρισμός, οι μεταβολές στα βραχυχρόνια επιτόκια και στη συναλλαγματική ισοτιμία, οι (ποσοστιαίες) μεταβολές στη βιομηχανική παραγωγή (industrial production), η χρηματιστηριακή αξία των ίδιων κεφαλαίων ως προσέγγιση του μεγέθους, ο λόγος λογιστικής αξίας προς χρηματιστηριακή αξία ίδιων κεφαλαίων και η μερισματική απόδοση (dividend yield).

Στην ανάλυσή τους οι Karanikas, Leledakis και Tzavalis συμπεριέλαβαν 74 μη χρηματοοικονομικές μετοχές με συνεχή διαπραγμάτευση στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο Ιούλιος 1991 έως Ιούνιος 2002. Στη μεθοδολογία τους εφάρμοσαν την τεχνική των δυο σταδίων των Fama –MacBeth (1973) χωρίς όμως να χρησιμοποιήσουν χαρτοφυλάκια. Η επιλογή τους αυτή βασίστηκε στο ότι στην περίοδο ανάλυσής τους ο αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονταν ήταν μικρός καθώς και στο ότι δημιουργείται “data snooping bias” από την ταξινόμηση των μετοχών σε χαρτοφυλάκια. Επιπλέον, προκειμένου να διορθώσουν το “errors in variables” πρόβλημα, που προκύπτει εξαιτίας του ότι αντί των πραγματικών beta των μετοχών οι εκτιμημένες τιμές τους από το πρώτο στάδιο (time series regressions) εισέρχονται στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις ως ανεξάρτητες μεταβλητές, υπολόγισαν τις προσαρμοσμένες t – στατιστικές σύμφωνα με τη μέθοδο Shanken (1992).

Όσον αφορά στα αποτελέσματα μεταξύ των μακροοικονομικών παραγόντων μόνο η μεταβολή στα βραχυχρόνια επιτόκια βρέθηκε να τιμολογείται από την Ελληνική χρηματαγορά αφού παρουσίασε ερμηνευτική ικανότητα σε επίπεδο σημαντικότητας

10%. Όταν στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις προστέθηκαν και οι θεμελιώδεις μεταβλητές τότε μόνο το μέγεθος (size) είχε στατιστικά σημαντικό μέσο συντελεστή.

Στο δεύτερο μέρος της έρευνάς τους οι Karanikas, Leledakis και Tzavalis έλεγχαν αν οι παράμετροι τόσο των διαστρωματικών παλινδρομήσεων όσο και των παλινδρομήσεων σε επίπεδο χρονολογικών σειρών παραμένουν διαχρονικά σταθεροί ή όχι. Σύμφωνα με τη θεωρία κάποιες διαρθρωτικές μεταβολές που μπορεί να οφείλονται είτε στην εκ νέου διαμόρφωση νομισματικής ή δημοσιονομικής πολιτικής είτε σε απρόβλεπτα γεγονότα αλλάζουν τις εκτιμημένες τιμές των παραμέτρων και τη στατιστική σημαντικότητά τους. Για το λόγο αυτό εφάρμοσαν μια επαναληπτική διαδικασία εκτίμησης των παλινδρομήσεων Fama - Macbeth.

Σύμφωνα με τη μέθοδο τους χρησιμοποίησαν ένα αρχικό τμήμα του δείγματος προκειμένου να εκτιμήσουν τους συντελεστές. Στη συνέχεια, κάθε φορά προσέθεταν μια επιπλέον παρατήρηση και ξαναεκτιμούσαν τους συντελεστές των παλινδρομήσεων έως ότου εξαντληθεί όλο το δείγμα των διαθέσιμων παρατηρήσεων. Η επαναληπτική αυτή διαδικασία εφαρμογής της μεθόδου Fama – MacBeth έδειξε ότι: το βήτα της αγοράς (market beta) για την περίοδο 1991 – 1995, οι μεταβολές στα βραχυχρόνια επιτόκια στα πρώτα και στα τελευταία χρόνια του δείγματος και το μέγεθος (size) για τα έτη 1994 έως 1996 κα 1999 έως 2002 έχουν ερμηνευτική δύναμη αναφορικά με τη διαστρωματική μεταβλητικότητα των αποδόσεων των μετοχών.

2.6.1.4 Eugene Fama και Kenneth French (1995)

Οι Fama και French (1995) ερεύνησαν αν η συμπεριφορά των τιμών των μετοχών σε σχέση με τους παράγοντες κίνδυνου (risk factors) μέγεθος (ME) και το λόγο Λογιστικής αξίας προς Χρηματιστηριακή αξία (BE/ME) είναι συνεπής με τη

συμπεριφορά των κερδών¹⁸. Αρχικά θέλησαν να μελετήσουν αν οι τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν διαφορές στην εξελικτική πορεία της κερδοφορίας των εταιριών στην περίπτωση που οι μετοχές ομαδοποιηθούν με κριτήριο το μέγεθος και το λόγο BE/ME.

Προκειμένου να επιτύχουν έγκυρα αποτελέσματα σχημάτισαν τα χαρτοφυλάκια με τον εξής τρόπο : Τον Ιούνιο κάθε έτους από το 1963 έως 1992 όλες οι μετοχές από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) που είχαν καταχωρηθεί στη βάση δεδομένων CRSP iεραρχούνταν με βάση το μέγεθος και χωρίζονταν σε 2 ομάδες. Στις δύο αυτές ομάδες κατανεμήθηκαν και οι μετοχές από το Αμερικανικό Χρηματιστήριο (AMEX) και από το NASDAQ. Στην ομάδα S (small) περιλαμβάνονταν μετοχές εταιρειών μικρού μεγέθους ενώ στην ομάδα B (big) μετοχές εταιρειών μεγάλου μεγέθους. Επίσης, οι μετοχές και των τριών Χρηματιστηριακών αγορών (NYSE, AMEX, NASDAQ) κατατάχθηκαν σε 3 κατηγορίες με κριτήριο το λόγο BE/ME των μετοχών από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Στην κατηγορία L (low) συμπεριλαμβανόταν το 30% των μετοχών με το χαμηλότερο δείκτη (BE/ME), στην κατηγορία M (medium) το 40% των μετοχών με μέσο δείκτη BE/ME και στην κατηγορία H (high) το υπόλοιπο 30% των μετοχών με υψηλό λόγο BE/ME.

Από τις διασταυρώσεις των δύο ομάδων με τις τρεις κατηγορίες προέκυψαν έξι χαρτοφυλάκια (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H). Για παράδειγμα το χαρτοφυλάκιο S/L περιελάμβανε μετοχές από την ομάδα S (small ME) οι οποίες ανήκαν και στην κατηγορία L (low BE/ME). Ακολούθως, οι αποδόσεις των έξι χαρτοφυλακίων υπολογίστηκαν ξεκινώντας από τον Ιούλιο του έτους t (1962-1992) έως τον Ιούνιο του έτους t+1, ενώ τα χαρτοφυλάκια αναθεωρούνταν κάθε Ιούνιο του έτους t+1.

Όσον αφορά στην κερδοφορία χρησιμοποίησαν το λόγο EI(t)/BE(t-1) όπου EI (equity income) είναι τα κέρδη μετά φορών, αποσβέσεων, τόκων και προνομιούχων

¹⁸ Η έρευνα αυτή αποτελεί μια εμπειρική εφαρμογή του “three factor model” και συμπεριλαμβάνεται εντός των ορίων του APT.

μερισμάτων. Ο λόγος $EI(t)/BE(t-1)$ είναι το άθροισμα των EI_i όλων των εταιριών που ανήκουν σε κάποιο από τα 6 χαρτοφυλάκια το έτος t διαιρούμενο με το άθροισμα των BE_i (λογιστικών αξιών) όλων των εταιριών του ιδίου χαρτοφυλακίου του έτους $t - 1$. Επομένως ο λόγος αυτός αποτελεί μέτρο της απόδοσης της λογιστικής αξίας των μετοχών κάθε χαρτοφυλακίου.

Ακολούθως εισήγαγαν ένα υπόδειγμα που προβλέπει ότι εταιρίες με μεγαλύτερες απαιτούμενες αποδόσεις θα έχουν υψηλότερους λόγους BE/ME και μελετώντας την πορεία του μέσου λόγου EI/BE πέντε χρόνια πριν και πέντε χρόνια μετά το σχηματισμό των έξι χαρτοφυλακίων διαπίστωσαν ότι οι μετοχές με χαμηλό λόγο BE/ME ήταν κατά μέσο όρο περισσότερο κερδοφόρες σε σχέση με εκείνες με υψηλό BE/ME για τέσσερα χρόνια πριν και τουλάχιστον πέντε χρόνια μετά τη δημιουργία των χαρτοφυλακίων.

Αν και οι μετοχές με χαμηλότερο λόγο BE/ME ήταν πιο κερδοφόρες οι Fama και French παρατήρησαν ότι η κερδοφορία τους βελτιωνόταν πριν το σχηματισμό των χαρτοφυλακίων ενώ έπειτα το σχηματισμό η κερδοφορία τους χειροτέρευε ελάχιστα. Η αντίστροφη πορεία, αρχικά πτώση και μετά ανάκαμψη, παρατηρήθηκε για τις μετοχές με υψηλό λόγο BE/ME . Ακόμη, τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν ότι υπάρχει σχέση μεταξύ μεγέθους και κερδοφορίας. Οι μικρής κεφαλαιοποίησης μετοχές είχαν σταθερά χαμηλότερο δείκτη EI/BE απ' ότι οι μεγάλης κεφαλαιοποίησης μετοχές.

Στη συνέχεια οι Fama και French διερεύνησαν τη σχέση μεταξύ παραγόντων κινδύνου και αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα :

$$R(t) - RF(t) = \alpha + b [RM(t) - RF(t)] + sSMB(t) + hHML(t) + e(t)$$

Όπου: $R(t)$ είναι οι αποδόσεις των έξι χαρτοφυλακίων, $RF(t)$ είναι η απόδοση χωρίς κίνδυνο, $RM(t)$ είναι η απόδοση της αγοράς. SMB είναι η διαφορά μεταξύ των (μηνιαίων) μέσων αποδόσεων των τριών χαρτοφυλακίων που περιέχουν μικρού

μεγέθους μετοχές (S/L, S/M, και S/H) και των μέσων (μηνιαίων) αποδόσεων των τριών χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνουν μεγάλου μεγέθους μετοχές (B/L, B/M, B/H). HML είναι η διαφορά μεταξύ των μέσων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων με υψηλό λόγο BE/ME (S/H, B/H) και των μέσων αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων με χαμηλό λόγο BE/ME (S/L, B/L). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι ανεξάρτητες μεταβλητές SMB, HML οι οποίες είναι αποδόσεις παραγόντων κινδύνου (risk factors) που συνδέονται με το μέγεθος και λόγο BE/ME αντίστοιχα “συλλαμβάνουν” τη μεταβλητικότητα των αποδόσεων των μετοχών που χάνεται από τον παράγοντα της αγοράς.

