



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΠΜΣ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ
ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ**

ΘΕΜΑ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ:

**“ Χρηματιστηριακές ανωμαλίες και η
αποτελεσματικότητα του Χ.Α.Α. ”**

**Επιμελήθηκε:
ΑΞΕΛΟΣ ΘΕΟΔΩΡΟΣ**

**Επιβλέπων καθηγητής :
ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ**

**Τριμελής Επιτροπή :
ΔΙΑΚΟΓΙΑΝΝΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ
ΦΙΛΙΠΠΑΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ
ΧΡΙΣΤΟΥ ΧΡΙΣΤΙΝΑ**

**ΠΕΙΡΑΙΑΣ
Ιούλιος 2005**

Χρηματιστηριακές ανωμαλίες και η αποτελεσματικότητα του Χ.Α.Α.

Αφιερώνεται στους γονείς μου

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Κεφάλαιο 1

Εισαγωγή.....	4
Σκοπός της μελέτης.....	5
Περιορισμοί της εργασίας.....	6
Ανασκόπηση της εργασίας.....	6

Κεφάλαιο 2

Θεωρητικό υπόβαθρο.....	8
Το μονοπαραγοντικό μοντέλο.....	9
Εκτίμηση του beta.....	17
Πολυπαραγοντικά μοντέλα.....	20

Κεφάλαιο 3

Επισκόπηση προηγούμενων ερευνών.....	28
Συμπεράσματα των ερευνών.....	60

Κεφάλαιο 4

Δεδομένα και μεθοδολογία.....	68
-------------------------------	----

Κεφάλαιο 5

Αποτελέσματα.....	78
Συμπεράσματα – Επίλογος.....	109
Αρθρογραφία.....	110
Παράρτημα.....	114

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

Εισαγωγή

Με βάση τη Θεωρία Χαρτοφυλακίου και την έννοια της διαφοροποίησης, ο αντικειμενικός σκοπός ενός επενδυτή είναι η λήψη της πιο επιτυχημένης επενδυτικής απόφασης που συνίσταται στην κατοχή ενός χαρτοφυλακίου το οποίο επιτυγχάνει τη μεγαλύτερη δυνατή απόδοση με το μικρότερο δυνατό κίνδυνο. Ένας μεγάλος αριθμός εμπειρικών ερευνών έχει ασχοληθεί κατά καιρούς με την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου (beta) μετά και την εισαγωγή του Capital Asset Pricing Model (CAPM) από τους Sharpe, Lintner και Black. Ωστόσο, ένα μεγάλο ποσοστό αυτών των ερευνών έχει αμφισβητήσει την εγκυρότητα του CAPM και τις βασικές αρχές στις οποίες στηρίζεται.

Με βάση το CAPM (α) οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών αποτελούν θετική, γραμμική συνάρτηση των betas και (β) τα betas επαρκούν για να περιγράψουν τις αναμενόμενες αποδόσεις. Πλήθος ερευνών έχουν αναπτύξει διαφορετικές μεθοδολογίες για να εξετάσουν κατά πόσο το CAPM επαρκεί για να περιγράψει τις αποδόσεις αλλά και κατά πόσο υπάρχουν άλλοι παράγοντες που εξηγούν καλύτερα τις αναμενόμενες αποδόσεις. Ειδικότερα, έχει διαπιστωθεί ότι αρκετά χαρακτηριστικά των εταιρειών, όπως το μέγεθος (size), το book-to-market equity (BE/ME), η τιμή (price), το earnings-to-price ratio (E/P), το cash flow yield (C/P), το A/ME (asset-to-market equity), το A/BE (asset-to-book equity), η μερισματική απόδοση (DY) κ.α. σχετίζονται με τις αποδόσεις των μετοχών. Αντιθέτως, δεν έχει παρατηρηθεί στατιστικά σημαντική, θετική σχέση μεταξύ του συστηματικού κινδύνου βήτα και της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών. Τα παραπάνω αναφέρονται συχνά ως χρηματιστηριακές «ανωμαλίες», καθώς σε μια αποτελεσματική αγορά δε θα έπρεπε να είναι δυνατή η πραγματοποίηση υπερ-αποδόσεων με βάση εταιρικά χαρακτηριστικά που μπορούν εύκολα να παρατηρηθούν.

Η χρησιμότητα των θεμελιωδών κριτηρίων στην πρόβλεψη των τιμών των μετοχών ερευνήθηκε από πολλούς μελετητές ανά τον κόσμο. Οι περισσότεροι από αυτούς έλεγξαν την ερμηνευτική ικανότητα των πιο σημαντικών κριτηρίων που

σχετίζονται με τις αποδόσεις και κατέληξαν σε χρήσιμα συμπεράσματα για την ισχύ καθενός. Οι έρευνες αυτές έλαβαν χώρα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους και αφορούσαν διαφορετικά χρηματιστήρια και διαφορετικές χώρες. Στη συνέχεια της εργασίας (κεφ. 3) παρατίθενται ορισμένες από αυτές, ο χρόνος διεξαγωγής τους, ο σκοπός τους, η μεθοδολογία που ακολούθησαν και τα συμπεράσματά τους.

Σκοπός της μελέτης

Όπως έχουμε ήδη τονίσει, αντικειμενικός σκοπός ενός επενδυτή είναι η επίτευξη της μεγαλύτερης δυνατής απόδοσης με το μικρότερο δυνατό κίνδυνο. Σκοπός λοιπόν αυτής της μελέτης είναι να ερευνηθεί την ερμηνευτική ικανότητα ορισμένων θεμελιωδών μεταβλητών και την πιθανή επίδρασή τους στην επίτευξη του αντικειμενικού σκοπού του επενδυτή.

Παρά την πληθώρα των ερευνών που έχουν διενεργηθεί για διάφορα χρηματιστήρια ανά τον κόσμο, ελάχιστες είναι οι παρόμοιες μελέτες που στρέφουν την προσοχή τους στον ελληνικό χώρο και το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Αν αναλογιστεί κανείς την αναμφισβήτητη βελτίωση των μεγεθών της ελληνικής οικονομίας, την ανάγκη και τις ικανότητες περαιτέρω ανάπτυξης, το συνεχώς αυξανόμενο ενδιαφέρον των επενδυτών για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά, αλλά και την πρόσφατη εμπειρία του ελληνικού χρηματιστηρίου, η ανάγκη για μια πιο εμπειριστατωμένη έρευνα είναι εμφανής.

Για το λόγο αυτό θα επικεντρώσουμε την προσοχή μας στην έρευνα για την ερμηνευτική ικανότητα του συστηματικού κινδύνου βήτα καθώς και τριών ακόμα θεμελιωδών μεταβλητών (μέγεθος, BE/ME, μερισματική απόδοση) στο να εξηγούν τις μέσες αποδόσεις του συνόλου των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών για την περίοδο 1994-2003. Θα εξετάσουμε συνεπώς αν οι παραπάνω μεταβλητές μπορούν να αποτελέσουν κριτήριο επιλογής μετοχών και πόσο σημαντικοί είναι για την αξιολόγηση των εταιρειών της ελληνικής χρηματαγοράς.

Περιορισμοί της εργασίας

Για την παρούσα εργασία συγκεντρώθηκαν στοιχεία για το σύνολο των εισηγμένων εταιρειών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών από τη βάση δεδομένων της Datastream για το χρονικό διάστημα από το 1994 ως το 2003. Συνεπώς, η έρευνά μας περιορίζεται στη συγκεκριμένη δεκαετία και επηρεάζεται από τα οικονομικά γεγονότα που τη χαρακτήρισαν. Κατά τη διάρκεια των 10 αυτών ετών, η ελληνική οικονομία έκανε βήματα προόδου και τα οικονομικά μεγέθη μεταβλήθηκαν σημαντικά. Όσον αφορά δε τα χρηματιστηριακά μεγέθη, αυτά παρουσίασαν έντονες διακυμάνσεις και συγκεκριμένα, στα μέσα περίπου της δεκαετίας, οι τιμές των μετοχών σημείωσαν υπερβολική άνοδο, η οποία ακολουθήθηκε από έντονα πτωτική πορεία. Οποιαδήποτε συμπεράσματα προκύψουν από την έρευνά μας, θα πρέπει κατά συνέπεια να ενταχθούν στο γενικότερο πλαίσιο των γεγονότων της χρονικής αυτής περιόδου.

Παράλληλα, στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιήθηκαν ορισμένες από τις αντιπροσωπευτικότερες ερμηνευτικές μεταβλητές (μέγεθος, μερισματική απόδοση, BE/ME) για να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών. Υπάρχουν ωστόσο και άλλες σημαντικές μεταβλητές που μπορούν να μελετηθούν, όπως οι E/P, P/E, C/P κ.α., η ερμηνευτική ικανότητα των οποίων ενδέχεται να βρεθεί στατιστικά σημαντική. Τέλος, ένα ακόμη δεδομένο που περιορίζει την έρευνά μας, είναι το γεγονός ότι χρησιμοποιήσαμε μηνιαία στοιχεία για τις αποδόσεις των μετοχών και όχι ημερήσια ή εβδομαδιαία.

Ανασκόπηση της εργασίας

Το υπόλοιπο της εργασίας είναι διαμορφωμένο ως εξής: το κεφάλαιο 2 περιλαμβάνει το θεωρητικό υπόβαθρο πάνω στο οποίο θα βασιστεί η έρευνα που θα ακολουθήσει. Τα υποδείγματα που θα περιγραφούν είναι το μονοπαραγοντικό μοντέλο παλινδρόμησης (single-index model) και τα πολυπαραγοντικά μοντέλα παλινδρόμησης (multi-index models). Στο κεφάλαιο 3 παρουσιάζεται ένα σημαντικό κομμάτι της

εγχώριας και διεθνούς αρθρογραφίας, τα εμπειρικά αποτελέσματα και τα συμπεράσματα που προκύπτουν. Στο τέλος του κεφαλαίου, ο σκοπός, τα δεδομένα, η μεθοδολογία και τα αποτελέσματα κάθε έρευνας συνοψίζονται σε τελικό πίνακα.

Το κεφάλαιο 4 αναφέρεται στις πηγές και τον τρόπο συλλογής των στοιχείων που αποτελούν τη βάση δεδομένων. Παράλληλα, περιγράφει λεπτομερώς τη μεθοδολογία που ακολουθήθηκε βήμα προς βήμα. Στο κεφάλαιο 5 παρουσιάζονται αναλυτικά τα αποτελέσματα της έρευνας και διενεργείται ο απαραίτητος σχολιασμός αυτών. Επιπλέον, τα αποτελέσματα συγκρίνονται με τις σχετικές προηγούμενες ερευνητικές εργασίες και εξάγονται πολύτιμα συμπεράσματα. Τέλος, παρατίθεται πίνακας με τη συνολική αρθρογραφία (εγχώρια και διεθνή), καθώς και ορισμένοι πίνακες που προέκυψαν από τις παλινδρομήσεις στο παράρτημα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ

Στο κεφάλαιο αυτό θα αναλύσουμε το θεωρητικό υπόβαθρο πάνω στο οποίο θα βασιστεί η έρευνα που θα ακολουθήσει. Τα υποδείγματα που θα περιγραφούν είναι το μονοπαραγοντικό μοντέλο παλινδρόμησης (single-index model) και τα πολυπαραγοντικά μοντέλα παλινδρόμησης (multi-index models). Αρχικά, θα εστιάσουμε την προσοχή μας στο μονοπαραγοντικό μοντέλο, το οποίο αποτελεί το αρχαιότερο και πιο ευρέως χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Σκοπός μας είναι να εξετάσουμε τη φύση και τα χαρακτηριστικά του μοντέλου και να παρουσιάσουμε ορισμένες τεχνικές εκτίμησης. Στη συνέχεια, θα ασχοληθούμε με τα πολυπαραγοντικά μοντέλα και θα συζητήσουμε εναλλακτικούς τρόπους πρόβλεψης των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων.

Η ανάλυση χαρτοφυλακίου προϋποθέτει τη γνώση της αναμενόμενης απόδοσης και της τυπικής απόκλισης της απόδοσης του χαρτοφυλακίου. Μπορούμε να γράψουμε την αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου ως εξής:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i \bar{R}_i$$

ενώ η τυπική απόκλιση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου είναι:

$$s_p = \left[\sum_{i=1}^N X_i^2 s_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j s_i s_j r_{ij} \right]^{1/2}$$

Από την εξίσωση της αναμενόμενης απόδοσης βλέπουμε ότι χρειαζόμαστε εκτιμήσεις της αναμενόμενης απόδοσης κάθε μετοχής που είναι υποψήφια να περιληφθεί στο χαρτοφυλάκιο. Από την εξίσωση της τυπικής απόκλισης βλέπουμε ότι χρειαζόμαστε εκτιμήσεις της διακύμανσης κάθε μετοχής καθώς και εκτιμήσεις της συσχέτισης μεταξύ κάθε πιθανού ζεύγους μετοχών. Η εκτίμηση της μελλοντικής απόδοσης των μετοχών αποτελεί παραδοσιακά την κύρια δραστηριότητα του αναλυτή μετοχών. Αυτό σημαίνει ότι το λιγότερο που έχει να κάνει είναι να παρέχει εκτιμήσεις των αναμενόμενων

αποδόσεων κάθε μετοχής που παρακολουθεί. Με την αυξανόμενη προσοχή που έχει δοθεί στον κίνδυνο τα τελευταία χρόνια, όλο και περισσότεροι αναλυτές παρέχουν εκτιμήσεις και του κινδύνου εκτός της απόδοσης. Ο αναλυτής που εκτιμά την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής, θα πρέπει να είναι σε θέση να εκτιμήσει και την αβεβαιότητα αυτής της απόδοσης.

Οι συσχετίσεις όμως, είναι ένα διαφορετικό θέμα. Η ανάλυση χαρτοφυλακίου προϋποθέτει την ύπαρξη εκτιμήσεων των συσχετίσεων μεταξύ όλων των μετοχών που πρόκειται να περιληφθούν στο χαρτοφυλάκιο. Ο αριθμός των εκτιμήσεων αυτών είναι πολύ μεγάλος καθώς οι περισσότεροι χρηματοοικονομικοί οργανισμοί παρακολουθούν από 150 ως 250 μετοχές. Για να γίνει ανάλυση χαρτοφυλακίου, ο οργανισμός χρειάζεται εκτιμήσεις από 150 ως 250 αναμενόμενες αποδόσεις και 150 ως 250 διακυμάνσεις. Το πρόβλημα όμως είναι οι συντελεστές συσχέτισης, καθώς ο οργανισμός που παρακολουθεί από 150 ως 250 μετοχές, χρειάζεται εκτιμήσεις από 11.175 ως 31.125 συντελεστές συσχέτισης.

Το μονοπαραγοντικό μοντέλο

Ο υπερβολικά μεγάλος αριθμός εκτιμήσεων που απαιτούνται για την ανάλυση χαρτοφυλακίου έχει οδηγήσει στην ανάπτυξη μοντέλων για την ευκολότερη πρόβλεψη τους. Η πιο ευρέως χρησιμοποιούμενη τεχνική για την πρόβλεψη της συσχέτισης μεταξύ των μετοχών, υποθέτει ότι το co-movement των μετοχών οφείλεται στην επίδραση ενός κοινού παράγοντα. Το μοντέλο αυτό ονομάζεται μονοπαραγοντικό μοντέλο και χρησιμοποιείται όχι μόνο για την εκτίμηση του correlation matrix, αλλά και για έλεγχο της αποτελεσματικής αγοράς καθώς και για equilibrium tests.

Από την παρατήρηση της πορείας των τιμών των μετοχών προκύπτει ότι όταν η αγορά είναι ανοδική, οι περισσότερες μετοχές αυξάνουν την τιμή τους, ενώ όταν η αγορά είναι καθοδική, η τιμή των περισσότερων μετοχών πέφτει. Ένας πιθανός λόγος συνεπώς που οι αποδόσεις των μετοχών μπορεί να σχετίζονται μεταξύ τους, είναι η κοινή αντίδραση στις αλλαγές της αγοράς. Ένα χρήσιμο μέτρο αυτής της συσχέτισης μπορούμε να πάρουμε συσχετίζοντας την απόδοση μιας μετοχής με την απόδοση του δείκτη της

αγοράς. Η απόδοση μιας μετοχής μπορεί να δοθεί από τον τύπο: $\mathbf{R}_i = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_i \mathbf{R}_m$ όπου \mathbf{a}_i είναι το μέρος της απόδοσης της μετοχής i που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση της αγοράς, \mathbf{R}_m είναι ο ρυθμός της απόδοσης του δείκτη της αγοράς και \mathbf{b}_i είναι μια σταθερά που μετρά την αναμενόμενη μεταβολή του \mathbf{R}_i για δεδομένη μεταβολή του \mathbf{R}_m .

Η παραπάνω εξίσωση χωρίζει την απόδοση μιας μετοχής σε δύο μέρη: το πρώτο οφείλεται στις μεταβολές της αγοράς ενώ το δεύτερο είναι ανεξάρτητο από την αγορά. Το \mathbf{b}_i μετρά την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής στην απόδοση του δείκτη της αγοράς. Ένα $\mathbf{b}_i = 2$ σημαίνει ότι η απόδοση μιας μετοχής αναμένεται να αυξηθεί (μειωθεί) κατά 2% όταν η απόδοση της αγοράς αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1%. Ομοίως, ένα $\mathbf{b}_i = 0.5$ σημαίνει ότι η απόδοση μιας μετοχής αναμένεται να αυξηθεί (μειωθεί) κατά 0.5% όταν η απόδοση της αγοράς αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1%. Ο όρος \mathbf{a}_i αποτελεί εκείνο το μέρος της απόδοσης που είναι ανεξάρτητο από την απόδοση της αγοράς. Αν σπάσουμε τον παραπάνω όρο σε δύο κομμάτια, έστω \mathbf{a}_i και \mathbf{e}_i , όπου \mathbf{a}_i η αναμενόμενη τιμή του \mathbf{a}_i και \mathbf{e}_i ο κατάλοιπος όρος, τότε έχουμε: $\mathbf{a}_i = \mathbf{a}_i + \mathbf{e}_i$, όπου το \mathbf{e}_i έχει αναμενόμενη τιμή ίση με μηδέν. Η εξίσωση για την απόδοση μιας μετοχής μπορεί τώρα να πάρει τη μορφή: $\mathbf{R}_i = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_i \mathbf{R}_m + \mathbf{e}_i$

Τόσο η \mathbf{e}_i όσο και η \mathbf{R}_m είναι τυχαίες μεταβλητές και άρα έχουν μια κατανομή πιθανότητας καθώς και μέσο και τυπική απόκλιση. Έστω σ_{e_i} και σ_m οι τυπικές αποκλίσεις τους αντίστοιχα. Αν υποθέσουμε ότι δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ \mathbf{e}_i και \mathbf{R}_m , δηλαδή $\text{cov}(e_i, R_m) = E[(e_i - 0)(R_m - \bar{R}_m)] = 0$, τότε η ικανότητα της εξίσωσης $\mathbf{R}_i = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_i \mathbf{R}_m + \mathbf{e}_i$ στο να περιγράφει την απόδοση μιας μετοχής είναι ανεξάρτητη από την απόδοση της αγοράς. Εκτιμήσεις των \mathbf{a}_i , \mathbf{b}_i και $S_{e_i}^2$ παίρνουμε συνήθως μέσω time series-regression analysis. Η τεχνική αυτή εξασφαλίζει ότι οι μεταβλητές \mathbf{e}_i και \mathbf{R}_m θα είναι ασυσχέτιστες, τουλάχιστον για την περίοδο την οποία περιγράφει η εξίσωση. Όλα τα χαρακτηριστικά του μονοπαραγοντικού μοντέλου που έχουμε προς το παρόν περιγράψει είναι ορισμοί και ισχύουν εκ κατασκευής του μοντέλου. Υπάρχει όμως και ένα ακόμη χαρακτηριστικό, το οποίο ισχύει εξ υποθέσεως και είναι αυτό που διαφοροποιεί το μονοπαραγοντικό μοντέλο από άλλα μοντέλα.

Η κύρια υπόθεση του μονοπαραγοντικού μοντέλου είναι ότι το \mathbf{e}_i είναι ανεξάρτητο από το \mathbf{e}_j για κάθε τιμή i και j , δηλαδή $E(\mathbf{e}_i \mathbf{e}_j) = 0$. Αυτό σημαίνει ότι η μόνη αιτία που οι μετοχές κινούνται μαζί συστηματικά, είναι το κοινό τους co-movement με την αγορά. Ωστόσο, θα πρέπει εδώ να τονιστεί ότι αυτή αποτελεί μια απλουστευμένη υπόθεση και αντιπροσωπεύει μια προσέγγιση μονάχα στην πραγματικότητα. Το πόσο καλά αποδίδει το συγκεκριμένο μοντέλο εξαρτάται από το πόσο καλή είναι αυτή η προσέγγιση. Συνοψίζοντας, έχουμε:

Βασική εξίσωση του μονοπαραγοντικού μοντέλου

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{a}_i + b_i \mathbf{R}_m + \mathbf{e}_i \quad \text{για κάθε μετοχή } i = 1, \dots, N$$

Εκ κατασκευής

$$\text{Ο μέσος του } \mathbf{e}_i = \mathbf{E}(\mathbf{e}_i) = \mathbf{0} \quad \text{για κάθε μετοχή } i = 1, \dots, N$$

Εξ υποθέσεως

$$1. \text{cov}(e_i R_m) = E[(e_i - 0)(R_m - \bar{R}_m)] = 0 \quad \text{για κάθε μετοχή } i = 1, \dots, N$$

$$2. E(\mathbf{e}_i \mathbf{e}_j) = 0 \quad \text{για κάθε ζεύγος μετοχών } i = 1, \dots, N \text{ και } j = 1, \dots, N \text{ αλλά } i \neq j$$

Εξ ορισμού

$$1. \text{ Η διακύμανση του } \mathbf{e}_i = \mathbf{E}(\mathbf{e}_i)^2 = \mathbf{s}_{ei}^2 \quad \text{για κάθε μετοχή } i = 1, \dots, N$$

$$2. \text{ Η διακύμανση του } \mathbf{R}_m = E(R_m - \bar{R}_m)^2 = \mathbf{s}_m^2$$

Στη συνέχεια θα υπολογίσουμε την αναμενόμενη απόδοση, την τυπική απόκλιση και τη συνδιακύμανση, όταν χρησιμοποιείται το μονοπαραγοντικό μοντέλο για την ερμηνεία της από κοινού πορείας των μετοχών. Τα αποτελέσματα έχουν ως εξής:

$$1. \text{ Η μέση απόδοση είναι } \bar{R}_i = \mathbf{a}_i + b_i \bar{R}_m$$

$$2. \text{ Η διακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής είναι } \mathbf{s}_i^2 = b_i^2 \mathbf{s}_m^2 + \mathbf{s}_{ei}^2$$

$$3. \text{ Η συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών } i \text{ και } j \text{ είναι } \mathbf{s}_{ij} = b_i b_j \mathbf{s}_m^2$$

Βλέπουμε ότι η αναμενόμενη απόδοση αποτελείται από 2 μέρη: ένα ανεξάρτητο μέρος a_i και ένα εξαρτημένο από την αγορά $b_i \bar{R}_m$. Ομοίως, η διακύμανση έχει κι αυτή 2 μέρη: τον ανεξάρτητο κίνδυνο $s_{e_i}^2$ και τον εξαρτημένο από την αγορά $b_i^2 s_m^2$. Αντίθετα, η συνδιακύμανση εξαρτάται μόνο από τον κίνδυνο της αγοράς. Αυτό εννοούσαμε πριν όταν είπαμε ότι το μονοπαραγοντικό μοντέλο υποθέτει ότι ο μόνος λόγος που οι μετοχές κινούνται μαζί είναι η κοινή τους αντίδραση στις κινήσεις της αγοράς.

Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής έχει ως εξής:

$$E(R_i) = E[a_i + b_i R_m + e_i]$$

Επειδή η αναμενόμενη τιμή ενός αθροίσματος τυχαίων μεταβλητών ισούται με το άθροισμα των αναμενόμενων τιμών των μεταβλητών, έχουμε:

$$E(R_i) = E(a_i) + E(b_i R_m) + E(e_i)$$

όπου a_i και b_i είναι σταθερές και η αναμενόμενη τιμή του e_i είναι μηδέν. Άρα,

$$E(R_i) = a_i + b_i \bar{R}_m$$

Η διακύμανση της απόδοσης μιας μετοχής έχει ως εξής:

$$s_i^2 = E(R_i - \bar{R}_i)^2$$

Από τις παραπάνω εξισώσεις, αντικαθιστούμε τα R_i και \bar{R}_i και παίρνουμε:

$$s_i^2 = E[(a_i + b_i R_m + e_i) - (a_i + b_i \bar{R}_m)]^2$$

Δεδομένου ότι τα a_i φεύγουν, έχουμε:

$$s_i^2 = E[b_i(R_m - \bar{R}_m) + e_i]^2$$

Υψώνοντας στο τετράγωνο τους όρους στην αγκύλη, μας δίνει:

$$s_i^2 = b_i^2 E(R_m - \bar{R}_m)^2 + 2b_i E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] + E(e_i)^2$$

Επειδή όμως εξ υποθέσεως $E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] = 0$, συνεπάγεται ότι:

$$\begin{aligned} s_i^2 &= b_i^2 E(R_m - \bar{R}_m)^2 + E(e_i)^2 \\ s_i^2 &= b_i^2 s_m^2 + s_{e_i}^2 \end{aligned}$$

Η **συνδιακύμανση** μεταξύ δύο μετοχών μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$s_{ij} = E[(R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j)]$$

Αντικαθιστώντας τα $R_i, \bar{R}_i, R_j, \bar{R}_j$, έχουμε:

$$s_{ij} = E\{[(a_i + b_i R_m + e_i) - (a_i + b_i \bar{R}_m)] * [(a_j + b_j R_m + e_j) - (a_j + b_j \bar{R}_m)]\}$$

Απλοποιώντας την παραπάνω σχέση:

$$s_{ij} = E[(b_i(R_m - \bar{R}_m) + e_i)(b_j(R_m - \bar{R}_m) + e_j)]$$

Κάνοντας τον πολλαπλασιασμό, παίρνουμε:

$$s_{ij} = b_i b_j E(R_m - \bar{R}_m)^2 + b_j E[e_i(R_m - \bar{R}_m)] + b_i E[e_j(R_m - \bar{R}_m)] + E(e_i e_j)$$

Και επειδή οι τρεις τελευταίοι όροι είναι μηδέν εξ υποθέσεως, έχουμε τελικά:

$$s_{ij} = b_i b_j s_m^2$$

Ας υπολογίσουμε τώρα την αναμενόμενη απόδοση και τη διακύμανση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών αν το μονοπαραγοντικό μοντέλο είναι σε ισχύ. Η **αναμενόμενη απόδοση** του χαρτοφυλακίου δίνεται από τον τύπο:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i \bar{R}_i$$

Αντικαθιστώντας το \bar{R}_i , έχουμε:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N X_i a_i + \sum_{i=1}^N X_i b_i \bar{R}_m$$

Ξέρουμε ότι η **διακύμανση** ενός χαρτοφυλακίου μετοχών δίνεται από τον τύπο:

$$s_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 s_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1; \\ j \neq i}}^N X_i X_j s_{ij}$$

Αντικαθιστώντας τα s_i^2, s_{ij} με βάση τους πιο πάνω τύπους, έχουμε:

$$s_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 b_i^2 s_m^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1; \\ j \neq i}}^N X_i X_j b_i b_j s_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 s_{ei}^2$$

Υπάρχουν πολλοί εναλλακτικοί τρόποι εκτίμησης των παραμέτρων του μονοπαραγοντικού μοντέλου. Από τις παραπάνω εξισώσεις, φαίνεται καθαρά ότι η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος μπορούν να εκτιμηθούν για κάθε χαρτοφυλάκιο, αρκεί να έχουμε μια εκτίμηση του a_i για κάθε μετοχή, μια εκτίμηση του b_i για κάθε μετοχή, μια εκτίμηση του s_{ei}^2 για κάθε μετοχή και τέλος, μια εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης (\bar{R}_m) και της διακύμανσης (s_m^2) της αγοράς, δηλαδή ένα σύνολο $3N + 2$ εκτιμήσεων. Για έναν οργανισμό συνεπώς, που παρακολουθεί 150 με 250 μετοχές, το μονοπαραγοντικό μοντέλο απαιτεί 452 με 752 εκτιμήσεις.

Το μοντέλο μπορεί επίσης να εφαρμοστεί αν οι αναλυτές παρέχουν εκτιμήσεις της αναμενόμενης απόδοσης για κάθε μετοχή, της διακύμανσης της απόδοσης για κάθε μετοχή, του beta για κάθε μετοχή και της διακύμανσης της απόδοσης της αγοράς, δηλαδή ένα σύνολο $3N + 1$ εκτιμήσεων. Το εναλλακτικό αυτό σετ εκτιμήσεων έχει το πλεονέκτημα ότι είναι σε πιο οικείους όρους. Το beta είναι απλά ένα μέτρο της ευαισθησίας μιας μετοχής στις κινήσεις της αγοράς.

Ορίζουμε το beta ενός χαρτοφυλακίου ως το σταθμισμένο μέσο των betas των μετοχών του χαρτοφυλακίου, όπου η στάθμιση γίνεται με βάση το ποσοστό του χαρτοφυλακίου που έχει επενδυθεί σε κάθε μετοχή. Έτσι έχουμε:

$$b_p = \sum_{i=1}^N X_i b_i$$

Ομοίως, ορίζουμε το alpha ενός χαρτοφυλακίου:

$$a_p = \sum_{i=1}^N X_i a_i$$

Έτσι, η εξίσωση της αναμενόμενης απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου που βρήκαμε παραπάνω, μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\bar{R}_p = a_p + b_p \bar{R}_m$$

Αν το χαρτοφυλάκιο P θεωρηθεί ότι είναι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, τότε η αναμενόμενη απόδοσή του θα πρέπει να είναι η \bar{R}_m . Από την παραπάνω εξίσωση, οι μόνες τιμές των b_p και a_p που εξασφαλίζουν ότι $\bar{R}_p = \bar{R}_m$ για οποιαδήποτε τιμή του \bar{R}_m , είναι $a_p = 0$ και $b_p = 1$. Συνεπώς, το beta της αγοράς είναι 1 και οι μετοχές θεωρούνται περισσότερο ή λιγότερο επικίνδυνες από την αγορά, ανάλογα με το αν το beta τους είναι μεγαλύτερο ή μικρότερο της μονάδας.

Ας εξετάσουμε όμως λεπτομερέστερα τον κίνδυνο μιας μεμονωμένης μετοχής.

Στην εξίσωση $s_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 b_i^2 s_m^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1; \\ j \neq i}}^N X_i X_j b_i b_j s_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 s_{ei}^2$, στο διπλό άθροισμα

με $i \neq j$, αν $i = j$, η διακύμανση του χαρτοφυλακίου θα γραφόταν ως εξής:

$$s_p^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N X_i X_j b_i b_j s_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 s_{ei}^2 = \left(\sum_{i=1}^N X_i b_i \right) \left(\sum_{j=1}^N X_j b_j \right) s_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 s_{ei}^2$$

Συνεπώς, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου του επενδυτή θα δινόταν από την παρακάτω εξίσωση:

$$s_p^2 = b_p^2 s_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 s_{ei}^2$$

Ας υποθέσουμε ότι ένας επενδυτής δημιουργεί ένα χαρτοφυλάκιο τοποθετώντας ίσο ποσό χρημάτων σε κάθε μία από N μετοχές. Ο κίνδυνος του συγκεκριμένου χαρτοφυλακίου μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$s_p^2 = b_p^2 s_m^2 + \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{N} s_{ei}^2 \right)$$

Στην παραπάνω σχέση, ο τελευταίος όρος μπορεί να εκφραστεί ως 1/N φορές το μέσο κίνδυνο των καταλοίπων του χαρτοφυλακίου. Καθώς αυξάνεται ο αριθμός των μετοχών στο χαρτοφυλάκιο, η σημαντικότητα του κινδύνου αυτού και άρα και του όρου

$$\sum_{i=1}^N \frac{s_{ei}^2}{N}$$

μειώνεται δραστικά. Ο κίνδυνος που δε μειώνεται καθώς αυξάνεται το μέγεθος του χαρτοφυλακίου, είναι αυτός που σχετίζεται με τον όρο b_p . Αν υποθέσουμε ότι ο κίνδυνος των καταλοίπων προσεγγίζει το μηδέν, ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου μπορεί να δοθεί ως εξής:

$$s_p = [b_p^2 s_m^2]^{1/2} = b_p s_m = s_m \left[\sum_{i=1}^N X_i b_i \right]$$

Δεδομένου ότι το σ_m παραμένει το ίδιο, ανεξαρτήτως του ποια μετοχή εξετάζουμε, το μέτρο της συνεισφοράς μιας μετοχής στον κίνδυνο ενός μεγάλου χαρτοφυλακίου είναι το b_i . Ο κίνδυνος μιας μεμονωμένης μετοχής είναι $b_i^2 s_m^2 + s_{ei}^2$. Αφού η επίδραση του s_{ei}^2 στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου προσεγγίζει το μηδέν, καθώς αυξάνεται το μέγεθος του χαρτοφυλακίου, συνηθίζεται να αποκαλούμε τον παραπάνω κίνδυνο με τον όρο «κίνδυνος διαφοροποίησης». Ωστόσο, η επίδραση του $b_i^2 s_m^2$ στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου δε μειώνεται καθώς αυξάνεται το πλήθος των μετοχών. Μάλιστα, επειδή το s_m^2 είναι σταθερό, το b_i είναι το μέτρο του μη διαφοροποιήσιμου κινδύνου μιας μετοχής. Κατά συνέπεια, το b_i είναι και το μέτρο του κινδύνου μιας μετοχής γενικότερα, αφού το s_{ei}^2 μπορεί να ελαχιστοποιηθεί μέσω της διατήρησης ενός αρκετά μεγάλου χαρτοφυλακίου.

Εκτίμηση του beta

Η εφαρμογή του μονοπαραγοντικού μοντέλου προϋποθέτει την ύπαρξη εκτιμήσεων του beta κάθε μετοχής που είναι υποψήφια για να περιληφθεί στο χαρτοφυλάκιο. Οι αναλυτές είναι αυτοί που παρέχουν υποκειμενικές εκτιμήσεις του beta μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου. Επίσης, εκτιμήσεις των μελλοντικών betas μπορούν να γίνουν και μέσω εκτίμησης των betas του παρελθόντος και χρήσης των ιστορικών αυτών betas ως εκτιμήσεις των μελλοντικών betas. Έχει αποδειχθεί ότι τα ιστορικά betas παρέχουν χρήσιμες πληροφορίες για τα μελλοντικά betas. Επιπλέον, έχουν αναπτυχθεί ορισμένες ενδιαφέρουσες τεχνικές πρόβλεψης, οι οποίες βοηθούν στην αύξηση των πληροφοριών που μπορούν να αντληθούν από ιστορικά δεδομένα. Εξαιτίας αυτού του γεγονότος, ακόμη και οι εταιρείες που επιθυμούν να χρησιμοποιήσουν τις υποκειμενικές εκτιμήσεις των αναλυτών για τα μελλοντικά betas, θα πρέπει να παρέχουν στους αναλυτές τις καλύτερες εκτιμήσεις των betas που είναι διαθέσιμες από ιστορικά δεδομένα. Ο αναλυτής μπορεί μετά να συγκεντρωθεί στην εξέταση πιθανών επιδράσεων που αναμένεται να επηρεάσουν τα betas στο μέλλον. Ας δούμε τώρα πως μπορούμε να εκτιμήσουμε τα ιστορικά betas. Θυμίζουμε ότι η απόδοση μιας μετοχής δίνεται από τον τύπο:

$$R_i = a_i + b_i R_m + e_i$$

Η εξίσωση αυτή αναμένεται ότι θα ισχύει σε κάθε χρονική στιγμή, παρόλο που οι τιμές των a_i , b_i και S_{ei}^2 μπορεί να διαφέρουν. Κοιτάζοντας κανείς τα ιστορικά στοιχεία, δε μπορεί να παρατηρήσει απευθείας τα a_i , b_i και S_{ei}^2 . Αντίθετα, αυτό που μπορεί να παρατηρήσει είναι οι παρελθούσες αποδόσεις της μετοχής και της αγοράς. Αν υποθέσουμε ότι τα a_i , b_i και S_{ei}^2 είναι σταθερά στην πάροδο του χρόνου, τότε η ίδια εξίσωση αναμένεται να ισχύει σε κάθε χρονική στιγμή.

Παρατηρούμε ότι η εξίσωση της απόδοσης της μετοχής είναι μια ευθεία γραμμή. Αν το S_{ei}^2 ήταν ίσο με μηδέν, θα μπορούσαμε να εκτιμήσουμε τα a_i και b_i με δύο μόνο παρατηρήσεις. Ωστόσο, η παρουσία της τυχαίας μεταβλητής e_i σημαίνει ότι η

πραγματική απόδοση θα παρουσιάζει αποκλίσεις γύρω από την ευθεία γραμμή. Όσο μεγαλύτερο είναι το S_{ei}^2 , τόσο μεγαλύτερες θα είναι και οι αποκλίσεις των αποδόσεων γύρω από την ευθεία γραμμή.

Για την εκτίμηση του beta για μια εταιρεία για την περίοδο από $t = 1$ ως $t = 60$ μέσω ανάλυσης παλινδρόμησης χρησιμοποιούμε τον τύπο:

$$b_i = \frac{S_{im}}{S_m^2} = \frac{\sum_{t=1}^{60} [(R_{it} - \bar{R}_{it})(R_{mt} - \bar{R}_{mt})]}{\sum_{t=1}^{60} (R_{mt} - \bar{R}_{mt})^2}$$

και για την εκτίμηση του alpha χρησιμοποιούμε τον τύπο:

$$a_i = \bar{R}_{it} - b_i \bar{R}_{mt}$$

Οι τιμές των a_i και b_i που παίρνουμε μέσω της ανάλυσης παλινδρόμησης, είναι εκτιμήσεις των πραγματικών a_i και b_i μιας μετοχής. Κατά συνέπεια, ως εκτιμήσεις, υπάρχει πιθανότητα να μην είναι σωστές και οι τιμές τους να διαφέρουν από τις πραγματικές τιμές των a_i και b_i για τη συγκεκριμένη περίοδο που εξετάζεται. Επιπλέον, η όλη διαδικασία περιπλέκεται περισσότερο από το γεγονός ότι τα a_i και b_i δεν είναι στατικά στο χρόνο. Αντίθετα, αναμένεται να μεταβάλλονται καθώς μεταβάλλονται και τα θεμελιώδη χαρακτηριστικά των εταιρειών. Για παράδειγμα, το b_i , ως μέτρο κινδύνου, σχετίζεται άμεσα με την κεφαλαιακή διάρθρωση της εταιρείας και συνεπώς, θα μεταβάλλεται όταν αλλάζει η κεφαλαιακή διάρθρωση. Παρά την πιθανότητα να κάνουμε λάθος στη μέτρηση του πραγματικού b_i λόγω πιθανών μεταβολών του κατά τη διάρκεια του χρόνου, ο πιο άμεσος τρόπος για να προβλέψουμε τη μελλοντική τιμή του b_i είναι να χρησιμοποιήσουμε την εκτίμηση του b_i που μας παρέχει η ανάλυση παλινδρόμησης για μια περίοδο του παρελθόντος.

Για να μετρήσουμε την ακρίβεια των ιστορικών betas θα πρέπει να εξετάσουμε τη σχέση μεταξύ των betas για μια περίοδο και των betas για την επόμενη περίοδο. Τόσο ο Blume όσο και ο Levy, έχουν εξετάσει ενδελεχώς τη σχέση μεταξύ των betas στην

πάροδο του χρόνου. Ο Blume υπολόγισε τα betas κάνοντας χρήση time series regressions για μηνιαία δεδομένα εφταετών nonoverlapping περιόδων. Δημιούργησε betas για χαρτοφυλάκια μιας μετοχής, δύο μετοχών, τεσσάρων μετοχών κ.ο.κ. ως και χαρτοφυλάκια πενήντα μετοχών, και για κάθε χαρτοφυλάκιο εξέτασε τη συσχέτιση των betas μιας περιόδου με τα betas μιας άλλης περιόδου.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε είναι ότι τα betas μεγάλων χαρτοφυλακίων παρέχουν σημαντική πληροφόρηση για τα μελλοντικά betas αυτών των χαρτοφυλακίων. Αντίθετα, τα betas μεμονωμένων μετοχών παρέχουν πολύ λιγότερη πληροφόρηση για τα μελλοντικά betas των συγκεκριμένων μετοχών. Ένας πιθανός λόγος που τα betas μιας περιόδου διαφέρουν από τα betas μιας άλλης περιόδου είναι ότι ο κίνδυνος της μετοχής ή του χαρτοφυλακίου μπορεί να μεταβληθεί. Ένας δεύτερος λόγος είναι ότι τα betas κάθε περιόδου μετρώνται με ένα random error και όσο μεγαλύτερο αυτό το σφάλμα, τόσο μικρότερη θα είναι η προβλεπτική ικανότητα των betas μιας περιόδου για τα betas της επόμενης περιόδου.

Οι μεταβολές στα betas των μετοχών θα διαφέρουν από μετοχή σε μετοχή. Κάποια από αυτά θα αυξηθούν και κάποια από αυτά θα μειωθούν, ωστόσο οι μεταβολές αυτές τείνουν να αλληλοεξουδετερώνονται μέσα σε ένα χαρτοφυλάκιο και γι' αυτόν ακριβώς το λόγο τα betas των χαρτοφυλακίων μεταβάλλονται λιγότερο από τα betas των μεμονωμένων μετοχών. Ομοίως, το σφάλμα κατά την εκτίμηση του beta μεμονωμένων μετοχών εξαλείφεται μέσα σε ένα μεγάλο χαρτοφυλάκιο. Συνεπώς, το beta ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να υπολογιστεί με μικρότερο σφάλμα από το beta μιας μετοχής και άρα τα ιστορικά betas των χαρτοφυλακίων προβλέπουν με μεγαλύτερη ακρίβεια τα μελλοντικά betas από ότι τα ιστορικά betas των μετοχών.

Παρόλο που το μονοπαραγοντικό μοντέλο αναπτύχθηκε για να διευκολύνει τη διαχείριση χαρτοφυλακίου, ένα άλλο μοντέλο, γνωστό ως το **μοντέλο της αγοράς** (market model), με λιγότερο περιοριστική μορφή, έχει χρησιμοποιηθεί ευρύτατα στο χρηματοοικονομικό χώρο. Το μοντέλο της αγοράς είναι ίδιο με το μονοπαραγοντικό

μοντέλο, με τη διαφορά ότι δε γίνεται η υπόθεση $\text{cov}(e_i, e_j) = 0$. Το μοντέλο ξεκινά με την απλή γραμμική σχέση των αποδόσεων με την αγορά

$$R_i = a_i + b_i R_m + e_i$$

και παρέχει την αναμενόμενη τιμή για κάθε μετοχή

$$\bar{R}_i = a_i + b_i \bar{R}_m$$

Δεδομένου ότι δεν κάνει την υπόθεση ότι όλες οι συνδιακυμάνσεις μεταξύ των μετοχών οφείλονται σε μια κοινή συνδιακύμανση με την αγορά, δεν οδηγεί στις απλές εκφράσεις του κινδύνου του χαρτοφυλακίου που προκύπτουν από το μονοπαραγοντικό μοντέλο.

Πολυπαραγοντικά μοντέλα

Μετά την ανάλυση του μονοπαραγοντικού μοντέλου, ας περάσουμε τώρα σε μια άλλη τεχνική που χρησιμοποιείται συχνά για την πρόβλεψη της συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών. Η τεχνική αυτή χρησιμοποιεί πολυπαραγοντικά μοντέλα, στην προσπάθειά της να συλλάβει τις επιδράσεις εκείνες που δε σχετίζονται με την αγορά και οι οποίες ωθούν τις μετοχές να κινούνται μαζί. Η έρευνα για επιδράσεις που δε σχετίζονται με την αγορά αποτελεί έρευνα για ένα σετ οικονομικών παραγόντων που οδηγούν σε κοινή πορεία των τιμών των μετοχών, πέρα από αυτή που οφείλεται στο δείκτη της αγοράς. Ενώ είναι εύκολο να βρει κανείς ένα σετ από δείκτες που να σχετίζεται με επιδράσεις εκτός αγοράς για οποιαδήποτε χρονική περίοδο, δεν είναι και τόσο εύκολο να βρεθεί ένα σετ που να μπορεί να προβλέψει συνδιακυμάνσεις που δε σχετίζονται με την αγορά.

Το μονοπαραγοντικό μοντέλο έχει ως βασική υπόθεση ότι οι τιμές των μετοχών κινούνται μαζί μονάχα εξαιτίας της κοινής τους πορείας με την αγορά. Πολλοί ερευνητές έχουν βρει ότι υπάρχουν επιδράσεις που δε σχετίζονται με την αγορά, οι οποίες ωθούν τις μετοχές να κινούνται μαζί. Για παράδειγμα, ο King το 1966, απέδειξε την ύπαρξη βιομηχανικών επιδράσεων. Για το χειρισμό των επιπρόσθετων επιδράσεων, έχουν

διατυπωθεί δύο διαφορετικά μοντέλα, το γενικό πολυπαραγοντικό μοντέλο και το μοντέλο βιομηχανικών δεικτών.

Όσον αφορά το **γενικό πολυπαραγοντικό μοντέλο**, οι επιπρόσθετες πηγές συνδιακύμανσης μεταξύ των μετοχών μπορούν να εισαχθούν στις εξισώσεις του κινδύνου και της απόδοσης, απλά προσθέτοντας τις επιπρόσθετες αυτές επιδράσεις στη γενική εξίσωση της απόδοσης. Ας υποθέσουμε ότι η απόδοση μιας μετοχής είναι συνάρτηση της απόδοσης της αγοράς, των μεταβολών του επιπέδου των επιτοκίων και ενός σετ βιομηχανικών δεικτών. Αν R_i είναι η απόδοση της μετοχής i , τότε η απόδοση αυτή σε σχέση με τους παράγοντες που επιδρούν σε αυτήν, μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$R_i = a_i^* + b_{i1}^* I_1^* + b_{i2}^* I_2^* + \dots + b_{iL}^* I_L^* + c_i$$

Στην παραπάνω εξίσωση, I_j^* είναι το πραγματικό επίπεδο του δείκτη j και b_{ij}^* είναι ένα μέτρο της ανταπόκρισης της απόδοσης της μετοχής i στις μεταβολές του δείκτη j . Συνεπώς, το b_{ij}^* έχει την ίδια έννοια με το b_i του μονοπαραγοντικού μοντέλου. Ένα $b_{ij}^* = 2$ σημαίνει ότι αν ο δείκτης αυξηθεί (μειωθεί) κατά 1%, η απόδοση της μετοχής αναμένεται να αυξηθεί (μειωθεί) κατά 2%. Όπως και στο μονοπαραγοντικό μοντέλο, η απόδοση της μετοχής που δε σχετίζεται με δείκτες χωρίζεται σε δύο μέρη: a_i^* και c_i . Το a_i^* είναι η αναμενόμενη τιμή του ανεξάρτητου μέρους της απόδοσης της μετοχής, έχει δηλαδή το ίδιο νόημα που είχε και στο μονοπαραγοντικό μοντέλο. Το c_i είναι το τυχαίο σφάλμα της απόδοσης της μετοχής και έχει μέσο μηδέν και διακύμανση S_{ci}^2 .

Παρόλο που ένα τέτοιου είδους πολυπαραγοντικό μοντέλο θα μπορούσε να εφαρμοστεί άμεσα, το μοντέλο θα είχε ορισμένες πολύ βολικές μαθηματικές ιδιότητες αν οι δείκτες δε σχετίζονταν μεταξύ τους. Αυτό θα μας επέτρεπε να απλοποιήσουμε τον υπολογισμό του κινδύνου και την επιλογή των χαρτοφυλακίων. Ευτυχώς αυτό δεν αποτελεί πρόβλημα αφού μπορεί κανείς πάντοτε να μετατρέψει ένα σετ δεικτών που σχετίζονται μεταξύ τους σε ένα σετ ασυσχέτιστων δεικτών. Έτσι, η πιο πάνω εξίσωση μπορεί τελικά να γραφτεί ως εξής:

$$R_i = a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + b_{i3}I_3 + \dots + b_{iL}I_L + c_i$$

όπου όλα τα I_j είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους. Οι νέοι δείκτες έχουν κι αυτοί την οικονομική τους ερμηνεία. Αν υποθέσουμε ότι ο I_1^* ήταν ένας χρηματιστηριακός δείκτης και ο I_2^* ένας δείκτης των επιτοκίων, ο I_2 είναι τώρα ένας δείκτης της διαφοράς μεταξύ των πραγματικών επιτοκίων και του επιπέδου των επιτοκίων που αναμένεται με βάση το ρυθμό της απόδοσης του χρηματιστηρίου (I_1). Ομοίως, το b_{i2} είναι ένα μέτρο της ευαισθησίας της απόδοσης της μετοχής i σε αυτή τη διαφορά. Μπορούμε να θεωρήσουμε το b_{i2} ως την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής i σε μια μεταβολή των επιτοκίων όταν ο ρυθμός της απόδοσης της αγοράς είναι σταθερός.

Εκτός από τους δείκτες, είναι αρκετά βολικό να είναι και τα κατάλοιπα ασυσχέτιστα με κάθε δείκτη. Αυτό σημαίνει ότι πρέπει $E[c_i(I_j - \bar{I}_j)] = 0$ για κάθε j , δηλαδή η ικανότητα της εξίσωσης του πολυπαραγοντικού μοντέλου να περιγράφει την απόδοση μιας μετοχής είναι ανεξάρτητη από την τιμή του κάθε δείκτη. Όταν εκτιμώνται οι παράμετροι του μοντέλου μέσω ανάλυσης παλινδρόμησης, όπως γίνεται συνήθως, αυτό θα ισχύει για τη χρονική περίοδο κατά την οποία εφαρμόζεται το μοντέλο. Συνοπτικά, για το πολυπαραγοντικό μοντέλο έχουμε:

Βασική εξίσωση

$$R_i = a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + b_{i3}I_3 + \dots + b_{iL}I_L + c_i, \text{ για κάθε μετοχή } i = 1, \dots, N$$

Εξ ορισμού

1. Η διακύμανση των καταλοίπων της μετοχής i είναι $S_{c_i}^2$ όπου $i = 1, \dots, N$
2. Η διακύμανση του δείκτη j είναι $S_{I_j}^2$ όπου $j = 1, \dots, L$

Εκ κατασκευής

1. Ο μέσος των c_i είναι $E(c_i) = 0$ για κάθε μετοχή $i = 1, \dots, N$

2. Η συνδιακύμανση μεταξύ των δεικτών j και k είναι $E[(I_j - \bar{I}_j)(I_k - \bar{I}_k)] = 0$ για όλους τους δείκτες, όπου $j = 1, \dots, L$ και $k = 1, \dots, L$ ($j \neq k$)

3. Η συνδιακύμανση μεταξύ των καταλοίπων της μετοχής i και του δείκτη j είναι $E[c_i(I_j - \bar{I}_j)] = 0$ για κάθε μετοχή και δείκτη, όπου $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, L$

Εξ υποθέσεως

Η συνδιακύμανση μεταξύ των c_i και c_j είναι μηδέν ($E(c_i c_j) = 0$) για κάθε μετοχή, όπου $i = 1, \dots, N$ και $j = 1, \dots, N$ ($j \neq i$)

Η υπόθεση του πολυπαραγοντικού μοντέλου είναι ότι $E(c_i c_j) = 0$. Η υπόθεση αυτή τονίζει ότι ο μόνος λόγος που οι μετοχές κινούνται μαζί είναι το κοινό τους co-movement με το σετ των δεικτών που έχουν οριστεί στο μοντέλο. Δεν υπάρχουν άλλοι παράγοντες πέρα από αυτούς τους δείκτες που να συμβάλλουν στο co-movement μεταξύ δύο μετοχών. Αυτή είναι μια απλούστευση που αποτελεί μια προσέγγιση μόνο της πραγματικότητας. Η απόδοση του μοντέλου θα εξαρτηθεί από το πόσο ακριβής είναι αυτή η προσέγγιση. Αυτό, με τη σειρά του, θα εξαρτηθεί από το πόσο καλά μπορούν οι δείκτες που έχουμε επιλέξει, να αντικατοπτρίσουν το co-movement μεταξύ των μετοχών.

Η αναμενόμενη απόδοση, η διακύμανση και η συνδιακύμανση μεταξύ των μετοχών, όταν εφαρμόζεται το πολυπαραγοντικό μοντέλο, έχουν ως εξής:

1. Αναμενόμενη απόδοση

$$E(R_i) = E(a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \dots + b_{iL}I_L + c_i)$$

Δεδομένου ότι η αναμενόμενη τιμή του αθροίσματος τυχαίων μεταβλητών ισούται με το άθροισμα των αναμενόμενων τιμών, έχουμε:

$$E(R_i) = E(a_i) + E(b_{i1}I_1) + E(b_{i2}I_2) + \dots + E(b_{iL}I_L) + E(c_i)$$

και επειδή τα a και b είναι σταθερά και $E(c_i) = 0$, έχουμε:

$$\bar{R}_i = a_i + b_{i1}\bar{I}_1 + b_{i2}\bar{I}_2 + \dots + b_{iL}\bar{I}_L$$

2. Διακύμανση

$$s_i^2 = E(R_i - \bar{R}_i)^2$$

Αντικαθιστώντας τα R_i και \bar{R}_i , παίρνουμε:

$$\begin{aligned} s_i^2 &= E\left[\left(a_i + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \dots + b_{iL}I_L + c_i\right) - \left(a_i + b_{i1}\bar{I}_1 + b_{i2}\bar{I}_2 + \dots + b_{iL}\bar{I}_L\right)\right]^2 \\ &= E\left[b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1) + b_{i2}(I_2 - \bar{I}_2) + \dots + b_{iL}(I_L - \bar{I}_L) + c_i\right]^2 \end{aligned}$$

Το επόμενο βήμα είναι να υψώσουμε στο τετράγωνο τους όρους στην αγκύλη. Το αποτέλεσμα μπορούμε να το δούμε αν εξετάσουμε όλους τους όρους που περιέχουν τον πρώτο δείκτη. Ο πρώτος δείκτης επί τον εαυτό του και επί κάθε έναν από τους υπόλοιπους όρους είναι:

$$E[b_{i1}^2(I_1 - \bar{I}_1)^2 + b_{i1}b_{i2}(I_1 - \bar{I}_1)(I_2 - \bar{I}_2) + \dots + b_{i1}b_{iL}(I_1 - \bar{I}_1)(I_L - \bar{I}_L) + b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1)(c_i)]$$

Η αναμενόμενη τιμή του αθροίσματος τυχαίων μεταβλητών ισούται με το άθροισμα των αναμενόμενων τιμών και, δεδομένου ότι τα b_i είναι σταθερά, έχουμε:

$$b_{i1}^2 E(I_1 - \bar{I}_1)^2 + b_{i1}b_{i2} E[(I_1 - \bar{I}_1)(I_2 - \bar{I}_2)] + \dots + b_{i1}b_{iL} E[(I_1 - \bar{I}_1)(I_L - \bar{I}_L)] + b_{i1} E[(I_1 - \bar{I}_1)(c_i)]$$

Εκ κατασκευής ισχύει:

$$E[(I_i - \bar{I}_i)(I_j - \bar{I}_j)] = 0 \text{ και } E[(I_1 - \bar{I}_1)(c_i)] = 0$$

Συνεπώς, ο μόνος μη-μηδενικός όρος που περιέχει τον πρώτο δείκτη είναι ο:

$$b_{i1}^2 E(I_1 - \bar{I}_1)^2 = b_{i1}^2 s_{i1}^2$$

Όταν εξετάζουμε όρους που περιέχουν το c_i , παίρνουμε το c_i με κάθε δείκτη που έχει αναμενόμενη τιμή μηδέν. Επίσης έχουμε ότι $E(c_i)^2 = s_{ci}^2$, συνεπώς:

$$s_i^2 = b_{i1}^2 s_{i1}^2 + b_{i2}^2 s_{i2}^2 + \dots + b_{iL}^2 s_{iL}^2 + s_{ci}^2$$

3. Συνδιακύμανση

$$s_{ij} = E[(R_i - \bar{R}_i)(R_j - \bar{R}_j)]$$

Αντικαθιστώντας τα R_i και R_j , παίρνουμε:

$$s_{ij} = E\{[b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1) + b_{i2}(I_2 - \bar{I}_2) + \dots + b_{iL}(I_L - \bar{I}_L) + c_i] \\ \cdot [b_{j1}(I_1 - \bar{I}_1) + b_{j2}(I_2 - \bar{I}_2) + \dots + b_{jL}(I_L - \bar{I}_L) + c_j]\}$$

Συνδυάζοντας τους όρους που περιέχουν τα ίδια b's, παίρνουμε:

$$E[b_{i1}b_{j1}(I_1 - \bar{I}_1)^2 + b_{i1}b_{j2}(I_1 - \bar{I}_1)(I_2 - \bar{I}_2) + b_{i1}b_{j3}(I_1 - \bar{I}_1)(I_3 - \bar{I}_3) \\ + \dots + b_{i1}b_{jL}(I_1 - \bar{I}_1)(I_L - \bar{I}_L) + b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1)c_j]$$

Η αναμενόμενη τιμή όλων των όρων που περιέχουν διαφορετικούς δείκτες, για παράδειγμα $(I_1 - \bar{I}_1)(I_k - \bar{I}_k)$, είναι μηδέν εκ κατασκευής. Επιπλέον, η αναμενόμενη τιμή του $b_{i1}(I_1 - \bar{I}_1)c_j$ είναι επίσης μηδέν εκ κατασκευής. Συνεπώς, ο μόνος μη-μηδενικός όρος είναι ο:

$$b_{i1}b_{j1}E(I_1 - \bar{I}_1)^2 = b_{i1}b_{j1}S_{I1}^2$$

Υπάρχουν δύο είδη όρων που περιέχουν τα c's. Πρώτον, οι όροι της μορφής $b_{ik}(I_k - \bar{I}_k)c_j$, που είναι μηδέν εκ κατασκευής και δεύτερον, ο όρος $c_i c_j$, που είναι μηδέν εξ υποθέσεως. Άρα τελικά έχουμε:

$$s_{ij} = b_{i1}b_{j1}S_{I1}^2 + b_{i2}b_{j2}S_{I2}^2 + \dots + b_{iL}b_{jL}S_{IL}^2$$

Από τις παραπάνω εξισώσεις, είναι φανερό ότι η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος μπορούν να εκτιμηθούν για κάθε χαρτοφυλάκιο, αρκεί να έχουμε εκτιμήσεις του a_i για κάθε μετοχή, εκτιμήσεις του b_{ik} για κάθε μετοχή με κάθε δείκτη, εκτίμηση του S_{ci}^2 για κάθε μετοχή και τέλος, εκτίμηση του μέσου (\bar{I}_j) και της διακύμανσης S_{ij}^2 για κάθε δείκτη. Συνολικά δηλαδή, έχουμε ανάγκη από $2N + 2L + LN$ εκτιμήσεις. Για έναν οργανισμό που παρακολουθεί 150 με 250 μετοχές και χρησιμοποιεί 10 δείκτες, αυτό σημαίνει 1820 με 3020 εκτιμήσεις. Ο αριθμός αυτός είναι μεγαλύτερος από τον

αριθμό των εκτιμήσεων που απαιτούσε το μονοπαραγοντικό μοντέλο. Θα πρέπει εδώ να τονίσουμε ότι οι αναλυτές θα πρέπει να μπορούν να εκτιμήσουν την αντίδραση κάθε μετοχής που παρακολουθούν σε διάφορες οικονομικές και βιομηχανικές επιδράσεις.

Το μοντέλο αυτό μπορεί επίσης να εφαρμοστεί, αν οι αναλυτές παρέχουν εκτιμήσεις της αναμενόμενης απόδοσης κάθε μετοχής, της διακύμανσης των αποδόσεων κάθε μετοχής, του b_{ik} μεταξύ κάθε μετοχής i και κάθε δείκτη k και των μέσων και διακυμάνσεων κάθε δείκτη. Ο αριθμός των εκτιμήσεων παραμένει ο ίδιος, όμως τα δεδομένα είναι τώρα σε πιο οικείους όρους.

Υπάρχει μια συγκεκριμένη κατηγορία πολυπαραγοντικών μοντέλων, η οποία έχει τύχει ιδιαίτερης προσοχής. Τα μοντέλα αυτά στρέφουν την προσοχή τους στις επιδράσεις της αγοράς και τις βιομηχανικές επιδράσεις. Εναλλακτικά **μοντέλα βιομηχανικών δεικτών** προκύπτουν από διαφορετικές υποθέσεις σχετικά με τη συμπεριφορά των αποδόσεων και κατά συνέπεια, διαφέρουν στο είδος και την ποσότητα των δεδομένων που απαιτούν. Αρκετοί συγγραφείς έχουν ασχοληθεί με πολυπαραγοντικά μοντέλα που ξεκινούν με το βασικό μονοπαραγοντικό μοντέλο και προσθέτουν δείκτες για να συλλάβουν τις βιομηχανικές επιδράσεις. Ο King ήταν αυτός που πρώτος μέτρησε επιδράσεις που δε σχετίζονται με την αγορά και οδηγούν σε κοινή πορεία μεταξύ των μετοχών.

Αν υποθέσουμε ότι η συσχέτιση μεταξύ των μετοχών προκαλείται από την επίδραση της αγοράς και από βιομηχανικές επιδράσεις, το γενικό πολυπαραγοντικό μοντέλο μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$R_i = a_i + b_{im}I_m + b_{i1}I_1 + b_{i2}I_2 + \dots + b_{iL}I_L + c_i$$

όπου I_m είναι ο δείκτης της αγοράς

I_j είναι βιομηχανικοί δείκτες υπό τον περιορισμό να είναι ασυσχέτιστοι με την αγορά αλλά και μεταξύ τους

Η υπόθεση αυτού του μοντέλου είναι ότι η απόδοση μιας εταιρείας μπορεί να επηρεαστεί από την αγορά αλλά και από διάφορες βιομηχανίες. Για ορισμένες επιχειρήσεις αυτό φαίνεται απόλυτα φυσιολογικό, καθώς οι γραμμές παραγωγής τους επεκτείνονται σε διάφορες παραδοσιακές βιομηχανίες. Ωστόσο, κάποιες επιχειρήσεις δραστηριοποιούνται σε μία μόνο βιομηχανία και σ' αυτήν την περίπτωση, η επίδραση στην απόδοση της εταιρείας, βιομηχανικών δεικτών που δε σχετίζονται με τη λειτουργία της εταιρείας, αναμένεται να είναι μικρή. Αυτό οδήγησε ορισμένους συγγραφείς στην εφαρμογή μιας απλούστερης μορφής του πολυπαραγοντικού μοντέλου, που υποθέτει ότι οι αποδόσεις μιας εταιρείας επηρεάζονται μόνο από ένα δείκτη της αγοράς και ένα βιομηχανικό δείκτη. Επιπλέον, το μοντέλο υποθέτει ότι κάθε βιομηχανικός δείκτης έχει κατασκευαστεί έτσι ώστε να είναι ασυσχέτιστος με την αγορά και με όλους τους υπόλοιπους βιομηχανικούς δείκτες.

Για την εταιρεία i στη βιομηχανία j , η εξίσωση της απόδοσής της μπορεί να δοθεί ως εξής:

$$R_i = a_i + b_{im}I_m + b_{ij}I_j + c_i$$

Η συνδιακύμανση μεταξύ των μετοχών i και k είναι:

$$b_{im}b_{km}S_m^2 + b_{ij}b_{kj}S_{ij}^2$$

για εταιρείες μέσα στην ίδια βιομηχανία και

$$b_{im}b_{km}S_m^2$$

για εταιρείες σε διαφορετικές βιομηχανίες. Παρατηρούμε ότι ο αριθμός των δεδομένων που χρειάζονται για την επιλογή χαρτοφυλακίου έχει μειωθεί σε $4N + 2L + 2$. Τα δεδομένα που χρειάζονται είναι η αναμενόμενη απόδοση και η διακύμανση για κάθε μετοχή, το beta κάθε μετοχής σε σχέση με το δείκτη της αγοράς και το βιομηχανικό δείκτη και τέλος, ο μέσος και η διακύμανση κάθε βιομηχανικού δείκτη και του δείκτη της αγοράς.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ

Στο παρόν κεφάλαιο θα επιχειρήσουμε να παρουσιάσουμε στον αναγνώστη ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα των ερευνητικών άρθρων που έχουν γραφτεί παγκοσμίως σχετικά με την ικανότητα του CAPM να περιγράφει τις αποδόσεις, αλλά και την ύπαρξη άλλων παραγόντων που εξηγούν καλύτερα τις αποδόσεις αυτές. Η χρησιμότητα των θεμελιωδών κριτηρίων στην πρόβλεψη των τιμών των μετοχών ερευνήθηκε από πολλούς μελετητές ανά τον κόσμο. Οι περισσότεροι από αυτούς έλεγξαν την ερμηνευτική ικανότητα των πιο σημαντικών κριτηρίων που σχετίζονται με τις αποδόσεις και κατέληξαν σε χρήσιμα συμπεράσματα για την ισχύ καθενός. Οι έρευνες αυτές έλαβαν χώρα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους και αφορούσαν διαφορετικά χρηματιστήρια και διαφορετικές χώρες. Στη συνέχεια παρατίθενται ορισμένες από αυτές τις έρευνες, ο χρόνος και ο τόπος διεξαγωγής τους, ο σκοπός για τον οποίο πραγματοποιήθηκαν, η μεθοδολογία που ακολούθησαν καθώς και τα συμπεράσματα στα οποία οδήγησαν.

Ο **Basu (1977)** εξέτασε την ισχύ της Efficient Market Hypothesis ελέγχοντας την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη P/E. Το δείγμα που χρησιμοποίησε ήταν από την COMPUSTAT και περιλάμβανε μετοχές του NYSE. Χρησιμοποίησε ως κριτήρια επιλογής του δείγματός του εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης εταιρείες από το 1956 ως το 1969.

Αρχικά υπολόγισε το δείκτη τιμής προς κέρδη P/E για κάθε μετοχή και τις ταξινόμησε σε πέντε χαρτοφυλάκια A, B, Γ, Δ, E. Στο χαρτοφυλάκιο A τοποθετήθηκαν μετοχές με υψηλό λόγο τιμής προς κέρδη ανά μετοχή, στο B μετοχές με χαμηλότερο P/E κ.ο.κ. Στο χαρτοφυλάκιο E τοποθετήθηκαν μετοχές με το χαμηλότερο P/E. Καθώς όμως οι επενδυτές δε μπορούν να έχουν πρόσβαση στις χρηματοοικονομικές καταστάσεις των εταιρειών εφόσον αυτές δημοσιεύονται τους 3 πρώτους μήνες του χρόνου, για την εξαγωγή ασφαλέστερων αποτελεσμάτων, τα χαρτοφυλάκια θεωρείται ότι αγοράστηκαν την 1^η Απριλίου κάθε έτους. Οι δείκτες αναθεωρούνταν κάθε 1^η Απριλίου και για 14

χρόνια (Απρίλιος 1957 - Μάρτιος 1971) και καταγράφονταν οι αποδόσεις του κάθε χαρτοφυλακίου. Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων, το αποτέλεσμα που προέκυψε ήταν ότι τα δύο χαρτοφυλάκια με το χαμηλότερο P/E (χαρτοφυλάκια Δ και Ε) είχαν μέση απόδοση 13,5% και 16,3% το χρόνο καθ' όλη τη διάρκεια των 14 χρόνων, ενώ αντίθετα εκείνα με το υψηλότερο P/E (χαρτοφυλάκια Α και Β) είχαν μέση απόδοση 9,3% και 9,5% το χρόνο. Επιπλέον, η υψηλότερη απόδοση των χαρτοφυλακίων με το χαμηλότερο P/E δεν οφειλόταν σε υψηλότερο βαθμό συστηματικού κινδύνου: ο συστηματικός κίνδυνος των Δ, Ε ήταν μικρότερος από αυτόν των χαρτοφυλακίων Α και Β. Αν υποθεθεί κανονικότητα, η διαφορά αυτή στις αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Σημαντικό πόρισμα της μελέτης του Basu είναι ότι κατά την περίοδο από τον Απρίλιο του 1957 ως το Μάρτιο του 1971 τα χαρτοφυλάκια με μετοχές χαμηλού P/E είχαν κατά μέσο όρο υψηλότερη risk adjusted απόδοση από τα χαρτοφυλάκια μετοχών υψηλού P/E. Επιπλέον, η συμπεριφορά των αποδόσεων των μετοχών για την ίδια χρονική περίοδο, δεν περιγράφεται απόλυτα από την Υπόθεση της Αποτελεσματικής Αγοράς. Η πληροφορία του P/E δεν αντικατοπτρίζεται πλήρως στις τιμές των μετοχών με τόσο γρήγορο τρόπο όπως περιγράφει η Efficient Market Hypothesis. Αντίθετα, παρατηρούνται χρονικές καθυστερήσεις (lags) και ανισορροπίες κατά την εξεταζόμενη περίοδο.

Ο **Reinganum (1980)** μελέτησε αν κάποια χαρτοφυλάκια σχηματισμένα με βάση τις μεταβλητές size και E/P επιτυγχάνουν αποδόσεις διαφορετικές από αυτές που προβλέπει το CAPM. Το δείγμα του αποτελείτο από 566 εταιρείες εισηγμένες στο New York Stock Exchange και το American Stock Exchange και περιλάμβανε τριμηνιαία κέρδη, ξεκινώντας από το τελευταίο τρίμηνο του 1975 (συνολικά οκτώ τρίμηνα). Αρχικά υπολογίστηκαν οι τριμηνιαίοι δείκτες E/P των εταιρειών του δείγματος και βάση αυτών οι εταιρείες χωρίστηκαν σε χαρτοφυλάκια ως εξής: οι 20 μετοχές με τη μικρότερη θετική τιμή του δείκτη E/P τοποθετήθηκαν στο χαρτοφυλάκιο «low E/P» και οι 20 μετοχές με τη μεγαλύτερη τιμή του δείκτη αυτού στο χαρτοφυλάκιο «high E/P». Κάθε χαρτοφυλάκιο υποδιαιρείται σε 2 υποχαρτοφυλάκια (από 10 μετοχές στο καθένα) ίσα

σταθμισμένων μετοχών, από τα οποία το ένα περιλαμβάνει τις μετοχές με τα μεγαλύτερα betas και το άλλο με τα μικρότερα betas. Τα 2 υποχαρτοφυλάκια αυτά σταθμίστηκαν με τέτοιο τρόπο ώστε το beta του όλου χαρτοφυλακίου στο οποίο περιλαμβάνονταν να είναι ίσο με 1. Το αποτέλεσμα είναι τα χαρτοφυλάκια «low E/P» και «high E/P» να έχουν τον ίδιο κίνδυνο beta. Τα αποτελέσματα των t-tests έδειξαν ότι οι μετοχές με υψηλό δείκτη E/P επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες με χαμηλό E/P. Και το σημαντικότερο από όλα ήταν ότι οι μη κανονικές αποδόσεις διατηρούνται για τουλάχιστον 6 μήνες. Με βάση τα παραπάνω, ο ερευνητής κατέληξε στο συμπέρασμα ότι το CAPM είναι λάθος.

Στη συνέχεια ακολούθησε την ίδια ακριβώς διαδικασία χρησιμοποιώντας όμως ετήσιες και όχι μηνιαίες τιμές της μεταβλητής E/P. Ο λόγος ήταν ότι η χρήση ετησίων τιμών μειώνει την εποχικότητα των τριμηνιαίων τιμών. Απαραίτητη προϋπόθεση για να περιληφθεί η εταιρεία σ' αυτό το νέο δείγμα, ήταν το τέλος της οικονομικής της χρήσης να είναι το Δεκέμβριο, και επιπλέον τα ετήσια κέρδη και η τρέχουσα τιμή των μετοχών της να είναι διαθέσιμα στις βάσεις δεδομένων Compustat και CRSP αντίστοιχα. Οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών με τις υψηλότερες τιμές της μεταβλητής E/P τοποθετήθηκαν στο χαρτοφυλάκιο 10, αυτές με τις μικρότερες στο χαρτοφυλάκιο 1 κ.ο.κ. Τα αποτελέσματα ήταν παρόμοια: οι μέσες αποδόσεις των μετοχών με υψηλό E/P είναι μεγαλύτερες από εκείνες των μετοχών με χαμηλό E/P, και η διαφορά αυτή στις αποδόσεις διατηρείται για τουλάχιστον δύο έτη από το σχηματισμό των χαρτοφυλακίων.

Κατά τον έλεγχο αυτό παρατηρήθηκε ότι οι μετοχές που περιλαμβάνονταν στο χαρτοφυλάκιο 10, το οποίο πέτυχε τη μεγαλύτερη απόδοση, ήταν κυρίως μετοχές του AMEX. Κατά κανόνα στο AMEX διαπραγματεύονται μετοχές μικρότερου μεγέθους σε σχέση με το NYSE. Το επόμενο θέμα που απασχόλησε τον ερευνητή ήταν κατά πόσο η επίδραση του μεγέθους είναι ανεξάρτητη από την επίδραση του δείκτη E/P. Έτσι κατασκεύασε χαρτοφυλάκια με βάση την ίδια ακριβώς διαδικασία με πριν, αυτή τη φορά όμως με βάση το μέγεθος της εταιρείας (market value). Τα αποτελέσματα έδειξαν θετική υπερβάλλουσα μέση απόδοση στα 2 χαρτοφυλάκια με τις μετοχές με το μικρότερο

μέγεθος. Ακόμη, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η επίδραση της μεταβλητής του μεγέθους είναι μεγαλύτερη από την επίδραση της μεταβλητής E/P.

Ο **Basu (1983)** ανέλυσε τα εμπειρικά τεστ των Banz (1981) και Reinganum (1981) σχετικά με την επίδραση του μεγέθους στις μέσες αποδόσεις, χρησιμοποιώντας διαφορετική δειγματική περίοδο και χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση τόσο το μέγεθος όσο και το E/P. Μ' αυτόν τον τρόπο βρήκε ότι οι αποδόσεις των μετοχών εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης ενέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο από τις αποδόσεις των μετοχών εταιρειών μεγάλης κεφαλαιοποίησης. Σε ένα από τα τεστ του, ο Basu κατέταξε τις μετοχές σε χαρτοφυλάκια με διαφορετικά E/P αλλά ίδιο μέγεθος, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι μετοχές με υψηλό E/P έχουν θετικές και στατιστικά σημαντικές αποδόσεις.

Αντιθέτως, όταν οι μετοχές κατατάσσονται σε χαρτοφυλάκια με διαφορετικό size και ίδιο E/P, οι αποδόσεις τους δε σχετίζονται σημαντικά με το μέγεθος για την περίοδο 1963-1980. Κατά συνέπεια, τα αποτελέσματα της έρευνάς του έρχονται σε αντίθεση με το συμπέρασμα του Reinganum ότι η επίδραση του μεγέθους υπερκαλύπτει την επίδραση του E/P. Τέλος, ο Basu τόνισε ότι υπάρχει μια αλληλεπίδραση μεταξύ μεγέθους και E/P αφού το μέγεθος των αποδόσεων είναι μεγαλύτερο για μικρές εταιρείες με υψηλό E/P.

Οι **Fama & French (1988)** μελέτησαν την ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών και κατέληξαν σε σημαντικά συμπεράσματα για την ερμηνευτική ικανότητά του. Χρησιμοποίησαν το δείκτη dividend per share / price per share (D/P) για να προβλέψουν value-weighted και equally-weighted χαρτοφυλάκια του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης για χρονικό ορίζοντα από ένα μήνα ως και τέσσερα έτη. Ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε ως εξής: η τιμή $P(t-1)$ είναι ίση με το μέρισμα ανά μετοχή από την περίοδο t ως την περίοδο $t-1$ δηλαδή $D(t)$, προς τη διαφορά του επιτοκίου της αγοράς r μείον το ρυθμό αύξησης των μερισμάτων g . Δηλαδή $P(t-1) = D(t) / r-g$. Συνεπώς, ο δείκτης μερισματικής απόδοσης είναι $D(t) / P(t-1) = r-g$. Στη συνέχεια έκαναν παλινδρομήσεις με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) της μορφής $r(t,t + T) = a(T) + b(T) Y(t) + \varepsilon(t,t + T)$ όπου

Τ είναι ο χρονικός ορίζοντας ενός μήνα, ενός τριμήνου και από ένα έως τέσσερα έτη, και $Y(t)$ η μεταβλητή της μερισματικής απόδοσης. Το δείγμα αφορούσε τη χρονική περίοδο από το 1927 ως το 1986.

Αν αυξηθεί το discount rate r και τα μερίσματα που δίνονται παραμείνουν σταθερά, τότε έχουμε μια μη αναμενόμενη μείωση της τιμής, σύμφωνα με τον παραπάνω τύπο. Άρα η μείωση αυτή της τιμής θα έχει επίπτωση στη μεταβλητή μερισματικής απόδοσης (D/P) ή $Y(t)$ όπως περιέχεται στο μοντέλο. Έτσι προκύπτει upward bias στην περίπτωση που η μεταβλητή της μερισματικής ικανότητας έχει forecasting ability σε σχέση με τις αποδόσεις. Η επίδραση αυτή ονομάστηκε discount rate effect.

Έγιναν OLS regressions για 2 διαφορετικούς τύπους αποδόσεων: για ονομαστικές και για πραγματικές αποδόσεις, και τα αποτελέσματα σε γενικές γραμμές δεν παρουσίασαν σημαντικές διαφορές. Επιπλέον, έγιναν διαφορετικές παλινδρομήσεις με ερμηνευτική μεταβλητή το λόγο $D(t) / P(t-1)$ και άλλες με ερμηνευτική μεταβλητή το λόγο $D(t) / P(t)$. Οι πρώτες έδειξαν ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις παρουσιάζουν διακυμάνσεις σε σχέση με τη μεταβλητή $D(t) / P(t-1)$, αλλά και για την ερμηνευτική μεταβλητή $D(t) / P(t)$ προέκυψε προβλεπτική ικανότητα για την περίοδο 1927-1986, και ειδικότερα για τις υποπεριόδους 1941-1986 και 1957-1986. Στη συνέχεια έκαναν παλινδρομήσεις για την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη E/P στο δείκτη S&P του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η ερμηνευτική ικανότητα και αυτής της μεταβλητής αυξάνεται όσο μεγαλώνει ο return horizon. Συγκρίνοντας την επίδραση των 2 μεταβλητών (E/P) και (D/P) στις αποδόσεις κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η πρώτη έχει μικρότερη ερμηνευτική ικανότητα.

Οι ερευνητές θέλησαν να κάνουν και out-of-sample forecasts για την εξαγωγή ασφαλέστερων συμπερασμάτων. Προέβλεψαν τις αποδόσεις για τη χρονική περίοδο 1967-1986 και οι διαφορές που προέκυψαν μεταξύ in-sample και out-of-sample forecasts ήταν μικρές. Το βασικό συμπέρασμα της παρούσας μελέτης είναι ότι η προβλεπτική ικανότητα της εξεταζόμενης μεταβλητής της μερισματικής απόδοσης αυξάνεται με την αύξηση του return horizon.

Οι **Jeffrey Jaffe, Donald B. Keim & Randolph Westerfield (1989)** μελέτησαν την επίδραση των μεταβλητών του μεγέθους (size) και earnings to price ratio (E/P) στις αποδόσεις των μετοχών. Σε ανάλογες προηγούμενες έρευνες ο Reinganum κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η μεταβλητή του μεγέθους κυριαρχεί αυτής του E/P, ο Basu ότι η μεταβλητή E/P κυριαρχεί αυτής του μεγέθους, ενώ οι Cook & Rozeff έδωσαν ίση βαρύτητα και στις 2 αυτές μεταβλητές. Οι Jaffe, Keim & Westerfield εξήγησαν ότι η ανικανότητα της υπάρχουσας αρθρογραφίας να διαχωρίσει τις 2 επιδράσεις μπορεί να οφείλεται στη χρήση μικρών χρονικών περιόδων ανάλυσης, καθώς επίσης και στην αδυναμία να διαχωριστεί η επίδραση του μηνός Ιανουαρίου από τους υπόλοιπους μήνες του χρόνου. Θέλησαν να ξεμπερδέψουν τις 2 επιδράσεις με τη χρήση βελτιωμένων στατιστικών τεχνικών.

Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποίησαν μεγαλύτερη περίοδο στο δείγμα τους (1951-1986), τα δεδομένα που έλαβαν υπόψη δεν είχαν σημαντικά survivor biases, εφάρμοσαν seemingly unrelated regression test, και έδωσαν έμφαση στις σημαντικές διαφορές μεταξύ Ιανουαρίου και των υπολοίπων μηνών του χρόνου. Τα στοιχεία των κερδών από τα αρχεία της Compustat είναι δεκτικά δύο διαφορετικών ειδών biases σύμφωνα με τους Banz and Breen: α) του ex post selection bias, που οφείλεται κυρίως στο ότι στα αρχεία αυτά δεν περιλαμβάνονται non-surviving εταιρείες και β) του look-ahead bias που οφείλεται κυρίως στο ότι στη μελέτη χρησιμοποιούνται στοιχεία που δεν έχουν γίνει ακόμη γνωστά στους επενδυτές. Η εκτίμηση της επίδρασης της μεταβλητής E/P είναι ευαίσθητη στο look-ahead bias και μπορεί να αντιμετωπιστεί υπολογίζοντας το δείκτη με κέρδη της 31^{ης} Δεκεμβρίου και τιμές της 31^{ης} Μαρτίου.

Σύμφωνα με τα παραπάνω λοιπόν, συγκέντρωσαν στοιχεία για τις αποδόσεις και τις τιμές από το University of Chicago Center for Research in Security Prices (CRSP), και για τα κέρδη ανά μετοχή από τα αρχεία της Compustat για τα έτη 1967-1986 και από την Bankdata για τα έτη 1950-1966. Δημιούργησαν χαρτοφυλάκια με δύο διαδικασίες. Κατά την πρώτη διαδικασία οι εταιρείες ταξινομήθηκαν με βάση τα κέρδη του τέλους του έτους προς την τιμή της μετοχής στο τέλος του Μαρτίου κάθε έτους, δηλαδή το δείκτη E/P με τρόπο τέτοιο ώστε να μην υφίσταται θέμα look-ahead bias. Οι μετοχές

τοποθετήθηκαν σε 6 γκρουπ, από τα οποία το γκρουπ 0 περιλάμβανε εταιρείες με αρνητικά κέρδη, και οι μετοχές με τους μικρότερους δείκτες E/P τοποθετήθηκαν στο γκρουπ 1, ενώ αυτές με τους μεγαλύτερους στο γκρουπ 5. Στη συνέχεια οι μετοχές του κάθε E/P γκρουπ ιεραρχήθηκαν με βάση τη market value της 31^{ης} Μαρτίου, και κάθε E/P γκρουπ διαιρέθηκε σε 5 υποκατηγορίες με βάση τη μεταβλητή size. Έτσι δημιουργήθηκαν 30 χαρτοφυλάκια το καθένα από τα οποία αναπροσαρμοζόταν κάθε έτος.

Κατά τη δεύτερη διαδικασία οι εταιρείες κατατάχθηκαν με βάση το μέγεθος στην αρχή, και στη συνέχεια διαιρέθηκαν με βάση το δείκτη E/P. Χρησιμοποίησαν SUR models, μέθοδος η οποία υποστήριζαν ότι παρουσιάζει πλεονεκτήματα σε σύγκριση με τις μεθόδους που χρησιμοποίησαν προηγούμενοι ερευνητές. Το συγκεκριμένο μοντέλο προσαρμόστηκε έτσι ώστε να εξηγεί τις διαφορές στην επίδραση του μήνα Ιανουαρίου σε σύγκριση με τους υπόλοιπους μήνες. Αναλυτικότερα, περιλαμβάνει τις μηνιαίες αποδόσεις των 25 χαρτοφυλακίων με τα θετικά κέρδη και εφαρμόστηκε αρχικά για την περίοδο από τον Απρίλιο του 1951 ως το Δεκέμβριο του 1986, και στη συνέχεια για 2 υποπεριόδους ίσου μεγέθους: από τον Απρίλιο του 1951 ως το Μάρτιο του 1969 και από τον Απρίλιο του 1969 ως το Δεκέμβριο του 1986.

Τα αποτελέσματα έδειξαν σημαντική σχέση μεταξύ E/P, size και αποδόσεων για την περίοδο 1951-1986. Ακόμη βρέθηκαν διαφορές κατά το μήνα Ιανουάριο: ενώ η μεταβλητή E/P είναι σημαντική και τον Ιανουάριο και τους υπόλοιπους μήνες, η μεταβλητή του μεγέθους είναι σημαντική μόνο κατά το μήνα Ιανουάριο. Κατά τη διάρκεια και των 2 υποπεριόδων, η μεταβλητή του μεγέθους είναι σημαντική για το μήνα Ιανουάριο, μη σημαντική για τους υπόλοιπους μήνες, αλλά σημαντική αν συμπεριλάβουμε όλους τους μήνες του χρόνου. Η μεταβλητή E/P είναι σημαντική μόνο τον Ιανουάριο κατά την 1^η υποπερίοδο, ενώ κατά τη 2^η υποπερίοδο είναι σημαντική και για τον Ιανουάριο και για όλους τους μήνες μαζί. Τα αποτελέσματα των υποπεριόδων δείχνουν ότι η σημαντικότητα της επίδρασης του δείκτη E/P εξαρτάται από την ελεγχόμενη περίοδο. Βασικό ακόμη συμπέρασμα στο οποίο δεν έφτασαν οι προηγούμενοι ερευνητές των μεταβλητών αυτών αποτελεί το γεγονός ότι μετοχές με

αρνητικά κέρδη παρουσιάζουν ανώμαλες αποδόσεις. Οι εταιρείες που επιδεικνύουν τέτοια συμπεριφορά είναι εταιρείες μικρού μεγέθους.

Οι **L. K. Chan, Y. Hamao & J. Lakonishok (1991)** διερεύνησαν την προβλεψιμότητα των αποδόσεων των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Ιαπωνίας, χρησιμοποιώντας τις εξής μεταβλητές: earnings yield (E/P), cash flow yield (C/P), size (MV), book-to-market. Χρησιμοποίησαν μηνιαία στοιχεία μετοχών που είναι εισηγμένες στο Tokyo Stock Exchange (TSE) από τον Ιανουάριο του 1971 μέχρι το Δεκέμβριο του 1988. Οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών και η κεφαλαιοποίηση αυτών συγκεντρώθηκαν από την Daiwa Securities Co. Ltd. Ως επιτόκιο μηδενικού κινδύνου (risk free interest rate) χρησιμοποίησαν το Gensaki rate 30 ημερών. Επειδή το οικονομικό έτος για τις περισσότερες επιχειρήσεις της Ιαπωνίας λήγει την 31^η Μαρτίου, τα χαρτοφυλάκια σχηματίστηκαν στα τέλη Ιουνίου έτσι ώστε οι τιμές των θεμελιωδών μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν να είναι γνωστές στους επενδυτές.

Σε πρώτη φάση οι εταιρείες κατατάσσονται σε πέντε κατηγορίες (0 έως 4) με βάση το δείκτη earnings yield (E/P) στο τέλος του Ιουνίου κάθε χρόνου. Κάθε κατηγορία χωρίζεται σε τέσσερις υποκατηγορίες με βάση το μέγεθος των εταιρειών. Στη συνέχεια κάθε υποκατηγορία χωρίζεται με τη σειρά της σε ακόμη μικρότερες ομάδες με βάση το book-to-market. Οι μετοχές με αρνητική λογιστική αξία κατατάσσονται στην υποκατηγορία 0. Έπειτα γίνεται regression analysis σε μετοχές που έχουν θετικές λογιστικές αξίες και παρουσιάζουν κέρδη, δηλαδή σε $4*4*4 = 64$ χαρτοφυλάκια. Εξαιτίας του ότι οι τιμές των θεμελιωδών μεταβλητών στην Ιαπωνία δεν ήταν σταθερές κατά την περίοδο της έρευνας, λόγω της άνευ προηγουμένου αύξησης της αξίας των Ιαπωνικών μετοχών (π.χ. μεγάλες σε μέγεθος εταιρείες το 1971 δε θεωρούνται μεγάλες και το 1988), οι ερευνητές προσάρμοσαν τις θεμελιώδεις μεταβλητές, διαιρώντας την τιμή τους κάθε μήνα με τη μέση τιμή τους από τον προηγούμενο Ιούνιο.

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν Seemingly Unrelated Regression (SUR) και τη μεθοδολογία των Fama & Macbeth. Τα αποτελέσματα σε μονομεταβλητό υπόδειγμα (univariate presentation) έδειξαν ότι μετοχές με υψηλό E/P επιτυγχάνουν υψηλότερες

αποδόσεις από μετοχές με χαμηλό E/P, μετοχές εταιρειών μικρού μεγέθους επιτυγχάνουν αποδόσεις μεγαλύτερες από μετοχές εταιρειών μεγάλου μεγέθους, μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με χαμηλό book-to-market, και μετοχές με υψηλό δείκτη C/P επιτυγχάνουν μεγαλύτερες αποδόσεις από μετοχές με χαμηλό δείκτη C/P.

Επειδή όμως σε univariate presentation οι θεμελιώδεις μεταβλητές παρουσιάζουν συσχέτιση μεταξύ τους (π.χ. μετοχές με υψηλό δείκτη book-to-market, έχουν και υψηλό δείκτη C/P), οι ερευνητές επέκτειναν την ανάλυσή τους και σε multivariate presentation. Τα αποτελέσματα ωστόσο δεν άλλαξαν και πιο συγκεκριμένα οι μεταβλητές E/P, book-to-market, C/P έχουν θετική σχέση με τις αποδόσεις, ενώ υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και μελλοντικών αποδόσεων. Οι μεταβλητές book-to-market και C/P είναι στατιστικά και οικονομικά οι πιο σημαντικές, ενώ η στατιστική σημαντικότητα της μεταβλητής μέγεθος (size) εξαρτάται από το μοντέλο.

Οι **K. C. Chan & Nai-Fu Chen (1991)** εξέτασαν τις διαφορές στα δομικά χαρακτηριστικά που οδηγούν σε διαφορετικές αντιδράσεις στα ίδια οικονομικά νέα από εταιρείες διαφορετικού μεγέθους. Η άποψή τους σχετικά με το λόγο για τον οποίο μετοχές μικρής κεφαλαιοποίησης έχουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές μεγάλης κεφαλαιοποίησης, είναι ότι το μέγεθος από μόνο του δεν εξηγεί τις διαφορετικές αποδόσεις μικρών και μεγάλων εταιρειών. Οι ερευνητές αποκαλούν τις μικρού μεγέθους εταιρείες “marginal firms” με την έννοια ότι είναι λιγότερο αποτελεσματικές, έχουν υψηλότερη χρηματοοικονομική μόχλευση και προβλήματα ρευστότητας, ενώ παράλληλα έχουν μικρότερες πιθανότητες να επιβιώσουν σε δυσμενείς οικονομικές συνθήκες. Συνεπώς, οι μικρές εταιρείες ενέχουν μεγαλύτερο κίνδυνο από τις μεγάλες και ο κίνδυνος αυτός δύσκολα μπορεί να ερμηνευτεί από έναν δείκτη που βασίζεται κυρίως σε μεγάλες εταιρείες.

Για το σκοπό της έρευνάς τους, οι ερευνητές κατασκεύασαν δύο δείκτες απόδοσης προσαρμοσμένους στο μέγεθος. Ο πρώτος δείκτης (DIV) μιμείται την αποδοτική συμπεριφορά των εταιρειών που πρόσφατα μείωσαν τα μερίσματα και

δημιουργήθηκε παίρνοντας τις μέσες αποδόσεις των εταιρειών αυτών και αφαιρώντας από αυτές τις μέσες αποδόσεις των εταιρειών που δεν μείωσαν τα μερίσματά τους, αλλά έχουν μικρότερο μέγεθος και εισήχθησαν στο NYSE τα τελευταία 5 χρόνια. Ο δεύτερος δείκτης (LEV) εκφράζει τη συμπεριφορά των εταιρειών με υψηλή χρηματοοικονομική μόχλευση και κατασκευάστηκε παίρνοντας τη διαφορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου εταιρειών με υψηλή μόχλευση και ενός χαρτοφυλακίου εταιρειών με χαμηλή μόχλευση και μικρότερο μέγεθος.

Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν αφορούν την περίοδο 1956-1985. Οι ερευνητές κατασκεύασαν 20 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και κατέταξαν τις εταιρείες σε αυτά από τη μικρότερη στη μεγαλύτερη, με κάθε χαρτοφυλάκιο να περιέχει ίσο αριθμό εταιρειών. Δημιούργησαν έτσι 360 μηνιαίες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο. Κατά την κατασκευή των δύο δεικτών, οι ερευνητές διεπίστωσαν ότι οι “marginal” εταιρείες είναι πάντα μεγαλύτερες από το προσαρμοσμένο χαρτοφυλάκιο. Επιπρόσθετα, αφαιρώντας από τα χαρτοφυλάκια των εταιρειών που μείωσαν τα μερίσματά τους και των εταιρειών με υψηλή μόχλευση το δείκτη της αγοράς (NYSE) αντί για τα προσαρμοσμένα χαρτοφυλάκια μικρών εταιρειών, οι μέσες αποδόσεις των δεικτών είναι μεγαλύτερες από τις αρχικές. Σε κάθε περίπτωση, οι δείκτες αυτοί παρουσιάζουν το φαινόμενο του Ιανουαρίου (οι διαφορές στις αποδόσεις είναι πολύ μεγαλύτερες τον Ιανουάριο).

Παράλληλα, οι ερευνητές μέτρησαν τον κίνδυνο κάθε μετοχής (ή χαρτοφυλακίου) με βάση την ευαισθησία τους στις μεταβολές του γενικού δείκτη της αγοράς αλλά και των δύο νέων δεικτών που κατασκεύασαν. Για το σκοπό αυτό, χώρισαν τις εταιρείες που ήταν στο NYSE τα τελευταία 5 χρόνια σε πέντε βαθμίδες με βάση το μέγεθός τους το Δεκέμβριο του προηγούμενου χρόνου. Έπειτα υπολόγισαν τα betas των μετοχών σε κάθε βαθμίδα και κατέταξαν τις μετοχές σύμφωνα με τα LEV-b και DIV-b δημιουργώντας 3 χαρτοφυλάκια: το πρώτο με μετοχές με υψηλό LEV-b και υψηλό DIV-b, το δεύτερο με μετοχές με χαμηλό LEV-b και χαμηλό DIV-b και το τρίτο με όλες τις υπόλοιπες μετοχές. Αυτό που βρήκαν είναι ότι μέσα σε κάθε βαθμίδα μπορούν να δημιουργήσουν χαρτοφυλάκια που μιμούνται τη διαφορά μεταξύ εταιρειών υψηλού και χαμηλού κινδύνου.

Οι **Fama E. F. & French K. R. (1992)** εξέτασαν το ρόλο των beta, μεγέθους, E/P, μόγλευσης και book-to-market στις μέσες αποδόσεις των μετοχών σε NYSE, AMEX και NASDAQ για την περίοδο 1963-1990. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποίησαν ένα δείγμα από “non-financial” εισηγμένες εταιρείες, ισολογισμούς και καταστάσεις αποτελεσμάτων που πήραν από το CRSP καθώς και τις μηνιαίες αποδόσεις όλων των μετοχών από τον Ιούλιο του 1963 ως το Δεκέμβριο του 1990.

Τον Ιούνιο κάθε έτους, όλες οι μετοχές στο NYSE κατατάσσονται με βάση το μέγεθος (ME) για τον καθορισμό των “breakpoints” και μετά οι μετοχές των NYSE, AMEX και NASDAQ χωρίζονται σε 10 χαρτοφυλάκια μεγέθους με βάση τα NYSE “breakpoints”. Οι Fama & French δημιουργούν χαρτοφυλάκια μεγέθους εξαιτίας της έρευνας των Chan & Chen (1988) και άλλων, με βάση την οποία το μέγεθος παράγει ένα σημαντικό εύρος αποδόσεων και betas. Ωστόσο, τα betas των χαρτοφυλακίων μεγέθους σχετίζονται άμεσα με το μέγεθος, γι’ αυτό και τα σχετικά τεστ αδυνατούν να διαχωρίσουν την επίδραση του καθενός στις μέσες αποδόσεις. Για την αντιμετώπιση αυτού του προβλήματος, οι ερευνητές υποδιαιρούν κάθε χαρτοφυλάκιο μεγέθους σε 10 νέα χαρτοφυλάκια με βάση τα “pre-ranking” betas των μετοχών, δημιουργώντας μ’ αυτόν τον τρόπο διακυμάνσεις στα betas που δε σχετίζονται με το μέγεθος. Αφού κατατάξουν τις εταιρείες στα size-beta χαρτοφυλάκια τον Ιούνιο, υπολογίζουν τις μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων για τους επόμενους 12 μήνες, από τον Ιούλιο του έτους t ως τον Ιούνιο του έτους $t + 1$. Έτσι έχουν τελικά τις “post-ranking” μηνιαίες αποδόσεις από τον Ιούλιο του 1963 ως το Δεκέμβριο του 1990 για 100 χαρτοφυλάκια σχηματισμένα με βάση το μέγεθος και τα “pre-ranking” betas.

Οι ερευνητές χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία της cross-sectional παλινδρόμησης των Fama & Macbeth και βρήκαν ότι υπάρχει ισχυρή σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και μεγέθους αλλά όχι και μεταξύ αποδόσεων και beta. Ειδικότερα, όταν τα χαρτοφυλάκια δημιουργούνται μόνο με βάση το μέγεθος, παρατηρείται ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και αποδόσεων και ισχυρή θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων και beta. Όταν όμως τα χαρτοφυλάκια δημιουργούνται με βάση τα ranked market betas των μετοχών, δεν παρατηρείται ισχυρή σχέση μεταξύ beta και αποδόσεων. Με τη χρήση της

ίδιας μεθοδολογίας, οι ερευνητές κατασκεύασαν χαρτοφυλάκια με βάση το book-to-market και το E/P για όλες τις μετοχές. Συγχρόνως, χρησιμοποίησαν και μεταβλητές μόχλευσης όπως το A/ME (book assets to market equity) και το A/BE (book assets to book equity) και σε συνδυασμό με το μέγεθος, το BE/ME και το E/P εκτίμησαν τη δυνατότητα καθενός να εξηγεί τις αποδόσεις των μετοχών κατά την περίοδο 1963-1990.

Ανάμεσα στα αποτελέσματα της έρευνας ξεχωρίζει η ισχυρή σχέση μεταξύ αποδόσεων και BE/ME. Όταν μέγεθος και BE/ME περιλαμβάνονται συγχρόνως στην παλινδρόμηση των Fama & Macbeth (FM), εξηγούν με ακρίβεια τις μέσες αποδόσεις. Όσον αφορά το E/P, οι αποδόσεις μειώνονται για χαρτοφυλάκια με αρνητικό ή ελάχιστα θετικό E/P και αυξάνονται για εκείνα τα χαρτοφυλάκια με τα υψηλότερα E/P. Το τελευταίο οφείλεται κυρίως στη θετική σχέση μεταξύ E/P και BE/ME. Τέλος, τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μεταβλητές μόχλευσης σχετίζονται με τις αποδόσεις αλλά με αντίθετο πρόσημο: υψηλότερο A/ME οδηγεί σε υψηλότερες αποδόσεις ενώ υψηλότερο A/BE οδηγεί σε χαμηλότερες αποδόσεις. Συνεπώς, η διαφορά μεταξύ A/ME και A/BE, δηλαδή το BE/ME, είναι αυτή που εξηγεί καλύτερα τις μέσες αποδόσεις.

Επιπλέον, οι ερευνητές χώρισαν τη συνολική περίοδο σε δύο ίσες υποπεριόδους (Ιούλιος 1963-Δεκέμβριος 1976 και Ιανουάριος 1977-Δεκέμβριος 1990) και έτρεξαν τις μηνιαίες cross-sectional παλινδρομήσεις των αποδόσεων σε (α) μέγεθος και BE/ME και (β) μέγεθος, beta και BE/ME. Τα αποτελέσματα κατέδειξαν για ακόμη μια φορά την ισχύ του BE/ME αλλά και του μεγέθους, αν και η επίδραση του τελευταίου είναι ασθενέστερη κατά την περίοδο 1977-1990. Αξίζει επίσης να τονιστεί η ύπαρξη January seasonal στην επίδραση του BE/ME.

Οι **Fama E. F. & French K. R. (1993)** εξέτασαν την επίδραση τριών χρηματιστηριακών – θεμελιωδών μεταβλητών (χρηματιστηριακή αξία, ασφάλιστρο κινδύνου αγοράς, λόγος λογιστικής προς χρηματιστηριακή τιμή) και δύο μεταβλητών της αγοράς ομολόγων (λήξη, κίνδυνος χρεοκοπίας) στις αποδόσεις μετοχών και ομολόγων. Οι ερευνητές σχημάτισαν χαρτοφυλάκια που αντιπροσωπεύουν το premium χαρτοφυλακίων μικρών έναντι μεγάλων μετοχών και μετοχών με χαμηλό έναντι υψηλού

δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή τιμή. Εφάρμοσαν το μοντέλο παλινδρόμησης των Black, Jensen & Scholes (1972) για τον έλεγχο της σχέσης μεταξύ των μηνιαίων αποδόσεων μετοχών και ομολόγων, των τριών ανεξάρτητων μεταβλητών και των δύο mimicking χαρτοφυλακίων.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι το μοντέλο με τις πέντε ανεξάρτητες μεταβλητές περιγράφει ικανοποιητικά τις διαφορές στις διαστρωματικές αποδόσεις χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται με διάφορα κριτήρια ταξινόμησης. Παράλληλα, οι ερευνητές εξέτασαν την ύπαρξη January seasonals στα κατάλοιπα του μοντέλου πέντε μεταβλητών και ανακάλυψαν την παρουσία αυτών στις υπερβάλλουσες αποδόσεις τόσο των μετοχών όσο και των ομολογίων.

Οι **Fama E. F. & French K. R. (1995)** μελέτησαν αν η συμπεριφορά των τιμών των μετοχών σε σχέση με το μέγεθος και το book-to-market, είναι σύμφωνη με τη συμπεριφορά των κερδών. Αρχικά θέλησαν να απαντήσουν στο ερώτημα αν οι τιμές των μετοχών αντικατοπτρίζουν διαφορές στην κερδοφορία όταν κατανέμονται με βάση το μέγεθος και το δείκτη BE/ME.

Το δείγμα που έλαβαν προερχόταν από το NYSE, AMEX και NASDAQ κατά τη χρονική περίοδο από το 1963 μέχρι το 1992. Κατέταξαν τις μετοχές του δείγματος με βάση το μέγεθός τους σε δύο κατηγορίες, B (big) όπου περιλαμβάνονταν μετοχές με μεγάλο μέγεθος και S (small) όπου περιλαμβάνονταν μετοχές με μικρό μέγεθος. Στη συνέχεια κατέταξαν τις μετοχές σε τρεις κατηγορίες με βάση το book-to-market. Στην κατηγορία L περιέχεται το 30% των μετοχών με το χαμηλότερο δείκτη BE/ME, στην κατηγορία M το 40% των μετοχών με μέσο δείκτη BE/ME και στην κατηγορία H το υπόλοιπο 30% των μετοχών με υψηλό δείκτη BE/ME. Δεν περιέλαβαν στο δείγμα τους μετοχές με αρνητική λογιστική αξία. Τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν ήταν έξι και συγκεκριμένα ήταν τα S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H.

Μέτρησαν την κερδοφορία με τη μεταβλητή EI_t / BE_{t-1} όπου EI_t (equity income) είναι τα κέρδη μετά φόρων, τόκων και μερισμάτων, ενώ BE_{t-1} είναι το book equity της

προηγούμενης περιόδου. Τα αποτελέσματα ήταν ότι οι μετοχές με χαμηλό δείκτη BE/ME είναι κατά μέσο όρο πιο επικερδείς από εκείνες με υψηλό BE/ME κατά τα τέσσερα έτη πριν τη δημιουργία των χαρτοφυλακίων και πέντε τουλάχιστον χρόνια μετά. Ακόμη, η κερδοφορία έχει θετική σχέση με το μέγεθος των εταιρειών. Μετοχές εταιρειών μικρού μεγέθους έχουν χαμηλότερο δείκτη EI/BE, δηλαδή μικρότερα κέρδη. Πάντως, το BE/ME είναι ισχυρότερος δείκτης κερδοφορίας από το μέγεθος. Αναλογικά, οι μετοχές μεγάλου μεγέθους και χαμηλού BE/ME είναι πιο επικερδείς από τις μετοχές μεγάλου μεγέθους και υψηλού BE/ME. Επίσης, οι μετοχές μικρού μεγέθους και χαμηλού BE/ME είναι πιο κερδοφόρες από τις μετοχές μικρού μεγέθους και υψηλού BE/ME. Σημείο αναφοράς αποτελεί το συμπέρασμα της μελέτης ότι κατά τη διάρκεια της ύφεσης του 1981-82 οι μετοχές που επλήγησαν περισσότερο από άποψη κερδών ήταν οι μετοχές μικρών εταιρειών.

Στη συνέχεια διερεύνησαν με παλινδρομήσεις τη σχέση των μεταβλητών BE/ME και μεγέθους με τις αποδόσεις των μετοχών και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι μετοχές με υψηλό BE/ME έχουν μεγαλύτερη μέση απόδοση από μετοχές με χαμηλό BE/ME. Κατέληξαν ακόμη στο συμπέρασμα ότι βραχυχρόνιες μεταβολές στην κερδοφορία έχουν μικρή επιρροή στην τιμή της μετοχής και το BE/ME. Η μεταβλητή BE/ME σχετίζεται με μακροχρόνιες μεταβολές στην κερδοφορία. Μετοχές με υψηλό δείκτη BE/ME έχουν χαμηλή τιμή EI/BE για τουλάχιστον 11 έτη γύρω από την ημερομηνία σχηματισμού των χαρτοφυλακίων. Αντίθετα, μετοχές με χαμηλό δείκτη BE/ME είναι συνδεδεμένες με σημαντική κερδοφορία. Επιπλέον, οι μικρές σε μέγεθος μετοχές τείνουν να είναι λιγότερο κερδοφόρες από τις μεγαλύτερες.

Οι **Hersh Shefrin & Meir Stattman (1995)** διερεύνησαν τον τρόπο με τον οποίο οι επενδυτές σχηματίζουν προβλέψεις για τις αποδόσεις των μετοχών. Η έρευνά τους βασίστηκε σε μια ετήσια έρευνα του περιοδικού Fortune για τη φήμη των εταιρειών, που πραγματοποιήθηκε το φθινόπωρο του 1992 και δημοσιεύτηκε το Φεβρουάριο του 1993. Η έρευνα περιλάμβανε 311 εταιρείες από 32 βιομηχανίες. Οκτώ χιλιάδες managers, διευθυντές, χρηματοοικονομικοί αναλυτές, ανώτατα στελέχη και υπάλληλοι κλήθηκαν να βαθμολογήσουν και να ιεραρχήσουν τις επιχειρήσεις με βάση 8 κριτήρια: α) ποιότητα

του management, β) ποιότητα των παραγόμενων αγαθών και υπηρεσιών, γ) innovativeness, δ) μακροχρόνιες επενδύσεις, ε) financial soundness, ζ) ικανότητα να προσελκύει και να απασχολεί εργατικό δυναμικό υψηλού επιστημονικού επιπέδου, η) υπευθυνότητα και σεβασμό στο περιβάλλον και θ) σοφή χρήση των εταιρικών περιουσιακών στοιχείων.

Ενώ το περιοδικό Fortune κατατάσσει τις εταιρείες με βάση τον equally weighted μέσο των 8 αυτών κριτηρίων, διαπιστώθηκε ότι το 82% των ερωτηθέντων θεωρεί την ποιότητα του management ως τον πιο σημαντικό παράγοντα από τους υπόλοιπους. Οι ερευνητές έκαναν παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή την ποιότητα του management και με ανεξάρτητες μεταβλητές το μέγεθος της εταιρείας και το BE/ME, για να διαπιστώσουν αν αυτές οι δύο μεταβλητές έχουν σχέση με το πόσο «καλή» θεωρείται η εταιρεία. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι «καλές» εταιρείες, σύμφωνα με τους ερωτηθέντες της έρευνας του Fortune, είναι αυτές που έχουν μεγάλο μέγεθος και χαμηλό BE/ME. Το ίδιο αποτέλεσμα προκύπτει και για παρόμοιες παλινδρομήσεις που αφορούν τα δέκα προηγούμενα έτη που πραγματοποιήθηκε η ίδια έρευνα από το περιοδικό Fortune. Ακόμη και αν ως εξαρτημένη μεταβλητή θεωρηθεί η μακροχρόνια επένδυση των εταιρειών και ως ανεξάρτητες οι ίδιες μεταβλητές, τα αποτελέσματα δεν αλλάζουν. Τα αποτελέσματα αυτά έρχονται σε σαφή αντίθεση με τις εμπειρικές μελέτες που έχουν γίνει και διαπιστώνουν αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης της μετοχής και θετική σχέση μεταξύ του δείκτη BE/ME και της απόδοσης της μετοχής της εταιρείας.

Στη συνέχεια έκαναν νέες παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή την ποιότητα του management, αλλά αυτή τη φορά ως ανεξάρτητες μεταβλητές έθεσαν εκτός από το μέγεθος και το δείκτη BE/ME, και την τυπική απόκλιση της απόδοσης της μετοχής, η οποία είναι συνάρτηση του κινδύνου, δηλαδή του beta. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η υψηλή τυπική απόκλιση των αποδόσεων είναι βασικό χαρακτηριστικό των «κακών» εταιρειών. Η συσχέτιση μεταξύ της ποιότητας του management και της τυπικής απόκλισης των αποδόσεων βρέθηκε αρνητική και στατιστικά σημαντική.

Το σημαντικό συμπέρασμα που εξάγεται από την έρευνα αυτή είναι ότι εσφαλμένα οι επενδυτές πιστεύουν ότι οι καλές μετοχές είναι οι μετοχές των «καλών» εταιρειών. Οι Shefrin & Statman πιστεύουν ότι κάτι τέτοιο συμβαίνει εξαιτίας του λάθους της αντιπροσωπευτικότητας όπως αυτό ορίστηκε από τους Kahneman & Tversky. Σύμφωνα με την άποψή τους, οι επενδυτές αγνοούν ότι το ποσοστό των μετοχών των «καλών» εταιρειών που πηγαίνουν καλά είναι μικρότερο από το ποσοστό των «κακών» εταιρειών που πηγαίνουν καλά. Θεωρούν ότι υπάρχουν δύο είδη traders: οι noise traders που πιστεύουν ότι οι καλές μετοχές προέρχονται από τις «καλές» εταιρείες και κάνουν συστηματικά λάθη, και οι information traders που πιστεύουν ότι οι καλές μετοχές είναι γενικότερα μετοχές «κακών» εταιρειών. Όταν οι noise traders επιλέγουν μετοχές «καλών» εταιρειών και η επιλογή τους αποδειχθεί λανθασμένη, η απώλεια θεωρείται “act of God”. Αν όμως επιλέξουν μετοχές «κακών» εταιρειών και έχουν απώλεια χρημάτων, αισθάνονται λύπη και υπευθυνότητα για την επιλογή αυτή. Αλλά και σε μια άλλη κατηγορία επενδυτών, αυτή των money managers, μια τέτοια συμπεριφορά ερμηνεύεται ως εξής: οι πελάτες τους, αν έχουν επενδύσει σε «καλές» μετοχές και υποστούν απώλειες, θα κατευθύνουν το θυμό τους κυρίως προς την αγορά, ενώ αν έχουν επενδύσει σε μετοχές «κακών» εταιρειών και υποστούν απώλεια χρημάτων, θα κατευθύνουν το θυμό τους εναντίον των money managers.

Η συμπεριφορά αυτή δηλαδή των noise traders, έχει επίδραση στις τιμές των μετοχών. Η επίδραση αυτή όμως μπορεί να μηδενιστεί μέσω arbitrage των information traders. Αν τελικά η επίδραση των noise traders μηδενιστεί, τότε η προσαρμοσμένη στον κίνδυνο αναμενόμενη απόδοση των μετοχών των «καλών» εταιρειών θα είναι ίση με αυτήν των μετοχών των «κακών» εταιρειών. Συνήθως όμως δεν έχουμε τέλειο arbitrage, συνεπώς η επίδραση των noise traders στις αποδόσεις των μετοχών δε μηδενίζεται και η risk adjusted αναμενόμενη απόδοση των μετοχών των «κακών» εταιρειών είναι μεγαλύτερη από αυτήν των μετοχών των «καλών» εταιρειών.

Οι Διακογιάννης Γ. Π. & Σεργεδάκης Κ. Ν. (1996) ερεύνησαν αν ο συστηματικός κίνδυνος και το μέγεθος των εταιρειών επηρεάζουν την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά τη χρονική περίοδο

1989-1994. Η μελέτη τους βασίστηκε στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM) δηλαδή:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] b_i$$

όπου $E(R_i)$ = αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου i

R_f = απόδοση χρεογράφου μηδενικού κινδύνου

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

b_i = συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i

Το δείγμα αποτελείτο από 112 εισηγμένες μετοχές. Από την επιλογή των μετοχών αυτών απορρίφθηκαν όσες μετοχές παρουσίαζαν ελλιπή στοιχεία. Ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο Γενικός Δείκτης Τιμών του Χ.Α.Α.. Οι ερευνητές θέλησαν να ελέγξουν αν υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και συστηματικού κινδύνου, και επιπλέον αν το μέγεθος των εταιρειών είναι σημαντικός παράγοντας στη διαμόρφωση της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών τους.

Ακολουθήθηκε η μεθοδολογία των Fama & Macbeth (1973). Πιο συγκεκριμένα, χώρισαν τη μελέτη τους σε τρεις υποπεριόδους. Κατά την πρώτη υποπερίοδο που ονομάζεται περίοδος διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων, εκτιμήθηκε ο συστηματικός κίνδυνος κάθε μετοχής από το υπόδειγμα της αγοράς, δηλαδή: $R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_t$. Βασικές υποθέσεις του 1^{ου} αυτού σταδίου είναι η αναμενόμενη τιμή του διαταρακτικού όρου να είναι μηδέν και η διακύμανση αυτού σταθερή και ίση με σ^2 , η απουσία σχέσης μεταξύ των τιμών και του διαταρακτικού όρου και η απουσία σχέσης μεταξύ της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς και του διαταρακτικού όρου. Στη συνέχεια οι μετοχές κατατάσσονται ανά οκτάδες σε 14 χαρτοφυλάκια, με πρώτα τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν μετοχές με χαμηλό b .

Κατά τη δεύτερη υποπερίοδο που ονομάζεται και περίοδος υπολογισμού των μεταβλητών, υπολογίστηκε το b και το μέσο μέγεθος για κάθε χαρτοφυλάκιο. Το μέγεθος ορίστηκε ως ο λογάριθμος της χρηματιστηριακής αξίας της μετοχής, γιατί η λογαριθμική μορφή περιγράφει καλύτερα τη σχέση που υπάρχει ανάμεσα στο μέγεθος της εταιρείας και την απόδοση της τιμής της μετοχής της. Κατά την τρίτη υποπερίοδο, την περίοδο του

εμπειρικού ελέγχου, υπολογίστηκε η μέση εβδομαδιαία απόδοση για κάθε χαρτοφυλάκιο και έγιναν διαστρωματικές παλινδρομήσεις.

Τα τρία αυτά στάδια τα επαναλάμβαναν πηγαίνοντας ένα έτος μπροστά κάθε φορά. Είναι χαρακτηριστικό ότι ακολουθήθηκαν δύο διαφορετικοί τρόποι διαμόρφωσης στα χαρτοφυλάκια: ο πρώτος τρόπος αφορά τη διαμόρφωση με βάση το συστηματικό κίνδυνο και ο δεύτερος με βάση το μέγεθος των εταιρειών. Τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τα εμπειρικά αποτελέσματα είναι ότι δεν υπάρχει σχέση μεταξύ συστηματικού κινδύνου και αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών του Χ.Α.Α.. Συνεπώς, είτε το χαρτοφυλάκιο της αγοράς δεν αποτελεί το χαρτοφυλάκιο ελαχίστου κινδύνου, είτε το b δε μπορεί να ερμηνεύσει τη μεταβολή στις αποδόσεις των μετοχών, είτε τέλος το CAPM δεν είναι το καταλληλότερο υπόδειγμα. Ακόμη, το μέγεθος της εταιρείας δε σχετίζεται με τις αποδόσεις των μετοχών, αφού σε καμιά από τις εξεταζόμενες περιόδους δεν παρουσιάζεται στατιστικά σημαντικό.

Οι **Διακογιάννης Γ. Π. & Κυριαζής Α. (1996)** ερεύνησαν τις αποδόσεις 70 μετοχών που διαπραγματεύθηκαν συνεχώς στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών την περίοδο από το 1983 ως το 1992. Οι αποδόσεις των μετοχών αυτών εξετάστηκαν σε συνάρτηση με τέσσερα κριτήρια: το δείκτη P/E, τη μερισματική απόδοση, το μέγεθος της εταιρείας, δηλαδή την κεφαλαιοποίηση, και το δείκτη αγοραίας προς λογιστική αξία της μετοχής. Η έρευνα επιβεβαίωσε το γεγονός ότι επενδύσεις σε μετοχές με χαμηλό P/E αποφέρουν πολύ μεγαλύτερες αποδόσεις από ότι επενδύσεις σε μετοχές με μεγάλο P/E, χωρίς αύξηση του κινδύνου. Επομένως, καθίσταται σαφές ότι στο Χ.Α.Α., όπως εξάλλου και στα χρηματιστήρια του Λονδίνου και της Νέας Υόρκης, υπάρχει ανωμαλία στην αγορά σχετική με το P/E. Από τα ευρήματα δε της μελέτης προκύπτει ότι αν ένας επενδυτής είχε επενδύσει σε ένα χαρτοφυλάκιο με value stocks θα απολάμβανε διπλάσιες αποδόσεις από ότι αν είχε επενδύσει σε ένα χαρτοφυλάκιο με glamour stocks.

Οι συγγραφείς εξηγούν ότι το γεγονός αυτό είναι πιθανό να οφείλεται στη διαφορά μεταξύ των παλαιών επιδόσεων των μετοχών και των προσδοκιών των *naive* επενδυτών, οι οποίοι υπέθεσαν ότι αυτές οι επιδόσεις θα συνεχιστούν και στο μέλλον.

Ωστόσο, μετοχές που επέδειξαν χαμηλές επιδόσεις στο παρελθόν πουλώντας σε χαμηλά P/E, δε δείχνουν την ίδια με την αναμενόμενη επίδοση στο μέλλον, με αποτέλεσμα να εκπλήσσουν την αγορά. Το ίδιο συμβαίνει και με τα glamour stocks. Επομένως, επενδυτές που ακολουθούν το «ρεύμα» στηριζόμενοι στις ιστορικές αποδόσεις των μετοχών αρχίζουν να αγοράζουν τις «καλές» μετοχές και να πωλούν τις «κακές». Το αποτέλεσμα είναι οι πρώτες να καθίστανται υπερτιμημένες ενώ οι δεύτερες υποτιμημένες. Αυτό έχει ως συνέπεια οι μετοχές που πωλούν σε χαμηλές τιμές σε σχέση με τα κέρδη ξαφνικά να βελτιώνουν τις επιδόσεις τους και η αυξημένη ζήτηση για αυτές να οδηγεί σε αύξηση της τιμής τους. Κατ' αυτόν τον τρόπο, οι επενδυτές που αγόρασαν τέτοιες μετοχές ενάντια στο «ρεύμα» απολαμβάνουν πολύ υψηλότερες αποδόσεις.

Σε ότι αφορά στο μέγεθος της εταιρείας και στην αγοραία προς τη λογιστική αξία, οι συγγραφείς βρίσκουν ότι υπάρχουν αξιοσημείωτες διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ χαρτοφυλακίων μετοχών με χαμηλούς τους παραπάνω δείκτες και χαρτοφυλακίων μετοχών με υψηλές τιμές στους ίδιους δείκτες. Ωστόσο, όπως αναφέρουν, η στατιστική ανάλυση δε δίνει ξεκάθαρα αποτελέσματα. Επίσης, σε ότι αφορά τα μερίσματα, παρά το γεγονός ότι σε τρία από τα δέκα έτη που εξετάστηκαν βρέθηκε ότι οι μετοχές με υψηλή μερισματική απόδοση είχαν πολύ καλύτερες επιδόσεις από τις μετοχές με χαμηλή μερισματική απόδοση, τα ευρήματα δεν είναι ικανά για να υποστηρίξουμε πως κάτι τέτοιο ισχύει για όλη την εξεταζόμενη περίοδο.