Ακολούθως διαπίστωσαν ότι οι ίδιοι παράγοντες κινδύνου (μέγεθος, λόγος BE/ME και αγορά) ερμηνεύουν τη μεταβλητικότητα της κερδοφορίας των εταιρειών, γεγονός που τους έκανε να ελέγξουν αν οι παράγοντες κινδύνου των κερδών είναι η πηγή των αντιστοίχων παραγόντων κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών. Τα αποτελέσματα φανέρωσαν ότι οι παράγοντες μέγεθος και αγορά των κερδών βοηθούν στο να εξηγηθούν οι αντίστοιχοι παράγοντες των αποδόσεων των μετοχών, όμως δε βρέθηκε σχέση μεταξύ του παράγοντα κινδύνου BE/ME των κερδών και του αντίστοιχου των αποδόσεων. Η αρνητική αυτή κατάληξη αποδόθηκε στο σφάλμα μέτρησης των αναμενόμενων κερδών όταν αυτά παρουσιάζουν απροσδόκητη μεταβολή.

Κεφάλαιο 3^ο

Εμπειρική διερεύνηση της ερμηνευτικής ικανότητας των μακροοικονομικών παραγόντων αναφορικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών.

Το παρόν κεφάλαιο περιλαμβάνει την περιγραφή των δεδομένων, την παρουσίαση της μεθοδολογίας που χρησιμοποιήθηκε και την ανάλυση των εμπειρικών αποτελεσμάτων που προκύπτουν.

3.1. Περιγραφή δεδομένων.

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζονται τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην εμπειρική ανάλυση. Τα δεδομένα αυτά που είναι μηνιαίες παρατηρήσεις αφορούν στην περίοδο Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004 και συλλέχτηκαν από τη βάση δεδομένων “Datastream International”.

Όσον αφορά στο δείγμα των αξιογράφων, σε αυτό συμπεριλήφθηκαν όλες οι μετοχές που διαπραγματεύονταν στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004. Οι προσαρμοσμένες τιμές τους ανακτήθηκαν προκειμένου να υπολογιστούν οι μηνιαίες αποδόσεις τους από την σχέση:

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

Όπου:

- R_{it} είναι η απόδοση της μετοχής i τον μήνα t
- P_{it} είναι η τιμή της μετοχής i στο τέλος του μήνα t
- P_{it-1} είναι η τιμή της μετοχής i στο τέλος του μήνα t - 1

Οι πέντε μακροοικονομικοί παράγοντες που επιλέχτηκαν να ελεγχθούν για το κατά πόσον παρουσιάζουν ερμηνευτική ικανότητα αναφορικά με τις αποδόσεις των

μετοχών, ήταν οι εξής: η απόδοση του Δείκτη τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, το επίπεδο του πληθωρισμού, η ποσοστιαία μεταβολή της βιομηχανικής παραγωγής (industrial production), τα βραχυχρόνια και τα μακροχρόνια επιτόκια.

Το επίπεδο του πληθωρισμού υπολογίστηκε από τον Δείκτη Τιμών του Καταναλωτή (Consumer Price Index) ενώ για την ποσοστιαία μεταβολή της βιομηχανικής παραγωγής χρησιμοποιήθηκε η σχέση:

$$G(ip)_t = \frac{IP_t - IP_{t-1}}{IP_{t-1}}$$

Όπου:

- $G(ip)_t$ είναι η ποσοστιαία μεταβολή της βιομηχανικής παραγωγής τον μήνα t
- IP_t είναι η βιομηχανική παραγωγή στο τέλος του μήνα t
- IP_{t-1} είναι η βιομηχανική παραγωγή στο τέλος του μήνα $t-1$

Η απόδοση του Δείκτη τιμών της αγοράς (R_M) υπολογίστηκε από το Γενικό Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών. Η πορεία του Γενικού Δείκτη παρουσιάζεται στο γράφημα 1¹⁹. Από το σχήμα διαπιστώνουμε ότι για σχεδόν 3 χρόνια (αρχές 1997 έως τέλη 1999) η πορεία του Γενικού Δείκτη ήταν έντονα ανοδική με κάποιες διακυμάνσεις. Από τις αρχές του 2000 έως το Μάιο 2003 η πορεία αντιστρέφεται και γίνεται πτωτική. Στη συνέχεια, ο Γενικός Δείκτης ανακαμπτεί .

Ανάλογα, η διάρθρωση των βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων επιτοκίων παρουσιάζεται στα γραφήματα 2 και 3 αντίστοιχα. Ως βραχυχρόνιο επιτόκιο θεωρήθηκε η απόδοση των τριμηνιαίων έντοκων γραμματίων του Ελληνικού Δημοσίου (3 month treasury bill rate) και ως μακροχρόνιο η απόδοση των δεκαετών κρατικών ομολόγων (10 year government bond yield). Από τα γραφήματα 2 και 3 φαίνεται ότι και τα δύο επιτόκια έχουν γενικά πτωτική τάση λόγω του ότι μετά τη συνθήκη του Μάαστριχ η δημοσιονομική και νομισματική πολιτική άλλαξε προκειμένου να γίνει η Ελλάδα μέλος της Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης.

¹⁹ Όλα τα γραφήματα παρουσιάζονται στο παράρτημα A.

Πρέπει όμως να σημειωθεί ότι τα βραχυχρόνια επιτόκια παραμένουν σταθερά και για ορισμένα μεγάλα χρονικά διαστήματα (αρχές 1993 έως μέσα 1995, αρχές 1999 έως τα τέλη 2000, αρχές 2003 έως μέσα 2004), σε αντίθεση με τα μακροχρόνια επιτόκια τα οποία παραμένουν σταθερά σε σαφώς μικρότερα διαστήματα. Επίσης, από το γράφημα 4 φαίνεται ότι για τις περιόδους: Φεβρουάριος 1995 έως Ιούλιος 1995 και Δεκέμβριος 1997 έως Φεβρουάριος 2001 το βραχυχρόνιο επιτόκιο είναι υψηλότερο του μακροχρόνιου, γεγονός που σηματοδοτεί ύφεση στην οικονομία η οποία εκφράστηκε και από την πτώση του Χρηματιστηρίου (αρχές 2000 έως μέσα 2003).

3.2 Παρουσίαση Μεθοδολογίας

Στη συγκεκριμένη διπλωματική διατριβή χρησιμοποιείται η μέθοδος των δυο σταδίων των Fama και MacBeth (1973) προκειμένου να διερευνηθεί αν κάποιοι μακροοικονομικοί παράγοντες επιδρούν στη διαμόρφωση των διαστρωματικών αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Η μεθοδολογία αυτή, η οποία χρησιμοποιείται ευρέως σε εμπειρικές μελέτες που εξετάζουν τη δυνατότητα πρόβλεψης των αναμενόμενων αποδόσεων σε διαστρωματικό επίπεδο, παρουσιάζει δυο βασικά προβλήματα:

Το πρώτο πρόβλημα γνωστό ως “data snooping bias” προκύπτει όταν οι μετοχές ταξινομούνται σε χαρτοφυλάκια με κριτήριο κάποια μεταβλητή (όπως το μέγεθος ή το βήτα της αγοράς). Οι Lo και Mackinlay (1990b) έδειξαν ότι εφαρμογή της μεθόδου Fama-MacBeth με τη χρήση χαρτοφυλακίων οδηγεί σε μεροληψία υπέρ της λανθασμένης απόρριψης του CAPM. Επιπλέον, τα εμπειρικά αποτελέσματα μεταβάλλονται ανάλογα με τη μεταβλητή βάσει της οποίας γίνεται ο σχηματισμός των χαρτοφυλακίων.

Για να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα αυτό συνήθως η μέθοδος Fama – Macbeth (1973) εφαρμόζεται χωρίς τη χρήση χαρτοφυλακίων αλλά μεμονωμένα με μετοχές (individuals). Στη συγκεκριμένη περίπτωση η μεθοδολογία εφαρμόζεται σε 106

μετοχές που διαπραγματεύονταν συνεχώς στο Χρηματιστήριο Αθηνών για τη δειγματική περίοδο: Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004²⁰.

Το δεύτερο πρόβλημα είναι γνωστό ως “errors in variables” και προκύπτει όταν στη μέθοδο Fama-MacBeth χρησιμοποιούνται μετοχές (individuals). Τα beta (sensitivities) των μετοχών από τις παλινδρομήσεις σε επίπεδο χρονολογικών σειρών (time series regressions) χρησιμοποιούνται ως ανεξάρτητες μεταβλητές στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις (cross sectional regressions). Όμως τα beta αυτά από το πρώτο στάδιο αποτελούν εκτιμήσεις των πραγματικών beta και επομένως εμπεριέχουν κάποιο σφάλμα (sampling error). Η χρήση αυτών των beta αντί των πραγματικών στις παλινδρομήσεις του δεύτερου σταδίου έχει ως συνέπεια τη μεροληπτική εκτίμηση των συντελεστών των beta.

Ένας τρόπος για να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα αυτό είναι η εφαρμογή της μεθόδου Fama -MacBeth σε επίπεδο χαρτοφυλακίων. Τα beta των χαρτοφυλακίων αποτελούν αρκετά ακριβείς και συνεπείς εκτιμήσεις των πραγματικών beta και επομένως δε δημιουργούν μεροληψία στους συντελεστές των διαστρωματικών παλινδρομήσεων.

Στην παρούσα εμπειρική έρευνα η διαδικασία ταξινόμησης των μετοχών σε χαρτοφυλάκια που υιοθετήθηκε είναι όμοια με αυτή των Black, Jensen και Scholes (1972) και των Fama και MacBeth (1973).