Μια πιθανή εξήγηση γι' αυτό το γεγονός είναι η φορολογική μεταχείριση των κεφαλαιακών αποδόσεων στην Ελλάδα κατά την περίοδο αυτή. Δεδομένου ότι τα μερίσματα φορολογούνται, οι επενδυτές προτίμησαν τις μετοχές που υπόσχονταν υψηλές και αφορολόγητες κεφαλαιακές αποδόσεις, παρά εκείνες που πιθανόν να απέδιδαν υψηλότερο μέρισμα. Επομένως, καταλήγουν οι συγγραφείς της έρευνας, παρότι δε θα μπορούσε να ισχυριστεί κανείς ότι οι επενδυτές στο Χ.Α.Α. ήταν αδιάφοροι για τα μερίσματα κατά την αναφερθείσα περίοδο, η έρευνα δείχνει ότι δεν τα προτιμούν και έτσι οι αποδόσεις αυτών των μετοχών διαφέρουν ουσιαστικά από τις αποδόσεις εκείνων με χαμηλά μερίσματα. Τέλος, τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης έρευνας συμφωνούν

με αυτά των Fama & French (1992) και των Διακογιάννη & Σεργεδάκη (1996) ότι το beta της αγοράς από μόνο του δε μπορεί να ερμηνεύσει τις αποδόσεις των μετοχών.

Οι **W. C. Barbee, J. S. Mukhergi & G. A. Raines (1996)** αμφισβήτησαν την ικανότητα των μεταβλητών book-to-market και price-to-earnings στην εξήγηση των αποδόσεων. Αντίθετα, υποστήριξαν ότι άλλες μεταβλητές, και πιο συγκεκριμένα οι sales-to-price και debt-to-equity, έχουν μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα σε σχέση με τις δύο παραπάνω μεταβλητές. Βασίστηκαν στη μελέτη του Fisher σύμφωνα με την οποία ο δείκτης sales-to-price (S/P) μπορεί να αποδειχθεί πολύ χρήσιμος στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών. Τόνισαν ότι η μεταβλητή S/P έχει μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα σε σχέση με τη μεταβλητή P/E, γιατί οι πωλήσεις μιας επιχείρησης αποτελούν πιο αξιόπιστο δείκτη της δυνητικής μελλοντικής κερδοφορίας της εταιρείας. Τα κέρδη μπορεί να οφείλονται σε προσωρινές συγκυρίες, όπως για παράδειγμα στη βραχυπρόθεσμη τιμολογιακή πολιτική της επιχείρησης, σε προσωρινές καταστάσεις που αφορούν τον κλάδο στον οποίο ανήκει η επιχείρηση, σε αλλαγή της μεθόδου απόσβεσης κ.α. Ένας ακόμη σημαντικός λόγος που καθιστά τη μεταβλητή S/P αξιόλογη είναι ότι δε λαμβάνει αρνητικές τιμές, αντίθετα με τις μεταβλητές P/E και BE/ME. Επιπλέον, οι πωλήσεις επηρεάζονται λιγότερο από παράγοντες που σχετίζονται με τη συγκεκριμένη εταιρεία σε σύγκριση με τη book value of equity.

Για όλους τους παραπάνω λόγους θέλησαν να ελέγξουν κατά πόσο η θεωρία του Fisher, ότι μετοχές με υψηλό δείκτη S/P αποτελούν ευκαιρίες για αγορά, ισχύει πρακτικά, συγκρίνοντας την ερμηνευτική ικανότητα της συγκεκριμένης μεταβλητής με τις λοιπές θεμελιώδεις μεταβλητές, καθώς επίσης και την ερμηνευτική ικανότητα της μεταβλητής debt-to-equity (D/E). Το δείγμα τους περιελάμβανε τις αποδόσεις των μετοχών του NYSE και AMEX από το CRSP και χρηματοοικονομικά στοιχεία από το αρχείο της COMPUSTAT. Για να αποφύγουν τις επιπτώσεις του survivor bias τα στοιχεία ελήφθησαν μετά το 1978, δηλαδή η έρευνά τους αφορούσε τη χρονική περίοδο από το 1979 ως το 1991.

Η μεθοδολογία που ακολούθησαν ήταν παρόμοια με αυτήν των Fama & French (1992) δηλαδή μηνιαίες παλινδρομήσεις των αποδόσεων των μετοχών σε σχέση με τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές. Δεν έλαβαν υπόψη στο δείγμα τους χρηματοοικονομικές εταιρείες όπως και οι Fama & French, αλλά σε αντίθεση με αυτούς: α) παλινδρόμησαν τις μηνιαίες αποδόσεις από τον Απρίλιο κάθε έτους ως το Μάρτιο του επόμενου σε σχέση με τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές της 31^{ης} Δεκεμβρίου του προηγούμενου έτους, ενώ οι Fama & French παλινδρόμησαν τις μηνιαίες αποδόσεις από τον Ιούλιο κάθε έτους ως τον Ιούνιο του επόμενου σε σχέση με τις χρηματοοικονομικές μεταβλητές της 31^{ης} Δεκεμβρίου του προηγούμενου έτους, β) θεώρησαν απαραίτητο οι εταιρείες του δείγματος να έχουν ως το τέλος του οικονομικού έτους την 31^η Δεκεμβρίου, αντίθετα με τους Fama & French που δεν έθεσαν τέτοια προϋπόθεση και γ) δε χρησιμοποίησαν ως ερμηνευτική μεταβλητή την P/E, αλλά μόνο τις market value of equity (MVE), book-to-market value (B/M), sales per share-to-stock price (S/P), book value of total assets minus book value of equity to market value of equity (D/E).

Σύμφωνα με τον correlation matrix της έρευνάς τους, και οι τέσσερις ερμηνευτικές μεταβλητές έχουν συσχέτιση με τις αποδόσεις. Η θετική συσχέτιση μεταξύ της μεταβλητής B/M και των αποδόσεων και η αρνητική συσχέτιση της μεταβλητής MVE (size) και των αποδόσεων συμφωνούν με τα αποτελέσματα των Fama & French. Όμως από τις τέσσερις αυτές μεταβλητές η S/P έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με τις αποδόσεις. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι όταν η μεταβλητή S/P χρησιμοποιείται σε συνδυασμό με οποιεσδήποτε δύο άλλες μεταβλητές, απορροφά την ερμηνευτική τους ικανότητα σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών. Το σημαντικό λοιπόν συμπέρασμα της μελέτης τους είναι ότι ο δείκτης S/P, και λιγότερο ο δείκτης D/E, απορροφά τους ρόλους των δεικτών B/M και MVE στην ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών κατά την περίοδο 1979-1991.

Οι **S. P. Kothari & J. Shanken (1997)** έλεγξαν αν οι δείκτες book-to-market value και dividend yield έχουν ερμηνευτική ικανότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Το δείγμα τους περιελάμβανε μετοχές εισηγμένες στον Dow Jones Industrial Average και αφορά το χρονικό διάστημα από το 1926 ως το 1991. Για να σιγουρευτούν ότι ο δείκτης

B/M είναι γνωστός στους επενδυτές κατά τη διάρκεια της μελέτης, πήραν τις αποδόσεις από τον Απρίλιο του χρόνου t ως το Μάρτιο του χρόνου $t+1$ και έκαναν παλινδρόμηση με το δείκτη B/M. Για τον υπολογισμό του δείκτη υπολόγισαν τη λογιστική αξία (book value) του χρόνου $t-1$ προς την αγοραία αξία (market value) του Μαρτίου του έτους t . Ανάλογα ο δείκτης μερισματικής απόδοσης υπολογίστηκε από το λόγο των μερισμάτων που πληρώθηκαν από τον Απρίλιο του έτους $t-1$ ως το Μάρτιο του έτους t , προς την τιμή του Μαρτίου του έτους t .

Έκαναν OLS regressions των ετήσιων αποδόσεων με τις μεταβλητές B/M και μερισματική απόδοση. Ως αποδόσεις χρησιμοποίησαν equally-weighted index returns και value-weighted index returns. Η μονομεταβλητή OLS regression για το δείκτη B/M $R_{t+1} = a + b(B/M)_t + u_{t+1}$ έδειξε θετική σχέση μεταξύ B/M και value-weighted index returns καθώς και μεταξύ B/M και equally-weighted index returns. Ο Dow Jones book-to-market ratio έχει μικρότερη ερμηνευτική ικανότητα όσον αφορά τις value-weighted Dow Jones αποδόσεις. Η μεταβλητή της μερισματικής απόδοσης αντίθετα ($R_{t+1} = a + b(DIV)_t + u_{t+1}$) εξηγεί καλύτερα τις μεταβολές των value-weighted index returns σε σχέση με τις μεταβολές των equally-weighted index returns. Η μεγαλύτερη αυτή ικανότητα του δείκτη μερισματικής απόδοσης να εξηγεί τις value-weighted Dow Jones αποδόσεις, αποδόθηκε στο γεγονός ότι ένα μεγάλο ποσοστό των εταιρειών του Dow Jones Industrial Average δεν πληρώνει μέρισμα, άρα η μερισματική απόδοση των συγκεκριμένων μετοχών δε μπορεί να εξηγήσει μεταβολή στις αναμενόμενες αποδόσεις τους. Εφόσον λοιπόν οι εταιρείες αυτές που δεν πληρώνουν μέρισμα είναι μικρότερης κεφαλαιοποίησης, έχουν μικρή σχετικά επίδραση στη μερισματική απόδοση του value-weighted Dow Jones. Στη συνέχεια έκαναν multivariate regressions και για τις δύο προαναφερόμενες μεταβλητές ταυτόχρονα, της μορφής $R_{t+1} = a + b_1(B/M)_t + b_2(DIV)_t + u_{t+1}$ και έβγαλαν ακριβώς τα ίδια αποτελέσματα με τις univariate regressions.

Για την υποπερίοδο 1941 ως 1991 έγιναν νέες παλινδρομήσεις, καθώς υπήρξε μεγάλη διακύμανση στις αποδόσεις των μετοχών κατά την Great Depression (1929-1939). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η μεταβλητή της μερισματικής απόδοσης έχει μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα σε σύγκριση με τη B/M όσον αφορά και τις equally

και τις value-weighted Dow Jones αποδόσεις. Βασικό συμπέρασμα που προκύπτει κατά τη διάρκεια ολόκληρης της περιόδου του δείγματος αλλά και των υποπεριοδών αυτού, είναι ότι καμιά από τις δύο μεταβλητές δεν κυριαρχεί ολοκληρωτικά της άλλης σε ερμηνευτική ικανότητα. Το γενικό συμπέρασμα της όλης μελέτης είναι ότι η διακύμανση των αποδόσεων της χρονικής περιόδου 1926-1991 οφείλεται κυρίως στο ότι η αγορά δεν ήταν αποτελεσματική, ιδιαίτερα προς τα τέλη της δεκαετίας του 1920 και στις αρχές αυτής του 1930. Η εικασία της μη αποτελεσματικής αγοράς όμως, μετριάζεται από το γεγονός ότι η σημασία κάποιων ακραίων αποτελεσμάτων υπερεκτιμάται. Επιπλέον, η προβλεπτική ικανότητα των μεταβλητών B/M και dividend yield (DIV) μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο. Εξαρτάται δηλαδή άλλες φορές από τη χρονική περίοδο που ερευνάται και άλλες από τα στοιχεία (data) που χρησιμοποιούνται.

Οι **Daniel K. & Titman S. (1997)** ερεύνησαν κατά πόσο οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων μετοχών που έχουν σχηματιστεί με βάση διάφορα χαρακτηριστικά (όπως το μέγεθος ή το book-to-market equity), σχετίζονται με κάποιο παραγοντικό μοντέλο. Πιο συγκεκριμένα, εξέτασαν την ύπαρξη: α) παραγόντων που σχετίζονται άμεσα με τα προαναφερθέντα εταιρικά χαρακτηριστικά και β) risk premia που σχετίζονται με αυτούς τους παράγοντες, ελέγχοντας ουσιαστικά εάν οι υψηλές αποδόσεις των μετοχών με υψηλό B/M και μικρό μέγεθος, μπορούν να αποδοθούν σε αυτούς τους παράγοντες.

Ακολουθώντας τη μεθοδολογία που χρησιμοποίησαν και οι Fama & French (1993) για την κατασκευή χαρτοφυλακίων με βάση ξεχωριστά το μέγεθος και το B/M, οι ερευνητές βρήκαν ότι δεν υπάρχει καμιά απόδειξη για την ύπαρξη ενός ξεχωριστού παράγοντα που να σχετίζεται με εταιρείες υψηλού ή χαμηλού book-to-market. Αυτό σημαίνει ότι η παράλληλη πορεία των μετοχών με υψηλό B/M δεν οφείλεται τόσο σε μετοχές εκτεθειμένες στο συγκεκριμένο κίνδυνο, αλλά στο ότι μετοχές ευαίσθητες σε παρόμοιους παράγοντες έχουν συνήθως παρόμοιες ιδιότητες.

Εν συνεχεία, έδειξαν ότι τα εταιρικά χαρακτηριστικά είναι αυτά που επηρεάζουν τις αναμενόμενες αποδόσεις και όχι οι παράγοντες του μοντέλου παλινδρόμησης. Η ανάλυσή τους τόνισε το γεγονός ότι οι παράγοντες αυτοί δεν εξηγούν τις υψηλές

αποδόσεις που σχετίζονται με μετοχές χαμηλού και υψηλού Β/Μ. Επιπλέον, τα τεστ τους έδειξαν ότι το beta δεν έχει ερμηνευτική ικανότητα ως προς τις αποδόσεις, ακόμα και με δεδομένο το μέγεθος και το Β/Μ. Γενικότερα, οι Daniel & Titman, όπως και οι Fama & French (1993), τονίζουν ότι τα παραδοσιακά μέτρα κινδύνου (όπως το market beta), δεν εξηγούν τη διαστρωματική διακύμανση των αναμενόμενων αποδόσεων.

Οι **G. R. Jensen, R. R. Johnson & J. M. Mercer (1997)** προσπάθησαν να εξηγήσουν τη σημαντικότητα των μεταβλητών size και price-to-book (P/B) σε σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών σε διαφορετικά στάδια της νομισματικής πολιτικής της Federal Reserve Bank of America. Το δείγμα που χρησιμοποίησαν περιελάμβανε μετοχές του NYSE και AMEX από τα αρχεία της CRSP και της COMPUSTAT για τη χρονική περίοδο από το 1965 ως το 1994.

Με βάση τη μεθοδολογία που ακολούθησαν, οι μετοχές του δείγματος χωρίστηκαν σε 10 χαρτοφυλάκια με βάση τον κίνδυνο (beta). Για να επιτευχθεί διακύμανση στο μέγεθος (size) που δεν έχει σχέση με το beta, κάθε χαρτοφυλάκιο χωρίστηκε σε 10 επιμέρους χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος. Έτσι σχηματίστηκαν 100 χαρτοφυλάκια με βάση τις μεταβλητές beta και size. Στη συνέχεια ακολούθησε η ίδια διαδικασία αλλά αυτή τη φορά τα 10 χαρτοφυλάκια με βάση το beta χωρίστηκαν σε υποχαρτοφυλάκια με βάση τη μεταβλητή price-to-book. Έπειτα υπολογίστηκαν equal-weighted αποδόσεις κάθε μήνα από τον Ιούλιο του έτους t μέχρι τον Ιούνιο του έτους $t+1$ για κάθε ένα από τα 100 χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος και τα 100 χαρτοφυλάκια με βάση τη μεταβλητή P/B. Συνολικά για τα 29 χρόνια της έρευνας υπολογίστηκαν 348 μηνιαίες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο. Επιπλέον, οι μηνιαίες αποδόσεις που ακολούθησαν αύξηση των επιτοκίων από την Fed, τοποθετήθηκαν στην κατηγορία της περιοριστικής νομισματικής πολιτικής, ενώ εκείνες που ακολούθησαν μείωση των επιτοκίων, στην κατηγορία της επεκτατικής νομισματικής πολιτικής.

Η μεταβλητή P/B υπολογίστηκε ως η αγοραία αξία της 31^{ης} Δεκεμβρίου του έτους $t-1$ προς τη λογιστική της αξία της 31^{ης} Δεκεμβρίου του έτους $t-1$. Το χρονικό αυτό διάστημα των έξι μηνών μεταξύ του τέλους του έτους και της χρονικής στιγμής του

υπολογισμού των αποδόσεων, είναι σύμφωνο με την έρευνα των Fama & French που υποστήριξαν ότι η καθυστέρηση αυτή των έξι μηνών είναι απαραίτητη για να είναι διαθέσιμα τα χρηματοοικονομικά στοιχεία στους επενδυτές.

Αρχικά ελέγχθηκε η ερμηνευτική ικανότητα των μεταβλητών του μεγέθους και του P/B ανεξάρτητα από τη νομισματική πολιτική. Τα τεστ έδειξαν ότι σε όλα τα χαρτοφυλάκια οι μέσες μηνιαίες αποδόσεις των μικρών σε μέγεθος εταιρειών είναι μεγαλύτερες από εκείνες των μεγάλων σε μέγεθος. Επίσης, η επίδραση του μεγέθους στις αποδόσεις αφορά όλα τα χαρτοφυλάκια και όχι μόνο εκείνα με ακραίες τιμές. Αλλά και στα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν με βάση τη μεταβλητή P/B, επιβεβαιώθηκαν οι μελέτες προηγούμενων ερευνητών: καθώς κινούμαστε από χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη P/B προς χαρτοφυλάκια με χαμηλότερο δείκτη, η μέση μηνιαία απόδοση των μετοχών ολοένα και αυξάνεται.

Στη συνέχεια ελέγχθηκε η επίδραση της νομισματικής πολιτικής στις δύο αυτές μεταβλητές, του μεγέθους και του δείκτη P/B. Η μεθοδολογία ήταν η ίδια και αφορούσε τα ίδια χαρτοφυλάκια, μόνο που τη φορά αυτή οι αποδόσεις χωρίστηκαν με βάση τη νομισματική πολιτική. Τα προηγούμενα αποτελέσματα ισχύουν μόνο σε περίπτωση επεκτατικής νομισματικής πολιτικής, δηλαδή οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που περιλαμβάνουν μετοχές μικρού μεγέθους είναι μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων με μετοχές μεγαλύτερου μεγέθους. Σε περιβάλλον περιοριστικής νομισματικής πολιτικής, δε φαίνεται καμία διαφορά στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Το ίδιο συμβαίνει και με τη μεταβλητή P/B: διαφορά στις αποδόσεις υπέρ των χαρτοφυλακίων με χαμηλό δείκτη P/B παρατηρείται μόνο κάτω από περιβάλλον επεκτατικής νομισματικής πολιτικής. Κάτω από περιβάλλον περιοριστικής νομισματικής πολιτικής οι διαφορές στις αποδόσεις είναι πολύ μικρότερες και σε καμία περίπτωση στατιστικά σημαντικές.

Τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τη έρευνα των Jensen, Johnson & Mercer είναι σύμφωνα με αυτά των Fama & French (1995), Chen (1991), Chan & Chen (1991). Επιβεβαίωσαν ότι οι μεταβλητές size και price-to-book είναι στατιστικά σημαντικές,

ανεξάρτητα από το επίπεδο του συστηματικού κινδύνου. Η σημασία όμως των παραγόντων αυτών σχετίζεται με τη νομισματική πολιτική. Σε περιόδους επεκτατικής νομισματικής πολιτικής η επίδραση των size και P/B είναι σημαντική. Αντίθετα, σε περιόδους περιοριστικής νομισματικής πολιτικής καμιά από τις δύο μεταβλητές δε σχετίζεται με τις αποδόσεις. Για το λόγο αυτό οι επενδυτές θα πρέπει να συμβουλευονται τη νομισματική πολιτική της Fed όταν χρησιμοποιούν οποιαδήποτε επενδυτική στρατηγική που βασίζεται στις μεταβλητές size και P/B.

Οι **Jeffrey Pontiff & Lawrence D. Schall (1998)** έλεγξαν την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη book-to-market equity (BE/ME) ως προς τις αποδόσεις των μετοχών. Χρησιμοποίησαν στοιχεία από τον Dow Jones Industrial Average (DJIA) από το 1920 ως το 1993. Ο DJIA περιλαμβάνει τις τιμές των μεγαλύτερων βιομηχανικών εταιρειών των Ηνωμένων Πολιτειών. Η τιμή του DJIA υπολογίζεται ως το άθροισμα των τιμών των 30 μετοχών που περιλαμβάνει, διαιρεμένο με ένα διαιρέτη. Κάθε φορά που μια μετοχή του δείκτη κάνει split ή αντικατασταθεί από μια άλλη, ο διαιρέτης αυτός προσαρμόζεται έτσι ώστε η αξία του δείκτη να παραμένει ανεπηρέαστη.

Αρχικά υπολόγισαν τη book value του DJIA, παίρνοντας το άθροισμα των fiscal year-ends book values όλων των εταιρειών που τον απαρτίζουν, και διαιρώντας το με τον ίδιο διαιρέτη που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό της τιμής του δείκτη. Στη συνέχεια, διαιρώντας τη book value του DJIA με την τρέχουσα τιμή του δείκτη, υπολόγισαν το book-to-market ratio του DJIA. Χρησιμοποίησαν ακόμη τη μεταβλητή DIV ως δείκτη μερισματικής απόδοσης, καθώς και τις μεταβλητές YLD3 (yield of a T-bill that matures in 3 months), DEF (average yield of bonds rated Baa by Moody's minus average yield of bonds rated Aaa by Moody's), TERM (average yield of Treasury bonds with more than 10 years maturity minus the yield of T-bills that mature in 3 months).

Στη συνέχεια έλαβαν υπόψη τους ως μεταβλητές τις εξής αποδόσεις: α) VWRET, δηλαδή την απόδοση του value-weighted index, β) EWRET, δηλαδή την απόδοση του equally-weighted index, γ) SMALL, δηλαδή τη διαφορά μεταξύ των δύο παραπάνω αποδόσεων, δ) SMB, δηλαδή τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης των εταιρειών μικρής

κεφαλαιοποίησης και της απόδοσης των εταιρειών μεγάλης κεφαλαιοποίησης και ε) HML, που είναι η διαφορά μεταξύ της απόδοσης εταιρειών με υψηλό δείκτη BE/ME και εταιρειών με χαμηλό δείκτη BE/ME.

Οι ερευνητές παρατήρησαν ότι η μεταβλητή BE/ME παρουσιάζει ισχυρή συσχέτιση με τη μεταβλητή DIV. Οδηγήθηκαν ακόμη στο συμπέρασμα ότι εφόσον αυτές οι δύο μεταβλητές έχουν παρονομαστή την τρέχουσα τιμή του δείκτη, όταν ο αριθμητής τους παραμένει σταθερός, μια αύξηση του discount rate μειώνει την τρέχουσα τιμή, άρα προκαλεί την αύξηση των συγκεκριμένων δεικτών. Αυτό μπορεί να εξηγήσει τη θετική συσχέτιση μεταξύ μελλοντικών αποδόσεων και των ανεξάρτητων αυτών μεταβλητών.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για το BE/ME ως ανεξάρτητη μεταβλητή και ως εξαρτημένες τις αποδόσεις των value-weighted και equally-weighted indices είναι τα εξής: υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ BE/ME και μελλοντικών αποδόσεων, η οποία είναι ισχυρότερη για τις equally-weighted αποδόσεις. Αν στις παλινδρομήσεις προσθέσουμε και τις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές, η προβλεπτική ικανότητα της μεταβλητής BE/ME δεν είναι στατιστικά σημαντική για value-weighted returns, αλλά η στατιστική σημαντικότητά της παραμένει για equally-weighted returns. Εκτός από τη μεταβλητή BE/ME, η μόνη μεταβλητή που έχει ερμηνευτική ικανότητα είναι η default spread variable (DEF), η οποία παρουσιάζει θετική συσχέτιση με τις μηνιαίες αποδόσεις. Επιπλέον, ο δείκτης BE/ME προβλέπει τις αποδόσεις μικρών κυρίως παρά μεγάλων εταιρειών και αποδεικνύεται γενικότερα ικανότερος στην πρόβλεψη των αποδόσεων από όλες τις άλλες μεταβλητές.

Για την εξαγωγή ασφαλέστερων συμπερασμάτων, οι ερευνητές χώρισαν την εξεταζόμενη περίοδο σε 2 υποπεριόδους εκ των οποίων η πρώτη αφορούσε το χρονικό διάστημα από τον Ιανουάριο του 1926 ως τον Ιούνιο του 1959 και η δεύτερη το διάστημα από τον Ιούλιο του 1959 ως τον Αύγουστο του 1994. Το αποτέλεσμα των νέων παλινδρομήσεων ήταν ότι ο BE/ME είναι πιο ισχυρός κατά την πρώτη υποπερίοδο όσον αφορά την ερμηνευτική του ικανότητα σε σχέση με τις αποδόσεις. Πιο συγκεκριμένα, κατά τη δεύτερη υποπερίοδο δεν παρουσιάζει θετική σχέση με καμία από τις

εξαρτημένες μεταβλητές των αποδόσεων (VWRET, EWRET, SMALL). Τέλος, ακολούθησαν την ίδια διαδικασία για το δείκτη Standard & Poor's. Ο S&P θεωρήθηκε πιο αντιπροσωπευτικός από τον DJIA, καθώς περιελάμβανε 350 μετοχές, σε σύγκριση με τις 30 του DJIA. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο S&P book-to-market equity ratio κάνει καλύτερη δουλειά από τον DJIA book-to-market equity ratio. Η σύγκριση των δύο δεικτών δε μπορεί να διεξαχθεί για όλη τη χρονική περίοδο της έρευνας, αφού τα στοιχεία του δείκτη S&P είναι διαθέσιμα μετά το 1940.

Γενικότερα, ο DJIA book-to-market ratio είναι ισχυρότερος predictor των αποδόσεων από όλες τις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές. Ακόμη, η ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη BE/ME οφείλεται στην ικανότητα του book value να προβλέπει future cash flows. Ανάλογα, μετά το 1960 ο S&P BE/ME ratio είναι καλύτερος predictor των αποδόσεων από τον DJIA BE/ME ratio, άρα και οι book values του S&P είναι καλύτεροι predictors των μελλοντικών cash flows από τις book values του DJIA.

Οι **Διακογιάννης Γ. Π., Γκλεζάκος Μ. & Σεργεδάκης Κ. Ν. (1998)** εξέτασαν αν ο δείκτης P/E και η μερισματική απόδοση ασκούν συστηματική επίδραση στην απόδοση των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών μετοχών. Το δείγμα που χρησιμοποίησαν περιελάμβανε εβδομαδιαίες αποδόσεις για 135 εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών μετοχές κατά τη χρονική περίοδο από το 1990 ως το 1995. Πραγματοποίησαν έλεγχο της υπόθεσης ότι οι Value Strategies οδηγούν σε μεγαλύτερες αποδόσεις, καθώς και της δυνατότητας των δύο μεταβλητών να ερμηνεύσουν τις διαστρωματικές διακυμάνσεις των αναμενόμενων αποδόσεων των εισηγμένων στο Χρηματιστήριο Αξιών μετοχών. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι στην εξεταζόμενη περίοδο τα χαρτοφυλάκια μετοχών με χαμηλό P/E εμφανίζουν μεγαλύτερες αποδόσεις, σε αντίθεση με τη μερισματική απόδοση, η οποία δεν έχει ερμηνευτική ισχύ ως μηχανισμός διαμόρφωσης αναμενόμενων αποδόσεων.

Οι **Kee Hong Bae & Jeong-Bon Kim (1998)** θέλησαν να ερευνήσουν εμπειρικά τη σχέση μεταξύ των κερδών, των book values και των αποδόσεων των μετοχών στην Ιαπωνία. Η μέθοδος που χρησιμοποίησαν αρχικά βασίστηκε στην E/P στρατηγική όπου

δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια με βάση το δείκτη E/P, και στη B/P στρατηγική κατά την οποία δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια με βάση το δείκτη B/P. Η σχετική ερμηνευτική ικανότητα μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών εκτιμήθηκε συγκρίνοντας την κερδοφορία των δύο αυτών στρατηγικών. Στη συνέχεια εφαρμόσαν και μια Τρίτη στη σειρά στρατηγική, η οποία έλεγξε την ερμηνευτική ικανότητα και των δύο μεταβλητών μαζί και συγκρίθηκε με τις δύο προηγούμενες.

Στο δείγμα τους συμπεριλήφθηκαν όλες οι non-financial και non-utility εταιρείες που περιλαμβάνονταν στη 1994 PACAP database του Pacific-Basin Capital Market Research Center του University of Rhode Island. Περιελάμβανε ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις για τη χρονική περίοδο από τον Ιούλιο του 1975 ως το Σεπτέμβριο του 1993. Εξαιρέθηκαν οι financial εταιρείες γιατί η οικονομική ερμηνεία των λογιστικών στοιχείων που χρησιμοποιήθηκαν στην έρευνά τους διαφέρει από financial σε non-financial εταιρείες. Ακόμη εξαιρέθηκαν οι utility εταιρείες για να αποφευχθούν οι επιδράσεις πιθανών κυβερνητικών ρυθμίσεων στα αποτελέσματα της έρευνας.

Η περίοδος κατά την οποία εφαρμόστηκαν οι στρατηγικές καλύπτει το χρονικό διάστημα από τον Ιούλιο του 1976 ως το Σεπτέμβριο του 1990. Εκτιμήθηκε η ικανότητα της κάθε στρατηγικής με την παρατήρηση μηνιαίων buy-and-hold αποδόσεων για holding periods μέχρι και 36 μηνών, κάνοντας το 1990 τον τελευταίο χρόνο δημιουργίας χαρτοφυλακίων. Ως μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν ο λογάριθμος του μεγέθους της εταιρείας, ο δείκτης E/P, ο δείκτης B/P, καθώς και δύο ιδιαίτερες μεταβλητές για την Ιαπωνική οικονομία, ο βαθμός της διαεταιρικής ιδιοκτησίας και ο βαθμός του real estate holding. Οι συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών παρουσιάζουν ιδιαίτερη σημασία. Η συσχέτιση μεταξύ E/P και B/P είναι η μεγαλύτερη και επιπλέον και οι δύο μεταβλητές έχουν υψηλή αρνητική συσχέτιση με το μέγεθος της εταιρείας.

Για τη δημιουργία των χαρτοφυλακίων με βάση την πρώτη στρατηγική, κατάταξαν τις μετοχές με βάση το δείκτη E/P και τοποθέτησαν τις μετοχές με αρνητικό δείκτη στο χαρτοφυλάκιο 0, και από τις μετοχές με θετικό δείκτη, το 30% των μετοχών με το χαμηλότερο δείκτη στο χαρτοφυλάκιο 1, το 30% των μετοχών με το μεγαλύτερο

δείκτη στο χαρτοφυλάκιο 3 και τις υπόλοιπες στο χαρτοφυλάκιο 2. Η ίδια διαδικασία ακολουθήθηκε και κατά τη δεύτερη στρατηγική. Ακολούθως, πήραν short position για το χαρτοφυλάκιο 1 κάθε στρατηγικής και long position για το χαρτοφυλάκιο 3. Το χαρτοφυλάκιο 2 χρησιμεύει ως benchmark, έτσι ώστε να εκτιμηθεί η ικανότητα των χαρτοφυλακίων 1 & 3.

Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων έδειξαν ότι οι market-adjusted returns του χαρτοφυλακίου 1 και των 2 στρατηγικών είναι χαμηλότερες από τις αντίστοιχες του benchmark χαρτοφυλακίου 2, ενώ το αντίθετο συμβαίνει με το χαρτοφυλάκιο 3. Ο έλεγχος για τη στατιστική σημαντικότητα των market-adjusted returns με παραμετρικό t-test και μη παραμετρικό Wilcoxon signed-rank z-test, έδειξε ότι τα returns είναι highly significant σε όλες τις περιπτώσεις. Οι σημαντικές αυτές διαφορές στις αποδόσεις μεταξύ των χαρτοφυλακίων 1 & 3 δε μπορούν να αποδοθούν στον πιθανό μεγαλύτερο κίνδυνο που ενδεχομένως παρουσιάζουν οι μετοχές του χαρτοφυλακίου 3, αφού και για τις δύο στρατηγικές το beta των μετοχών του χαρτοφυλακίου 3 είναι ελαφρώς μικρότερο από αυτό των μετοχών του χαρτοφυλακίου 1.

Σύμφωνα με την τρίτη στρατηγική, δημιουργήθηκαν 9 χαρτοφυλάκια ως εξής: αν οι τιμές των E/P και B/P είναι μέσα στο χαμηλότερο 30% και των δύο κατανομών, τοποθετούνται στο χαρτοφυλάκιο E/P1&B/P1. Αν είναι στο χαμηλότερο 30% του E/P και στο υψηλότερο 30% του B/P τότε τοποθετούνται στο E/P1&B/P3 κ.ο.κ. και ακολουθούμε την ίδια διαδικασία (short στο E/P1&B/P1 και long στο E/P3&B/P3). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το χαρτοφυλάκιο E/P1&B/P1 επιτυγχάνει τη χαμηλότερη απόδοση μεταξύ των υπολοίπων ενώ το χαρτοφυλάκιο E/P3&B/P3 την υψηλότερη. Συγκρίνοντας όμως τη στρατηγική αυτή με τις δύο προηγούμενες, είναι φανερό ότι η συνδυασμένη στρατηγική επιτυγχάνει υψηλότερες αποδόσεις από τις μεμονωμένες στρατηγικές του κάθε δείκτη ξεχωριστά.

Αν ληφθούν υπόψη και οι δύο ιδιαίτερες μεταβλητές που είναι πολύ σημαντικές για την οικονομία της Ιαπωνίας και η μεταβλητή του κινδύνου beta, ο αριθμός των παρατηρήσεων μειώνεται από 21.901 που ήταν πριν, σε 15.417 λόγω των data

requirements για τον υπολογισμό των νέων μεταβλητών. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι μεταβλητές E/P, B/P, $\ln(\text{size})$ είναι στατιστικά σημαντικές ενώ το beta όχι. Η επίδραση του δείκτη B/P και σε μικρότερο βαθμό αυτή του E/P είναι ευαίσθητη στο αν οι μετοχές της εταιρείας είναι cross held. Με άλλα λόγια, η ικανότητα των δύο αυτών μεταβλητών να προβλέπουν τις μελλοντικές αποδόσεις είναι μικρότερη για εταιρείες με υψηλό βαθμό cross holding από εκείνες με χαμηλό βαθμό. Αντίθετα, οι 2 αυτές μεταβλητές δεν είναι ευαίσθητες στο βαθμό του real estate holding των εταιρειών.

Τα γενικότερα συμπεράσματα που προκύπτουν από την έρευνα αυτή στο Ιαπωνικό Χρημαστήριο είναι ότι η επίδραση της μεταβλητής B/P επικρατεί εκείνης της E/P. Η B/P είναι στατιστικά σημαντική και όταν χρησιμοποιείται μόνη της αλλά και όταν χρησιμοποιείται μαζί με την E/P. Αντίθετα, η E/P είναι στατιστικά σημαντική μόνο όταν χρησιμοποιείται μόνη της. Πάντως η στρατηγική που βασίζεται στο συνδυασμό και των 2 αυτών μεταβλητών αποδίδει υψηλότερες αποδόσεις σε κάθε περίπτωση. Ακόμη, η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη B/P επηρεάζεται αρνητικά από το βαθμό που οι μετοχές της εταιρείας είναι cross held, αλλά δεν επηρεάζεται από την τρέχουσα αξία των real estate assets της εταιρείας.

Ο **Ralph R. Trecatin (2000)** ερεύνησε αν οι μετοχές των value firms επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές των growth firms. Ως value firms ορίζει τις εταιρείες με υψηλό δείκτη BE/ME, υψηλό cash flow και χαμηλό ρυθμό αύξησης πωλήσεων. Σκοπός της μελέτης ήταν η απάντηση στα ερωτήματα: α) αν οι υπερκανονικές αποδόσεις σε μακροχρόνια βάση μπορούν να επιτευχθούν και σε βραχυχρόνια βάση, και β) αν ο δείκτης BE/ME έχει μεγαλύτερη βαρύτητα ως κριτήριο στην επιλογή μετοχών value firms έναντι μετοχών growth firms σε σχέση με τους δείκτες cash flow, size και ρυθμού αύξησης των πωλήσεων.

Χρησιμοποιήθηκαν επιλεγμένες μετοχές από NYSE, AMEX, NASDAQ. Τα στοιχεία για τις book values κάθε έτους ελήφθησαν από την COMPUSTAT και αφορούν τις τιμές του μηνός Δεκεμβρίου από το Δεκέμβριο του 1963 ως το Δεκέμβριο του 1996. Έγιναν 414 παλινδρομήσεις με τις εξής μεταβλητές: book-to-market, size, sales growth

και cash flow. Προέκυψε ότι η μεταβλητή BE/ME σχετίζεται περισσότερο από κάθε άλλη με την απόδοση των μετοχών. Στη συνέχεια διαίρεσε την παραπάνω χρονική περίοδο σε τρεις υποπεριόδους των 10 ετών και έκανε νέες παλινδρομήσεις για τις μεταβλητές αυτές. Το συμπέρασμα που προέκυψε ήταν ότι για μεγαλύτερους χρονικούς ορίζοντες το average premium της μεταβλητής BE/ME είναι στατιστικά σημαντικό και θετικό. Όμως, όταν μίκρυνε ακόμη περισσότερο το χρονικό διάστημα και έκανε νέες παλινδρομήσεις για χρονικά διαστήματα των πέντε ετών, παρατήρησε ότι καμιά από τις εξεταζόμενες μεταβλητές δε σχετίζεται με τις αποδόσεις των μετοχών.

Τα συμπεράσματά του λοιπόν ήταν ότι: α) οι υπερκανονικές αποδόσεις που μπορούν να επιτευχθούν σε μακροχρόνια βάση δε μπορούν να επιτευχθούν και βραχυχρόνια, β) ο δείκτης BE/ME, παρόλο που είναι στατιστικά σημαντικός μόνο στο 43% των μηνιαίων παλινδρομήσεων, έχει μεγαλύτερη βαρύτητα ως κριτήριο στην επιλογή μετοχών value firms έναντι μετοχών growth firms σε σχέση με τους δείκτες cash flow, size και ρυθμού αύξησης των πωλήσεων.

Συμπεράσματα των ερευνών

Όπως αναφέραμε και στην αρχή της παρούσας ενότητας, οι μελέτες που έχουν εκπονηθεί σχετικά με την εγκυρότητα του Capital Asset Pricing Model (CAPM), είναι πολλές και αφορούν διαφορετικά Χρηματιστήρια Αξιών ανά τον κόσμο. Παράλληλα, χρησιμοποιήθηκαν διαφορετικά δεδομένα κάθε φορά, η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε δεν ήταν κοινή σε όλες τις περιπτώσεις, ενώ οι έρευνες έλαβαν χώρα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Συνεπώς, η σύγκριση των παραπάνω ερευνών δεν αποτελεί εύκολο εγχείρημα και καθιστά δύσκολη την εξαγωγή γενικότερων συμπερασμάτων από αυτές. Παρόλα αυτά, είναι εμφανείς κάποιες γενικότερες τάσεις και συμπεριφορές, τις οποίες και θα προσπαθήσουμε να εντοπίσουμε στην ενότητα αυτή.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν από τους ερευνητές αντλήθηκαν από τις βάσεις δεδομένων διαφορετικών χρηματιστηρίων και σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Ανάμεσά τους κυριαρχούν οι μετοχές των New York Stock Exchange (NYSE), AMEX & NASDAQ, που χρησιμοποιήθηκαν από τις περισσότερες έρευνες και καλύπτουν μια ιδιαίτερα μακρά χρονική περίοδο (από το 1927 μέχρι και το 1994 περίπου). Ακόμη, σημαντικά δεδομένα πάρθηκαν από τα αρχεία των CRSP, COMPUSTAT & BANKDATA, τα οποία αφορούσαν αποδόσεις, τιμές αλλά και κέρδη των μετοχών. Επίσης, ο Dow Jones Industrial Average (DJIA) αποτέλεσε μια ακόμη πηγή άντλησης μετοχών – κυρίως μεγάλων βιομηχανικών εταιρειών των ΗΠΑ – για τη χρονική περίοδο από το 1920 ως το 1993.

Όπως γίνεται αντιληπτό, όλα τα παραπάνω αφορούν τις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής, γεγονός που κρίνεται αναμενόμενο, αν αναλογιστούμε ότι η πλειοψηφία των ερευνών διενεργήθηκε σ' αυτή τη χώρα. Ωστόσο, μεταξύ των μελετών που εξετάσαμε, υπάρχουν και κάποιες που εστιάζουν την προσοχή τους σε άλλα χρηματιστήρια. Οι Chan, Hamao & Lakonishok (1991) βασίστηκαν κατά την έρευνά τους στις μετοχές του Tokyo Stock Exchange από το 1971 ως το 1988, ενώ οι Διακογιάννης & Σεγρεδάκης (1996), Διακογιάννης & Κυριαζής (1996) και Διακογιάννης, Γκλεζάκος & Σεγρεδάκης (1998), χρησιμοποίησαν τις μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών από το 1983 ως

το 1995. Τέλος, οι Bae & Kim (1998) άντλησαν τα δεδομένα τους από την 1994 PACAP Database του Pacific-Basin Capital Market Research Center του University of Rhode Island.

Κάθε ερευνητής προσπάθησε να επιλέξει την κατάλληλη μεθοδολογία που θα χρησιμοποιούσε για να φτάσει στο επιθυμητό αποτέλεσμα. Αυτό είχε ως συνέπεια τη χρήση διαφορετικών μεθοδολογιών, σε συνάρτηση φυσικά και με τη χρονική στιγμή κατά την οποία πραγματοποιήθηκε η κάθε μελέτη.

Η μεθοδολογία των Fama & Macbeth χρησιμοποιήθηκε από αρκετούς ερευνητές και οδήγησε σε χρήσιμα συμπεράσματα για τους παράγοντες που επιδρούν στις αποδόσεις των μετοχών. Μια ακόμη μεθοδολογία που έτυχε ευρύτερης αποδοχής είναι και οι OLS regressions, μια και δεν είναι λίγοι οι ερευνητές που προέκριναν τη χρήση παλινδρομήσεων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για την εξαγωγή ασφαλέστερων συμπερασμάτων.

Επίσης, σε δύο από τις έρευνες που αναλύσαμε, Fama & French (1993) και Daniel & Titman (1997), χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο παλινδρόμησης των Black, Jensen & Scholes (1972) για την ερμηνεία των αποδόσεων των μετοχών, ενώ οι Jafee, Keim & Westerfield (1989) και οι Chan, Hamao & Lakonishok (1991) προτίμησαν τη χρήση των Seemingly Unrelated Regression (SUR) models σε συνδυασμό πιθανώς και με κάποια άλλη μεθοδολογία.

Εκτός από τις παραπάνω, ακολουθήθηκαν και άλλες μεθοδολογίες όπως τα t-tests (Reinganum), οι out-of-sample forecasts (Fama & French), οι correlation matrices (Jensen, Johnson & Mercer), τα Dickey-Fuller tests (Pontiff & Schall) και η χρήση των δεικτών DIV και LEV από τους Chan & Chen (1991).

Η μεταβλητή που χρησιμοποιήθηκε περισσότερο από οποιαδήποτε άλλη στις έρευνες, είναι αυτή του λόγου της λογιστικής προς την αγοραία αξία ή πιο συγκεκριμένα η book-to-market value (B/M) ή book equity-to-market equity (BE/ME). Όλες οι μελέτες

κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η μεταβλητή αυτή είναι πολύ σημαντική στην πρόβλεψη των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχών, ενώ πολλές από αυτές τόνισαν ότι είναι η πιο σημαντική μεταβλητή. Πιο συγκεκριμένα, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι μετοχές με υψηλή τιμή του δείκτη book-to-market, επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με χαμηλότερη τιμή. Ορισμένοι μελετητές μάλιστα, τόνισαν ότι η θετική αυτή σχέση του δείκτη book-to-market είναι εντονότερη όταν εξετάζουμε μακροχρόνιες περιόδους.

Μια άλλη μεταβλητή που εξετάστηκε από αρκετούς ερευνητές είναι και ο λόγος της τιμής της μετοχής προς τα κέρδη ανά μετοχή (P/E). Το P/E συμπεριλήφθηκε από τους περισσότερους μελετητές ως ερμηνευτική μεταβλητή και οδήγησε στο γενικότερα αποδεκτό συμπέρασμα ότι μετοχές με χαμηλό δείκτη τιμής προς κέρδη ανά μετοχή επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από μετοχές με υψηλότερο δείκτη P/E. Η αρνητική αυτή σχέση μεταξύ του δείκτη αυτού και των αποδόσεων των μετοχών επιβεβαιώνεται από τη μελέτη του λόγου των κερδών προς την τιμή (E/P) που είναι ακριβώς το αντίστροφο της μεταβλητής P/E. Οι ερευνητές που μελέτησαν την ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη E/P κατέληξαν στη θετική σχέση μεταξύ της μεταβλητής αυτής και των αποδόσεων των μετοχών.

Οι μελέτες αφορούσαν και άλλες θεμελιώδεις μεταβλητές όπως αυτή του μεγέθους (size) ή του δείκτη πωλήσεων προς τιμή (S/P). Στις περισσότερες από αυτές επιβεβαιώθηκε αρνητική σχέση μεταξύ μεγέθους και απόδοσης, αλλά η σχέση αυτή φάνηκε να εξαρτάται από τη χρονική περίοδο της έρευνας. Σημαντική ερμηνευτική ικανότητα αποδείχτηκε ότι έχει ο δείκτης cash flow per price (C/P). Πιο συγκεκριμένα, παρατηρήθηκε ότι μετοχές με υψηλή τιμή του δείκτη αυτού, επιτυγχάνουν υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες με χαμηλότερη τιμή του δείκτη. Σε πολλές έρευνες μάλιστα, η μεταβλητή αυτή είχε τη μεγαλύτερη ερμηνευτική ικανότητα μετά από αυτήν του λόγου book-to-market.

Ακόμη, εξετάστηκε η ικανότητα της μερισματικής απόδοσης στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών και τα συμπεράσματα δεν ήταν ξεκάθαρα, αφού άλλες έρευνες

υποστήριξαν ότι η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη D/P αυξάνεται με την αύξηση του επενδυτικού ορίζοντα, ενώ άλλες τόνισαν ότι μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο ή ότι η μερισματική απόδοση δεν έχει ερμηνευτική ισχύ.

Τέλος, η προβλεπτική ικανότητα όλων των θεμελιωδών κριτηρίων μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο, έτσι ώστε σε γενικές γραμμές, καμιά από αυτές να μην επικρατεί πλήρως και για κάθε χρονική περίοδο των άλλων.

Μελέτη	Σκοπός	Δεδομένα	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
Basu (1977)	Ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη P/E	Μετοχές NYSE από COMPUSTAT (1956-1969)	OLS regression	Μετοχές χαμηλού P/E επιτυγχάνουν υψηλότερη απόδοση από μετοχές υψηλού P/E
Reinganum (1980)	Έλεγχος CAPM και μεταβλητών E/P και size	566 εταιρείες σε NYSE και AMEX	t-tests	CAPM λάθος και επίδραση size μεγαλύτερη από επίδραση E/P
Fama & French (1988)	Ικανότητα μερισματικής απόδοσης στην πρόβλεψη των αποδόσεων	Μετοχές NYSE (1927-1986)	OLS regression και out-of-sample forecasts	Προβλεπτική ικανότητα του δείκτη D/P αυξάνεται με την αύξηση του επενδυτικού ορίζοντα
Jafee, Keim & Westerfield (1989)	Επίδραση size, E/P στις αποδόσεις των μετοχών	Αποδόσεις και τιμές από CRSP και κέρδη από COMPUSTAT και BANKDATA	SUR models	Σημαντική σχέση μεταξύ E/P και size με αποδόσεις
Chan, Hamao & Lakonishok (1991)	Επίδραση E/P, C/P, size, BE/ME στις αποδόσεις	Μετοχές στο Tokyo Stock Exchange (1971-1988)	SUR models, μεθοδολογία Fama & Macbeth	E/P, BE/ME και C/P έχουν θετική σχέση με αποδόσεις, ενώ το μέγεθος αρνητική σχέση
Chan & Chen (1991)	Διαφορές στα δομικά χαρ/στικά → διαφορετικές αντιδράσεις από εταιρείες διαφορετικού μεγέθους	Μετοχές NYSE (1956-1985)	Χρήση δεικτών DIV και LEV	Οι “marginal” εταιρείες είναι πάντα μεγαλύτερες από το προσαρμοσμένο χαρτ/κιο

Μελέτη	Σκοπός	Δεδομένα	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
Fama & French (1992)	Επίδραση beta, size, E/P, μόχλευσης, BE/ME στις αποδόσεις	Μετοχές NYSE, AMEX & NASDAQ (1963-1990)	Μεθοδολογία Fama & Macbeth	Ισχυρή σχέση απόδοσης με size και BE/ME αλλά όχι και με beta. Θετική σχέση απόδοσης με A/ME και αρνητική σχέση με A/BE
Fama & French (1993)	Επίδραση τριών χρηματιστηριακών – θεμελιωδών μεταβλητών και δύο μεταβλητών της αγοράς ομολόγων στις αποδόσεις	Μετοχές NYSE, AMEX & NASDAQ (1963-1991)	Μοντέλο παλινδρόμησης των Black, Jensen & Scholes (1972)	Το μοντέλο με τις πέντε ανεξάρτητες μεταβλητές περιγράφει ικανοποιητικά τις διαφορές στις διαστρωματικές αποδόσεις, ύπαρξη January seasonals
Fama & French (1995)	Σχέση των size, B/M με την κερδοφορία και τις αποδόσεις	Μετοχές NYSE, AMEX & NASDAQ (1963-1992)	OLS regression	Μετοχές με υψηλό B/M έχουν μεγαλύτερη απόδοση. Μικρές σε μέγεθος μετοχές με υψηλό B/M είναι λιγότερο επικερδείς από τις μεγαλύτερες σε μέγεθος
Shefrin & Stattman (1995)	Συνέπειες της έρευνας του περιοδικού Fortune	Εταιρείες της έρευνας του Fortune	Παλινδρομήσεις	Καλές οι μετοχές των εταιρειών με την καλύτερη ποιότητα management
Διακογιάννης & Σεργεδάκης (1996)	Επίδραση των μεταβλητών beta και size στις αποδόσεις	Μετοχές Χ.Α.Α. (1989-1994)	Μεθοδολογία Fama & Macbeth	Δεν υπάρχει σχέση απόδοσης-μεγέθους ούτε απόδοσης-beta

Μελέτη	Σκοπός	Δεδομένα	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
Διακογιάννης & Κυριαζής (1996)	Επίδραση P/E, μερισματικής απόδοσης, size και δείκτη αγοραίας προς λογιστική αξία στις αποδόσεις	70 μετοχές Χ.Α.Α. (1983-1992)	Μεθοδολογία Fama & Macbeth	Αρνητική σχέση P/E με αποδόσεις, ενώ όσον αφορά τις άλλες 3 μεταβλητές δεν έχουμε ξεκάθαρα αποτελέσματα
Barbee, Mukhergi & Raines (1996)	Οι μεταβλητές S/P και D/E είναι καλύτερες από τις B/M και P/E στην πρόβλεψη των αποδόσεων;	Μετοχές NYSE & AMEX (1979-1991)	Παλινδρομήσεις	Ο δείκτης S/P, και λιγότερο ο D/E, απορροφά τους ρόλους των B/M και size στην ερμηνεία των αποδόσεων
Kothari & Shanken (1997)	Ερμηνευτική ικανότητα μερισματικής απόδοσης και B/M	Μετοχές DJIA (1926-1991)	Univariate and multivariate OLS regressions	Η προβλεπτική ικανότητα της μερισματικής απόδοσης και του B/M μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο
Daniel & Titman (1997)	Σχέση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων μετοχών που έχουν σχηματιστεί με βάση διάφορα χαρακτηριστικά (όπως το μέγεθος ή το B/M), με κάποιο παραγοντικό μοντέλο	Μετοχές NYSE, AMEX & NASDAQ (1963-1991)	Μοντέλο παλινδρόμησης των Black, Jensen & Scholes (1972)	Καμιά απόδειξη για την ύπαρξη ενός ξεχωριστού παράγοντα που να σχετίζεται με εταιρείες υψηλού ή χαμηλού book-to-market. Το beta δεν εξηγεί τις αποδόσεις
Jensen, Johnson & Mercer (1997)	Σχέση των size και P/B με τις αποδόσεις ανάλογα με τη νομισματική πολιτική της Fed	Μετοχές NYSE & AMEX (1965-1994)	Correlation matrices	Σημαντική επίδραση των size και P/B μόνο σε περιόδους επεκτατικής νομισματικής πολιτικής

Μελέτη	Σκοπός	Δεδομένα	Μεθοδολογία	Αποτελέσματα
Pontiff & Schall (1998)	Ερμηνευτική ικανότητα του δείκτη book-to-market equity	Μετοχές DJIA (1920-1993)	Παλινδρομήσεις, Dickey-Fuller tests	Ο δείκτης BE/ME προβλέπει καλύτερα τις αποδόσεις από όλες τις άλλες μεταβλητές
Διακογιάννης, Γκλεζιάκος & Σεργεδάκης (1998)	Επίδραση P/E και μερισματικής απόδοσης στις αποδόσεις των μετοχών	135 μετοχές Χ.Α.Α. (1990-1995)	Μεθοδολογία Fama & Macbeth	Οι μετοχές με χαμηλό P/E εμφανίζουν μεγαλύτερες αποδόσεις, σε αντίθεση με τη μερισματική απόδοση, η οποία δεν έχει ερμηνευτική ισχύ
Bae & Kim (1998)	Ερμηνευτική ικανότητα E/P, B/P στην Ιαπωνία	1994 PACAP database του Pacific-Basin Capital Market Research Center του University of Rhode Island	Παλινδρομήσεις, t-test, Wilcoxon signed-rank z	Οι δείκτες B/P και E/P έχουν σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών στο Χρηματιστήριο της Ιαπωνίας
Trecatin (2000)	Σύγκριση απόδοσης μετοχών value firms σε σχέση με growth firms	Μετοχές NYSE, AMEX & NASDAQ	Παλινδρομήσεις	Ο δείκτης BE/ME έχει μεγαλύτερη βαρύτητα ως κριτήριο επιλογής value firms σε σχέση με τους δείκτες C/P, size και ρυθμό αύξησης πωλήσεων

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Το δείγμα μας αποτελείται από το σύνολο των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών κατά την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1994 ως το Δεκέμβριο του 2003. Για την επιλογή των μετοχών που θα περιληφθούν στα χαρτοφυλάκιά μας κάνουμε χρήση των δύο παρακάτω κριτηρίων. Πρώτον, οι μετοχές πρέπει να διαπραγματεύονται ενεργά στο χρηματιστήριο καθ' όλη τη διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου (Ιανουάριος 1996 – Δεκέμβριος 2003). Δεύτερον, οι μετοχές πρέπει να έχουν τουλάχιστον 9 μηνιαίες αποδόσεις κατά τη διάρκεια των 24 μηνών από τον Ιανουάριο του 1994 ως το Δεκέμβριο του 1995. Έτσι, ο συνολικός αριθμός των μετοχών περιορίζεται τελικά σε 159 μετοχές. Με αυτόν τον τρόπο αντιμετωπίζεται εν μέρει και το πρόβλημα του “thin trading”.

Για τον υπολογισμό των μεταβλητών (beta, market equity κ.λ.π) που θέλουμε να εκτιμήσουμε χρησιμοποιούμε τη βάση δεδομένων της Datastream και για επιτόκιο μηδενικού κινδύνου παίρνουμε το three month treasury bill rate. Οι αποδόσεις των μετοχών του δείγματος καθώς και του δείκτη της αγοράς υπολογίζονται ως υπερβάλλουσες αποδόσεις πάνω από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου και χρησιμοποιούνται στις παλινδρομήσεις όπως θα αναλύσουμε παρακάτω. Οι εκτιμήσεις των betas υπολογίζονται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Η μεθοδολογία που ακολουθούμε περιλαμβάνει τέσσερα βασικά βήματα για τον έλεγχο του μοντέλου: 1) δημιουργία των χαρτοφυλακίων, 2) εκτίμηση των “post-ranking” betas, 3) χρήση της παλινδρόμησης των Fama & Macbeth (1973) και 4) έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης. Αρχικά, οι 159 μετοχές του δείγματος χωρίζονται σε 16 χαρτοφυλάκια 9-10 μετοχών το καθένα με βάση πρώτα το μέγεθος και ύστερα το beta. Για το σκοπό αυτό, υπολογίζουμε το λογάριθμο του μεγέθους κάθε μετοχής το Δεκέμβριο του 1995. Με βάση την τιμή αυτή, οι 159 μετοχές κατατάσσονται από τη μικρότερη στη μεγαλύτερη και εν συνεχεία χωρίζονται σε τέσσερα γκρουπ μεγέθους από το μικρότερο (ME1) στο μεγαλύτερο (ME4), καθένα από τα οποία περιλαμβάνει 39-40 μετοχές και φαίνονται στον πίνακα 1.

Πίνακας 1. Γκρουπ μετοχών με βάση το μέγεθος (ME)

ME1	ME2
<p>EMPORIKOS DESMOS PR CORFIL PR IDEAL GROUP PR ALSIDA PR XYLEMBORIA PR BIOSSOL PR TRIA ALPHA PR LEVEDERIS PR TRIA ALPHA CR UNCLE STATHIS PR J BOUTARIS & SON HLDG PR EMPORIKOS DESMOS CR ARCADIA METAL ROKAS PR INTERINVEST CB MULTIRAMA KERANIS HOLDINGS PR EXELIXI CR FG EUROPE XYLEMBORIA CR VIS-CONTAINER PR ELFICO GEK GROUP OF COMPANIES FINTEXPOR KLONATEX GROUP OF COS PR LANAKAM CB DIAS CORFIL CR EUROHOLDINGS CAP & INV C EGNATIA BANK PR ALSIDA CR HIPPO TOUR PETZETAKIS PR LEVEDERIS CR AEOLIAN INVESTMENT FUND IDEAL GROUP CR KEKROPS MARFIN FINANCIAL GROUP BIOSSOL CR CHATZIOANNOY HOLDINGS CR</p>	<p>MOCHLOS ELEPHANT KLONATEX GROUP OF COS CR VIS-CONTAINER CR ZAMPA MINERVA KNITWEAR MESOHORITIS BROTHERS SIDENOR METAL PROC. O DARING SAIN GENERAL COMMERCIAL & IND PLIAS CONSUMER GOODS CB ELTRAK CR ETMA RAYON PR RIDENCO PIPE WORKS CR CYCLON HELLAS ETMA RAYON CR KERANIS HOLDINGS PHOENIX METROLIFE FLOUR MILLS OF LOULIS NBG REAL ESTATE DEV SATO KERAMIA ALLATINI SHEET STEEL EFG EUROBANK ERGASIAS BALAFAS LAMPSA HOTEL FLR MLS C SARANTOPOULOS BALKAN EXPORT ALLATINI BITROS CR J BOUTARIS & SON HLDG EKTER ATHENA KREKA AXON HOLDINGS FANCO VIOTER KATSELIS SONS CR TITAN CEMENT PR</p>

ME3	ME4
<p>UNCLE STATHIS CR RILKEN NATIONAL INVESTMENT CO PETZETAKIS MICHANIKI PR SANYO HELLAS TECHNICAL OLYMPIC ELMEC SPORT BENRUBI NEXANS HELLAS ARCADIA METAL ROKAS CR DIEKAT REDS EMPEDOS J & P AVAX ALBIO HOLDINGS METKA CHIPITA INTERNATIONAL ERGAS THEMELIODOMI SHELMAN KALPINIS SIMOS M J MAILIS HELLENIC FABRICS MOUZAKIS TERNA ETEM ALFA ALFA HOLDINGS THE GREEK PROGRESS FUND PG NIKAS BANK OF PIRAEUS HELLENIC CABLES NIREFS ELBISCO HOLDING ETHNIKI GREEK GEN IN CO EDRASIS PSALLIDAS A-B VASSILOPOULOS TELETYPOS GR SARANTIS EGNATIA BANK CR</p>	<p>BANK OF ATTICA NAOUSA SPINNING MLS. SELONDA AQUACULTURE HELLENIC INVESTMENT CO. IONIAN HOTEL PARNASSOS ENTERPRISES INFORM P LYKOS GOODYS KARELIA TOBACCO ATHENS MEDICAL DELTA HOLDINGS PR VIOHALCO CB FOURLIS HOLDING SELECTED TEXTILE PROODEFTIKI ALTE ATTI-KAT BLUE STAR MARITIME BANK OF GREECE GENERAL HELLENIC BANK S&B INDUSTRIAL MRLS. HELLENIC TECHNODOMIKI ATTICA HOLDINGS ASPIS PRONIA GEN INS AKTOR ALPHA LEASING AEGEK CR MICHANIKI CR CROWN HELLAS CAN ELAIS OLEAGINOUS ALUMINIUM OF GREECE INTRACOM DELTA HOLDINGS HELLENIC SUGAR IND. TITAN CEMENT CR HERACLES NATIONAL BK.OF GREECE EMPORIKI BK.OF GREECE COCA-COLA HLC.BT. ALPHA BANK</p>

Έπειτα, υπολογίζουμε τα “pre-ranking” betas για κάθε μεμονωμένη μετοχή χρησιμοποιώντας time-series data για 24 μήνες (Ιανουάριος 1994 – Δεκέμβριος 1995). Οι μετοχές σε κάθε γκρουπ μεγέθους κατατάσσονται έπειτα με βάση τα “pre-ranking” betas τους από το μικρότερο στο μεγαλύτερο και χωρίζονται σε τέσσερα sub-groups από αυτό με το μικρότερο κίνδυνο (β_1) ως αυτό με το μεγαλύτερο (β_4).

Εκτίμηση των betas των μετοχών του Χ.Α.Α.

Για τον υπολογισμό των betas θα χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο του Sharpe:
$$r_{it} = a_i + b_i r_{mt} + e_{it} \quad (1),$$

όπου r_{it} = η υπερβάλλουσα απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

r_{mt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου m της αγοράς την περίοδο t

a_i = ο συντελεστής άλφα της μετοχής i

b_i = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

e_{it} = ο κατάλοιπος όρος

Η εκτίμηση των betas με τη χρήση της παραπάνω εξίσωσης είναι ευαίσθητη όσον αφορά την επιλογή του καταλληλότερου δείκτη για τον υπολογισμό της απόδοσης του χαρτοφυλακίου m της αγοράς. Στην έρευνά μας θα χρησιμοποιήσουμε τις μηνιαίες τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

Έτσι έχουμε σχηματίσει 16 χαρτοφυλάκια ($ME1/\beta_1$, $ME1/\beta_2$,..., $ME4/\beta_4$), καθένα από τα οποία περιλαμβάνει 9-10 μετοχές και παρουσιάζονται στον πίνακα 2. Τα χαρτοφυλάκια δημιουργούνται με βάση το μέγεθος γιατί το μέγεθος παράγει ένα σημαντικό εύρος αποδόσεων και betas. Ωστόσο, το μέγεθος και τα betas των χαρτοφυλακίων αυτών συσχετίζονται σημαντικά, σε βαθμό τέτοιο που η επίδρασή τους στις μέσες αποδόσεις να μη μπορεί να διαχωριστεί εύκολα. Για το λόγο αυτό, η δημιουργία χαρτοφυλακίων με βάση αρχικά το μέγεθος και μετά τα “pre-ranking” betas συμβάλλει στην αντιμετώπιση του παραπάνω προβλήματος.

Πίνακας 2. Χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση το μέγεθος και τα “pre-ranking” betas

Χαρτοφυλάκια	Μετοχές
<i>ME1/β1</i>	GEK GROUP OF COMPANIES KEKROPS MULTIRAMA INTERINVEST CB FG EUROPE CORFIL PR IDEAL GROUP PR BIOSSOL PR ELFICO
<i>ME1/β2</i>	EUROHOLDINGS CAP & INV C UNCLE STATHIS PR IDEAL GROUP CR CORFIL CR LEVEDERIS PR XYLEMBORIA CR ALSIDA CR DIAS LEVEDERIS CR LANAKAM CB
<i>ME1/β3</i>	EXELIXI CR EGNATIA BANK PR AEOLIAN INVESTMENT FUND MARFIN FINANCIAL GROUP BIOSSOL CR EMPORIKOS DESMOS CR TRIA ALPHA PR XYLEMBORIA PR ARCADIA METAL ROKAS PR PETZETAKIS PR
<i>ME1/β4</i>	CHATZIOANNOY HOLDINGS CR TRIA ALPHA CR J BOUTARIS & SON HLDG PR HIPPOUR FINTEXPOR KLONATEX GROUP OF COS PR ALSIDA PR VIS-CONTAINER PR KERANIS HOLDINGS PR EMPORIKOS DESMOS PR

<i>ME2/β1</i>	AXON HOLDINGS GENERAL COMMERCIAL & IND EFG EUROBANK ERGASIAS KERAMIA ALLATINI BALAFAS LAMPASA HOTEL NBG REAL ESTATE DEV FLOUR MILLS OF LOULIS O DARING SAIN ZAMPA
<i>ME2/β2</i>	BALKAN EXPORT CYCLON HELLAS ELEPHANT ETMA RAYON CR TITAN CEMENT PR SATO KATSELIS SONS CR PIPE WORKS CR PLIAS CONSUMER GOODS CB BITROS CR
<i>ME2/β3</i>	ALLATINI VIOTER ETMA RAYON PR EKTER SHEET STEEL J BOUTARIS & SON HLDG ELTRAK CR RIDENCO VIS-CONTAINER CR FLR MLS C SARANTOPOULOS
<i>ME2/β4</i>	FANCO PHOENIX METROLIFE KLONATEX GROUP OF COS CR ATHENA KREKA KERANIS HOLDINGS MOCHLOS SIDENOR METAL PROC. MESOHORITIS BROTHERS MINERVA KNITWEAR

<i>ME3/β1</i>	NIREFS DIEKAT M J MAILIS ERGAS THEMELIODOMI CHIPITA INTERNATIONAL UNCLE STATHIS CR TECHNICAL OLYMPIC REDS TERNA
<i>ME3/β2</i>	BENRUBI METKA SANYO HELLAS RILKEN THE GREEK PROGRESS FUND BANK OF PIRAEUS A-B VASSILOPOULOS NATIONAL INVESTMENT CO MOUZAKIS HELLENIC FABRICS
<i>ME3/β3</i>	ARCADIA METAL ROKAS CR EDRASIS PSALLIDAS SHELMAN MICHANIKI PR EGNATIA BANK CR ALBIO HOLDINGS ALFA ALFA HOLDINGS ETHNIKI GREEK GEN IN CO KALPINIS SIMOS NEXANS HELLAS
<i>ME3/β4</i>	PETZETAKIS PG NIKAS ELMEC SPORT EMPEDOS TELETYPOS GR SARANTIS ELBISCO HOLDING J & P AVAX ETEM HELLENIC CABLES

<i>ME4/β1</i>	GOODYS SELONDA AQUACULTURE ASPIS PRONIA GEN INS VIOHALCO CB BLUE STAR MARITIME S&B INDUSTRIAL MRLS. ALUMINIUM OF GREECE PROODEFTIKI HELLENIC TECHNODOMIKI ATTICA HOLDINGS
<i>ME4/β2</i>	AKTOR MICHANIKI CR FOURLIS HOLDING EMPORIKI BK.OF GREECE DELTA HOLDINGS PR AEGEK CR TITAN CEMENT CR INTRACOM HERACLES DELTA HOLDINGS
<i>ME4/β3</i>	BANK OF GREECE NATIONAL BK.OF GREECE HELLENIC INVESTMENT CO. SELECTED TEXTILE BANK OF ATTICA HELLENIC SUGAR IND. COCA-COLA HLC.BT. ALPHA LEASING ELAIS OLEAGINOUS CROWN HELLAS CAN
<i>ME4/β4</i>	NAOUSA SPINNING MLS. ATHENS MEDICAL ALPHA BANK GENERAL HELLENIC BANK KARELIA TOBACCO IONIAN HOTEL ATTI-KAT INFORM P LYKOS ALTE PARNASSOS ENTERPRISES

Το επόμενο βήμα αφορά την εκτίμηση των λεγόμενων “post-ranking” betas για κάθε ένα από τα 16 χαρτοφυλάκια, που δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος και τα “pre-ranking” betas, κάνοντας χρήση time-series data, για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (Ιανουάριος 1996 – Δεκέμβριος 2003). Για το σκοπό αυτό υπολογίζονται οι σταθμισμένες - με βάση την αγοραία αξία των μετοχών στο τέλος του Δεκεμβρίου του 1995 - αποδόσεις των 16 χαρτοφυλακίων για κάθε μήνα της εξεταζόμενης περιόδου. Στη συνέχεια, τρέχουμε την παλινδρόμηση (1) των μηνιαίων υπερ-αποδόσεων των χαρτοφυλακίων ως προς τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς για να εκτιμήσουμε τα “post-ranking” betas κάθε χαρτοφυλακίου. Τα τελευταία αποτελούν πλέον τα beta για κάθε μετοχή στο συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο.

Επόμενο βήμα αποτελεί η χρήση της παλινδρόμησης των Fama & Macbeth για τους 96 μήνες της εξεταζόμενης περιόδου (01/1996 – 12/2003). Οι υπερ-αποδόσεις (εξαρτημένη μεταβλητή) κάθε μιας από τις 159 μετοχές για καθένα από τους 6 μήνες από τον Ιανουάριο ως τον Ιούνιο του έτους t παλινδρομούνται διαστρωματικά ως προς τις ερμηνευτικές μεταβλητές με βάση την τιμή των τελευταίων στο τέλος του Ιουνίου του έτους $t-1$. Για τους επόμενους 6 μήνες από τον Ιούλιο ως το Δεκέμβριο του έτους t , τρέχουμε τις παλινδρομήσεις με βάση την τιμή των ερμηνευτικών μεταβλητών στο τέλος του Δεκεμβρίου του έτους $t-1$.

Εδώ θα πρέπει να τονίσουμε ότι ο υπολογισμός των λεγόμενων “post-ranking” betas για κάθε χαρτοφυλάκιο και το γεγονός ότι αυτά αποτελούν ύστερα τα betas για κάθε μεμονωμένη μετοχή του χαρτοφυλακίου, κάνει εφικτή τη χρήση δεδομένων στις παλινδρομήσεις για κάθε μετοχή ξεχωριστά παρά για ολόκληρο το χαρτοφυλάκιο, βελτιώνοντας έτσι τη στατιστική ακρίβεια των τεστ.

Τέλος, υπολογίζονται οι time-series μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα της παλινδρόμησης για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (01/1996 – 12/2003), καθώς και τα t -statistics για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι αυτές οι μέσες τιμές ισούνται με μηδέν. Έτσι εξετάζουμε κατά πόσο οι ερμηνευτικές μεταβλητές παίζουν κάποιο ρόλο στις μέσες αποδόσεις και πόσο σημαντικός είναι ο ρόλος αυτός.

Το μοντέλο που θα χρησιμοποιηθεί στα εμπειρικά τεστ είναι μια ελαφρώς διαφοροποιημένη μορφή του διαστρωματικού μοντέλου παλινδρόμησης των Fama & Macbeth:

$$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(\text{ME})_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(\text{BE/ME})_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(\text{DY})_{i,t-1} + u_i \quad (2),$$

όπου: $R_{i,t}$ = υπερ-απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

β_p = post-ranking beta του χαρτοφυλακίου p

$(\text{ME})_{i,t-1}$ = μέγεθος της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

$(\text{BE/ME})_{i,t-1}$ = book-to-market equity την περίοδο $(t-1)$

$(\text{DY})_{i,t-1}$ = μερισματική απόδοση της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

Κάθε μια από τις ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση (2) υπολογίζεται με το φυσικό της λογάριθμο για να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις των υπερβαλλουσών αποδόσεων των 159 μετοχών του δείγματος, τρέχονται ως προς τις ερμηνευτικές μεταβλητές (beta, ME, BE/ME, DY) για κάθε μήνα της εξεταζόμενης περιόδου (01/1996 – 12/2003). Ο κατάλοιπος όρος αφορά την εκτίμηση του μη συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Για τον υπολογισμό των betas θα χρησιμοποιήσουμε, όπως προαναφέραμε, το μοντέλο του Sharpe: $r_{it} = a_i + b_i r_{mt} + e_{it}$ (1),

όπου r_{it} = η υπερβάλλουσα απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

r_{mt} = η απόδοση του χαρτοφυλακίου m της αγοράς την περίοδο t

a_i = ο συντελεστής άλφα της μετοχής i

b_i = ο συντελεστής βήτα της μετοχής i

e_{it} = ο κατάλοιπος όρος

Η εκτίμηση των betas με τη χρήση της παραπάνω εξίσωσης είναι ευαίσθητη όσον αφορά την επιλογή του καταλληλότερου δείκτη για τον υπολογισμό της απόδοσης του χαρτοφυλακίου m της αγοράς. Στην έρευνά μας θα χρησιμοποιήσουμε τις μηνιαίες τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

Για την εκτίμηση των “pre-ranking” betas χρησιμοποιούμε τις μηνιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις (πάνω από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου) των μετοχών και τρέχουμε την παραπάνω παλινδρόμηση για κάθε μετοχή του δείγματος με τη χρήση time-series data για 24 μήνες (Ιανουάριος 1994 – Δεκέμβριος 1995). Οι εκτιμήσεις των betas υπολογίζονται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS).

Στους πίνακες που ακολουθούν μπορεί κανείς να δει τα υπολογισθέντα “pre-ranking” betas και τα t-statistics τους, για κάθε μετοχή στα 16 χαρτοφυλάκια. Επιπλέον, παρατίθενται η μέγιστη και η ελάχιστη τιμή κάθε μετοχής, καθώς και ο μέσος και η διακύμανση των τιμών αυτών.

Χ/Φ	COMPANY	pre-ranking betas	T-STATISTIC	MIN	MAX	MEAN	VARIANCE
1	ERM	0.7787236	7.8785396	-0.4375	0.1904762	0.0049789	0.0109553
	KEKR	0.8111079	5.863489	-0.1703297	0.3597884	0.0081162	0.0193809
	ATHH	0.8302536	8.7973369	-0.2173913	0.2388535	-0.002512	0.0100493
	INTE	0.8716453	9.7006712	-0.2567568	0.1333333	-0.0143254	0.0063141
	BIMK	0.8842023	5.5025465	-0.3392857	0.5111111	0.0166635	0.0371882
	KORP	0.8948844	5.5145234	-0.2272727	0.4871795	0.0256682	0.0243302
	INTP	0.9169648	12.939022	-0.1626506	0.1529412	-0.0213637	0.0069975
	BIOP	0.9188622	8.0461966	-0.2	0.1666667	-0.0360629	0.0098012
ELFK	0.9248524	7.5219571	-0.293578	0.2857143	-0.0128338	0.019261	
2	DHM	0.9340804	11.772265	-0.2307692	0.1632653	-0.0086987	0.0084622
	MPSP	0.9414683	9.1452159	-0.236	0.2883436	0.002598	0.0167163
	INTK	0.9425965	13.215098	-0.1779141	0.1164384	-0.0272371	0.0061506
	KORK	0.948142	8.6843094	-0.2475248	0.4130435	0.0132758	0.0265614
	LEBP	0.9492872	12.710584	-0.1666667	0.2419355	-0.0219339	0.0077954
	XYLK	0.9505374	13.305985	-0.114094	0.2213115	0.0059572	0.0077764
	ALIK	0.9566262	11.638986	-0.1954023	0.3026316	0.0025253	0.0113465
	DIAS	0.9570849	14.843812	-0.2807018	0.0555556	-0.0215725	0.0049658
LEBK	0.958054	14.228931	-0.1545455	0.1558442	-0.0223023	0.0040852	
KASK	0.9591025	12.478516	-0.2416667	0.2282609	-0.0039623	0.0097298	
3	EXEL	0.9608629	16.602716	-0.2083333	0.1176471	-0.0205407	0.0049949
	EGNP	0.9634755	20.487156	-0.1352201	0.1054545	-0.0103407	0.003484
	AICK	0.9717196	16.350529	-0.1788991	0.1278195	-0.0133349	0.0050568
	INT	0.9754559	9.630105	-0.2211765	0.3745583	-0.0011553	0.0158768
	BICK	0.9762368	8.9615236	-0.2352941	0.2941176	-0.0505068	0.0139318
	EMKO	0.9801749	5.7110969	-0.7251462	0.2	-0.0422593	0.0410745
	AAAP	0.9829305	9.7061522	-0.150358	0.1696113	-0.0118127	0.0048831
	XYLP	0.9830677	18.73534	-0.1391304	0.2589286	0.009222	0.0081691
RCKP	0.9907154	11.954521	-0.3524804	0.1518987	-0.0370093	0.0106966	
PETP	0.9998583	14.058031	-0.1941748	0.1111111	-0.0320862	0.0053656	
4	ILFK	0.9998928	9.0217516	-0.1724138	0.2692308	0.0187106	0.0074677
	AAAK	1.0268081	11.00599	-0.2469352	0.0565611	-0.0288808	0.0071034
	MPOP	1.0285962	14.027987	-0.2363636	0.202381	-0.0467285	0.0104884
	IPPK	1.0461106	9.779483	-0.2988506	0.3829787	0.0065859	0.0155517
	FINA	1.0536306	8.296589	-0.2745098	0.2982456	-0.010079	0.0180918
	KLOP	1.1013516	18.049174	-0.2053571	0.2352941	0.0041896	0.0113588
	ALIP	1.1101738	10.52978	-0.2704403	0.6259542	0.0155327	0.0284111
	BISP	1.1507731	5.0533587	-0.2094862	0.8464567	0.0487323	0.0721634
KERP	1.171609	12.142197	-0.2678571	0.4444444	-0.0134883	0.0240045	
EMPO	1.7526699	4.0946814	-0.7630208	0.4020619	-0.0310052	0.0565828	

Χ/Φ	COMPANY	pre-ranking betas	T-STATISTIC	MIN	MAX	MEAN	VARIANCE
5	MENT	0.6580557	1.4376366	-0.1666667	1.3292683	0.0861836	0.1167232
	GEKA	0.7646386	6.5993635	-0.2637363	0.1929825	-0.0145752	0.0138043
	EFG	0.8058284	8.947175	-0.2417062	0.2015915	-0.0221528	0.0082386
	KERA	0.8517264	6.0291438	-0.2295082	0.6756757	0.0176144	0.0377744
	AGGE	0.8621083	16.067683	-0.1300813	0.0512821	-0.0148107	0.0017843
	LMPS	0.8799118	11.098215	-0.251497	0.175	-0.0094433	0.0128764
	GENK	0.9016179	13.5619	-0.2631579	0.2142857	-0.0029672	0.0120432
	LOYL	0.9171295	12.846668	-0.1459459	0.1111111	-0.0271397	0.0037973
	DARK	0.9243132	10.521575	-0.21875	0.4018692	-0.0045696	0.0168434
	ZAMP	0.9356012	21.577045	-0.106933	0.0948081	0.0011534	0.0022711
6	BALK	0.9407181	6.879955	-0.310828	0.2835498	-0.0262152	0.0215337
	LPCM	0.9433337	7.6004854	-0.2270742	0.2762763	-0.0253851	0.0166791
	ATHK	0.9546639	12.823265	-0.1428571	0.2281879	-0.0084079	0.0052415
	ETMK	0.9575604	11.026504	-0.143617	0.2473118	0.0135524	0.0117573
	TITP	0.9587755	16.587818	-0.0900474	0.1544304	0.0049407	0.002803
	SATK	0.9606145	12.243181	-0.1643836	0.1285714	-0.0038606	0.0062616
	KATK	0.9708332	15.741758	-0.112426	0.1558442	-0.0083807	0.0046824
	TZKA	0.9717629	10.360184	-0.1119403	0.2464789	0.0076693	0.0077611
	PAPK	0.9727792	13.388147	-0.1724138	0.1904762	-0.0227622	0.0066586
	MPTK	0.9858693	11.013686	-0.2056738	0.2076923	0.0029905	0.0105662
7	ALLK	0.9905755	7.5576336	-0.3166667	0.3617021	-0.0084949	0.0160917
	BIOT	0.9907858	18.522392	-0.1643836	0.0833333	-0.0268496	0.003658
	ETMP	0.9921899	14.049573	-0.1653543	0.1904762	0.0129387	0.006782
	EKT	0.9943115	2.1342834	-0.1869688	0.6694215	0.0585494	0.0465609
	XALI	0.997813	5.7091976	-0.195122	0.5384615	0.0337962	0.0337466
	MPOK	0.9986922	12.821144	-0.2322581	0.3362069	-0.0370285	0.0156087
	ELTK	1.0029787	12.01264	-0.1704545	0.234375	-0.0077516	0.0091571
	PINT	1.0111787	4.1284216	-0.25	1	0.0704765	0.0751563
	BISK	1.0320229	4.7380219	-0.2404255	0.6083916	0.0431733	0.0495246
	SARA	1.0730615	9.5834808	-0.2866667	0.2658228	-0.0013035	0.0149533
8	FAN	1.0760458	16.121687	-0.1706897	0.2340426	-0.0216472	0.0091377
	FOIN	1.0944249	5.9393258	-0.2147239	0.7216495	0.0071943	0.0322694
	KLOK	1.096094	14.036755	-0.1859155	0.2222222	0.0168202	0.0125181
	ATHI	1.1232859	2.9620008	-0.0841121	0.1818182	0.0132779	0.0067613
	KREK	1.1571425	1.7712614	-0.0995025	0.5487805	0.0650705	0.0280952
	KERK	1.2296052	11.778782	-0.2608696	0.4047619	-0.0067479	0.0214214
	MOXL	1.2753845	4.7264799	-0.1964286	0.2857143	-0.0056638	0.0182801
	ESB	1.313257	8.2803677	-0.0425532	0.2173913	0.0374238	0.0054272
	MESH	1.3202776	4.6259056	-0.1619048	0.4577465	0.0008138	0.0218716
	MIN	2.0081186	2.3392133	-0.1065089	0.2071429	-0.0012082	0.0076933