Πιο συγκεκριμένα, δεδομένα από το πρώτο (Ιανουάριος 1993) έως το πέμπτο (Δεκέμβριος 1997) έτος της δειγματικής περιόδου χρησιμοποιήθηκαν (συνολικά εξήντα μηνιαίες παρατηρήσεις) προκειμένου να εκτιμηθεί ο συντελεστής βήτα (market beta) κάθε μετοχής που διαπραγματεύόταν στο Χρηματιστήριο Αθηνών για εκείνη την χρονική περίοδο. Με κριτήριο το συντελεστή βήτα οι μετοχές ταξινομήθηκαν σε εικοσιπέντε ομάδες. Κάθε ομάδα αποτελούσε ένα χαρτοφυλάκιο για το έκτο έτος της δειγματικής περιόδου (1998) και για κάθε μήνα του έτους

²⁰ Οι 106 μετοχές που χρησιμοποιήθηκαν παρουσιάζονται στο Παράρτημα B.

αυτού (Ιανουάριος 1998 έως Δεκέμβριος 1998) υπολογίστηκε η μέση απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου. Ανάλογα δεδομένα από το δεύτερο (Ιανουάριος 1994) έως το έκτο (Δεκέμβριος 1998) έτος της δειγματικής περιόδου χρησιμοποιήθηκαν προκειμένου να εκτιμηθούν εκ νέου οι συντελεστές βήτα των μετοχών, να ξαναδημιουργηθούν σε εικοσιπέντε ομάδες οι οποίες αποτελούσαν τα εικοσιπέντε χαρτοφυλάκια για το έβδομο έτος (1999). Η διαδικασία αυτή σχηματισμού των χαρτοφυλακίων επαναλήφθηκε συνολικά επτά φορές και οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις τους υπολογίστηκαν για την περίοδο Ιανουάριος 1998 έως Μάιος 2004²¹.

Οι μηνιαίες αποδόσεις των εικοσιπέντε χαρτοφυλακίων (ή των 106 μετοχών) χρησιμοποιήθηκαν για την εφαρμογή της μεθόδου Fama–MacBeth (1973)²². Αναλυτικά η μέθοδος αυτή περιλαμβάνει δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο τα beta των μακροοικονομικών μεταβλητών εκτιμώνται μέσω παλινδρομήσεων σε επίπεδο χρονολογικών σειρών (time series regressions). Τα beta αυτά εκφράζουν την ευαισθησία της (excess) απόδοσης του χαρτοφυλακίου r (ή της μετοχής i) σε σχέση με κάθε μακροοικονομικό παράγοντα και εκτιμώνται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (ordinary least squares, OLS) από τη σχέση :

$$R_{pt} - R_f = \alpha_{pt} + \beta_{p,M}(R_{Mt} - R_f) + \beta_{p,tb}R(tb)_t + \beta_{p,in}infl_t + \beta_{p,Gip}G(ip)_t + \beta_{p,gb}Y(gb)_t + \varepsilon_{pt}$$

για $p = 1, 2, \dots, 25$ και $t = 1, 2, \dots, 77$ (Ιανουάριος 1998 έως Μάιος 2004).

Σε κάθε παλινδρόμηση σε επίπεδο χρονολογικών σειρών εξαρτημένη μεταβλητή είναι η απόδοση του σχετικού χαρτοφυλακίου r μείον την απόδοση χωρίς κίνδυνο ($R_{pt} - R_f$). Ανεξάρτητες μεταβλητές είναι: η επιπλέον απόδοση του δείκτη της αγοράς (excess market return, $R_{Mt} - R_f$), η απόδοση των βραχυχρόνιων επιτοκίων

²¹ Την 1^η φορά που σχηματίστηκαν τα 25 χαρτοφυλάκια ταξινομήθηκαν σε αυτά 106 μετοχές, την 2^η 112 μετοχές, την 3^η 145 μετοχές, την 4^η 167 μετοχές, την 5^η 182 μετοχές, την 6^η 191 μετοχές και την 7^η 203 μετοχές.

²² Η εφαρμογή της μεθόδου των Fama και MacBeth (1973) έγινε με τρεις τρόπους : α) με τη χρήση της γλώσσας προγραμματισμού matlab β) με το eviews και γ) με το excel. Διαφορές στα αποτελέσματα παρατηρήθηκαν μετά το τέταρτο δεκαδικό ψηφίο.

[treasury bill rate, R_{tb}], ο πληθωρισμός (inflation rate), η ποσοστιαία μεταβολή της βιομηχανικής παραγωγής [$G(ip)$], η απόδοση των μακροχρόνιων επιτοκίων [government bond yield, $Y(gb)$]. Το ϵ_{pt} εκφράζει τον διαταρακτικό όρο, ενώ τα β_0 , $\beta_{p,M}$, $\beta_{p,tb}$, $\beta_{p,in}$, $\beta_{p,Gip}$ και $\beta_{p,gb}$ είναι οι παράμετροι. Ως απόδοση χωρίς κίνδυνο θεωρήθηκε η απόδοση των τριμηνιαίων έντοκων γραμματίων του δημοσίου (three month treasury bill rate).

Στο δεύτερο στάδιο, τα beta (από το πρώτο στάδιο) χρησιμοποιούνται ως ανεξάρτητες μεταβλητές σε διαστρωματικές παλινδρομήσεις.

Αναλυτικά για κάθε μήνα της περιόδου ανάλυσης (Ιανουάριος 1998 έως Μάιος 2004) εκτιμάται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS), μια διαστρωματική παλινδρόμηση της μορφής :

$$R_{pt} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_M \beta_{p,M} + \gamma_{tb} \beta_{p,tb} + \gamma_{in} \beta_{p,in} + \gamma_{Gip} \beta_{p,Gip} + \gamma_{gb} \beta_{p,gb} + \epsilon_{pt}$$

με $p = 1, 2, \dots, 25$.

Οι συντελεστές γ_M , γ_{tb} , γ_{Gip} και γ_{gb} από κάθε μια διαστρωματική παλινδρόμηση αποτελούν εκτιμήσεις των risk premium των σχετικών μακροοικονομικών παραγόντων. Από τη διαδικασία αυτή θα προκύψουν χρονολογικές σειρές των εκτιμώμενων συντελεστών. Οι μέσοι (means) των εκτιμώμενων συντελεστών από τις χρονολογικές σειρές ελέγχονται για το αν είναι (μεμονωμένα) στατιστικά σημαντικοί ή όχι με τη βοήθεια της t - στατιστικής. Η t - στατιστική ελέγχου ορίζεται ως:

$$t(\hat{\gamma}_j) = \frac{\bar{\hat{\gamma}}_j}{\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_j} / \sqrt{T}} \quad \text{για } T = 77$$

Όπου:

- $\bar{\hat{\gamma}}_j$ είναι ο μέσος όρος των εκτιμώμενων τιμών του συντελεστή γ_j ,

$$\text{δηλαδή } \bar{\hat{\gamma}}_j = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\gamma}_{jt}}{T}$$

- $\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_j}$ είναι η εκτιμημένη τυπική απόκλιση του $\hat{\gamma}_{jt}$.

- T είναι ο αριθμός των μηνών της περιόδου ανάλυσης και ισούται με τον αριθμό των διαστρωματικών παλινδρομήσεων (στη συγκεκριμένη περίπτωση $T = 77$).

Κάτω από την υπόθεση ότι ο διαταρακτικός όρος ε_{pt} κατανέμεται κανονικά, ανεξάρτητα και ομοιόμορφα [independently and identically distributed, δηλαδή $\varepsilon_{pt} \sim \text{iidN}(0, \sigma_e^2)$] η $t(\bar{\hat{\gamma}}_j)$ στατιστική κατανέμεται ασυμπτωτικά κανονικά.

Ανάλογα, για μετοχές (individuals) οι παλινδρομήσεις στο πρώτο και στο δεύτερο στάδιο της μεθόδου Fama – MacBeth (1973) παίρνουν τη μορφή:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{it} + \beta_{i,M}(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{i,tb}R(tb)_t + \beta_{i,in}infl_t + \beta_{i,Gip}Gr(ip)_t + \beta_{i,gb}Y(gb)_t + \varepsilon_{it} \quad (\text{time series regressions})$$

για $i = 1, 2, \dots, 106$ και $t = 1, 2, \dots, 137$ (Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004).

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_M \beta_{i,M} + \gamma_{tb} \beta_{i,tb} + \gamma_{in} \beta_{i,in} + \gamma_{Gip} \beta_{i,Gip} + \gamma_{gb} \beta_{i,gb} + \varepsilon_{it} \quad (\text{cross sectional regressions}) \text{ για } i = 1, 2, \dots, 106.$$

Και στις δύο περιπτώσεις (με χαρτοφυλάκια ή μετοχές) το γ_0 πρέπει να ισούται με μηδέν ενώ αν δεν συμπεριληφθούν οι μεταβλητές $R(tb)$, $infl$, $G(ip)$, $Y(gb)$ στο υπόδειγμα τότε ελέγχεται κατά πόσον ισχύει το CAPM.

3.3. Ανάλυση εμπειρικών αποτελεσμάτων.

Όπως προαναφέρθηκε, η εφαρμογή της μεθόδου δύο σταδίων των Fama – MacBeth (1973) πραγματοποιήθηκε με τη χρήση χαρτοφυλακίων για την αντιμετώπιση του προβλήματος “errors in variables” και με τη χρήση μετοχών (individuals) ώστε να μην υπάρχει “data snooping bias”. Στη συνέχεια παρουσιάζονται ξεχωριστά τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τους διαφορετικούς τρόπους εφαρμογής της μεθοδολογίας.

3.3.1. Παρουσίαση αποτελεσμάτων όταν στη μέθοδο Fama - MacBeth έγινε χρήση χαρτοφυλακίων.

Ο Πίνακας 1 παρουσιάζει τα εμπειρικά αποτελέσματα που προέκυψαν όταν στη μεθοδολογία χρησιμοποιήθηκαν χαρτοφυλάκια. Περιέχει τις μέσες εκτιμήσεις των risk premiums ($\bar{\gamma}_j$), των αντίστοιχων μακροοικονομικών μεταβλητών, τις t - στατιστικές τους και τη μέση τιμή του προσαρμοσμένου συντελεστή προσδιορισμού κάθε υποδείγματος.