Χ/Φ	COMPANY	pre-ranking betas	T-STATISTIC	MIN	MAX	MEAN	VARIANCE
9	NIRA	-0.0210901	-0.0309156	-0.1034483	0.5269461	0.0820432	0.0371739
	DIEK	0.695013	1.4974905	-0.2014388	0.2297297	0.0184354	0.0142054
	MAIK	0.7590215	8.9823129	-0.0666667	0.4545455	0.0748921	0.014298
	ERGS	0.8329056	5.4796387	-0.1335878	0.3023256	0.0163231	0.0094877
	THEM	0.8782132	8.4147214	-0.2052239	0.1675676	-0.0228901	0.0076916
	CHIP	0.8846287	9.6543988	-0.1121495	0.0932203	-0.0052728	0.003504
	MPSK	0.8983314	10.567605	-0.1857923	0.2192691	0.0032992	0.0090808
	OLYM	0.9013423	7.1046086	-0.25	0.2916667	-0.0080109	0.0157552
	KAMP	0.9071371	7.9160738	-0.1626506	0.2922078	-0.0045075	0.0168642
TER	0.9120535	6.7857712	-0.2359813	0.29	-0.0307265	0.0162446	
10	MPEK	0.9159628	12.169652	-0.1448468	0.2247557	-0.0138134	0.0071873
	METK	0.922645	10.271896	-0.1829268	0.1846154	-0.0105738	0.0073629
	SANY	0.9269867	8.4211732	-0.2890625	0.3728814	-0.0005912	0.0153066
	PILK	0.9282203	15.959335	-0.10013	0.1596306	-0.0056768	0.0049446
	PROO	0.9318745	19.19849	-0.0842697	0.1046512	-0.0154568	0.0022315
	PEIR	0.9448651	16.782302	-0.0821918	0.112	-0.0033637	0.0032617
	ABK	0.9470562	14.293552	-0.1745152	0.1987179	0.0227643	0.0059381
	ETHN	0.9596464	17.577434	-0.2064516	0.0894309	-0.0269325	0.0033816
	MOUK	0.9604554	8.1190368	-0.229249	0.5595855	0.0267652	0.0242716
ELYF	0.9658507	3.8572698	-0.1135802	0.2896936	-0.0122587	0.0092274	
11	ROKA	0.9726949	11.637797	-0.3811563	0.159292	-0.0317341	0.0105736
	EDRA	0.9781839	7.8237738	-0.0886076	0.105	0.0081374	0.002078
	SELK	0.978223	11.311323	-0.2283951	0.248	-0.0044618	0.010405
	MHXP	0.9787801	6.7399775	-0.3033932	0.721393	-0.0021265	0.0378751
	EGNC	0.9796662	14.321968	-0.1472868	0.2058824	-0.0079309	0.0046395
	BIKK	0.9868967	6.1464828	-0.1960784	0.7943925	0.0385723	0.0499685
	ALAK	0.9894191	6.1110988	-0.300813	0.4673913	0.0020496	0.0301307
	EEGA	0.9986388	18.897038	-0.1363636	0.1851852	-0.0178232	0.004176
	KALK	1.003087	12.738824	-0.1290323	0.1715328	0.007611	0.0056111
ALKA	1.012917	10.94963	-0.3329024	0.2076923	-0.0499457	0.014217	
12	PETK	1.0201274	16.337397	-0.1595092	0.0866667	-0.0280675	0.004387
	NIKA	1.020308	16.006682	-0.1937173	0.0955882	-0.0224245	0.0049007
	ELMK	1.0218172	12.937177	-0.14	0.1521739	0.0100927	0.0058658
	GNOM	1.1046254	5.2542556	-0.1380471	0.3407407	0.0378088	0.0130013
	TELE	1.1138469	7.3024999	-0.1696203	0.1538462	-0.0419605	0.0093272
	SAR	1.1413842	8.3663889	-0.11	0.2882883	0.0227966	0.0079042
	ELBC	1.1490743	4.5537415	-0.1333333	0.2689076	-0.0098494	0.0090485
	ABAX	1.1495777	9.6533578	-0.1505376	0.1538462	0.0039099	0.006366
	ETEM	1.1688441	8.6587638	-0.0784314	0.4623656	0.049727	0.0190727
ELKA	1.4769253	6.4223118	-0.1419753	0.2954545	0.0202689	0.0124953	

Χ/Φ	COMPANY	pre-ranking betas	T-STATISTIC	MIN	MAX	MEAN	VARIANCE
13	GOOD	0.6346231	4.7060876	-0.0673077	0.1695652	0.0275025	0.0038567
	SELO	0.6521206	1.8394276	-0.3191489	0.4869565	0.0916984	0.0492758
	ILJO	0.6761523	2.3328142	-0.3072215	1.1746988	0.1087814	0.1356193
	BIOX	0.7612216	2.5784775	-0.3455285	0.6578947	0.0542909	0.0619485
	BLUE	0.7868468	13.40963	-0.1276596	0.2287234	-0.0036865	0.0060754
	SBOD	0.8003887	7.1481291	-0.1061224	0.1411765	0.0368591	0.0048134
	ALEK	0.843952	13.878408	-0.1005917	0.1887593	0.0078269	0.0058629
	PRD	0.8741176	7.5344532	-0.1965066	0.208589	-0.0155956	0.0110146
	ELT	0.8746539	11.322162	-0.1344086	0.1294118	0.009132	0.0055559
	EPAT	0.8988346	7.882537	-0.1654676	0.1698113	-0.0039213	0.0093828
14	AKT	0.9021922	7.4071733	-0.2487923	0.3193717	-0.0221336	0.0157749
	MHXK	0.9038183	8.3603294	-0.2248996	0.2722222	-0.0108991	0.0130757
	FRLK	0.9105219	16.99001	-0.1257485	0.1567164	-0.002552	0.0034637
	EMP	0.9108099	12.422439	-0.1397516	0.1552975	0.0045566	0.0038955
	DP	0.9196611	13.166654	-0.1593794	0.115016	-0.0156655	0.0044505
	AEGK	0.9289613	15.74783	-0.1242775	0.1607143	0.005488	0.0068507
	TITK	0.9298371	14.275251	-0.1347305	0.1477663	0.0088266	0.0039578
	INTA	0.9323998	15.211646	-0.193299	0.1284722	-0.0451061	0.0050137
	HPAK	0.9333362	16.168752	-0.1505792	0.1621622	-0.0010666	0.0039315
	DK	0.9358212	12.491666	-0.1752701	0.1473088	-0.0193409	0.004768
15	ELL	0.9451076	14.571864	-0.1443769	0.2299065	0.0108779	0.0063716
	ETE	0.9457821	19.383808	-0.1101449	0.1731449	-0.00332	0.0031946
	ELEA	0.9559733	16.210441	-0.1473684	0.127907	-0.0167549	0.0038104
	EPIL	0.957603	15.236721	-0.119171	0.1626506	-0.0030049	0.0051566
	ATT	0.959214	12.829493	-0.1285714	0.1760563	-0.002188	0.0065361
	EBZ	0.9625521	10.569245	-0.1471572	0.2470588	-0.0170958	0.0095097
	EEEEK	0.9660336	16.338606	-0.1301939	0.1449664	0.0143048	0.0042846
	ALIS	0.9687575	16.725667	-0.1617647	0.0979667	-0.0141634	0.0049365
	ELAI	0.9759679	18.671026	-0.1184211	0.0756757	-0.010752	0.0027097
	ELAS	0.9780421	19.149888	-0.1426256	0.1313725	-0.0004296	0.0034993
16	NAOU	0.9804785	11.534139	-0.1116071	0.1155779	-0.0095377	0.0035472
	IATP	0.9807741	11.6376	-0.1690141	0.34	0.0181826	0.0115567
	PIST	0.9830456	25.237494	-0.1396304	0.1104869	0.0085808	0.0029337
	GTE	0.9907453	8.7002439	-0.1516245	0.2907489	0.0240255	0.0137142
	KARE	1.0227012	17.897419	-0.0905596	0.1506579	-0.0077592	0.003683
	IONA	1.0503547	6.9915473	-0.296	0.7361111	0.0302484	0.038271
	ATTI	1.1448337	6.6188027	-0.1988636	0.3138686	0.0091941	0.0158111
	LYK	1.3607449	6.5530856	-0.1037037	0.6133333	0.0756636	0.0271233
	ALTE	1.7415959	2.2014531	-0.2478336	0.5895317	0.094477	0.0512027
	PARN	1.9353892	5.4041431	-0.2	1.2060302	0.1581984	0.1384535

Για την εκτίμηση των λεγόμενων “post-ranking” betas για κάθε ένα από τα 16 χαρτοφυλάκια, που δημιουργήθηκαν με βάση το μέγεθος και τα “pre-ranking” betas, χρησιμοποιούμε time-series data για όλη την εξεταζόμενη περίοδο (Ιανουάριος 1996 – Δεκέμβριος 2003). Για το σκοπό αυτό υπολογίζονται οι σταθμισμένες - με βάση την αγοραία αξία των μετοχών στο τέλος του Δεκεμβρίου του 1995 - αποδόσεις των 16 χαρτοφυλακίων για κάθε μήνα της εξεταζόμενης περιόδου. Στη συνέχεια, τρέχουμε την παλινδρόμηση (1) των μηνιαίων υπερ-αποδόσεων των χαρτοφυλακίων ως προς τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς για να εκτιμήσουμε τα “post-ranking” betas κάθε χαρτοφυλακίου. Τα τελευταία αποτελούν πλέον τα beta για κάθε μετοχή στο συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο και παρουσιάζονται στον πίνακα 3.

Πίνακας 3. Εκτιμήσεις των “post-ranking” betas για την περίοδο 01/1996 – 12/2003

	Beta 1	Beta 2	Beta 3	Beta 4
ME 1	0.9719	0.9770	0.9818	0.9884
ME 2	0.9797	0.9867	0.9941	0.9850
ME 3	0.9881	0.9905	0.9936	0.9875
ME 4	0.9891	0.9837	0.9916	0.9877

Όπως παρατηρούμε, τα “post-ranking” betas αυξάνονται καθώς μετακινούμαστε από μικρότερου σε μεγαλύτερου μεγέθους χαρτοφυλάκια. Αυτό σημαίνει ότι οι μετοχές που σχηματίζουν χαρτοφυλάκια μεγαλύτερου μεγέθους, έχουν υψηλότερα betas. Η υψηλή συσχέτιση μεταξύ των δύο μεταβλητών (beta και μεγέθους) δικαιώνει την επιλογή μας να σχηματίσουμε χαρτοφυλάκια με βάση αρχικά το μέγεθος και έπειτα το beta, έτσι ώστε να διαχωρίσουμε την επίδραση των δύο αυτών μεταβλητών στις μέσες αποδόσεις.

Με τη χρήση της παλινδρόμησης των Fama & Macbeth για τους 96 μήνες της εξεταζόμενης περιόδου (01/1996 – 12/2003) υπολογίζονται οι time-series τιμές των συντελεστών γάμμα της παλινδρόμησης, καθώς και τα t-statistics τους για κάθε μετοχή και παρουσιάζονται στον πίνακα 4. Το μοντέλο που χρησιμοποιούμε στα εμπειρικά τεστ είναι μια ελαφρώς διαφοροποιημένη μορφή του διαστρωματικού μοντέλου παλινδρόμησης των Fama & Macbeth:

$$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(\text{ME})_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(\text{BE/ME})_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(\text{DY})_{i,t-1} + u_i \quad (2),$$

όπου: $R_{i,t}$ = υπερ-απόδοση της μετοχής i την περίοδο t

β_p = post-ranking beta του χαρτοφυλακίου p

$(\text{ME})_{i,t-1}$ = μέγεθος της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

$(\text{BE/ME})_{i,t-1}$ = book-to-market equity την περίοδο $(t-1)$

$(\text{DY})_{i,t-1}$ = μερισματική απόδοση της μετοχής i την περίοδο $(t-1)$

Κάθε μια από τις ερμηνευτικές μεταβλητές στην εξίσωση (2) υπολογίζεται με το φυσικό της λογάριθμο για να αντιμετωπιστεί το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας. Οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις των υπερβαλλουσών αποδόσεων των 159 μετοχών του δείγματος, τρέχονται ως προς τις ερμηνευτικές μεταβλητές (beta, ME, BE/ME, DY) για κάθε μήνα της εξεταζόμενης περιόδου (01/1996 – 12/2003). Ο κατάλοιπος όρος αφορά την εκτίμηση του μη συστηματικού κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών.

Πίνακας 4. Τιμές των συντελεστών γάμμα και τα t-statistics τους

$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(\text{ME})_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(\text{BE/ME})_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(\text{DY})_{i,t-1} + u_i$				
GEK GROUP OF COMPANIES				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,9978	0,1630	0,0341	0,1776
t-statistics	-11,0964	5,3990	0,9832	3,3073
KEKROPS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,3654	0,4278	0,3591	-0,0597
t-statistics	-6,8455	2,7973	1,5006	-0,5150
MULTIRAMA				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,8708	0,0942	0,1564	-0,0871
t-statistics	-3,2115	0,6339	0,4821	-0,6019

INTERINVEST CB				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,1459	0,1934	0,3194	0,0146
t-statistics	-11,8850	8,0813	5,2486	0,5857
CORFIL PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,8381	0,5247	-0,4462	0,4582
t-statistics	-11,1196	2,9640	-2,6636	2,6089
IDEAL GROUP PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,2013	-0,1486	0,1710	-0,3506
t-statistics	-0,6807	-0,3900	1,5605	-1,0115
BIOSSOL PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,3747	-0,0073	0,0461	0,0836
t-statistics	-0,8647	-0,0304	0,5720	0,5502
ELFICO				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	18,2935	-7,6785	-7,6151	0,1065
t-statistics	0,5352	-0,5414	-0,5340	0,5694
UNCLE STATHIS PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,6718	0,2656	-0,3690	0,5558
t-statistics	-5,6899	1,2776	-2,2121	4,5174
IDEAL GROUP CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,1860	0,3790	0,0201	0,4016
t-statistics	-1,6444	1,1134	0,2232	0,9797

CORFIL CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,8443	0,5195	0,5120	0,1908
t-statistics	-5,8323	2,0840	0,6468	0,4684
LEVEDERIS PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,5104	1,3142	1,5070	-0,1650
t-statistics	-7,7366	7,1490	7,4954	-1,9736
XYLEMBORIA CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,1241	0,3818	0,5101	-0,0849
t-statistics	-4,4677	3,4579	6,0619	-1,1841
ALSIDA CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	5,5521	-2,8769	-2,5777	-0,3184
t-statistics	3,2104	-3,4335	-3,1750	-3,1010
DIAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,3645	0,1497	0,1211	0,1436
t-statistics	-11,2326	5,9232	3,6189	4,0118
LEVEDERIS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,2104	1,2656	1,4652	-0,1656
t-statistics	-7,4468	7,0630	7,5594	-1,6749
LANAKAM CB				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-12,7657	6,1874	5,9333	0,4828
t-statistics	-5,6746	5,6090	5,8942	2,9507

EXELIXI CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,5994	0,0543	0,0241	-0,0844
t-statistics	-3,5486	2,1270	0,6052	-1,5409
EGNATIA BANK PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,3366	0,5331	-0,0603	0,2833
t-statistics	-8,1973	5,9719	-0,6941	4,0050
AEOLIAN INVESTMENT FUND				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,9278	0,2498	-0,1087	0,4325
t-statistics	-1,1487	0,6055	-0,4291	1,7142
MARFIN FINANCIAL GROUP				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,1988	0,1619	-0,0353	0,0680
t-statistics	-4,6698	1,5747	-0,7295	0,5165
TRIA ALPHA PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,9934	0,3791	0,0745	0,2103
t-statistics	-7,1457	3,3792	0,7176	2,1520
XYLEMBORIA PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,2082	0,5489	0,2732	0,3361
t-statistics	-9,4801	7,9198	1,8110	2,6608
ARCADIA METAL ROKAS PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,5381	0,4167	0,2675	0,2088
t-statistics	-13,7993	11,4151	3,2721	3,5703

PETZETAKIS PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,8863	1,5615	0,9282	0,3673
t-statistics	-7,9726	6,0138	4,6601	4,5650
CHATZIOANNOY HOLDINGS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-17,5865	4,3215	4,5964	-0,3655
t-statistics	-0,9838	0,9712	0,9906	-0,6544
TRIA ALPHA CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,9737	0,2851	-0,0775	0,3385
t-statistics	-13,2186	3,3336	-0,7341	5,0799
FINTEXPOR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,1052	-0,1232	-0,1036	-0,1688
t-statistics	-0,3473	-1,1594	-1,4413	-1,5772
KLONATEX GROUP OF COS PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	0,6736	-0,5285	-0,7115	0,0494
t-statistics	1,1408	-2,3043	-3,0163	0,5362
ALSIDA PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,1272	-2,6328	-2,1738	-0,3885
t-statistics	-1,2237	-2,9508	-2,3577	-4,1620
VIS-CONTAINER PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,1584	1,2108	-0,2758	1,8711
t-statistics	-3,6549	1,9381	-0,9344	4,0299

EMPORIKOS DESMOS PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,6623	0,1456	0,0988	0,0700
t-statistics	-0,4929	0,3266	0,3366	0,1911
AXON HOLDINGS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,5403	0,2597	0,0398	0,2031
t-statistics	-9,7249	7,1167	0,4297	2,9047
GENERAL COMMERCIAL & IND				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,3292	0,4833	0,7194	-0,1722
t-statistics	-3,0612	6,1113	2,3677	-0,7178
EFG EUROBANK ERGASIAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	5,6992	-0,8251	-1,1232	0,1360
t-statistics	1,4340	-1,5762	-1,8448	4,7321
BALAFAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,8903	-0,0133	-0,3335	-0,0550
t-statistics	-1,1464	-0,0706	-3,3184	-0,3260
FLOUR MILLS OF LOULIS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,1347	0,4642	0,7601	-0,0308
t-statistics	-3,6680	3,6396	8,1433	-0,2202
ZAMPA				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-5,3478	1,4298	1,0200	0,5808
t-statistics	-3,8901	3,6771	3,6703	3,0057

ELEPHANT				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,7434	0,4549	0,4799	-0,0707
t-statistics	-8,6321	4,9970	2,8423	-0,6330
TITAN CEMENT PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,6151	1,0065	1,1960	0,0721
t-statistics	-14,4133	13,4721	6,2083	0,4551
SATO				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,9914	0,4577	0,4929	0,0280
t-statistics	-10,7781	8,7867	5,7208	0,4354
KATSELIS SONS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,7631	0,7764	0,8452	0,0809
t-statistics	-4,5914	5,8446	9,5961	0,5662
PIPE WORKS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,7987	1,1184	0,9705	0,2593
t-statistics	-6,4554	6,3702	2,4037	1,2069
BITROS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,3616	0,8254	1,0069	-0,0190
t-statistics	-5,6125	4,9555	4,7267	-0,1953
VIOTER				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,8094	0,2807	-0,0640	0,4013
t-statistics	-3,4403	1,9830	-0,3154	3,3284

ETMA RAYON PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-6,6438	2,1104	2,2638	-0,1731
t-statistics	-3,5526	3,0440	3,9880	-0,7701
EKTER				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,5838	0,1363	0,4858	-0,3022
t-statistics	-1,5947	1,2938	8,4442	-3,7019
ELTRAK CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,1511	1,0185	0,4898	0,5875
t-statistics	-5,8931	6,3237	2,7726	3,0653
RIDENCO				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,5006	0,2822	0,1305	0,1525
t-statistics	-12,1697	9,0948	1,5069	3,5442
VIS-CONTAINER CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	0,4530	-0,3933	-0,1346	-0,1922
t-statistics	0,1507	-0,3402	-0,1173	-1,3525
FLR MLS C SARANTOPOULOS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,3392	0,3262	0,0406	0,4449
t-statistics	-1,9985	0,8881	0,2187	1,5640
FANCO				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,5148	0,0723	0,2434	-0,2767
t-statistics	-0,8006	0,4292	1,9928	-2,6515

PHOENIX METROLIFE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,1567	0,0161	0,1300	0,0242
t-statistics	-0,0585	0,0345	0,5786	0,1530
KLONATEX GROUP OF COS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	0,1231	-0,2526	-0,4003	-0,0817
t-statistics	0,0849	-0,5961	-0,9352	-0,9379
ATHENA				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,6160	0,3943	0,5693	-0,0209
t-statistics	-8,1339	9,0292	3,7558	-0,1926
KREKA				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,4138	0,2459	0,7666	-0,5663
t-statistics	-0,7539	1,4127	5,0166	-3,4441
MOCHLOS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,7364	0,3327	0,2974	0,1149
t-statistics	-6,8329	6,3906	4,7215	1,4348
SIDENOR METAL PROC.				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,0722	0,5042	0,5771	0,2019
t-statistics	-11,3667	8,7924	7,0852	4,2215
MESOHORITIS BROTHERS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,7280	0,3862	0,4018	0,1015
t-statistics	-5,1703	3,9968	1,9449	0,6576

MINERVA KNITWEAR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	0,5696	-0,2083	0,1979	-0,4374
t-statistics	0,4478	-0,4962	0,5596	-2,1809
NIREFS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,7095	0,8344	0,0781	0,8623
t-statistics	-8,4712	7,6164	0,9065	6,5455
DIEKAT				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,6640	0,4952	0,1299	0,3364
t-statistics	-4,3909	3,5684	0,9741	2,5985
M J MAILIS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,2435	0,3571	0,1743	0,2590
t-statistics	-5,4454	4,5492	1,5288	2,2914
ERGAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	0,7237	-0,3773	-0,2140	-0,2325
t-statistics	1,3594	-2,5603	-1,6664	-2,7314
THEMELIODOMI				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,9213	0,2996	0,2361	0,0517
t-statistics	-4,7126	4,4355	3,7086	0,5102
CHIPITA INTERNATIONAL				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,0988	0,8473	0,5119	0,6443
t-statistics	-6,8566	6,4672	4,0468	3,1894

UNCLE STATHIS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,8312	1,1998	0,8852	0,4003
t-statistics	-6,0919	4,5109	2,6456	5,9852
TECHNICAL OLYMPIC				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,5835	0,2120	0,0972	0,1473
t-statistics	-7,8122	5,7807	2,1228	2,1522
TERNA				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,5370	0,2884	0,4097	-0,0936
t-statistics	-3,4471	3,4654	6,0808	-1,0797
BENRUBI				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,5090	1,4190	1,3493	-0,2364
t-statistics	-5,3219	6,3304	5,5264	-1,2681
METKA				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,8134	0,4883	0,2433	0,3194
t-statistics	-16,4998	10,1695	2,2030	6,1280
SANYO HELLAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,1281	0,3565	0,2454	0,2111
t-statistics	-10,6973	7,2423	2,2022	3,1927
RILKEN				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,3768	0,8176	0,4556	0,3535
t-statistics	-6,7144	8,7901	2,5776	1,8706

THE GREEK PROGRESS FUND				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,1346	0,8450	1,2626	-0,0479
t-statistics	-12,8277	11,4919	6,1689	-0,9965
BANK OF PIRAEUS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,6071	0,2826	0,1848	0,3124
t-statistics	-14,0765	9,7894	2,8862	5,4511
A-B VASSILOPOULOS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-6,5612	1,4686	1,0965	0,5201
t-statistics	-7,0590	5,0632	2,5641	3,8597
NATIONAL INVESTMENT CO				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,3259	0,2286	0,1565	-0,1324
t-statistics	-9,0703	8,2018	2,7899	-2,6059
MOUZAKIS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,9893	1,1547	1,2152	-0,2148
t-statistics	-4,8453	4,5032	4,2984	-2,1648
HELLENIC FABRICS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-13,8891	3,1374	2,0133	1,2944
t-statistics	-1,7772	1,7482	2,8771	1,2670
ARCADIA METAL ROKAS CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,6719	0,4654	0,0912	0,3394
t-statistics	-10,7847	9,7129	2,3916	5,1217

EDRASIL PSALLIDAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-5,0693	1,1107	0,7354	0,3275
t-statistics	-7,5588	7,0614	7,0526	3,5992
SHELMAN				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,8310	0,4734	0,3609	0,2971
t-statistics	-14,7319	10,4346	3,8053	3,5044
MICHANIKI PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,2349	0,1908	0,3359	-0,1271
t-statistics	-3,4581	3,1570	6,3926	-1,3287
EGNATIA BANK CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,4805	0,3890	0,2757	0,0782
t-statistics	-11,2341	8,9110	5,9226	2,0432
ALBIO HOLDINGS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,4136	0,4932	0,6012	-0,0159
t-statistics	-7,5796	6,7546	8,0530	-0,2418
ALFA ALFA HOLDINGS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,2216	0,3474	0,2852	0,1123
t-statistics	-13,6573	10,0254	4,6039	3,4297
ETHNIKI GREEK GEN IN CO				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,3114	0,4808	0,1484	0,3910
t-statistics	-12,7192	9,7113	2,3122	7,4446

KALPINIS SIMOS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,6185	0,9441	1,2682	-0,2122
t-statistics	-9,4672	9,7399	12,6957	-2,6981
NEXANS HELLAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-5,3785	1,3672	1,0463	0,4841
t-statistics	-12,7768	10,3710	6,2834	6,5198
PETZETAKIS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	45,9890	-12,9977	1,0522	-14,3459
t-statistics	1,6576	-1,6766	5,7111	-1,7976
PG NIKAS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,4426	0,7133	0,7489	0,1498
t-statistics	-11,0953	7,7662	3,0429	1,0035
ELMEC SPORT				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,2201	0,6950	0,6898	0,0871
t-statistics	-12,7382	12,4273	10,1195	2,0988
EMPEDOS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,0487	-0,0406	0,3259	-0,2991
t-statistics	-0,0791	-0,2759	3,7561	-2,7416
TELETYPOS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,0272	0,4816	0,1522	0,4250
t-statistics	-12,9720	8,4202	1,3562	6,8666

GR SARANTIS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,5415	0,4005	0,1192	0,2086
t-statistics	-9,9632	8,3428	1,3423	4,8656
ELBISCO HOLDING				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-0,3123	0,0372	0,3450	-0,2529
t-statistics	-0,6072	0,3347	3,2258	-3,6390
J & P AVAX				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,9394	0,2988	0,3094	0,1013
t-statistics	-7,8342	7,4806	5,3291	1,4129
ETEM				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,6809	0,5384	0,4639	0,2014
t-statistics	-3,6541	4,1881	7,6400	1,2635
HELLENIC CABLES				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,6467	0,7796	0,7841	0,1474
t-statistics	-8,3633	8,3505	10,8091	1,8942
GOODYS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,8036	0,8127	0,6903	0,3390
t-statistics	-13,6756	12,4553	4,0947	2,8339
SELONDA AQUACULTURE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,4243	0,2219	0,2521	0,0671
t-statistics	-5,1841	3,7478	7,9423	0,9991

ASPIS PRONIA GEN INS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,6497	0,3041	0,3441	0,0329
t-statistics	-2,9123	2,1089	11,0322	0,2505
VIOHALCO CB				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,6488	0,1959	0,1242	0,1437
t-statistics	-13,8602	9,3257	1,9436	2,3650
BLUE STAR MARITIME				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,0088	0,4179	0,0213	0,2219
t-statistics	-8,2486	6,8123	0,1925	3,1348
S&B INDUSTRIAL MRLS.				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,6492	0,8550	0,7550	0,2369
t-statistics	-15,2963	13,3563	5,5934	2,2595
ALUMINIUM OF GREECE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-5,7573	0,9453	0,8503	0,0460
t-statistics	-7,0042	6,0020	3,5929	1,1839
PROODEFTIKI				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,7998	0,3265	0,1124	0,2021
t-statistics	-4,4588	3,6183	1,0374	2,2458
HELLENIC TECHNODOMIKI				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,3996	0,3784	0,4432	0,0015
t-statistics	-6,1692	6,3590	4,2551	0,0162

ATTICA HOLDINGS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,3008	0,3329	0,4144	0,0672
t-statistics	-12,3289	9,7631	4,1533	0,7321
AKTOR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,7669	0,4542	0,3733	0,0940
t-statistics	-9,9369	10,6752	4,2847	1,8947
MICHANIKI CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,2971	0,1695	0,3766	-0,1468
t-statistics	-2,2494	1,9713	7,2029	-1,3262
FOURLIS HOLDING				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,7046	0,6889	0,5107	0,3879
t-statistics	-5,2738	5,4292	6,5175	3,1957
EMPORIKI BK.OF GREECE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-4,8627	0,5319	0,0726	0,3150
t-statistics	-10,7732	8,7414	0,6580	6,8345
DELTA HOLDINGS PR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	1,8712	-0,7051	-0,9977	0,2658
t-statistics	2,1246	-3,1966	-5,0021	6,7381
AEGEK CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,2805	0,3244	0,4328	0,0845
t-statistics	-3,7310	3,4796	6,5770	0,7091

TITAN CEMENT CR				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-5,6812	0,9515	1,0851	0,0758
t-statistics	-17,5694	13,3522	5,7992	0,5020
INTRACOM				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,3040	0,2904	0,2369	0,0824
t-statistics	-13,7218	11,4689	6,6187	1,9154
HERACLES				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,4553	0,4342	0,5874	-0,5834
t-statistics	-0,7202	0,7324	1,0995	-2,5701
DELTA HOLDINGS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	1,9962	-0,6543	-1,1714	0,3671
t-statistics	0,9629	-1,6223	-3,6478	3,1139
BANK OF GREECE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,5695	0,4240	0,0807	0,3882
t-statistics	-11,7571	10,4252	1,2676	4,5904
NATIONAL BK.OF GREECE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,9651	0,3968	0,2026	0,3119
t-statistics	-7,6062	4,2343	0,9329	2,7726
HELLENIC INVESTMENT CO.				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,2761	0,3126	0,1637	0,0337
t-statistics	-6,3159	7,3579	1,9978	0,4254

SELECTED TEXTILE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,9634	0,5918	0,5253	-0,0426
t-statistics	-2,2810	1,8233	1,5502	-0,5973
BANK OF ATTICA				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,5577	0,4105	0,2413	0,1702
t-statistics	-13,4092	10,6903	2,8741	4,5285
HELLENIC SUGAR IND.				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	2,4786	-0,5663	-0,2147	-0,3528
t-statistics	0,8538	-0,9720	-0,4731	-4,3128
COCA-COLA HLC.BT.				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-3,2144	0,3943	0,3168	0,0571
t-statistics	-6,3031	6,7659	6,6335	0,3467
ALPHA LEASING				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-7,3012	1,1358	0,6372	0,5795
t-statistics	-3,7142	3,8577	9,0033	2,4087
ELAIS OLEAGINOUS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-11,1560	2,8421	3,0999	-0,0233
t-statistics	-12,1340	13,4278	10,9643	-0,1277
CROWN HELLAS CAN				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	1,4629	-0,5099	-0,6997	0,0284
t-statistics	1,0342	-1,7185	-2,6100	0,2650

NAOUSA SPINNING MLS.				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,1283	0,3030	0,2130	0,0638
t-statistics	-3,4368	2,6877	3,6829	0,5773
ATHENS MEDICAL				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,4966	0,4111	0,3477	0,1997
t-statistics	-4,0280	4,7733	6,1375	1,4351
ALPHA BANK				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-8,9962	0,9022	0,0198	0,9768
t-statistics	-13,3244	13,5735	0,1957	8,6175
GENERAL HELLENIC BANK				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,2481	0,3643	0,4785	-0,0133
t-statistics	-6,9053	6,9140	7,4119	-0,1755
KARELIA TOBACCO				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-6,6612	1,4884	1,3920	0,0655
t-statistics	-15,6427	13,4944	8,8785	1,2252
ATTI-KAT				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,9448	0,5094	0,3422	0,2642
t-statistics	-3,7031	4,0129	3,1541	1,1112
INFORM P LYKOS				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,0045	0,2840	0,0319	0,2394
t-statistics	-13,8494	6,0520	0,3117	4,0840

Χρηματιστηριακές ανωμαλίες και η αποτελεσματικότητα του Χ.Α.Α.

ALTE				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-2,0605	0,3401	0,3439	-0,0398
t-statistics	-8,9464	7,1562	8,8920	-1,0071
PARNASSOS ENTERPRISES				
	g_1	g_2	g_3	g_4
Coefficients	-1,7209	0,2513	0,1153	0,2039
t-statistics	-2,5918	1,3820	1,1560	1,3522

Ο πίνακας 5 παρουσιάζει τις μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα που υπολογίστηκαν από τις διαστρωματικές παλινδρομήσεις για όλη την εξεταζόμενη περίοδο. Τα στατιστικά στοιχεία του πίνακα 5 παρέχουν σχετική πληροφόρηση για το ρόλο που παίζουν οι ερμηνευτικές μεταβλητές του μοντέλου στις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών.

Αρχικά, παρατηρούμε ότι το risk premium του συστηματικού κινδύνου (beta) είναι αρνητικό, αν και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, γεγονός που συνιστά αρνητική σχέση μεταξύ beta και αποδόσεων (με μέση τιμή -2,5295). Το αποτέλεσμα αυτό επιβεβαιώνεται από αρκετές έρευνες που έχουν γίνει στο παρελθόν (π.χ. Fletcher, 1997, Ho, 2000, Mateev, 2004), αλλά έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα άλλων ερευνών (π.χ. Chan & Lakonishok, 1993, Kothari, 1995, Kim, 1995, Jagannathan & Wang, 1996), οι οποίες μιλούν για θετική σχέση μεταξύ αποδόσεων και beta.

Εν συνεχεία, τα δεδομένα του πίνακα 5 κάνουν λόγο για στατιστικά σημαντική επίδραση του μεγέθους (size) στις αποδόσεις των μετοχών του ελληνικού χρηματιστηρίου, με θετικό risk premium (μέση τιμή των συντελεστών γάμμα 0,4667). Η θετική σχέση αποδόσεων – μεγέθους δεν επιβεβαιώνεται από τις περισσότερες μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί μέχρι σήμερα. Δεδομένου ότι το μεγαλύτερο μέγεθος συμβάλλει στη διαφοροποίηση των δραστηριοτήτων, μεγαλύτερη ρευστότητα, ακρίβεια και ποιότητα των εταιρικών πληροφοριών που είναι διαθέσιμες στους επενδυτές, οι μεγαλύτερου μεγέθους επιχειρήσεις αντιμετωπίζουν χαμηλότερο επίπεδο κινδύνου και συνεπώς έχουν χαμηλότερες αποδόσεις.

Όσον αφορά τώρα την ερμηνευτική μεταβλητή “book-to-market equity”, μπορούμε να πούμε ότι αυτή παίζει αρκετά σημαντικό ρόλο στην ερμηνεία των μέσων αποδόσεων των μετοχών. Το risk premium της παραπάνω μεταβλητής είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% (μέση τιμή των συντελεστών γάμμα ίση με 0,3395). Το αποτέλεσμα αυτό συμφωνεί απόλυτα με τις αντίστοιχες

Πίνακας 5. Μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα από τις διαστρωματικές παλινδρομήσεις των υπερβαλλουσών αποδόσεων ως προς τις μεταβλητές beta, μέγεθος, BE/ME και μερισματική απόδοση για όλη την εξεταζόμενη περίοδο 01/1996 – 12/2003

$R_{i,t} = \gamma_1 \beta_p + \gamma_2 \ln(ME)_{i,t-1} + \gamma_3 \ln(BE/ME)_{i,t-1} + \gamma_4 \ln(DY)_{i,t-1} + u_i$				
Μέσες τιμές των συντελεστών γάμμα και τα t-statistics τους				
	\bar{g}_1	\bar{g}_2	\bar{g}_3	\bar{g}_4
Coefficients	-2,5295*	0,4667*	0,3395*	0,1329*
t-statistics	-10,2519	7,1118	5,9724	4,8760

* Στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

μελέτες σε άλλες αναπτυγμένες αγορές (π.χ. Fama & French, 1992 στις Ηνωμένες Πολιτείες, Chan & Chui, 1996 στο Ηνωμένο Βασίλειο), αλλά και σε ορισμένες αναπτυσσόμενες αγορές (π.χ. Ho, 2000 στο Hong Kong). Μάλιστα, σύμφωνα με τους Chan & Chen (1991), οι επιχειρήσεις που η αγορά κρίνει ότι έχουν χαμηλές προοπτικές και χαρακτηρίζονται από υψηλούς δείκτες BE/ME, έχουν τελικά υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις από ότι επιχειρήσεις με υψηλές προοπτικές.

Μία ακόμη ερμηνευτική μεταβλητή που καταφέρνει να εξηγήσει τις μέσες αποδόσεις των μετοχών του Χ.Α.Α. είναι και η μερισματική απόδοση. Από τα στοιχεία του πίνακα 5, βλέπουμε ότι η επίδραση της μεταβλητής της μερισματικής απόδοσης είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και έχει οριακά θετικό risk premium (μέση τιμή των συντελεστών γάμμα ίση με 0,1329). Ερμηνεύοντας τα παραπάνω, θα λέγαμε ότι οι εταιρείες εκείνες που διανέμουν μερίσματα στους μετόχους τους, είναι αυτές που έχουν και τις υψηλότερες αποδόσεις. Θα πρέπει να τονίσουμε βέβαια ότι τα δεδομένα αυτά αφορούν το ελληνικό χρηματιστήριο καθότι άλλες έρευνες υποστήριξαν ότι η προβλεπτική ικανότητα του δείκτη αυξάνεται με την αύξηση του επενδυτικού ορίζοντα, ενώ άλλες τόνισαν ότι μεταβάλλεται από περίοδο σε περίοδο ή ακόμη ότι η μερισματική απόδοση δεν έχει ερμηνευτική ισχύ.

Συνοψίζοντας, θα λέγαμε ότι η ανάλυση της διαστρωματικής παλινδρόμησης μας βοηθάει να ανακαλύψουμε σημαντικές ερμηνευτικές μεταβλητές – εκτός του συστηματικού κινδύνου (beta) – οι οποίες εξηγούν τις μέσες αποδόσεις των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, όταν χρησιμοποιούμε betas χαρτοφυλακίων αντί για betas μεμονωμένων μετοχών. Τέτοιες μεταβλητές είναι το μέγεθος, το “book-to-market equity” και η μερισματική απόδοση (DY). Ο πίνακας 6 παρουσιάζει συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα για το ελληνικό χρηματιστήριο σε σύγκριση με άλλες αγορές παγκοσμίως.

Πίνακας 6. Σύγκριση αποτελεσμάτων αυτής της μελέτης με προηγούμενες έρευνες

Ερμηνευτικές μεταβλητές	Σχέση με μέσες αποδόσεις		
	Αναπτυγμένες αγορές (Η.Π.Α., Η.Β., Ιαπωνία)	Αναπτυσσόμενες αγορές (Χονγκ-Κονγκ, Κορέα, Μαλαισία, Ταϊβάν, Ταϊλάνδη)	Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών
Beta	Θετική ή 0	0	Αρνητική
ME	Αρνητική ή 0	Αρνητική ή 0	Θετική
BE/ME	Θετική	Θετική ή 0	Θετική
DY	Θετική ή 0	0	Οριακά θετική

Τα στοιχεία του πίνακα 6 τονίζουν τη “flat” σχέση μεταξύ μέσων αποδόσεων και beta για όλες τις αγορές, σε αντίθεση με την Ελλάδα, όπου παρατηρείται αρνητική σχέση beta – αποδόσεων. Όσον αφορά τη σχέση μεγέθους – απόδοσης, αυτή είναι αρνητική για το σύνολο των αγορών, αλλά θετική για το ελληνικό χρηματιστήριο. Παράλληλα, θετική επίδραση φαίνεται να ασκεί η μεταβλητή BE/ME, τόσο στην ελληνική αγορά, όσο και στον υπόλοιπο κόσμο, ενώ τέλος, η σχέση μεταξύ αποδόσεων και μερισματικής απόδοσης είναι οριακά θετική (ή “flat”) στα περισσότερα χρηματιστήρια.