Πίνακας 1

Εκτίμηση του διαστρωματικού υποδείγματος:

$$R_{pt} - R_f = \gamma_0 + \gamma_M \beta_{p,M} + \gamma_{tb} \beta_{p,tb} + \gamma_{in} \beta_{p,in} + \gamma_{Gip} \beta_{p,Gip} + \gamma_{gb} \beta_{p,gb} + \epsilon_{pt}$$

για την περίοδο: Ιανουάριος 1998 έως Μάιος 2004

	$\bar{\gamma}_0$	$\bar{\gamma}_M$	$\bar{\gamma}_{tb}$	$\bar{\gamma}_{in}$	$\bar{\gamma}_{Gip}$	$\bar{\gamma}_{gb}$	Av.R ²
<u>Υπόδειγμα</u>							
Εκτίμηση	0.050	-0.0224					0.11
t-στατιστική	1.67	-0.943					
<u>Υπόδειγμα B</u>							
Εκτίμηση	-0.0015	-0.0087	0.0027	-0.002	-0.0217	0.00085	0.32
t στατιστική	-0.062	0.391	3.138	-0.600	-0.537	2.178	

Αναλύοντας το αποτέλεσμα του Υποδείγματος Α διαπιστώνουμε ότι : α) το $\bar{\gamma}_0$ δεν είναι στατιστικά διαφορετικό του μηδενός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ και β) δεν υπάρχει θετική γραμμική σχέση μεταξύ (excess) μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και του βήτα της αγοράς (market beta, $\beta_{p,M}$).

Όταν το $\beta_{p,M}$ συμπεριλήφθηκε μόνο του στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις το $\bar{\gamma}_M$ βρέθηκε αρνητικό και μη στατιστικά σημαντικό με συνέπεια να απορρίπτεται το CAPM. Το αποτέλεσμα αυτό είναι σύμφωνο με αυτά των Karanikas, Leledakis και Tzavalis (2003), των Leledakis, Davidson Karathanasis (2003) για το Ελληνικό Χρηματιστήριο.

Στο υπόδειγμα Β εκτός από το beta της αγοράς στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις συμπεριελήφθησαν και τα beta των λοιπών μακροοικονομικών παραγόντων. Από τα αποτελέσματα προκύπτει το συμπέρασμα ότι τα βραχυχρόνια και τα μακροχρόνια επιτόκια έχουν σημαντική ερμηνευτική ικανότητα αναφορικά με τη διαστρωματικότητα των μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων και επομένως τιμολογούνται (priced) από την Ελληνική χρηματαγορά. Το μέσο risk premium των βραχυχρόνιων επιτοκίων, $\bar{\gamma}_{bb}$, βρέθηκε θετικό και σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 1\%$ ενώ και το $\bar{\gamma}_{gb}$ (μέσο risk premium μακροχρόνιων επιτοκίων) ήταν θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο $\alpha = 5\%$.

Το αποτέλεσμα αυτό είναι σύμφωνο με τις προβλέψεις της οικονομικής θεωρίας και αντικατοπτρίζει την πρόθεση των επενδυτών να εξασφαλιστούν από τον κίνδυνο των επιτοκίων. Η συμπεριφορά τους μπορεί να αποδοθεί στο ότι τόσο μακροχρόνια κρατικά ομόλογα (government bonds) όσο και τα έντοκα γραμμάτια του δημοσίου (treasury bills) αποφέρουν πολύ υψηλότερες αποδόσεις απ' ότι οι μετοχές. Ακόμη και μειώσεις των επιτοκίων από τα μέσα ή προς τα τέλη της δειγματικής περιόδου δεν ήταν ικανές να κάνουν τους επενδυτές να στραφούν προς τις μετοχές αν δεν αποκόμιζαν σημαντικό risk premium.

Οι άλλοι τρεις μακροοικονομικοί παράγοντες (πληθωρισμός, ποσοστιαία μεταβολή της παραγωγής, απόδοση του δείκτη της αγοράς του Χ.Α.) δεν παρουσιάζουν επεξηγηματική ικανότητα και δεν επιδρούν στη διαμόρφωση των αποδόσεων.

Επίσης, πρέπει να σημειωθεί ότι τα $\bar{\gamma}_{in}$, $\bar{\gamma}_{Gip}$ είχαν ίδιο πρόσημο και τιμές, περίπου ίσες με τις αντίστοιχες των Karanikas, Leledakis και Tzavalis (2003) αν και το πρόσημο του $\bar{\gamma}_{Gip}$ είναι αντίθετο από αυτό που προβλέπει η οικονομική θεωρία.

3.3.2. Παρουσίαση αποτελεσμάτων όταν στη μέθοδο Fama – MacBeth έγινε χρήση μετοχών (individuals)

Ο Πίνακας 2 παρουσιάζει τα εμπειρικά αποτελέσματα που προέκυψαν όταν στη μεθοδολογία χρησιμοποιήθηκαν μετοχές (individuals). Περιέχει τις μέσες εκτιμήσεις των risk premiums ($\bar{\gamma}_j$), τις σχετικές t – στατιστικές, τη μέση τιμή του συντελεστή προσδιορισμού κάθε υποδείγματος, τόσο για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο (Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004) όσο και για τις δύο υποπεριόδους (Ιανουάριος 1993 έως Αύγουστος 1998 και Σεπτέμβριος 1998 έως Μάιος 2004).

Πίνακας 2

Εκτίμηση του διαστρωματικού υποδείγματος:

$$R_{it} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_M \beta_{i,M} + \gamma_{tb} \beta_{i,tb} + \gamma_{in} \beta_{i,in} + \gamma_{Gip} \beta_{i,Gip} + \gamma_{gb} \beta_{i,gb} + \varepsilon_{it}$$

	$\bar{\hat{\gamma}}_0$	$\bar{\hat{\gamma}}_M$	$\bar{\hat{\gamma}}_{tb}$	$\bar{\hat{\gamma}}_{in}$	$\bar{\hat{\gamma}}_{Gip}$	$\bar{\hat{\gamma}}_{gb}$	Av. R ²
Υπόδειγμα Α . Δειγματική περίοδος : 01/1993 – 05/2004							
Εκτίμηση	0.0125	0.0055					0.03
t-στατιστική	1.311	0.50					
Υπόδειγμα Β. Δειγματική περίοδος : 01/1993 - 05/2004							
Εκτίμηση	0.0071	0.0051	0.00114	-0.0012	-0.01	0.000354	0.12
t-στατιστική	0.90	0.49	1.167	-0.66	-0.5	0.368	
Υπόδειγμα Β. Υποπερίοδος 1 ^η : 01/1993 - 08/1998							
Εκτίμηση	0.0097	0.01	0.0005	-0.0003	0.0114	0.000352	0.15
t-στατιστική	1.317	0.795	0.79	-0.15	0.64	0.468	
Υπόδειγμα Β. Υποπερίοδος 2 ^η : 09/1998 - 05/2004							
Εκτίμηση	0.0001	0.023	0.00183	-0.0004	-0.01	0.00052	0.19
t-στατιστική	0.0012	0.16	2.51	-0.15	-0.36	2.30	

Εξετάζοντας το υπόδειγμα Α διαπιστώνουμε ότι το $\bar{\hat{\gamma}}_0$ είναι μη στατιστικά σημαντικό και ότι το $\bar{\hat{\gamma}}_M$ είναι θετικό αλλά μη στατικά διάφορο του μηδενός. Επομένως, μεταξύ μέσων αποδόσεων των μετοχών και beta της αγοράς υπάρχει θετική αλλά μη στατιστικά σημαντική σχέση.

Από το Υπόδειγμα Β τόσο για όλη τη δειγματική περίοδο (Ιανουάριος του 1993 έως Μάιος του 2004) όσο και για την πρώτη υποπερίοδο (Ιανουάριος του 1993 έως Αύγουστος του 1998) προκύπτει το συμπέρασμα ότι καμιά μακροοικονομική μεταβλητή δεν παρουσιάζει σημαντική επεξηγηματική δύναμη και επομένως καμία δεν επηρεάζει τις διαστρωματικές μέσες αποδόσεις των μετοχών. Για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο το $\bar{\hat{\gamma}}_0$ είναι μη στατιστικά σημαντικό ενώ το $\bar{\hat{\gamma}}_{Gip}$ εμφανίζει

αντίθετο πρόσημο από ότι προτείνει η θεωρία, χωρίς όμως να είναι στατιστικά διάφορο του μηδενός.

Για τη δεύτερη υποπερίοδο (Σεπτέμβριος του 1998 Μάιος του 2004), όπως και στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων, τόσο τα βραχυχρόνια όσο και τα μακροχρόνια επιτόκια έχουν επεξηγηματική ικανότητα αναφορικά με τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών. Συνεπώς, οι δυο αυτές πηγές κινδύνου (sources of risk) τιμολογούνται στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Τα εκτιμηθέντα risk premiums των δυο αυτών μακροοικονομικών παραγόντων ($\hat{\gamma}_{bb}$, $\hat{\gamma}_{gb}$) είναι θετικά και στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Οι άλλοι τρεις μακροοικονομικοί παράγοντες (απόδοση του δείκτη της αγοράς, πληθωρισμός και ποσοστιαία μεταβολή της παραγωγής) δεν παρουσιάζουν επεξηγηματική ικανότητα αναφορικά με τις μέσες αποδόσεις των μετοχών.

Συνδυάζοντας το αποτέλεσμα της δεύτερης υποπεριόδου με τα αντίστοιχα που βρέθηκαν σε επίπεδο χαρτοφυλακίων προκύπτει το συμπέρασμα ότι τα βραχυχρόνια και τα μακροχρόνια επιτόκια συστηματικά επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών για ένα διάστημα έξι με εξίμιση ετών (1998 έως μέσα 2004).

3.3.3. Παρουσίαση αποτελεσμάτων όταν ως μακροοικονομικός παράγοντας χρησιμοποιείται η διαφορά (spread) μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων.

Όπως φαίνεται από τα γραφήματα 2,3 και 4 κατά τη διάρκεια της δειγματικής περιόδου τόσο τα βραχυχρόνια όσο και τα μακροχρόνια επιτόκια ακολουθούν γενικά πτωτική τάση. Ο συντελεστής συσχέτισής τους είναι πολύ υψηλός ($r = 0,9$) με συνέπεια να είναι πιθανή η ύπαρξη προβλήματος πολυσυγγραμμικότητας (multicollinearity) στις παλινδρομήσεις σε επίπεδο χρονολογικών σειρών. Για το λόγο αυτό η μέθοδος δύο σταδίων των Fama –MacBeth (1973) επαναλαμβάνεται χωρίς όμως οι αποδόσεις των μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων να

περιλαμβάνονται μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών στις παλινδρομήσεις σε επίπεδο χρονολογικών σειρών.

Τη θέση τους παίρνει η μεταβλητή SP που ισούται με τη διαφορά στην απόδοση μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων [$SP_t = Y(gb)_t - R(tb)_t$]. Όπως και προηγουμένως ως απόδοση των βραχυχρόνιων επιτοκίων θεωρήθηκε η απόδοση των τριμηνιαίων έντοκων γραμματίων του δημοσίου (three month treasury bill rate) και ως απόδοση των μακροχρόνιων επιτοκίων η απόδοση των δεκαετών κρατικών ομολόγων (ten years government bond yield). Πρέπει να σημειωθεί ότι η μεταβλητή SP χρησιμοποιήθηκε στις εμπειρικές έρευνες των Chen, Roll και Ross (1986) και των Burmeister και McElroy .

Τα αποτελέσματα που προέκυψαν όταν στη μέθοδο Fama και MacBeth (1973) χρησιμοποιήθηκαν χαρτοφυλάκια παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.

Πίνακας 3

Εκτίμηση του διαστρωματικού Υποδείγματος :

$$R_{pt} - R_f = \gamma_0 + \gamma_M \beta_{p,M} + \gamma_{in} \beta_{p,in} + \gamma_{Gip} \beta_{p,Gip} + \gamma_{SP} \beta_{p,SP} + \varepsilon_{pt}$$

για την περίοδο 01/1998 – 05/2004

	$\bar{\hat{\gamma}}_0$	$\bar{\hat{\gamma}}_M$	$\bar{\hat{\gamma}}_{in}$	$\bar{\hat{\gamma}}_{Gip}$	$\bar{\hat{\gamma}}_{SP}$	Av. R^2
Εκτίμηση	-0.0019	0.009	-0.0018	-0.023	-0.00183	0.28
t-στατιστική	-0.076	0.4	-0.56	-0.54	-3.24	

Αναλύοντας τον Πίνακα 3 διαπιστώνουμε ότι η νέα μεταβλητή SP δεν επηρέασε (σοβαρά) τα πρόσημα, τις τιμές και τις t - στατιστικές των $\bar{\hat{\gamma}}_0$, $\bar{\hat{\gamma}}_M$, $\bar{\hat{\gamma}}_{in}$, $\bar{\hat{\gamma}}_{Gip}$ που προέκυψαν στην ενότητα 3.3.1. Μεταξύ των μακροοικονομικών παραγόντων μόνο η διαφορά ανάμεσα στα μακροχρόνια και τα βραχυχρόνια επιτόκια (SP) αποδείχθηκε σημαντική στην εξήγηση των διαστρωματικών μέσων αποδόσεων των

χαρτοφυλακίων. Το $\bar{\gamma}_{SP}$ βρέθηκε στατιστικά διάφορο του μηδενός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 1\%$, όμως με αρνητικό πρόσημο. Αρνητικό ήταν και το πρόσημο που βρήκαν οι Chen, Roll και Ross (1986).

Ως εξήγηση μπορεί να θεωρηθεί ότι οι μετοχές που οι αποδόσεις τους σχετίζονται αντιστρόφως με τις αυξήσεις των μακροχρόνιων επιτοκίων έχουν μεγαλύτερη αξία για τους επενδυτές. Η μεταβλητή SP “μετράει” τη μεταβολή στα “πραγματικά” μακροχρόνια επιτόκια. Όταν τα τελευταία μειώνονται υπάρχει μικρότερη πραγματική απόδοση για κάθε τύπου περιουσιακού στοιχείου. Οι επενδυτές που θέλουν να προστατευτούν έναντι μιας τέτοιας πιθανής κατάστασης θα επενδύουν σε αξιόγραφα των οποίων οι τιμές θα αυξάνονται όταν τα πραγματικά μακροχρόνια επιτόκια θα πέφτουν και επομένως αυτά τα αξιόγραφα θα έχουν αρνητικά risk premium. Άρα οι μετοχές με αποδόσεις συσχετισμένες με τις αποδόσεις των μακροχρόνιων ομολόγων θα έχουν μεγαλύτερη αξία για τους επενδυτές σε σύγκριση με τις μετοχές που οι αποδόσεις τους δεν συσχετίζονται με τα μακροχρόνια ομόλογα.

Όσον αφορά στα αποτελέσματα όταν στη μέθοδο των Fama και MacBeth (1973) χρησιμοποιήθηκαν μετοχές (individuals) αυτά παρουσιάζονται στον Πίνακα 4:

Πίνακας 4

Εκτίμηση του διαστρωματικού υποδείγματος:

$$R_{it} - R_f = \gamma_0 + \gamma_M \beta_{i,M} + \gamma_{in} \beta_{i,in} + \gamma_{Gip} \beta_{i,Gip} + \gamma_{SP} \beta_{i,SP} + \varepsilon_{it}$$



	$\bar{\hat{\gamma}}_0$	$\bar{\hat{\gamma}}_M$	$\bar{\hat{\gamma}}_{in}$	$\bar{\hat{\gamma}}_{Gip}$	$\bar{\hat{\gamma}}_{SP}$	Av. R^2
Περίοδος : 01/1993 – 05/2004						
Εκτίμηση	0.0077	0.00577	-0.0011	-0.0077	-0.00074	0.10
t-στατιστική	0.97	0.54	-0.6	-0.38	-1.74	
Υποπερίοδος 1 ^η : 01/1993 – 08/1998						
Εκτίμηση	0.01	0.0087	0.0002	0.011	-0.00009	0.13
t-στατιστική	1.45	0.70	0.10	0.63	-0.3	
Υποπερίοδος 2 ^η : 09/1998 – 05/2004						
Εκτίμηση	0.0003	0.0028	-0.0001	-0.01	-0.00136	0.17
t-στατιστική	0.03	0.20	-0.004	-0.36	-2.53	

Από τον Πίνακα 4 φαίνεται ότι για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο (Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004) η μεταβλητή SP (διαφορά μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων) επιδρά στη διαμόρφωση των διαστρωματικών μέσων αποδόσεων των μετοχών. Ο μέσος συντελεστής $\bar{\hat{\gamma}}_{SP}$ έχοντας t - στατιστική ίση με -1.74 είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας $\alpha = 10\%$. Αντίθετα, σε προηγούμενη ενότητα (3.3.2) προέκυψε ότι για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο η διαστρωματική μεταβλητικότητα των αποδόσεων των μετοχών δεν ερμηνεύεται από κανέναν (από τους εκεί εξεταζόμενους) μακροοικονομικούς παράγοντες.

Για την πρώτη υποπερίοδο, Ιανουάριος 1993 έως Αύγουστος 1998, όπως και προηγουμένως (ενότητα 3.3.2) καμία μακροοικονομική μεταβλητή δε βρέθηκε να επηρεάζει συστηματικά τις αποδόσεις των μετοχών.



Για τη δεύτερη υποπερίοδο (Σεπτέμβριος 1998 έως Μάιος 2004) μόνο ο μέσος συντελεστής $\bar{\gamma}_{SP}$ των διαστρωματικών παλινδρομήσεων βρέθηκε στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Επομένως, για τη συγκεκριμένη υποπερίοδο η μεταβλητή SP που εκφράζει τη διαφορά απόδοσης μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων είναι η μόνη πηγή κινδύνου που τιμολογείται στην ελληνική Χρηματιστηριακή αγορά.

Οι υπόλοιποι μέσοι συντελεστές των διαστρωματικών παλινδρομήσεων $\bar{\gamma}_0$, $\bar{\gamma}_M$, $\bar{\gamma}_{in}$ και $\bar{\gamma}_{Gip}$ παίρνουν τιμές περίπου ίσες με τις τιμές των αντίστοιχων μέσων συντελεστών της ενότητας 3.3.2 και δεν είναι στατιστικά σημαντικοί.

Κεφάλαιο 4^ο

Συμπεράσματα της διεξαχθείσας εμπειρικής μελέτης.

Στη συγκεκριμένη διπλωματική εργασία ερευνάται κατά πόσο κάποιοι μακροοικονομικοί παράγοντες επηρεάζουν συστηματικά τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αθηνών. Αναλυτικά, οι παράγοντες που εξετάζονται είναι η απόδοση του δείκτη τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών, ο πληθωρισμός, η απόδοση των βραχυχρόνιων και των μακροχρόνιων επιτοκίων και η ποσοστιαία μεταβολή της βιομηχανικής παραγωγής.. Παρόμοιες έρευνες έχουν διεξαχθεί από τους Karanikas, Leledakis και Tzavalis (2003) για το Ελληνικό Χρηματιστήριο και από τους Chen, Roll και Ross (1986), τους Burmeister και MacElroy (1988) και τους Ferson και Harvey (1991) για τις Χρηματιστηριακές αγορές των Η.Π.Α.

Η εμπειρική ανάλυση πραγματοποιήθηκε με την εφαρμογή της μεθόδου δυο σταδίων των Fama και MacBeth (1973) η οποία χρησιμοποιείται σε τέτοιου είδους έρευνες. Μάλιστα, για την αντιμετώπιση του προβλήματος “errors in variables” η μέθοδος εφαρμόστηκε με τη χρήση χαρτοφυλακίων τα οποία σχηματίστηκαν με βάση το συντελεστή βήτα (market beta) των μετοχών. Επιπλέον, για να μην υπάρχει “data snooping bias” η τεχνική των Fama – MacBeth εφαρμόστηκε μεμονωμένα σε 106 μετοχές (individuals) με συνεχή διαπραγμάτευση στο Χρηματιστήριο Αθηνών για την περίοδο: Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004.

Οσον αφορά στα εμπειρικά αποτελέσματα, αυτά έδειξαν ότι τόσο σε επίπεδο χαρτοφυλακίων όσο και σε επίπεδο μετοχών (individuals) το βήτα της αγοράς (market beta) στερείται ερμηνευτικής ικανότητας ως προς τις διαστρωματικές μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων ή των μετοχών αντίστοιχα. Αντίθετα, τα βραχυχρόνια και τα μακροχρόνια επιτόκια αποδείχτηκε ότι αποτελούν συστηματικές πηγές κινδύνου με συνέπεια να τιμολογούνται στην Ελληνική Χρηματιστηριακή αγορά.