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ – ΕΠΙΛΟΓΟΣ

Η παραπάνω έρευνα εξετάζει εμπειρικά τη σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του beta στο Χρηματιστήριο Αξιών των Αθηνών, χρησιμοποιώντας ένα δείγμα 159 μετοχών που διαπραγματεύονται σε αυτό. Παράλληλα, μελετά τη σχέση των αποδόσεων με ορισμένες σημαντικές μεταβλητές, όπως το μέγεθος, η μερισματική απόδοση και το book-to-market ratio. Οι διαστρωματικές παλινδρομήσεις τύπου Fama & MacBeth χρησιμοποιούνται για να εξηγηθούν οι μεταβολές στις μέσες αποδόσεις των μετοχών του ελληνικού χρηματιστηρίου, όταν χρησιμοποιούμε στα tests betas για ολόκληρα χαρτοφυλάκια αντί για μεμονωμένες μετοχές.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι το book-to-market ratio και το μέγεθος (size) σχετίζονται θετικά με τις αποδόσεις, σε αντίθεση με το συστηματικό κίνδυνο (beta), του οποίου η επίδραση στις μέσες αποδόσεις είναι αρνητική. Τέλος, οριακά θετική βρέθηκε η σχέση μερισματικής απόδοσης και αποδόσεων των μετοχών. Οι μεταβλητές εκείνες που βρέθηκαν να έχουν στατιστικά σημαντική επιρροή στη διαμόρφωση των αποδόσεων των μετοχών του Χ.Α.Α. ενδέχεται να αντιπροσωπεύουν συγκεκριμένα εταιρικά χαρακτηριστικά, τα οποία το beta αδυνατεί να συλλάβει πλήρως ή ακόμη και συγκεκριμένους κινδύνους (εκτός του συστηματικού κινδύνου).

Περαιτέρω έρευνα είναι απαραίτητο να διεξαχθεί προκειμένου να επαληθευτούν τα παραπάνω αποτελέσματα, αλλά και να εντοπιστούν πιθανές άλλες μεταβλητές που να παίζουν κάποιο ρόλο στην ερμηνεία των αποδόσεων.

ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

Διεθνής

Bae, K. H. and Kim, J. B., 1998, “The usefulness of Earnings versus Book Value for predicting stock returns and cross corporate ownership in Japan”, *Japan and the World Economy*, 10, 467-485.

Banz, R., 1981, “The relationship between return and market value of common stocks”, *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.

Barbee, W. C., Mukhergi, 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*, March/April 1996, 55-61.

Basu, S., 1977, “Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the Efficient Market Hypothesis”, *Journal of Finance*, 22, 663-681.

Basu, S., 1983, “The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: further evidence”, *Journal of Financial Economics*, 12, 129-156.

Black, F., 1972, “Capital market equilibrium with restricted borrowing”, *Journal of Business*, 45, 444-455.

Chan, K. C. and Chen, N. F., 1988, “An unconditional asset pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk”, *Journal of Financial Economics*, 43, 309-325.

Chan, K. C. and Chen, N. F., 1991, “Structural and return characteristics of small and large firms”, *Journal of Finance*, 46, 1467-1484.

Chan, A. and Chui, A. P. L., 1996, “An empirical re-examination of the cross-section of expected returns: UK evidence”, *Journal of Business Finance and Accounting*, 23, 1435-1452

Chan, K. C., Hamao, Y. and Lakonishok, J., 1991, “Fundamentals and stock returns in Japan”, *Journal of Finance*, 46, 1739-1764.

Chan, K. C. and Lakonishok, J., 1993, “Are the reports of beta’s death premature?”, *Journal of Portfolio Management*, 19, 51-62.

Chui, C. W. A. and Wei, K. C. J., 1998, “Book-to-market, firm size and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 275-293.

Daniel, K. and Titman, S., 1997, “Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in stock returns”, *Journal of Finance*, 52, 1-33.

Davis, J., 1994, “The cross-section of the realized stock returns: the pre-COMPUSTAT evidence”, *Journal of Finance*, 49, 1579-1593.

Dimson, E. and Marsh, P., 1983, “The stability of UK risk measures and the problem of thin trading”, *Journal of Finance*, 38, 753-783.

Fama, E. and French, K., 1988, “Dividend Yields and Expected Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 22, 3-25.

Fama, E. and French, K., 1992, “The cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance*, 47, 427-465.

Fama, E. and French, K., 1993, “Common risk factors in the returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.

Fama, E. and French, K., 1995, “Size and book-to-market factors in earnings and returns”, *Journal of Finance*, 50, 131-155.

Fama, E. and French, K., 1996, “The CAPM is wanted, dead or alive”, *Journal of Finance*, 51, 1947-1958.

Fama, E. and Macbeth, J. D., 1973, “Risk, return and equilibrium: Empirical tests”, *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.

Fletcher, J., 1997, “An examination of the cross-sectional relationship of beta and return: UK evidence”, *Journal of Economics and Business*, 49, 211-221.

Hawawini, G. A., 1983, “Why beta shifts as the return interval changes”, *Financial Analysts Journal*, May/June, 73-77.

He, J. and Ng, L. K., 1994, “Economic forces, fundamental variables and equity returns”, *Journal of Business*, 67, 599-609.

Ho, Yui-Wah, Strange, R. and Pieser, J., 2000, “CAPM anomalies and the pricing of equity: evidence from the Hong Kong market”, *Applied Economics*, 32, 1629-1636.

Jaffe, J., Keim, D. B. and Westerfield, R., 1989, “Earnings yields, market values and stock returns”, *Journal of Finance*, 44, 135-148.

Jagannathan, R. and Wang, Z., 1996, “The conditional CAPM and the cross-section of expected returns”, *Journal of Finance*, 51, 3-53.

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*, November/December 1997, 34-42.

Kim, D., 1995, “The errors in the variables problems in the cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance*, 50, 1605-1634.

Kothari, S. P., Shanken, J. and Sloan, R. G., 1995, “Another look at the cross-section of expected stock returns”, *Journal of Finance*, 50, 185-224.

Kothari, S. P., Shanken, J., 1997, “Book-to-Market, Dividend Yield and Expected Market Returns: A Time-Series Analysis”, *Journal of Financial Economics*, 44, 169-203.

Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R., 1994, “Contrarian’s investment, extrapolation and risk”, *Journal of Finance*, 49, 1541-1578.

Lintner, J., 1965, “The valuation of risk assets and the selection of risky investment in stock portfolios and capital budgeting”, *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.

Martikainen, T., 1991, “The impact of infrequent trading on betas based on daily, weekly and monthly return intervals: empirical evidence with Finnish data”, *Finnish Economic Papers*, 4, 52-64.

Matteev, M., 2004, “CAPM Anomalies and the Efficiency of Stock Markets in Transition: Evidence from Bulgaria”, *South Eastern Europe Journal of Economics*, 1, 35-58.

Pettengill, G., Sundaram, S. and Mathur, I., 1995, “The conditional relation between beta and return”, *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 30, 101-116.

Pontiff, J. and Schall, L. D., 1998, “Book-to-Market Ratios as Predictors of Market Returns”, *Journal of Financial Economics*, 49, 141-161.

Reinganum, M. R., 1980, “Misspecification of Capital Asset Pricing: empirical anomalies based on earnings yields and market values”, *Journal of Financial Economics*, 9, 19-46.

Scholes, M. and Williams, J., 1977, “Estimating betas from nonsynchronous data”, *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327.

Sharpe, W. F., 1964, “Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk”, *Journal of Finance*, 19, 425-442.

Shefrin, H. and Statman, M., 1995, “Making Sense of Beta, Size and Book-to-Market”, *Journal of Portfolio Management*, Winter 1995, 26-35.

Strong, N. and Xu, X., 1994, “Explaining the cross-section of UK expected stock returns”, Working Paper, University of Manchester.

Trecatin, R., 2000, “The reliability of the Book-to-Market Ratio as a Risky Proxy”, *Financial Services Review*, 9, 361-373.

Εγγώρια

Διακογιάννης, Γ. Π., Σεγρεδάκης, Κ. Ν., 1996, “Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου και του μεγέθους των εταιρειών στην απόδοση των μετοχών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών”, *Οικονομική Επιθεώρηση Εμπορικής Τράπεζας*, 5, 4-13.

Διακογιάννης, Γ. Π., Κυριαζής, Α., 1996, “Testing the Performance of Value Strategies in the Athens Stock Exchange”, Working Paper.

Διακογιάννης, Γ. Π., Γκλεζάκος, Μ. και Σεγρεδάκης, Κ. Ν., 1998, “Διερεύνηση της επίδρασης του πολλαπλασιαστή κερδών (P/E) και της μερισματικής απόδοσης (DY) στις αποδόσεις των μετοχών του Χ.Α.Α.”, *Οικονομική Επιθεώρηση Εμπορικής Τράπεζας* 1998, Τεύχος 14.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Dependent Variable: R1
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:10
 Sample(adjusted): 37 119
 Included observations: 77

Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	-0.997793	0.089921	-11.09639	0.0000
LOG(NMV1(-0))	0.163014	0.030193	5.399004	0.0000
LOG(NBTMV1(-0))	0.034056	0.034638	0.983195	0.3288
LOG(NDY1(-0))	0.177577	0.053693	3.307294	0.0015
R-squared	0.376243	Mean dependent var	-0.544999	
Adjusted R-squared	0.350609	S.D. dependent var	0.363614	
S.E. of regression	0.293018	Akaike info criterion	0.433382	
Sum squared resid	6.267733	Schwarz criterion	0.555139	
Log likelihood	-12.68522	Durbin-Watson stat	1.363027	

Dependent Variable: R2
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:10
 Sample(adjusted): 37 119
 Included observations: 71

Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	-1.365357	0.199452	-6.845544	0.0000
LOG(NMV2(-0))	0.427774	0.152922	2.797333	0.0067
LOG(NBTMV2(-0))	0.359095	0.239308	1.500555	0.1382
LOG(NDY2(-0))	-0.059680	0.115883	-0.515001	0.6082
R-squared	0.373192	Mean dependent var	-0.534766	
Adjusted R-squared	0.345126	S.D. dependent var	0.369656	
S.E. of regression	0.299142	Akaike info criterion	0.478889	
Sum squared resid	5.995539	Schwarz criterion	0.606364	
Log likelihood	-13.00056	Durbin-Watson stat	1.167472	

Dependent Variable: R3
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:10
 Sample(adjusted): 25 78
 Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	-0.870824	0.271162	-3.211455	0.0023
LOG(NMV3(-0))	0.094186	0.148571	0.633950	0.5290
LOG(NBTMV3(-0))	0.156440	0.324478	0.482129	0.6318
LOG(NDY3(-0))	-0.087086	0.144690	-0.601880	0.5500
R-squared	0.128637	Mean dependent var	-0.771324	
Adjusted R-squared	0.076355	S.D. dependent var	0.352377	
S.E. of regression	0.338657	Akaike info criterion	0.743530	
Sum squared resid	5.734432	Schwarz criterion	0.890862	
Log likelihood	-16.07531	Durbin-Watson stat	1.155791	

Dependent Variable: R4
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:10
 Sample(adjusted): 37 114
 Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	-1.145851	0.096412	-11.88497	0.0000
LOG(NMV4(-0))	0.193379	0.023929	8.081328	0.0000
LOG(NBTMV4(-0))	0.319369	0.060848	5.248646	0.0000
LOG(NDY4(-0))	0.014645	0.025002	0.585743	0.5598
R-squared	0.502526	Mean dependent var	-0.535003	
Adjusted R-squared	0.482358	S.D. dependent var	0.335924	
S.E. of regression	0.241688	Akaike info criterion	0.047585	
Sum squared resid	4.322582	Schwarz criterion	0.168442	
Log likelihood	2.144174	Durbin-Watson stat	1.858758	

Dependent Variable: R6
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:12
 Sample(adjusted): 31 102
 Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	-0.838110	0.075373	-11.11956	0.0000
LOG(NMV6(-0))	0.524703	0.177024	2.964031	0.0042
LOG(NBTMV6(-0))	-0.446191	0.167511	-2.663644	0.0096
LOG(NDY6(-0))	0.458173	0.175619	2.608908	0.0112
R-squared	0.232191	Mean dependent var	-0.635050	
Adjusted R-squared	0.198317	S.D. dependent var	0.374714	
S.E. of regression	0.335507	Akaike info criterion	0.707605	
Sum squared resid	7.654419	Schwarz criterion	0.834087	
Log likelihood	-21.47379	Durbin-Watson stat	1.248727	

Dependent Variable: R7
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:12
 Sample(adjusted): 37 102
 Included observations: 66 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	-0.201306	0.295739	-0.680689	0.4986
LOG(NMV7(-0))	-0.148591	0.381003	-0.389999	0.6979
LOG(NBTMV7(-0))	0.171023	0.109592	1.560545	0.1237
LOG(NDY7(-0))	-0.350553	0.346581	-1.011459	0.3157
R-squared	0.268406	Mean dependent var	-0.583568	
Adjusted R-squared	0.233006	S.D. dependent var	0.293157	
S.E. of regression	0.256741	Akaike info criterion	0.177197	
Sum squared resid	4.086803	Schwarz criterion	0.309904	
Log likelihood	-1.847517	Durbin-Watson stat	1.456838	

Dependent Variable: R8

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:12

Sample(adjusted): 85 119

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	-0.374717	0.433352	-0.864695	0.3938
LOG(NMV8(-0))	-0.007280	0.239437	-0.030404	0.9759
LOG(NBTMV8(-0))	0.046052	0.080512	0.571993	0.5715
LOG(NDY8(-0))	0.083599	0.151931	0.550245	0.5861
R-squared	0.082564	Mean dependent var	-0.303778	
Adjusted R-squared	-0.006220	S.D. dependent var	0.187239	
S.E. of regression	0.187820	Akaike info criterion	-0.399451	
Sum squared resid	1.093571	Schwarz criterion	-0.221697	
Log likelihood	10.99039	Durbin-Watson stat	1.560219	

Dependent Variable: R9

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:12

Sample(adjusted): 79 119

Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA1	18.29345	34.17805	0.535240	0.5957
LOG(NMV9(-0))	-7.678513	14.18321	-0.541380	0.5915
LOG(NBTMV9(-0))	-7.615095	14.26114	-0.533975	0.5966
LOG(NDY9(-0))	0.106537	0.187101	0.569406	0.5725
R-squared	0.352043	Mean dependent var	-0.341277	
Adjusted R-squared	0.299506	S.D. dependent var	0.214344	
S.E. of regression	0.179396	Akaike info criterion	-0.505970	
Sum squared resid	1.190774	Schwarz criterion	-0.338792	
Log likelihood	14.37238	Durbin-Watson stat	1.961744	

Dependent Variable: R11
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:12
 Sample(adjusted): 49 119
 Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-1.671812	0.293820	-5.689922	0.0000
LOG(NMV11(-0))	0.265650	0.207928	1.277602	0.2058
LOG(NBTMV11(-0))	-0.368952	0.166787	-2.212109	0.0304
LOG(NDY11(-0))	0.555787	0.123033	4.517372	0.0000
R-squared	0.343210	Mean dependent var	-0.419079	
Adjusted R-squared	0.313801	S.D. dependent var	0.371514	
S.E. of regression	0.307751	Akaike info criterion	0.535638	
Sum squared resid	6.345621	Schwarz criterion	0.663113	
Log likelihood	-15.01516	Durbin-Watson stat	1.133093	

Dependent Variable: R12
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:12
 Sample(adjusted): 37 78
 Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-2.186032	1.329345	-1.644443	0.1083
LOG(NMV12(-0))	0.379045	0.340431	1.113427	0.2725
LOG(NBTMV12(-0))	0.020144	0.090247	0.223210	0.8246
LOG(NDY12(-0))	0.401637	0.409939	0.979748	0.3334
R-squared	0.114471	Mean dependent var	-0.712249	
Adjusted R-squared	0.044560	S.D. dependent var	0.247540	
S.E. of regression	0.241962	Akaike info criterion	0.090322	
Sum squared resid	2.224736	Schwarz criterion	0.255814	
Log likelihood	2.103240	Durbin-Watson stat	2.263606	

Dependent Variable: R13
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:12
 Sample(adjusted): 31 78
 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-1.844348	0.316231	-5.832282	0.0000
LOG(NMV13(-0))	0.519528	0.249291	2.084019	0.0430
LOG(NBTMV13(-0))	0.511959	0.791482	0.646835	0.5211
LOG(NDY13(-0))	0.190815	0.407417	0.468352	0.6418
R-squared	0.260399	Mean dependent var	-0.755795	
Adjusted R-squared	0.209972	S.D. dependent var	0.382114	
S.E. of regression	0.339636	Akaike info criterion	0.757771	
Sum squared resid	5.075514	Schwarz criterion	0.913704	
Log likelihood	-14.18649	Durbin-Watson stat	1.761529	

Dependent Variable: R14
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:12
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-1.510404	0.195229	-7.736590	0.0000
LOG(NMV14(-0))	1.314186	0.183827	7.149032	0.0000
LOG(NBTMV14(-0))	1.506972	0.201052	7.495416	0.0000
LOG(NDY14(-0))	-0.164973	0.083590	-1.973585	0.0515
R-squared	0.475164	Mean dependent var	-0.592787	
Adjusted R-squared	0.457862	S.D. dependent var	0.366318	
S.E. of regression	0.269720	Akaike info criterion	0.258331	
Sum squared resid	6.620163	Schwarz criterion	0.365862	
Log likelihood	-8.270705	Durbin-Watson stat	1.141809	

Dependent Variable: R15

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:12

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-1.124084	0.251603	-4.467694	0.0000
LOG(NMV15(-0))	0.381828	0.110423	3.457879	0.0008
LOG(NBTMV15(-0))	0.510138	0.084155	6.061906	0.0000
LOG(NDY15(-0))	-0.084896	0.071695	-1.184124	0.2394
R-squared	0.542484	Mean dependent var	-0.593896	
Adjusted R-squared	0.527401	S.D. dependent var	0.362861	
S.E. of regression	0.249452	Akaike info criterion	0.102091	
Sum squared resid	5.662583	Schwarz criterion	0.209622	
Log likelihood	-0.849313	Durbin-Watson stat	1.150898	

Dependent Variable: R16

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:12

Sample(adjusted): 37 114

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	5.552118	1.729398	3.210434	0.0020
LOG(NMV16(-0))	-2.876862	0.837883	-3.433490	0.0010
LOG(NBTMV16(-0))	-2.577666	0.811863	-3.175003	0.0022
LOG(NDY16(-0))	-0.318424	0.102685	-3.100970	0.0027
R-squared	0.334499	Mean dependent var	-0.567897	
Adjusted R-squared	0.307519	S.D. dependent var	0.311342	
S.E. of regression	0.259085	Akaike info criterion	0.186597	
Sum squared resid	4.967241	Schwarz criterion	0.307454	
Log likelihood	-3.277280	Durbin-Watson stat	1.330683	

Dependent Variable: R17
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:12
Sample(adjusted): 37 108
Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-1.364537	0.121480	-11.23257	0.0000
LOG(NMV17(-0))	0.149664	0.025267	5.923243	0.0000
LOG(NBTMV17(-0))	0.121127	0.033470	3.618949	0.0006
LOG(NDY17(-0))	0.143649	0.035807	4.011795	0.0002
R-squared	0.393612	Mean dependent var	-0.589618	
Adjusted R-squared	0.366860	S.D. dependent var	0.304490	
S.E. of regression	0.242283	Akaike info criterion	0.056533	
Sum squared resid	3.991676	Schwarz criterion	0.183015	
Log likelihood	1.964803	Durbin-Watson stat	1.472869	

Dependent Variable: R18
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:12
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-3.210359	0.431104	-7.446833	0.0000
LOG(NMV18(-0))	1.265552	0.179181	7.062979	0.0000
LOG(NBTMV18(-0))	1.465229	0.193828	7.559409	0.0000
LOG(NDY18(-0))	-0.165644	0.098896	-1.674927	0.0974
R-squared	0.474378	Mean dependent var	-0.604009	
Adjusted R-squared	0.457050	S.D. dependent var	0.358799	
S.E. of regression	0.264381	Akaike info criterion	0.218344	
Sum squared resid	6.360670	Schwarz criterion	0.325876	
Log likelihood	-6.371359	Durbin-Watson stat	1.280045	

Dependent Variable: R19
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:12
 Sample(adjusted): 37 119
 Included observations: 59
 Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA2	-12.76570	2.249638	-5.674555	0.0000
LOG(NMV19(-0))	6.187436	1.103134	5.608959	0.0000
LOG(NBTMV19(-0))	5.933261	1.006631	5.894178	0.0000
LOG(NDY19(-0))	0.482758	0.163606	2.950733	0.0047
R-squared	0.422318	Mean dependent var	-0.424249	
Adjusted R-squared	0.390808	S.D. dependent var	0.295748	
S.E. of regression	0.230834	Akaike info criterion	-0.028851	
Sum squared resid	2.930626	Schwarz criterion	0.111999	
Log likelihood	4.851107	Durbin-Watson stat	2.211649	

Dependent Variable: R20
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:13
 Sample(adjusted): 37 90
 Included observations: 48
 Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-0.599438	0.168925	-3.548555	0.0009
LOG(NMV20(-0))	0.054254	0.025507	2.127000	0.0391
LOG(NBTMV20(-0))	0.024069	0.039772	0.605190	0.5482
LOG(NDY20(-0))	-0.084404	0.054777	-1.540860	0.1305
R-squared	0.197002	Mean dependent var	-0.635855	
Adjusted R-squared	0.142252	S.D. dependent var	0.285825	
S.E. of regression	0.264716	Akaike info criterion	0.259334	
Sum squared resid	3.083271	Schwarz criterion	0.415267	
Log likelihood	-2.224011	Durbin-Watson stat	2.070189	

Dependent Variable: R21
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:13
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 59
 Excluded observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-2.336590	0.285043	-8.197325	0.0000
LOG(NMV21(-0))	0.533125	0.089272	5.971913	0.0000
LOG(NBTMV21(-0))	-0.060313	0.086894	-0.694106	0.4905
LOG(NDY21(-0))	0.283269	0.070728	4.005022	0.0002
R-squared	0.435931	Mean dependent var	-0.764399	
Adjusted R-squared	0.405164	S.D. dependent var	0.324385	
S.E. of regression	0.250184	Akaike info criterion	0.132151	
Sum squared resid	3.442571	Schwarz criterion	0.273001	
Log likelihood	0.101533	Durbin-Watson stat	1.413423	

Dependent Variable: R22
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:13
 Sample(adjusted): 73 108
 Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-2.927765	2.548758	-1.148703	0.2592
LOG(NMV22(-0))	0.249766	0.412508	0.605481	0.5491
LOG(NBTMV22(-0))	-0.108702	0.253351	-0.429057	0.6708
LOG(NDY22(-0))	0.432455	0.252272	1.714241	0.0962
R-squared	0.480966	Mean dependent var	-0.433192	
Adjusted R-squared	0.432307	S.D. dependent var	0.205030	
S.E. of regression	0.154481	Akaike info criterion	-0.793055	
Sum squared resid	0.763658	Schwarz criterion	-0.617109	
Log likelihood	18.27500	Durbin-Watson stat	2.395310	

Dependent Variable: R23
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:13
 Sample(adjusted): 37 90
 Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-1.198841	0.256723	-4.669777	0.0000
LOG(NMV23(-0))	0.161862	0.102788	1.574719	0.1216
LOG(NBTMV23(-0))	-0.035344	0.048452	-0.729461	0.4691
LOG(NDY23(-0))	0.068027	0.131707	0.516498	0.6078
R-squared	0.342537	Mean dependent var	-0.674231	
Adjusted R-squared	0.303090	S.D. dependent var	0.287415	
S.E. of regression	0.239938	Akaike info criterion	0.054312	
Sum squared resid	2.878505	Schwarz criterion	0.201644	
Log likelihood	2.533574	Durbin-Watson stat	1.697865	

Dependent Variable: R26
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:13
 Sample(adjusted): 37 119
 Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-0.993412	0.139023	-7.145658	0.0000
LOG(NMV26(-0))	0.379095	0.112184	3.379229	0.0011
LOG(NBTMV26(-0))	0.074521	0.103855	0.717556	0.4751
LOG(NDY26(-0))	0.210342	0.097743	2.151997	0.0345
R-squared	0.238845	Mean dependent var	-0.539375	
Adjusted R-squared	0.209940	S.D. dependent var	0.370840	
S.E. of regression	0.329622	Akaike info criterion	0.665251	
Sum squared resid	8.583394	Schwarz criterion	0.781822	
Log likelihood	-23.60794	Durbin-Watson stat	1.311172	

Dependent Variable: R27

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:13

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-1.208246	0.127451	-9.480051	0.0000
LOG(NMV27(-0))	0.548930	0.069311	7.919820	0.0000
LOG(NBTMV27(-0))	0.273203	0.150860	1.810971	0.0734
LOG(NDY27(-0))	0.336142	0.126329	2.660839	0.0092
R-squared	0.475273	Mean dependent var		-0.593614
Adjusted R-squared	0.457974	S.D. dependent var		0.361590
S.E. of regression	0.266211	Akaike info criterion		0.232138
Sum squared resid	6.449012	Schwarz criterion		0.339669
Log likelihood	-7.026539	Durbin-Watson stat		1.378913

Dependent Variable: R28

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:13

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-1.538108	0.111462	-13.79935	0.0000
LOG(NMV28(-0))	0.416720	0.036506	11.41509	0.0000
LOG(NBTMV28(-0))	0.267467	0.081743	3.272058	0.0015
LOG(NDY28(-0))	0.208769	0.058473	3.570325	0.0006
R-squared	0.642518	Mean dependent var		-0.587455
Adjusted R-squared	0.630732	S.D. dependent var		0.356959
S.E. of regression	0.216915	Akaike info criterion		-0.177431
Sum squared resid	4.281735	Schwarz criterion		-0.069899
Log likelihood	12.42797	Durbin-Watson stat		1.399214

Dependent Variable: R29

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:13

Sample(adjusted): 25 114

Included observations: 54

Excluded observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA3	-3.886282	0.487457	-7.972568	0.0000
LOG(NMV29(-0))	1.561467	0.259649	6.013758	0.0000
LOG(NBTMV29(-0))	0.928164	0.199173	4.660097	0.0000
LOG(NDY29(-0))	0.367321	0.080465	4.564951	0.0000
R-squared	0.631976	Mean dependent var	-0.745042	
Adjusted R-squared	0.609895	S.D. dependent var	0.369798	
S.E. of regression	0.230970	Akaike info criterion	-0.021869	
Sum squared resid	2.667360	Schwarz criterion	0.125463	
Log likelihood	4.590476	Durbin-Watson stat	1.680127	

Dependent Variable: R30

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:17

Sample(adjusted): 79 108

Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA4	-17.58647	17.87690	-0.983753	0.3343
LOG(NMV30(-0))	4.321497	4.449510	0.971230	0.3404
LOG(NBTMV30(-0))	4.596413	4.640091	0.990587	0.3310
LOG(NDY30(-0))	-0.365491	0.558504	-0.654411	0.5186
R-squared	0.166952	Mean dependent var	-0.389189	
Adjusted R-squared	0.070831	S.D. dependent var	0.198204	
S.E. of regression	0.191055	Akaike info criterion	-0.348944	
Sum squared resid	0.949054	Schwarz criterion	-0.162117	
Log likelihood	9.234154	Durbin-Watson stat	2.250302	

Dependent Variable: R31
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:17
Sample(adjusted): 37 119
Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA4	-0.973708	0.073662	-13.21860	0.0000
LOG(NMV31(-0))	0.285113	0.085527	3.333583	0.0013
LOG(NBTMV31(-0))	-0.077514	0.105586	-0.734129	0.4650
LOG(NDY31(-0))	0.338453	0.066626	5.079918	0.0000
R-squared	0.366875	Mean dependent var		-0.539762
Adjusted R-squared	0.342832	S.D. dependent var		0.362258
S.E. of regression	0.293667	Akaike info criterion		0.434254
Sum squared resid	6.812995	Schwarz criterion		0.550824
Log likelihood	-14.02153	Durbin-Watson stat		1.422683

Dependent Variable: R34
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:17
Sample(adjusted): 55 119
Included observations: 65 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA4	-0.105192	0.302917	-0.347265	0.7296
LOG(NMV34(-0))	-0.123158	0.106228	-1.159372	0.2508
LOG(NBTMV34(-0))	-0.103620	0.071895	-1.441272	0.1546
LOG(NDY34(-0))	-0.168779	0.107012	-1.577195	0.1199
R-squared	0.049046	Mean dependent var		-0.441172
Adjusted R-squared	0.002278	S.D. dependent var		0.306584
S.E. of regression	0.306234	Akaike info criterion		0.530630
Sum squared resid	5.720541	Schwarz criterion		0.664439
Log likelihood	-13.24548	Durbin-Watson stat		1.395504

Dependent Variable: R35

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:17

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 71

Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA4	0.673559	0.590436	1.140782	0.2580
LOG(NMV35(-0))	-0.528534	0.229371	-2.304273	0.0243
LOG(NBTMV35(-0))	-0.711471	0.235879	-3.016254	0.0036
LOG(NDY35(-0))	0.049405	0.092140	0.536197	0.5936
R-squared	0.344360	Mean dependent var		-0.670969
Adjusted R-squared	0.315003	S.D. dependent var		0.398570
S.E. of regression	0.329875	Akaike info criterion		0.674482
Sum squared resid	7.290770	Schwarz criterion		0.801957
Log likelihood	-19.94413	Durbin-Watson stat		1.093642

Dependent Variable: R36

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:17

Sample(adjusted): 37 114

Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA4	-0.127192	0.103939	-1.223716	0.2249
LOG(NMV36(-0))	-2.632776	0.892231	-2.950780	0.0042
LOG(NBTMV36(-0))	-2.173768	0.921971	-2.357741	0.0210
LOG(NDY36(-0))	-0.388497	0.093343	-4.162042	0.0001
R-squared	0.351826	Mean dependent var		-0.566813
Adjusted R-squared	0.325549	S.D. dependent var		0.327638
S.E. of regression	0.269073	Akaike info criterion		0.262252
Sum squared resid	5.357620	Schwarz criterion		0.383109
Log likelihood	-6.227834	Durbin-Watson stat		1.613684

Dependent Variable: R37
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:17
 Sample(adjusted): 25 78
 Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA4	-2.158413	0.590553	-3.654903	0.0006
LOG(NMV37(-0))	1.210785	0.624733	1.938085	0.0583
LOG(NBTMV37(-0))	-0.275797	0.295155	-0.934415	0.3546
LOG(NDY37(-0))	1.871093	0.464304	4.029890	0.0002
R-squared	0.344118	Mean dependent var		-0.808142
Adjusted R-squared	0.304765	S.D. dependent var		0.338285
S.E. of regression	0.282064	Akaike info criterion		0.377824
Sum squared resid	3.978014	Schwarz criterion		0.525156
Log likelihood	-6.201243	Durbin-Watson stat		1.810232

Dependent Variable: R39
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:18
 Sample(adjusted): 43 78
 Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA4	-0.662251	1.343699	-0.492857	0.6255
LOG(NMV39(-0))	0.145595	0.445846	0.326558	0.7461
LOG(NBTMV39(-0))	0.098762	0.293376	0.336639	0.7386
LOG(NDY39(-0))	0.069958	0.366086	0.191098	0.8497
R-squared	0.042124	Mean dependent var		-0.730695
Adjusted R-squared	-0.047677	S.D. dependent var		0.334906
S.E. of regression	0.342796	Akaike info criterion		0.801078
Sum squared resid	3.760295	Schwarz criterion		0.977024
Log likelihood	-10.41940	Durbin-Watson stat		1.568990

Dependent Variable: R40

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:18

Sample(adjusted): 43 119

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA5	-1.540310	0.158388	-9.724892	0.0000
LOG(NMV40(-0))	0.259723	0.036495	7.116744	0.0000
LOG(NBTMV40(-0))	0.039781	0.092575	0.429722	0.6687
LOG(NDY40(-0))	0.203115	0.069927	2.904688	0.0049
R-squared	0.497091	Mean dependent var		-0.519617
Adjusted R-squared	0.476424	S.D. dependent var		0.311604
S.E. of regression	0.225472	Akaike info criterion		-0.090690
Sum squared resid	3.711153	Schwarz criterion		0.031066
Log likelihood	7.491555	Durbin-Watson stat		1.502509

Dependent Variable: R41

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:18

Sample(adjusted): 37 119

Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA5	-1.329219	0.434218	-3.061178	0.0030
LOG(NMV41(-0))	0.483295	0.079083	6.111252	0.0000
LOG(NBTMV41(-0))	0.719378	0.303832	2.367687	0.0203
LOG(NDY41(-0))	-0.172231	0.239933	-0.717827	0.4750
R-squared	0.367732	Mean dependent var		-0.532431
Adjusted R-squared	0.343721	S.D. dependent var		0.334957
S.E. of regression	0.271352	Akaike info criterion		0.276194
Sum squared resid	5.816927	Schwarz criterion		0.392765
Log likelihood	-7.462053	Durbin-Watson stat		1.541824

Χρηματιστηριακές ανωμαλίες και η αποτελεσματικότητα του Χ.Α.Α.

Dependent Variable: R42

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:18

Sample(adjusted): 79 119

Included observations: 41 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA5	5.699211	3.974317	1.434010	0.1600
LOG(NMV42(-0))	-0.825118	0.523499	-1.576159	0.1235
LOG(NBTMV42(-0))	-1.123202	0.608859	-1.844767	0.0731
LOG(NDY42(-0))	0.135972	0.028734	4.732091	0.0000
R-squared	0.419348	Mean dependent var		-0.307291
Adjusted R-squared	0.372269	S.D. dependent var		0.158176
S.E. of regression	0.125322	Akaike info criterion		-1.223394
Sum squared resid	0.581107	Schwarz criterion		-1.056216
Log likelihood	29.07958	Durbin-Watson stat		1.738714

Dependent Variable: R44

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:18

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 89

Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA5	-0.890298	0.776627	-1.146365	0.2549
LOG(NMV44(-0))	-0.013282	0.188191	-0.070576	0.9439
LOG(NBTMV44(-0))	-0.333455	0.100488	-3.318361	0.0013
LOG(NDY44(-0))	-0.055045	0.168830	-0.326040	0.7452
R-squared	0.428111	Mean dependent var		-0.606706
Adjusted R-squared	0.407927	S.D. dependent var		0.360319
S.E. of regression	0.277253	Akaike info criterion		0.316126
Sum squared resid	6.533861	Schwarz criterion		0.427975
Log likelihood	-10.06762	Durbin-Watson stat		1.431009

Dependent Variable: R47

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:18

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA5	-2.134721	0.581978	-3.668046	0.0004
LOG(NMV47(-0))	0.464151	0.127528	3.639595	0.0005
LOG(NBTMV47(-0))	0.760144	0.093346	8.143329	0.0000
LOG(NDY47(-0))	-0.030798	0.139878	-0.220180	0.8262
R-squared	0.644027	Mean dependent var		-0.554191
Adjusted R-squared	0.632292	S.D. dependent var		0.392736
S.E. of regression	0.238151	Akaike info criterion		0.009369
Sum squared resid	5.161145	Schwarz criterion		0.116901
Log likelihood	3.554969	Durbin-Watson stat		1.319325

Dependent Variable: R49

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:19

Sample(adjusted): 67 119

Included observations: 53 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA5	-5.347817	1.374723	-3.890106	0.0003
LOG(NMV49(-0))	1.429818	0.388845	3.677087	0.0006
LOG(NBTMV49(-0))	1.020013	0.277910	3.670293	0.0006
LOG(NDY49(-0))	0.580828	0.193242	3.005699	0.0042
R-squared	0.272439	Mean dependent var		-0.393739
Adjusted R-squared	0.227894	S.D. dependent var		0.257929
S.E. of regression	0.226641	Akaike info criterion		-0.058424
Sum squared resid	2.516949	Schwarz criterion		0.090277
Log likelihood	5.548240	Durbin-Watson stat		2.166717

Dependent Variable: R52

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:19

Sample(adjusted): 37 108

Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA6	-1.743373	0.201964	-8.632093	0.0000
LOG(NMV52(-0))	0.454932	0.091040	4.997040	0.0000
LOG(NBTMV52(-0))	0.479920	0.168848	2.842328	0.0059
LOG(NDY52(-0))	-0.070723	0.111725	-0.633005	0.5289
R-squared	0.352470	Mean dependent var	-0.599809	
Adjusted R-squared	0.323903	S.D. dependent var	0.318057	
S.E. of regression	0.261523	Akaike info criterion	0.209365	
Sum squared resid	4.650819	Schwarz criterion	0.335847	
Log likelihood	-3.537153	Durbin-Watson stat	1.334905	

Dependent Variable: R54

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:20

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA6	-3.615070	0.250815	-14.41327	0.0000
LOG(NMV54(-0))	1.006528	0.074712	13.47214	0.0000
LOG(NBTMV54(-0))	1.196008	0.192647	6.208272	0.0000
LOG(NDY54(-0))	0.072116	0.158467	0.455083	0.6501
R-squared	0.740956	Mean dependent var	-0.499041	
Adjusted R-squared	0.732416	S.D. dependent var	0.430842	
S.E. of regression	0.222868	Akaike info criterion	-0.123280	
Sum squared resid	4.519990	Schwarz criterion	-0.015748	
Log likelihood	9.855780	Durbin-Watson stat	1.395763	

Dependent Variable: R55

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:20

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 83

Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA6	-1.991438	0.184767	-10.77808	0.0000
LOG(NMV55(-0))	0.457729	0.052094	8.786673	0.0000
LOG(NBTMV55(-0))	0.492857	0.086152	5.720813	0.0000
LOG(NDY55(-0))	0.028047	0.064411	0.435444	0.6644
R-squared	0.512630	Mean dependent var		-0.623172
Adjusted R-squared	0.494122	S.D. dependent var		0.374640
S.E. of regression	0.266463	Akaike info criterion		0.239831
Sum squared resid	5.609202	Schwarz criterion		0.356401
Log likelihood	-5.952966	Durbin-Watson stat		1.226839

Dependent Variable: R56

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:20

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA6	-2.763068	0.601786	-4.591446	0.0000
LOG(NMV56(-0))	0.776418	0.132843	5.844632	0.0000
LOG(NBTMV56(-0))	0.845248	0.088082	9.596140	0.0000
LOG(NDY56(-0))	0.080920	0.142912	0.566226	0.5726
R-squared	0.621795	Mean dependent var		-0.540926
Adjusted R-squared	0.609326	S.D. dependent var		0.420185
S.E. of regression	0.262632	Akaike info criterion		0.205069
Sum squared resid	6.276789	Schwarz criterion		0.312601
Log likelihood	-5.740790	Durbin-Watson stat		1.457522

Dependent Variable: R57
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:20
 Sample(adjusted): 37 102
 Included observations: 30
 Excluded observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA6	-3.798683	0.588449	-6.455420	0.0000
LOG(NMV57(-0))	1.118398	0.175568	6.370177	0.0000
LOG(NBTMV57(-0))	0.970499	0.403753	2.403694	0.0237
LOG(NDY57(-0))	0.259314	0.214862	1.206888	0.2383
R-squared	0.620796	Mean dependent var	-0.470830	
Adjusted R-squared	0.577041	S.D. dependent var	0.277192	
S.E. of regression	0.180273	Akaike info criterion	-0.465128	
Sum squared resid	0.844953	Schwarz criterion	-0.278302	
Log likelihood	10.97692	Durbin-Watson stat	2.565626	

Dependent Variable: R58
 Method: Least Squares
 Date: 06/24/05 Time: 17:11
 Sample(adjusted): 85 89
 Included observations: 5 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA6	73.84034	NA	NA	NA
LOG(MV58(-6))	11.14882	NA	NA	NA
LOG(BTMV58(-6))	357.1045	NA	NA	NA
LOG(DY58(-6))	2.192789	NA	NA	NA
LOG(P58(-6))	349.7038	NA	NA	NA
R-squared	1.000000	Mean dependent var	-0.483378	
S.D. dependent var	0.083572	Akaike info criterion	-40.70524	
Sum squared resid	8.31E-20	Schwarz criterion	-41.09580	
Log likelihood	106.7631	Durbin-Watson stat	2.473128	

Dependent Variable: R59
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:20
 Sample(adjusted): 25 114
 Included observations: 66
 Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA6	-3.361559	0.598939	-5.612524	0.0000
LOG(NMV59(-0))	0.825369	0.166556	4.955511	0.0000
LOG(NBTMV59(-0))	1.006919	0.213028	4.726707	0.0000
LOG(NDY59(-0))	-0.018954	0.097028	-0.195350	0.8458
R-squared	0.444171	Mean dependent var	-0.571829	
Adjusted R-squared	0.417276	S.D. dependent var	0.362091	
S.E. of regression	0.276407	Akaike info criterion	0.324807	
Sum squared resid	4.736850	Schwarz criterion	0.457513	
Log likelihood	-6.718625	Durbin-Watson stat	0.798831	