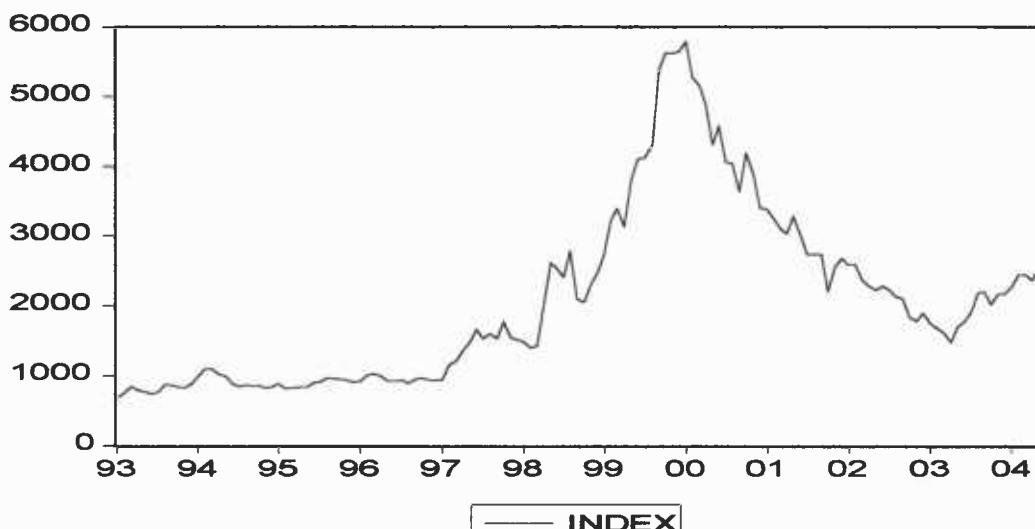
Πιο συγκεκριμένα, σε επίπεδο χαρτοφυλακίων βρέθηκε ότι τα βραχυχρόνια και μακροχρόνια επιτοκίων έχουν σημαντική προβλεπτική δύναμη στις διαστρωματικές αποδόσεις για την περίοδο: Ιανουάριος 1998 έως Μάιος 2004. Σε επίπεδο μετοχών (individuals) οι δυο αυτές μακροοικονομικές μεταβλητές έχουν σημαντική ερμηνευτική ικανότητα στις αποδόσεις (των μετοχών) για τη δεύτερη υποπερίοδο (Σεπτέμβριος 1998 έως Μάιος 2004) της δειγματικής περιόδου.

Στη συνέχεια η ύπαρξη υψηλού βαθμού συσχέτισης μεταξύ βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων επιτοκίων οδήγηση στη χρησιμοποίηση της μεταβλητής SP στις παλινδρομήσεις σε επίπεδο χρονολογικών σειρών (time series regressions). Αυτή η μεταβλητή υπολογίζει τη διαφορά αποδόσεων μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων. Την ίδια μεταβλητή χρησιμοποίησαν στην έρευνα τους οι Chen, Roll και Ross (1986) και Burmeister και MacElroy. Τα εμπειρικά αποτελέσματα με τη χρήση αυτής της μεταβλητής ήταν περισσότερο ενθαρρυντικά. Η διαφορά μεταξύ μακροχρόνιων και βραχυχρόνιων επιτοκίων βρέθηκε σημαντική στην εξήγηση τόσο των μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων για την περίοδο Ιανουάριος 1998 έως Μάιος 2004 όσο και των μέσων αποδόσεων των μετοχών για τη δεύτερη υποπερίοδο (Σεπτέμβριος του 1998 έως Μάιος του 2004). Επιπλέον όμως βρέθηκε ότι και για ολόκληρη τη δειγματική περίοδο (Ιανουάριος 1993 έως Μάιος 2004) η ίδια μεταβλητή (SP) παρουσιάζει ερμηνευτική ικανότητα σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 10\%$ αναφορικά με τις διαστρωματικές αποδόσεις των μετοχών.

Παράρτημα A.

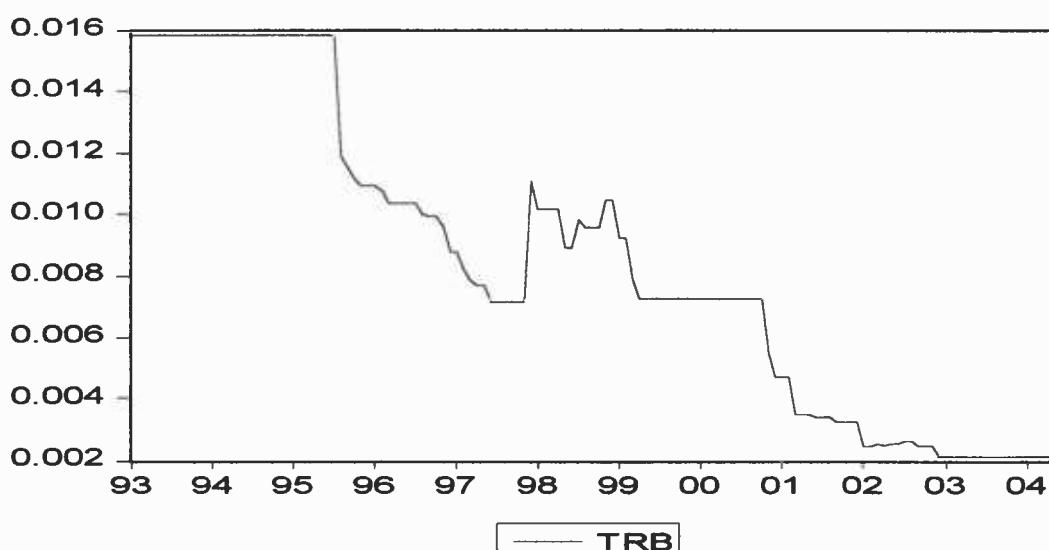
Γράφημα 1

Η πορεία του Γενικού Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την περίοδο: Ιανουάριος του 1993 εώς Μάιος του 2004.



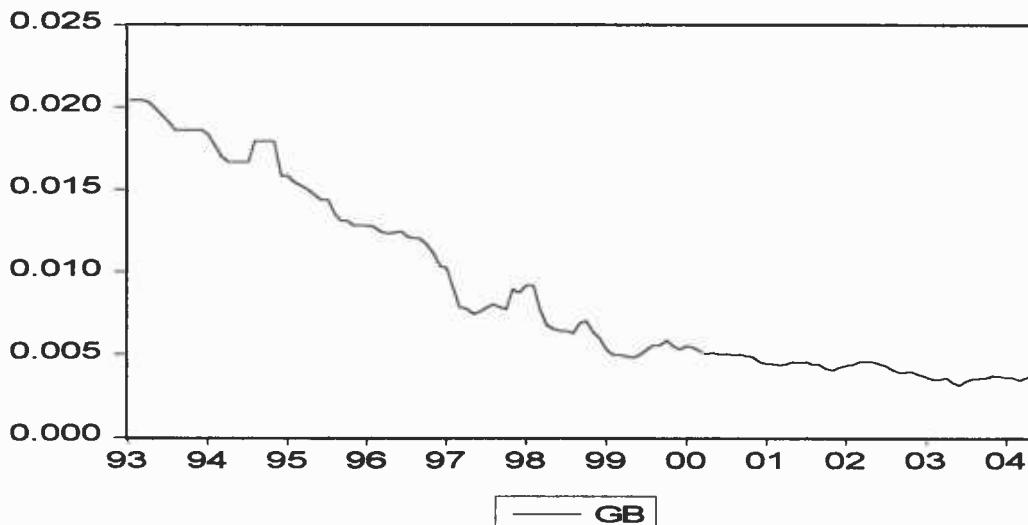
Γράφημα 2

Η απόδοση των βραχυχρόνιων επιτοκίων για την περίοδο: Ιανουάριος του 1993 εώς Μάιος του 2004.



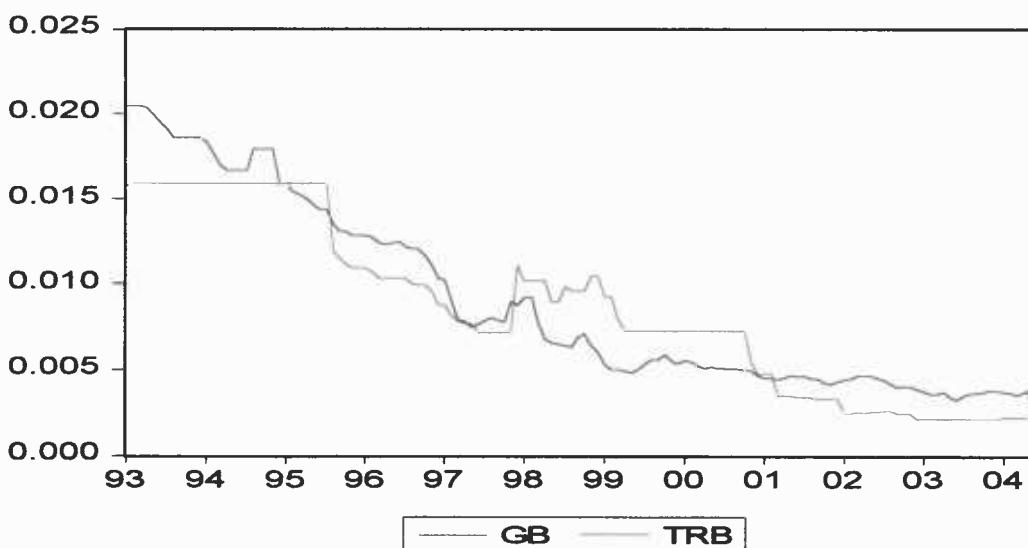
Γράφημα 3

Η απόδοση των μακροχρόνιων επιτοκίων για την περίοδο: Ιανουάριος του 1993 εώς Μάιος του 2004.



Γράφημα 4

Οι αποδόσεις των μακροχρόνιων και των βραχυχρόνιων επιτοκίων για την περίοδο: Ιανουάριος του 1993 εώς Μάιος του 2004²³.



²³ Με μπλε είναι τα μακροχρόνια επιτόκια και με κόκκινο τα βραχυχρόνια.

Παράρτημα B.

Οι 106 μετοχές που χρησιμοποιήθηκαν στην μέθοδο των Fama και MacBeth (1973). Τα βήτα (beta) τους σύμφωνα με το CAPM:

$$(R_i - R_F)_t = \alpha_i + \beta_i(R_M - R_F)_t + e_{it}$$

για ολόκληρη την δειγματική περίοδο (Ιανουάριος 1993 εώς Μάιος 2004) και για τις δύο υποπεριόδους (Ιανουάριος του 1993 εώς Αύγουστος του 1998 και Σεπτέμβριος του 1998 εώς Μάιος του 2004).

	Name	Beta (01/1993- 05/2004)	Beta (01/1993- 08/1998)	Beta (09/1998- 05/2004)
1	EFG EUROBANK ERGASIAS	0.4664	0.2109	0.6877
2	PAPASTRATOS CIGARETTE	0.4776	0.2433	0.7063
3	ASPIS PRONIA GEN INS	0.4875	0.2219	0.6728
4	KARELIA TOBACCO CO INC	0.5832	0.5081	0.6834
5	XYLEMBORIA PB *	0.5870	0.3505	0.8500
6	UNCLE STATHIS	0.6277	0.4704	0.7953
7	ELAIS OLEAGINOUS	0.6645	0.5433	0.7844
8	A - B VASSILOPOULOS	0.6699	0.4603	0.8869
9	TRIA ALPHA CR	0.6916	0.2105	1.2320
10	MULTIRAMA	0.6989	-0.0012	1.3973
11	ZAMPA	0.6993	0.1571	1.2615
12	PHOENIX METROLIFE	0.7030	0.4693	0.9175
13	XYLEMBORIA CB	0.7109	0.2610	1.1862
14	J BOUTARIS & SON HLDG	0.7225	0.3709	1.0973
15	ELFICO	0.7613	0.0659	1.4428
16	PIPE WORKS	0.7740	0.1673	1.3854
17	HERMES REAL ESTATE	0.7811	-0.1355	1.7473
18	BENRUBI	0.7839	0.1532	1.4568
19	KALPINIS SIMOS	0.7847	0.4191	1.1339
20	COCA - COLA HLC.BT.	0.7863	0.7659	0.7938
21	RILKEN	0.7940	0.7868	0.7921
22	CHATZIOANNOU CR	0.7943	0.3661	1.2261
23	MOUZAKIS	0.8146	0.3718	1.2661
24	CROWN HELLAS CAN	0.8206	0.6122	1.0401
25	ENERGOS HOLD. AEMEET	0.8244	0.5570	1.1652
26	BALAFAS	0.8316	0.5869	1.0548
27	FLR MLS SARANTOPOULOS	0.8347	0.1658	1.5313
28	HIPPOTOUR	0.8374	0.6165	1.0578
29	FLOUR MLS.OF LOULIS	0.8420	0.6146	1.0751
30	LANAKAM (PB)	0.8479	0.3724	1.3447
31	PARNASSOS ENTERPRISES	0.8533	-0.3300	2.0090
32	KATSELIS SONS	0.8566	0.8591	0.8681

33	KEKROPS	0.8590	0.4852	1.2965
34	CONTAINER PR	0.8648	0.5890	1.1534
35	INVESTMENT DEV FUND	0.8671	0.3710	1.3722
36	IONIAN HOTEL 'B'	0.8711	0.6133	1.1238
37	THE GREEK PROGRESS FUND	0.8780	0.8254	0.9413
38	BANK OF GREECE	0.8796	0.7370	1.0385
39	CYCLON HELLAS	0.8806	0.3971	1.3397
40	ELMEC SPORT	0.8806	0.4554	1.3209
41	TITAN CMT.	0.8919	1.1016	0.6778
42	KERAMIA ALLATINI	0.8955	0.7574	1.0436
43	ALBIO HOLDINGS	0.8973	0.5478	1.2060
44	PLIAS CONSUMER GOODS	0.9069	0.1785	1.5890
45	HELLENIC INVESTMENT CO	0.9095	0.8009	1.0212
46	HERACLES	0.9115	1.0035	0.8089
47	ALSIDA CR	0.9238	0.3664	1.5188
48	EXELIXI CR	0.9356	0.5205	1.3644
49	FG EUROPE	0.9485	0.3825	1.5551
50	FOURLIS HOLDING	0.9493	0.1940	1.7117
51	EGNATIA BANK	0.9555	0.8173	1.0659
52	DELTA HOLDINGS	0.9566	0.8014	1.1246
53	DELTA HOLDINGS PB	0.9740	0.7638	1.1891
54	RIDENCO	0.9878	0.5124	1.5531
55	ALPHA INVESTMENT	0.9922	0.8583	1.1287
56	PG NIKAS	0.9969	0.8818	1.1247
57	PETZETAKIS	1.0011	0.6778	1.3462
58	ATTICA HOLDINGS	1.0014	0.6904	1.3048
59	ALLATINI	1.0070	0.7304	1.2701
60	ALPHA LEASING	1.0202	0.8736	1.1766
61	INTERINVEST CB	1.0347	0.5548	1.5167
62	ATHENS MED.	1.0372	0.6280	1.4175
63	GEN.HELLENIC BK.	1.0412	0.8161	1.2483
64	BITROS	1.0470	0.4877	1.6124
65	SHELMAN	1.0586	0.8503	1.2591
66	SELECTED TEXTILE	1.0614	0.8336	1.2982
67	VIS - CONTAINER	1.0628	0.5056	1.6221
68	CORFIL	1.0649	-0.0801	2.2902
69	NBG REAL ESTATE DEV	1.0717	0.2547	1.9312
70	VIOHALCO (CB)	1.0721	0.9359	1.1855
71	KERANIS HOLDINGS	1.0927	0.8105	1.3581
72	ALPHA BANK	1.0952	1.1132	1.0665
73	ALUM.OF GREECE	1.1084	1.1075	1.1037
74	LAMPSA HOTEL	1.1104	0.6156	1.6039
75	BALKAN EXPORT	1.1222	0.7809	1.5061
76	LEVEDERIS	1.1262	0.4306	1.8236
77	LANAKAM(CB)	1.1294	0.6883	1.6067
78	VIOTER	1.1750	0.7365	1.6331
79	METKA	1.1771	0.8954	1.4602
80	INTRACOM	1.1934	1.0268	1.3362
81	ARCADIA METAL ROKAS CR	1.1952	0.7042	1.6930
82	SANYO HELLAS	1.2065	0.3358	2.0708

83	NEXANS HELLAS	1.2071	1.0227	1.3964
84	ETMA RAYON CR	1.2144	0.9385	1.5142
85	ELTRAK(CB)	1.2194	0.9828	1.4775
86	INTERSAT	1.2232	0.2330	2.1919
87	NATIONAL INVESTMENT CO	1.2289	0.9732	1.4932
88	ELEPHANT	1.2371	0.1982	2.2932
89	BANK OF ATTICA	1.2601	1.2250	1.2867
90	ETBA LEASING	1.2658	1.1058	1.4394
91	SHEET STEEL	1.2675	0.6412	1.9148
92	IDEAL GROUP CR	1.2699	0.3263	2.1681
93	EMPORIKI BK.OF GREECE	1.2748	1.1684	1.3836
94	GENERAL COMMERCIAL	1.2851	0.5730	2.0021
95	DIAS	1.2955	0.5763	2.0468
96	BANK OF PIRAEUS	1.2963	1.5040	1.0751
97	BIOSSOL CR	1.3435	0.4757	2.2534
98	NAT.BK.OF GREECE	1.4002	1.5235	1.2778
99	ETHNIKI GREEK GEN IN CO	1.4414	1.3565	1.5176
100	SATO	1.4588	0.7993	2.1601
101	ALFA ALFA HOLDINGS	1.4638	0.9876	1.8870
102	FINTEXPORT	1.5093	1.1736	1.8614
103	KLONATEX GROUP OF COS	1.5127	1.0645	1.9857
104	O DARING SAIN	1.5443	0.7609	2.3671
105	MICHANIKI CR	1.6073	1.1777	2.0483
106	EUROHOLDINGS CAP & INV C	1.9644	0.4649	3.5131

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

ΑΡΘΡΑ

- Ball, R. and Kothari, S.P. (1989) Nonstationary expected returns: Implications for tests of market efficiency and serial correlation in returns, *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, pp.51-74
- Banz, R. W. and Breen W. J. (1986) Sample – dependent results using accounting and market data: Some evidence, *Journal of Finance*, Vol. 41, pp. 779– 793.
- Banz, R. W. (1981) The relation between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, pp. 3-18.
- Barbee, W. C., Mukherji Jr. S. and Raines, G. A. (1996) Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size?, *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, pp. 56-61
- Barber, B. M. and Lyon, J. D. (1997) Firm size, book-to-market ratio and security returns: A holdout sample of financial firms, *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 875-884.
- Barkoulas, J. T. and Travlos, N. G. (1998) Chaos in an emerging capital market? The case of the Athens Stock Exchange, *Applied Financial Economics*, Vol. 8, pp. 231-243.
- Barkoulas, J. T., Baum, C. F. and Travlos, N. G. (2000) Long memory in the Greek Stock Market, *Applied Financial Economics*, Vol. 10, pp. 177-184.
- Basu, S. (1977) Investment performance of common stocks in relation to their price earnings ratio: A test of the efficient market hypothesis, *Journal of Finance*, Vol. 32, pp. 663-682.
- Basu, S. (1983) The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp.129-156.
- Berk, J. B. (1995) A critique of size related anomalies, *Review of Financial Studies*, Vol. 8, pp. 275-286.

- Berk, J. B. (1997) Does size really matter?, *Financial Analysts Journal*, Vol. 53, pp. 12-18.
- Bhandari, L. C. (1988) Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence, *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 507-528.
- Black, F., Jensen, M. C. and Scholes, M. (1972) The capital asset pricing model: Some empirical tests, in M. C. Jensen, ed. *Studies in the theory of capital markets*, New York.
- Black, F. (1993) Beta and return, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 20, pp. 8-18
- Black, F. (1993b) Estimating expected return, *Financial Analysts Journal*, September-October, pp. 36-38.
- Bodie, Z. (1976) Common stocks as a hedge against inflation, *Journal of Finance*, Vol. 31, pp. 459-470.
- Burmeister E. and McElroy B. M. (1988) Joint estimation of factor sensitivities and risk premia for the arbitrage pricing theory, *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 721-733.
- Chan, K. C. and Chen, N. (1988) An unconditional asset-pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk, *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 309-325.
- Chan, K. C. and Chen, N. (1991) Structural and return characteristics of small and large firms, *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 1467-1484.
- Chan, K. C., Chen, N. and Hsieh, D. (1985) An exploratory investigation of the firm size effect, *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, pp. 451-471.
- Chan, L. K. C., Jegadeesh, N. and Lakonishok, J. (1996) Momentum strategies, *Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 1681-1713.
- Chan, L. K. C., Hamao, Y. and Lakonishok, J. (1991) Fundamentals and stock returns in Japan, *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 1739-1764.
- Chan, L. K. C. (1998) On the contrarian investment strategy, *Journal of Business*, Vol. 61, pp. 147-163.
- Chen, N. , Roll, R. and Ross, S. (1986) Economic forces and the stock market, *Journal of Business*, Vol. 59, pp. 383-403.

- Cho, D. C., Elton, E. J. and Gruber, M. J. (1984) On the robustness of the Roll and Ross Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Financial and Qualitative Analysis*, Vol. 19, pp. 1-10.
- Connor, G. and Korajczyk, R. A. (1986) Performance measurement with the Arbitrage Pricing Theory: A new framework for analysis, *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, pp. 373-394.
- Connor, G. and Korajczyk, R. A. (1993) A test for the number of factors in an approximate factor model, *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 1263-1291.
- Conrad, J. and Kaul, G. (1989) Mean reversion in short-horizon expected returns, *Review of Financial Studies*, Vol. 2, pp. 225-240.
- Conrad, J., Hameed, A. and Niden, C. (1994) Volume and autocovariances in short horizon individual security returns, *Journal of Finance*, Vol. 49, pp. 1305-1330.
- Cook, T. and Rozeff, M. (1984) Size and earnings/price anomalies: One effect or two?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 13, pp. 449-466.
- Daniel, K. and Titman, S. (1997) Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns, *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 1-33.
- Davis, J. L. Fama, E. and French, K. (1998) Characteristics, covariances and average returns: 1929 to 1997, *Journal of Finance*, Vol. 55, pp. 389-406.
- Davis, J. L. (1994) The cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence, *Journal of Finance*, Vol. 49, pp. 1579-1593.
- De Bondt, W.F.W. and Thaler R. (1985) Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, Vol. 40, pp. 793-805.
- De Bondt, W.F.W. and Thaler R. (1987) Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance*, Vol. 42, pp. 557-581.
- Elton, E. J. and Gruber, M. J. (1973) Estimating the dependence structure of share prices: Implications for portfolio selection, *Journal of Finance*, Vol. 28, pp. 1203-1232.



- Fama, E. F. and MacBeth, J. (1973) Risk, return and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy*, Vol. 71, pp. 607-636.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1988) Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp. 246-273.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1992) The cross section of expected stock returns, *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 427-465.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1993) Common risk factors in the returns of stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-56.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1995) Size and book to market factors in earnings and returns, *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 131-155.
- Fama, E. F. and French, K. R. (1996) Multifactor explanations of asset pricing anomalies, *Journal of Finance*, Vol. 51, pp. 55-84.
- Fama, E. F. (1970) Efficient capital markets: A review of the theoretical and empirical works, *Journal of Finance*, Vol. 25, pp. 387-417.
- Fama, E. F. (1981) Stock returns, real activity, inflation and money, *The American Economic Review*, Vol. 71, pp. 545-565.
- Fama, E. F. (1991) Efficient capital markets II, *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 1575-1617.
- Fama, E. F. (1998) Market efficiency, long-term returns and behavioral finance, *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, pp. 283-306.
- Ferson, W. E. and Harvey C. R. (1991) The variation of economic risk premiums, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 385-415.
- Ferson, W. E. and Korajczyk R. (1995) Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?, *Journal of Business*, Vol. 68, pp. 309-349.
- Gultekin, N. M. and Gultekin, N. B. (1987) Stock return anomalies and the tests of the APT, *Journal of Finance*, Vol. 42, pp. 1213-1224.
- Ingersoll, E. J. Jr. (1984) Some results in the theory of Arbitrage Pricing, *Journal of Finance*, Vol. 39, pp. 1021-1039.
- Jaffe, J., Keim, D. B. and Westerfield, R. (1989) Earnings yields, market values and stock returns, *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 135-148.

- Jegadeesh, N., and Titman, S. (1993) Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 65-91.
- Jegadeesh, N. (1990) Evidence of predictable behaviour of security returns, *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 881-898.
- Jegadeesh, N. (1992) Does market risk really explain the size effects?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, pp. 337-351.
- Jensen, G. R., Johnson, R. R. and Mercer, J. M. (1997) New evidence on size and price to book effects in stock returns, *Financial Analysts Journal*, Vol.53, pp.34-42.
- Karanikas, E., Leledakis, G. and Tzavalis, E. (2003) Structural Stability between Risk Premia and Expected Returns: Evidence from ASE, forthcoming.
- Keim, D. B. (1983) Size related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, pp.13-32.
- Kim, D. (1997) A reexamination of the firm size, book-to-market and earnings price in the cross-section of expected stock returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 32, pp. 463-489.
- Kothari, S.P., Shanken, J and Sloan, R. (1995) Another look at the cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, Vol. 50, pp. 185-225.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R. W. (1994) Contrarian investment, extrapolation and risk, *Journal of Finance*, Vol. 49, pp. 1541-1578.
- Lehmann, B. N. (1990) Funds, martingales and market efficiency, *Quartely Journal of Economics*, Vol. 105, pp. 1-28.
- Leledakis, G. and Davidson, I. (2000) A critical analysis of influences on security returns, University of Warwick -U.K., October 2000.
- Leledakis, G. and Davidson, I. (2001) Are Two Factors Enough? The U.K. Evidence, *Financial Analysts Journal*, pp. 96-105.

- Leledakis, G., Davidson, I. and Karathanassis, G. (2003) Cross-sectional estimation of stock returns in small markets: The case of the Athens Stock Exchange, *Applied Financial Economics*, Vol. 13, pp. 413-426.
- Lintner, J. (1965) The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, pp. 13-37.
- Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1988) Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp. 41-66.
- Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1990a) An econometric analysis of non-synchronous trading, *Journal of Econometrics*, Vol. 45, pp. 181-211.
- Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1990b) Data snooping biases in tests of financial asset pricing models, *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp. 431-467.
- Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1990c) When are contrarian profits due to stock market overreaction, *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp 175- 205.
- Loughran, T. (1997) Book-to-market across firm size, exchange and seasonality: Is there any effect?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 32, pp.249-268.
- MacKinlay, A. C. (1995) Multifactor models do not explain deviations from the CAPM, *Journal of Financial Economics*, Vol. 38, pp. 3-28.
- Merton, R. (1973) An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica*, Vol. 41, pp. 867-887.
- Mossin, J. (1966) Equilibrium in a capital asset market, *Econometrica*, Vol. 34, pp. 768-783.
- Nelson, C. R. (1976) Inflation and rates of return on common stock, *Journal of Finance*, Vol. 31, pp. 471-483.
- Nichols A. D. (1976) Session Topic: Inflation and Stock Prices: Discussion, *Journal of Finance*, Vol. 31, pp. 483-487.

- Poterba, J.M. and Summers, L.H. (1988) Mean reversion in stock returns: Evidence and implications, *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 27-59.
- Reinganum, M. R. (1981) A new empirical perspective on the CAPM, *Journal of Financial and Qualitative Analysis*, Vol. 16, pp. 439-462.
- Reinganum, M. R. (1981) Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings and market values, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, pp. 19-46.
- Roll, R. and Ross, S. A. (1980) An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, *Journal of Finance*, Vol. 35, pp. 1073-1103.
- Roll, R. and Ross, S. A. (1994) On the cross-sectional relation between expected returns and betas, *Journal of Finance*, Vol. 49, pp. 101-121.
- Roll, R. (1977) A critique of the asset pricing theory's tests. Part I: On past and potential testability of the theory, *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, pp. 129-176.
- Roll, R. (1978) Ambiguity when performance is measured by the securities market line, *Journal of Finance*, Vol. 33, pp. 1051-1069.
- Roll, R. (1981) A possible explanation of the small firm effect, *Journal of Finance*, Vol. 36, pp. 879-888.
- Ross, S. A. (1976) The arbitrage pricing theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, pp. 341-360.
- Ross, S. A. (1978) The current status of the capital asset pricing model, *Journal of Finance*, Vol. 33, pp. 885-901.
- Rouwenhorst, K. G. (1998) International momentum strategies, *Journal of Finance*, Vol.53, pp. 267-284.
- Shapre, W. F. and Cooper, G. M. (1972) Risk return class of New York stock exchange common stocks, 1931-1967, *Financial Analysts Journal*, Vol. 28, pp. 46-52.
- Sharpe, W. F. (1964) Capital asset price: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, Vol. 19, pp. 425-442.

- Shanken, J. (1987) Multivariate proxies and asset pricing relations, *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, pp. 91-110.
- Stambaugh, R. F. (1982) On the exclusion of assets from tests for the two-parameter model: A sensitivity analysis, *Journal of Financial Economics*, Vol.17, pp. 237-267.
- Stoll, H. R. and Whaley, R. E. (1983) Transactions costs and the small firm effect, *Journal of Financial Economics*, Vol.12, pp. 57-79.
- Tzavalis, E. (1999) A common shift in real interest rates across countries, *Applied Financial Economics*, Vol. 9, pp. 365-369.
- Tzavalis, E. and Wickens, M. R. (1996) Forecasting inflation from the term structure, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, pp. 103-122.
- Zarowin, P. (1989) Short-run market overreaction: Size and seasonality effects, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, pp. 26-29.

ΒΙΒΛΙΑ

- Bodie, Z., Kane, A. and Marcus, A. J. (2002) Investments, McGraw-Hill, 5 th edition.
- Brealy, R. A. and Myers, S. C. (2003) Principles of corporate Finance, McGraw-Hill, 6 th. edition.
- Elton, E. J., Gruber M. J., Brown, S. J. and Goetzmann, W. N. (2003) Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, John Willey and Sons, 6 th edition.
- Tzavalis, E. (2000) Lecture notes in finance.
- Weston, J.F. and Brigham, E.F. (1986) Βασικές αρχές της χρηματοοικονομικής διαχείρισης και πολιτικής, Εκδόσεις Παπαζήση.