Dependent Variable: R61
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:20
 Sample(adjusted): 67 114
 Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA7	-1.809350	0.525931	-3.440282	0.0013
LOG(NMV61(-0))	0.280745	0.141578	1.982961	0.0536
LOG(NBTMV61(-0))	-0.064047	0.203072	-0.315389	0.7540
LOG(NDY61(-0))	0.401345	0.120582	3.328388	0.0018
R-squared	0.322259	Mean dependent var	-0.402085	
Adjusted R-squared	0.276050	S.D. dependent var	0.259270	
S.E. of regression	0.220601	Akaike info criterion	-0.105267	
Sum squared resid	2.141250	Schwarz criterion	0.050666	
Log likelihood	6.526419	Durbin-Watson stat	1.831836	

Dependent Variable: R62
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:20
 Sample(adjusted): 25 66
 Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA7	-6.643792	1.870139	-3.552565	0.0010
LOG(NMV62(-0))	2.110408	0.693301	3.043998	0.0042
LOG(NBTMV62(-0))	2.263796	0.567657	3.987965	0.0003
LOG(NDY62(-0))	-0.173111	0.224794	-0.770085	0.4460
R-squared	0.305555	Mean dependent var	-0.870183	
Adjusted R-squared	0.250730	S.D. dependent var	0.290758	
S.E. of regression	0.251681	Akaike info criterion	0.169088	
Sum squared resid	2.407055	Schwarz criterion	0.334580	
Log likelihood	0.449161	Durbin-Watson stat	1.123261	

Dependent Variable: R63
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:20
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 71
 Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA7	-0.583805	0.366101	-1.594655	0.1155
LOG(NMV63(-0))	0.136263	0.105320	1.293794	0.2002
LOG(NBTMV63(-0))	0.485817	0.057533	8.444213	0.0000
LOG(NDY63(-0))	-0.302245	0.081647	-3.701862	0.0004
R-squared	0.628155	Mean dependent var	-0.558936	
Adjusted R-squared	0.611505	S.D. dependent var	0.380419	
S.E. of regression	0.237112	Akaike info criterion	0.014125	
Sum squared resid	3.766896	Schwarz criterion	0.141600	
Log likelihood	3.498575	Durbin-Watson stat	1.391018	

Dependent Variable: R66
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:20
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA7	-4.151089	0.704403	-5.893057	0.0000
LOG(NMV66(-0))	1.018466	0.161054	6.323746	0.0000
LOG(NBTMV66(-0))	0.489839	0.176674	2.772564	0.0067
LOG(NDY66(-0))	0.587502	0.191660	3.065332	0.0029
R-squared	0.402922	Mean dependent var	-0.576840	
Adjusted R-squared	0.383238	S.D. dependent var	0.381059	
S.E. of regression	0.299261	Akaike info criterion	0.466195	
Sum squared resid	8.149725	Schwarz criterion	0.573727	
Log likelihood	-18.14426	Durbin-Watson stat	1.255971	

Dependent Variable: R67
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:20
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA7	-1.500569	0.123304	-12.16970	0.0000
LOG(NMV67(-0))	0.282236	0.031033	9.094808	0.0000
LOG(NBTMV67(-0))	0.130483	0.086590	1.506902	0.1353
LOG(NDY67(-0))	0.152463	0.043018	3.544202	0.0006
R-squared	0.500258	Mean dependent var	-0.583596	
Adjusted R-squared	0.483783	S.D. dependent var	0.394107	
S.E. of regression	0.283159	Akaike info criterion	0.355576	
Sum squared resid	7.296286	Schwarz criterion	0.463108	
Log likelihood	-12.88987	Durbin-Watson stat	1.923987	

Dependent Variable: R68
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:20
 Sample(adjusted): 43 78
 Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA7	0.452965	3.006056	0.150684	0.8812
LOG(NMV68(-0))	-0.393326	1.156031	-0.340238	0.7359
LOG(NBTMV68(-0))	-0.134627	1.148109	-0.117260	0.9074
LOG(NDY68(-0))	-0.192248	0.142141	-1.352522	0.1857
R-squared	0.099449	Mean dependent var		-0.701984
Adjusted R-squared	0.015022	S.D. dependent var		0.365218
S.E. of regression	0.362465	Akaike info criterion		0.912659
Sum squared resid	4.204177	Schwarz criterion		1.088605
Log likelihood	-12.42786	Durbin-Watson stat		1.678164

Dependent Variable: R69
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:20
 Sample(adjusted): 37 108
 Included observations: 60
 Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA7	-1.339221	0.670125	-1.998466	0.0505
LOG(NMV69(-0))	0.326247	0.367346	0.888119	0.3783
LOG(NBTMV69(-0))	0.040621	0.185726	0.218716	0.8277
LOG(NDY69(-0))	0.444859	0.284440	1.563983	0.1235
R-squared	0.319630	Mean dependent var		-0.619665
Adjusted R-squared	0.283182	S.D. dependent var		0.366674
S.E. of regression	0.310445	Akaike info criterion		0.562718
Sum squared resid	5.397049	Schwarz criterion		0.702341
Log likelihood	-12.88154	Durbin-Watson stat		1.543168

Dependent Variable: R70
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:21
 Sample(adjusted): 31 108
 Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	-0.514770	0.642984	-0.800596	0.4259
LOG(NMV70(-0))	0.072350	0.168572	0.429191	0.6690
LOG(NBTMV70(-0))	0.243358	0.122117	1.992824	0.0500
LOG(NDY70(-0))	-0.276658	0.104340	-2.651500	0.0098
R-squared	0.390949	Mean dependent var	-0.638179	
Adjusted R-squared	0.366258	S.D. dependent var	0.321866	
S.E. of regression	0.256231	Akaike info criterion	0.164445	
Sum squared resid	4.858419	Schwarz criterion	0.285302	
Log likelihood	-2.413370	Durbin-Watson stat	1.360184	

Dependent Variable: R71
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:21
 Sample(adjusted): 79 114
 Included observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	-0.156693	2.677139	-0.058530	0.9537
LOG(NMV71(-0))	0.016054	0.465080	0.034520	0.9727
LOG(NBTMV71(-0))	0.130045	0.224752	0.578618	0.5669
LOG(NDY71(-0))	0.024176	0.157999	0.153011	0.8794
R-squared	0.068622	Mean dependent var	-0.339251	
Adjusted R-squared	-0.018694	S.D. dependent var	0.236278	
S.E. of regression	0.238476	Akaike info criterion	0.075344	
Sum squared resid	1.819868	Schwarz criterion	0.251291	
Log likelihood	2.643805	Durbin-Watson stat	1.917974	

Dependent Variable: R72
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:21
 Sample(adjusted): 25 114
 Included observations: 66
 Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	0.123140	1.450778	0.084879	0.9326
LOG(NMV72(-0))	-0.252610	0.423756	-0.596121	0.5533
LOG(NBTMV72(-0))	-0.400273	0.428015	-0.935183	0.3533
LOG(NDY72(-0))	-0.081702	0.087111	-0.937911	0.3519
R-squared	0.285458	Mean dependent var	-0.712943	
Adjusted R-squared	0.250883	S.D. dependent var	0.384162	
S.E. of regression	0.332498	Akaike info criterion	0.694328	
Sum squared resid	6.854418	Schwarz criterion	0.827034	
Log likelihood	-18.91282	Durbin-Watson stat	0.963354	

Dependent Variable: R73
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:21
 Sample(adjusted): 37 119
 Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	-1.616028	0.198679	-8.133879	0.0000
LOG(NMV73(-0))	0.394277	0.043667	9.029164	0.0000
LOG(NBTMV73(-0))	0.569339	0.151588	3.755842	0.0003
LOG(NDY73(-0))	-0.020864	0.108346	-0.192571	0.8478
R-squared	0.522597	Mean dependent var	-0.531314	
Adjusted R-squared	0.504468	S.D. dependent var	0.326502	
S.E. of regression	0.229838	Akaike info criterion	-0.055891	
Sum squared resid	4.173217	Schwarz criterion	0.060680	
Log likelihood	6.319467	Durbin-Watson stat	1.703641	

Dependent Variable: R74

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:21

Sample(adjusted): 37 119

Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	-0.413753	0.548844	-0.753864	0.4532
LOG(NMV74(-0))	0.245897	0.174057	1.412738	0.1617
LOG(NBTMV74(-0))	0.766620	0.152816	5.016635	0.0000
LOG(NDY74(-0))	-0.566304	0.164426	-3.444137	0.0009
R-squared	0.379556	Mean dependent var	-0.553326	
Adjusted R-squared	0.355995	S.D. dependent var	0.327507	
S.E. of regression	0.262825	Akaike info criterion	0.212332	
Sum squared resid	5.457062	Schwarz criterion	0.328903	
Log likelihood	-4.811799	Durbin-Watson stat	1.612892	

Dependent Variable: R76

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:21

Sample(adjusted): 37 119

Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	-1.736371	0.254118	-6.832928	0.0000
LOG(NMV76(-0))	0.332699	0.052061	6.390581	0.0000
LOG(NBTMV76(-0))	0.297438	0.062996	4.721532	0.0000
LOG(NDY76(-0))	0.114867	0.080057	1.434822	0.1553
R-squared	0.453344	Mean dependent var	-0.553122	
Adjusted R-squared	0.432585	S.D. dependent var	0.332625	
S.E. of regression	0.250556	Akaike info criterion	0.116727	
Sum squared resid	4.959500	Schwarz criterion	0.233298	
Log likelihood	-0.844166	Durbin-Watson stat	1.510715	

Dependent Variable: R77
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:21
Sample(adjusted): 37 119
Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	-3.072236	0.270284	-11.36668	0.0000
LOG(NMV77(-0))	0.504220	0.057347	8.792429	0.0000
LOG(NBTMV77(-0))	0.577065	0.081446	7.085210	0.0000
LOG(NDY77(-0))	0.201906	0.047828	4.221499	0.0001
R-squared	0.569042	Mean dependent var	-0.526044	
Adjusted R-squared	0.552676	S.D. dependent var	0.306495	
S.E. of regression	0.204991	Akaike info criterion	-0.284708	
Sum squared resid	3.319685	Schwarz criterion	-0.168137	
Log likelihood	15.81539	Durbin-Watson stat	1.319737	

Dependent Variable: R78
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:21
Sample(adjusted): 67 119
Included observations: 53 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	-1.728003	0.334216	-5.170311	0.0000
LOG(NMV78(-0))	0.386244	0.096638	3.996795	0.0002
LOG(NBTMV78(-0))	0.401773	0.206577	1.944904	0.0575
LOG(NDY78(-0))	0.101543	0.154413	0.657604	0.5139
R-squared	0.301909	Mean dependent var	-0.397379	
Adjusted R-squared	0.259169	S.D. dependent var	0.253021	
S.E. of regression	0.217779	Akaike info criterion	-0.138197	
Sum squared resid	2.323965	Schwarz criterion	0.010504	
Log likelihood	7.662217	Durbin-Watson stat	1.549330	

Dependent Variable: R79

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:21

Sample(adjusted): 55 119

Included observations: 53

Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA8	0.569555	1.271944	0.447783	0.6563
LOG(NMV79(-0))	-0.208334	0.419888	-0.496166	0.6220
LOG(NBTMV79(-0))	0.197855	0.353594	0.559555	0.5783
LOG(NDY79(-0))	-0.437379	0.200548	-2.180920	0.0340
R-squared	0.177847	Mean dependent var	-0.464885	
Adjusted R-squared	0.127511	S.D. dependent var	0.308161	
S.E. of regression	0.287844	Akaike info criterion	0.419678	
Sum squared resid	4.059865	Schwarz criterion	0.568380	
Log likelihood	-7.121473	Durbin-Watson stat	1.166032	

Dependent Variable: R80

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:21

Sample(adjusted): 55 119

Included observations: 65 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-4.709456	0.555936	-8.471225	0.0000
LOG(NMV80(-0))	0.834432	0.109557	7.616416	0.0000
LOG(NBTMV80(-0))	0.078081	0.086133	0.906509	0.3682
LOG(NDY80(-0))	0.862349	0.131747	6.545482	0.0000
R-squared	0.526999	Mean dependent var	-0.471960	
Adjusted R-squared	0.503737	S.D. dependent var	0.297553	
S.E. of regression	0.209614	Akaike info criterion	-0.227531	
Sum squared resid	2.680230	Schwarz criterion	-0.093722	
Log likelihood	11.39474	Durbin-Watson stat	1.883026	

Dependent Variable: R81
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:21
Sample(adjusted): 43 119
Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-2.663975	0.606701	-4.390923	0.0000
LOG(NMV81(-0))	0.495174	0.138767	3.568375	0.0006
LOG(NBTMV81(-0))	0.129949	0.133403	0.974108	0.3332
LOG(NDY81(-0))	0.336419	0.129466	2.598515	0.0113
R-squared	0.217821	Mean dependent var		-0.506828
Adjusted R-squared	0.185676	S.D. dependent var		0.320456
S.E. of regression	0.289179	Akaike info criterion		0.407011
Sum squared resid	6.104606	Schwarz criterion		0.528767
Log likelihood	-11.66993	Durbin-Watson stat		1.145766

Dependent Variable: R82
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:21
Sample(adjusted): 43 119
Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-2.243471	0.411995	-5.445385	0.0000
LOG(NMV82(-0))	0.357108	0.078499	4.549228	0.0000
LOG(NBTMV82(-0))	0.174262	0.113988	1.528770	0.1306
LOG(NDY82(-0))	0.258952	0.113009	2.291428	0.0248
R-squared	0.286125	Mean dependent var		-0.490031
Adjusted R-squared	0.256788	S.D. dependent var		0.313789
S.E. of regression	0.270517	Akaike info criterion		0.273583
Sum squared resid	5.342083	Schwarz criterion		0.395340
Log likelihood	-6.532961	Durbin-Watson stat		1.078770

Dependent Variable: R83

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:21

Sample(adjusted): 37 78

Included observations: 42 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	0.723657	0.532322	1.359435	0.1820
LOG(NMV83(-0))	-0.377332	0.147378	-2.560301	0.0146
LOG(NBTMV83(-0))	-0.214010	0.128429	-1.666372	0.1039
LOG(NDY83(-0))	-0.232464	0.085106	-2.731444	0.0095
R-squared	0.186818	Mean dependent var	-0.756713	
Adjusted R-squared	0.122620	S.D. dependent var	0.338243	
S.E. of regression	0.316827	Akaike info criterion	0.629472	
Sum squared resid	3.814421	Schwarz criterion	0.794965	
Log likelihood	-9.218921	Durbin-Watson stat	1.464056	

Dependent Variable: R84

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:21

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-1.921321	0.407701	-4.712570	0.0000
LOG(NMV84(-0))	0.299569	0.067539	4.435473	0.0000
LOG(NBTMV84(-0))	0.236146	0.063676	3.708568	0.0004
LOG(NDY84(-0))	0.051721	0.101375	0.510189	0.6112
R-squared	0.555056	Mean dependent var	-0.600082	
Adjusted R-squared	0.540388	S.D. dependent var	0.353613	
S.E. of regression	0.239731	Akaike info criterion	0.022593	
Sum squared resid	5.229846	Schwarz criterion	0.130124	
Log likelihood	2.926854	Durbin-Watson stat	1.250465	

Dependent Variable: R85
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:21
 Sample(adjusted): 31 119
 Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-4.098831	0.597793	-6.856605	0.0000
LOG(NMV85(-0))	0.847266	0.131009	6.467218	0.0000
LOG(NBTMV85(-0))	0.511851	0.126484	4.046772	0.0001
LOG(NDY85(-0))	0.644313	0.202017	3.189392	0.0020
R-squared	0.499043	Mean dependent var		-0.461892
Adjusted R-squared	0.481362	S.D. dependent var		0.400636
S.E. of regression	0.288524	Akaike info criterion		0.395828
Sum squared resid	7.075933	Schwarz criterion		0.507676
Log likelihood	-13.61433	Durbin-Watson stat		0.655169

Dependent Variable: R86
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:21
 Sample(adjusted): 49 119
 Included observations: 71 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-4.831157	0.793042	-6.091935	0.0000
LOG(NMV86(-0))	1.199797	0.265976	4.510917	0.0000
LOG(NBTMV86(-0))	0.885164	0.334576	2.645627	0.0102
LOG(NDY86(-0))	0.400251	0.066874	5.985196	0.0000
R-squared	0.647595	Mean dependent var		-0.370285
Adjusted R-squared	0.631816	S.D. dependent var		0.393010
S.E. of regression	0.238471	Akaike info criterion		0.025551
Sum squared resid	3.810183	Schwarz criterion		0.153025
Log likelihood	3.092956	Durbin-Watson stat		1.451362

Dependent Variable: R87
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:21
Sample(adjusted): 43 119
Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-1.583535	0.202701	-7.812187	0.0000
LOG(NMV87(-0))	0.212049	0.036682	5.780671	0.0000
LOG(NBTMV87(-0))	0.097249	0.045811	2.122812	0.0372
LOG(NDY87(-0))	0.147330	0.068456	2.152176	0.0347
R-squared	0.412527	Mean dependent var	-0.471315	
Adjusted R-squared	0.388384	S.D. dependent var	0.337307	
S.E. of regression	0.263794	Akaike info criterion	0.223253	
Sum squared resid	5.079869	Schwarz criterion	0.345009	
Log likelihood	-4.595247	Durbin-Watson stat	1.250069	

Dependent Variable: R89
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:21
Sample(adjusted): 37 119
Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA9	-1.537048	0.445893	-3.447127	0.0009
LOG(NMV89(-0))	0.288352	0.083208	3.465418	0.0009
LOG(NBTMV89(-0))	0.409650	0.067367	6.080844	0.0000
LOG(NDY89(-0))	-0.093578	0.086672	-1.079683	0.2836
R-squared	0.481083	Mean dependent var	-0.517621	
Adjusted R-squared	0.461377	S.D. dependent var	0.351934	
S.E. of regression	0.258288	Akaike info criterion	0.177509	
Sum squared resid	5.270300	Schwarz criterion	0.294080	
Log likelihood	-3.366636	Durbin-Watson stat	1.944460	

Dependent Variable: R90
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-4.509023	0.847256	-5.321916	0.0000
LOG(NMV90(-0))	1.418969	0.224152	6.330396	0.0000
LOG(NBTMV90(-0))	1.349302	0.244157	5.526376	0.0000
LOG(NDY90(-0))	-0.236400	0.186426	-1.268063	0.2080
R-squared	0.434659	Mean dependent var	-0.582055	
Adjusted R-squared	0.416021	S.D. dependent var	0.393785	
S.E. of regression	0.300925	Akaike info criterion	0.477281	
Sum squared resid	8.240576	Schwarz criterion	0.584813	
Log likelihood	-18.67084	Durbin-Watson stat	0.952897	

Dependent Variable: R91
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-2.813424	0.170513	-16.49980	0.0000
LOG(NMV91(-0))	0.488342	0.048020	10.16954	0.0000
LOG(NBTMV91(-0))	0.243265	0.110424	2.203006	0.0301
LOG(NDY91(-0))	0.319436	0.052127	6.127972	0.0000
R-squared	0.679477	Mean dependent var	-0.556656	
Adjusted R-squared	0.668910	S.D. dependent var	0.378472	
S.E. of regression	0.217774	Akaike info criterion	-0.169521	
Sum squared resid	4.315739	Schwarz criterion	-0.061989	
Log likelihood	12.05223	Durbin-Watson stat	1.907734	

Dependent Variable: R92
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 25 108
 Included observations: 84 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-2.128112	0.198938	-10.69735	0.0000
LOG(NMV92(-0))	0.356467	0.049220	7.242307	0.0000
LOG(NBTMV92(-0))	0.245364	0.111419	2.202164	0.0305
LOG(NDY92(-0))	0.211115	0.066123	3.192736	0.0020
R-squared	0.468100	Mean dependent var		-0.658441
Adjusted R-squared	0.448153	S.D. dependent var		0.327225
S.E. of regression	0.243084	Akaike info criterion		0.055626
Sum squared resid	4.727173	Schwarz criterion		0.171379
Log likelihood	1.663721	Durbin-Watson stat		1.439061

Dependent Variable: R93
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 37 119
 Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-3.376762	0.502914	-6.714397	0.0000
LOG(NMV93(-0))	0.817580	0.093011	8.790133	0.0000
LOG(NBTMV93(-0))	0.455621	0.176759	2.577639	0.0118
LOG(NDY93(-0))	0.353548	0.189001	1.870620	0.0651
R-squared	0.500989	Mean dependent var		-0.520269
Adjusted R-squared	0.482040	S.D. dependent var		0.332697
S.E. of regression	0.239440	Akaike info criterion		0.025969
Sum squared resid	4.529206	Schwarz criterion		0.142539
Log likelihood	2.922303	Durbin-Watson stat		1.944543

Dependent Variable: R94
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-4.134566	0.322316	-12.82768	0.0000
LOG(NMV94(-0))	0.844963	0.073527	11.49189	0.0000
LOG(NBTMV94(-0))	1.262573	0.204669	6.168864	0.0000
LOG(NDY94(-0))	-0.047931	0.048101	-0.996463	0.3217
R-squared	0.606040	Mean dependent var	-0.505017	
Adjusted R-squared	0.593052	S.D. dependent var	0.435604	
S.E. of regression	0.277882	Akaike info criterion	0.317956	
Sum squared resid	7.026896	Schwarz criterion	0.425487	
Log likelihood	-11.10290	Durbin-Watson stat	1.155924	

Dependent Variable: R95
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-2.607064	0.185207	-14.07648	0.0000
LOG(NMV95(-0))	0.282619	0.028870	9.789426	0.0000
LOG(NBTMV95(-0))	0.184772	0.064018	2.886234	0.0049
LOG(NDY95(-0))	0.312439	0.057317	5.451088	0.0000
R-squared	0.614904	Mean dependent var	-0.575537	
Adjusted R-squared	0.602209	S.D. dependent var	0.353590	
S.E. of regression	0.223012	Akaike info criterion	-0.121993	
Sum squared resid	4.525807	Schwarz criterion	-0.014462	
Log likelihood	9.794691	Durbin-Watson stat	1.330869	

Dependent Variable: R96
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-6.561196	0.929481	-7.058992	0.0000
LOG(NMV96(-0))	1.468583	0.290048	5.063236	0.0000
LOG(NBTMV96(-0))	1.096515	0.427638	2.564120	0.0120
LOG(NDY96(-0))	0.520116	0.134757	3.859668	0.0002
R-squared	0.579613	Mean dependent var	-0.538449	
Adjusted R-squared	0.565754	S.D. dependent var	0.408190	
S.E. of regression	0.268986	Akaike info criterion	0.252882	
Sum squared resid	6.584188	Schwarz criterion	0.360413	
Log likelihood	-8.011879	Durbin-Watson stat	0.688476	

Dependent Variable: R97
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-1.325855	0.146176	-9.070295	0.0000
LOG(NMV97(-0))	0.228562	0.027867	8.201809	0.0000
LOG(NBTMV97(-0))	0.156507	0.056097	2.789925	0.0064
LOG(NDY97(-0))	-0.132366	0.050795	-2.605881	0.0107
R-squared	0.426856	Mean dependent var	-0.584862	
Adjusted R-squared	0.407961	S.D. dependent var	0.369310	
S.E. of regression	0.284162	Akaike info criterion	0.362651	
Sum squared resid	7.348093	Schwarz criterion	0.470183	
Log likelihood	-13.22595	Durbin-Watson stat	1.075486	

Dependent Variable: R98

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-4.989268	1.029721	-4.845261	0.0000
LOG(NMV98(-0))	1.154694	0.256418	4.503173	0.0000
LOG(NBTMV98(-0))	1.215191	0.282711	4.298351	0.0000
LOG(NDY98(-0))	-0.214763	0.099209	-2.164751	0.0330
R-squared	0.385266	Mean dependent var	-0.598316	
Adjusted R-squared	0.365001	S.D. dependent var	0.372867	
S.E. of regression	0.297126	Akaike info criterion	0.451874	
Sum squared resid	8.033849	Schwarz criterion	0.559406	
Log likelihood	-17.46403	Durbin-Watson stat	1.132324	

Dependent Variable: R99

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 31 119

Included observations: 29

Excluded observations: 60 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA10	-13.88905	7.815184	-1.777188	0.0877
LOG(NMV99(-0))	3.137406	1.794694	1.748157	0.0927
LOG(NBTMV99(-0))	2.013318	0.699777	2.877086	0.0081
LOG(NDY99(-0))	1.294374	1.021585	1.267026	0.2168
R-squared	0.767705	Mean dependent var	-0.814014	
Adjusted R-squared	0.739830	S.D. dependent var	0.327957	
S.E. of regression	0.167281	Akaike info criterion	-0.610846	
Sum squared resid	0.699570	Schwarz criterion	-0.422254	
Log likelihood	12.85727	Durbin-Watson stat	1.764845	

Dependent Variable: R100
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-2.671872	0.247747	-10.78467	0.0000
LOG(NMV100(-0))	0.465355	0.047911	9.712949	0.0000
LOG(NBTMV100(-0))	0.091151	0.038113	2.391586	0.0188
LOG(NDY100(-0))	0.339368	0.066261	5.121654	0.0000
R-squared	0.651109	Mean dependent var	-0.593397	
Adjusted R-squared	0.639607	S.D. dependent var	0.357836	
S.E. of regression	0.214819	Akaike info criterion	-0.196850	
Sum squared resid	4.199390	Schwarz criterion	-0.089318	
Log likelihood	13.35038	Durbin-Watson stat	1.524495	

Dependent Variable: R101
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 31 119
Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-5.069263	0.670641	-7.558831	0.0000
LOG(NMV101(-0))	1.110736	0.157298	7.061357	0.0000
LOG(NBTMV101(-0))	0.735426	0.104278	7.052571	0.0000
LOG(NDY101(-0))	0.327530	0.091001	3.599187	0.0005
R-squared	0.476259	Mean dependent var	-0.571334	
Adjusted R-squared	0.457774	S.D. dependent var	0.347375	
S.E. of regression	0.255793	Akaike info criterion	0.155007	
Sum squared resid	5.561562	Schwarz criterion	0.266856	
Log likelihood	-2.897831	Durbin-Watson stat	1.184061	

Dependent Variable: R102
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-2.830978	0.192166	-14.73195	0.0000
LOG(NMV102(-0))	0.473440	0.045372	10.43460	0.0000
LOG(NBTMV102(-0))	0.360911	0.094845	3.805272	0.0003
LOG(NDY102(-0))	0.297143	0.084792	3.504362	0.0007
R-squared	0.640870	Mean dependent var	-0.574075	
Adjusted R-squared	0.629031	S.D. dependent var	0.385303	
S.E. of regression	0.234677	Akaike info criterion	-0.020018	
Sum squared resid	5.011683	Schwarz criterion	0.087514	
Log likelihood	4.950833	Durbin-Watson stat	1.414786	

Dependent Variable: R103
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-1.234930	0.357111	-3.458108	0.0008
LOG(NMV103(-0))	0.190756	0.060423	3.157024	0.0022
LOG(NBTMV103(-0))	0.335946	0.052552	6.392577	0.0000
LOG(NDY103(-0))	-0.127129	0.095678	-1.328710	0.1873
R-squared	0.399502	Mean dependent var	-0.612200	
Adjusted R-squared	0.379705	S.D. dependent var	0.365158	
S.E. of regression	0.287594	Akaike info criterion	0.386661	
Sum squared resid	7.526650	Schwarz criterion	0.494192	
Log likelihood	-14.36638	Durbin-Watson stat	0.961384	

Dependent Variable: R104
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 83
Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-2.480541	0.220804	-11.23415	0.0000
LOG(NMV104(-0))	0.388964	0.043650	8.910951	0.0000
LOG(NBTMV104(-0))	0.275749	0.046559	5.922568	0.0000
LOG(NDY104(-0))	0.078219	0.038283	2.043185	0.0444
R-squared	0.587690	Mean dependent var	-0.622831	
Adjusted R-squared	0.572033	S.D. dependent var	0.374030	
S.E. of regression	0.244687	Akaike info criterion	0.069320	
Sum squared resid	4.729870	Schwarz criterion	0.185890	
Log likelihood	1.123230	Durbin-Watson stat	1.252391	

Dependent Variable: R105
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-2.413638	0.318437	-7.579647	0.0000
LOG(NMV105(-0))	0.493151	0.073010	6.754589	0.0000
LOG(NBTMV105(-0))	0.601160	0.074651	8.052975	0.0000
LOG(NDY105(-0))	-0.015907	0.065796	-0.241767	0.8095
R-squared	0.478429	Mean dependent var	-0.609562	
Adjusted R-squared	0.461234	S.D. dependent var	0.335768	
S.E. of regression	0.246456	Akaike info criterion	0.077928	
Sum squared resid	5.527399	Schwarz criterion	0.185460	
Log likelihood	0.298417	Durbin-Watson stat	1.080991	

Dependent Variable: R106

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-2.221624	0.162670	-13.65729	0.0000
LOG(NMV106(-0))	0.347393	0.034651	10.02540	0.0000
LOG(NBTMV106(-0))	0.285170	0.061941	4.603891	0.0000
LOG(NDY106(-0))	0.112294	0.032742	3.429682	0.0009
R-squared	0.534405	Mean dependent var	-0.612019	
Adjusted R-squared	0.519056	S.D. dependent var	0.344143	
S.E. of regression	0.238664	Akaike info criterion	0.013672	
Sum squared resid	5.183400	Schwarz criterion	0.121204	
Log likelihood	3.350586	Durbin-Watson stat	1.633164	

Dependent Variable: R107

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-3.311368	0.260344	-12.71920	0.0000
LOG(NMV107(-0))	0.480829	0.049513	9.711253	0.0000
LOG(NBTMV107(-0))	0.148370	0.064167	2.312242	0.0230
LOG(NDY107(-0))	0.391029	0.052525	7.444604	0.0000
R-squared	0.557583	Mean dependent var	-0.589725	
Adjusted R-squared	0.542998	S.D. dependent var	0.345939	
S.E. of regression	0.233861	Akaike info criterion	-0.026985	
Sum squared resid	4.976887	Schwarz criterion	0.080547	
Log likelihood	5.281770	Durbin-Watson stat	1.622453	

Dependent Variable: R108

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-3.618479	0.382214	-9.467161	0.0000
LOG(NMV108(-0))	0.944121	0.096933	9.739949	0.0000
LOG(NBTMV108(-0))	1.268202	0.099893	12.69565	0.0000
LOG(NDY108(-0))	-0.212229	0.078659	-2.698081	0.0083
R-squared	0.658254	Mean dependent var	-0.569213	
Adjusted R-squared	0.646987	S.D. dependent var	0.403207	
S.E. of regression	0.239565	Akaike info criterion	0.021208	
Sum squared resid	5.222612	Schwarz criterion	0.128740	
Log likelihood	2.992604	Durbin-Watson stat	1.571839	

Dependent Variable: R109

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA11	-5.378464	0.420954	-12.77684	0.0000
LOG(NMV109(-0))	1.367187	0.131827	10.37105	0.0000
LOG(NBTMV109(-0))	1.046293	0.166517	6.283386	0.0000
LOG(NDY109(-0))	0.484135	0.074256	6.519768	0.0000
R-squared	0.598835	Mean dependent var	-0.591663	
Adjusted R-squared	0.585610	S.D. dependent var	0.368061	
S.E. of regression	0.236932	Akaike info criterion	-0.000891	
Sum squared resid	5.108460	Schwarz criterion	0.106640	
Log likelihood	4.042334	Durbin-Watson stat	1.536914	

Dependent Variable: R110
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 25 114
 Included observations: 42
 Excluded observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	45.98895	27.74416	1.657608	0.1056
LOG(NMV110(-0))	-12.99766	7.752442	-1.676589	0.1018
LOG(NBTMV110(-0))	1.052177	0.184235	5.711067	0.0000
LOG(NDY110(-0))	-14.34593	7.980803	-1.797555	0.0802
R-squared	0.806338	Mean dependent var	-0.760849	
Adjusted R-squared	0.791049	S.D. dependent var	0.359311	
S.E. of regression	0.164246	Akaike info criterion	-0.684516	
Sum squared resid	1.025111	Schwarz criterion	-0.519024	
Log likelihood	18.37483	Durbin-Watson stat	1.412256	

Dependent Variable: R111
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-3.442565	0.310272	-11.09531	0.0000
LOG(NMV111(-0))	0.713283	0.091844	7.766228	0.0000
LOG(NBTMV111(-0))	0.748925	0.246118	3.042949	0.0031
LOG(NDY111(-0))	0.149782	0.149256	1.003521	0.3183
R-squared	0.499462	Mean dependent var	-0.578244	
Adjusted R-squared	0.482961	S.D. dependent var	0.380860	
S.E. of regression	0.273859	Akaike info criterion	0.288788	
Sum squared resid	6.824898	Schwarz criterion	0.396320	
Log likelihood	-9.717434	Durbin-Watson stat	1.177826	

Dependent Variable: R112
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-3.220088	0.252791	-12.73816	0.0000
LOG(NMV112(-0))	0.695049	0.055929	12.42735	0.0000
LOG(NBTMV112(-0))	0.689809	0.068166	10.11947	0.0000
LOG(NDY112(-0))	0.087145	0.041521	2.098838	0.0386
R-squared	0.650877	Mean dependent var	-0.570778	
Adjusted R-squared	0.639368	S.D. dependent var	0.389936	
S.E. of regression	0.234167	Akaike info criterion	-0.024373	
Sum squared resid	4.989901	Schwarz criterion	0.083158	
Log likelihood	5.157732	Durbin-Watson stat	1.694105	

Dependent Variable: R113
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 37 114
 Included observations: 54
 Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-0.048721	0.615935	-0.079101	0.9373
LOG(NMV113(-0))	-0.040554	0.146970	-0.275931	0.7837
LOG(NBTMV113(-0))	0.325947	0.086777	3.756133	0.0005
LOG(NDY113(-0))	-0.299071	0.109086	-2.741611	0.0085
R-squared	0.381673	Mean dependent var	-0.636273	
Adjusted R-squared	0.344574	S.D. dependent var	0.344806	
S.E. of regression	0.279150	Akaike info criterion	0.357050	
Sum squared resid	3.896229	Schwarz criterion	0.504383	
Log likelihood	-5.640362	Durbin-Watson stat	1.186723	

Dependent Variable: R114

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 43 119

Included observations: 77 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-3.027223	0.233366	-12.97197	0.0000
LOG(NMV114(-0))	0.481604	0.057197	8.420167	0.0000
LOG(NBTMV114(-0))	0.152178	0.112208	1.356211	0.1792
LOG(NDY114(-0))	0.424964	0.061888	6.866633	0.0000
R-squared	0.677910	Mean dependent var	-0.484388	
Adjusted R-squared	0.664673	S.D. dependent var	0.331489	
S.E. of regression	0.191957	Akaike info criterion	-0.412544	
Sum squared resid	2.689857	Schwarz criterion	-0.290788	
Log likelihood	19.88295	Durbin-Watson stat	1.926418	

Dependent Variable: R115

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:22

Sample(adjusted): 37 108

Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-2.541488	0.255088	-9.963176	0.0000
LOG(NMV115(-0))	0.400494	0.048005	8.342810	0.0000
LOG(NBTMV115(-0))	0.119238	0.088834	1.342265	0.1840
LOG(NDY115(-0))	0.208607	0.042874	4.865616	0.0000
R-squared	0.528938	Mean dependent var	-0.581165	
Adjusted R-squared	0.508156	S.D. dependent var	0.308065	
S.E. of regression	0.216051	Akaike info criterion	-0.172650	
Sum squared resid	3.174112	Schwarz criterion	-0.046169	
Log likelihood	10.21541	Durbin-Watson stat	1.521846	

Dependent Variable: R116
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 43 114
Included observations: 60
Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-0.312293	0.514296	-0.607224	0.5462
LOG(NMV116(-0))	0.037227	0.111228	0.334688	0.7391
LOG(NBTMV116(-0))	0.344968	0.106941	3.225770	0.0021
LOG(NDY116(-0))	-0.252939	0.069507	-3.639025	0.0006
R-squared	0.416713	Mean dependent var	-0.589858	
Adjusted R-squared	0.385465	S.D. dependent var	0.332158	
S.E. of regression	0.260386	Akaike info criterion	0.211038	
Sum squared resid	3.796850	Schwarz criterion	0.350661	
Log likelihood	-2.331129	Durbin-Watson stat	1.534458	

Dependent Variable: R117
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:22
Sample(adjusted): 31 119
Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-1.939359	0.247549	-7.834247	0.0000
LOG(NMV117(-0))	0.298751	0.039937	7.480607	0.0000
LOG(NBTMV117(-0))	0.309369	0.058052	5.329141	0.0000
LOG(NDY117(-0))	0.101298	0.071697	1.412855	0.1613
R-squared	0.602054	Mean dependent var	-0.559251	
Adjusted R-squared	0.588009	S.D. dependent var	0.331325	
S.E. of regression	0.212666	Akaike info criterion	-0.214283	
Sum squared resid	3.844287	Schwarz criterion	-0.102435	
Log likelihood	13.53562	Durbin-Watson stat	1.717409	

Dependent Variable: R118
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 31 119
 Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-2.680858	0.733661	-3.654081	0.0004
LOG(NMV118(-0))	0.538407	0.128556	4.188121	0.0001
LOG(NBTMV118(-0))	0.463866	0.060716	7.639990	0.0000
LOG(NDY118(-0))	0.201437	0.159428	1.263495	0.2099
R-squared	0.635166	Mean dependent var	-0.556734	
Adjusted R-squared	0.622289	S.D. dependent var	0.352788	
S.E. of regression	0.216817	Akaike info criterion	-0.175621	
Sum squared resid	3.995829	Schwarz criterion	-0.063772	
Log likelihood	11.81511	Durbin-Watson stat	1.239290	

Dependent Variable: R119
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 31 119
 Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA12	-3.646659	0.436029	-8.363342	0.0000
LOG(NMV119(-0))	0.779632	0.093363	8.350540	0.0000
LOG(NBTMV119(-0))	0.784126	0.072543	10.80911	0.0000
LOG(NDY119(-0))	0.147370	0.077800	1.894211	0.0616
R-squared	0.635340	Mean dependent var	-0.572445	
Adjusted R-squared	0.622469	S.D. dependent var	0.330897	
S.E. of regression	0.203315	Akaike info criterion	-0.304220	
Sum squared resid	3.513637	Schwarz criterion	-0.192371	
Log likelihood	17.53779	Durbin-Watson stat	1.385653	

Dependent Variable: R120
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 31 119
 Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-3.803624	0.278132	-13.67559	0.0000
LOG(NMV120(-0))	0.812660	0.065246	12.45534	0.0000
LOG(NBTMV120(-0))	0.690334	0.168593	4.094665	0.0001
LOG(NDY120(-0))	0.339049	0.119642	2.833866	0.0057
R-squared	0.670946	Mean dependent var	-0.510195	
Adjusted R-squared	0.659332	S.D. dependent var	0.379329	
S.E. of regression	0.221402	Akaike info criterion	-0.133771	
Sum squared resid	4.166601	Schwarz criterion	-0.021922	
Log likelihood	9.952813	Durbin-Watson stat	1.313006	

Dependent Variable: R121
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 37 119
 Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-1.424349	0.274751	-5.184146	0.0000
LOG(NMV121(-0))	0.221911	0.059211	3.747776	0.0003
LOG(NBTMV121(-0))	0.252090	0.031740	7.942339	0.0000
LOG(NDY121(-0))	0.067137	0.067195	0.999134	0.3208
R-squared	0.505996	Mean dependent var	-0.554124	
Adjusted R-squared	0.487237	S.D. dependent var	0.309561	
S.E. of regression	0.221669	Akaike info criterion	-0.128271	
Sum squared resid	3.881832	Schwarz criterion	-0.011700	
Log likelihood	9.323238	Durbin-Watson stat	1.755480	

Dependent Variable: R122
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 108
 Included observations: 48
 Excluded observations: 36 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-1.649699	0.566458	-2.912307	0.0056
LOG(NMV122(-0))	0.304108	0.144202	2.108898	0.0407
LOG(NBTMV122(-0))	0.344082	0.031189	11.03221	0.0000
LOG(NDY122(-0))	0.032890	0.131313	0.250467	0.8034
R-squared	0.838921	Mean dependent var	-0.717283	
Adjusted R-squared	0.827939	S.D. dependent var	0.320160	
S.E. of regression	0.132803	Akaike info criterion	-1.120238	
Sum squared resid	0.776017	Schwarz criterion	-0.964305	
Log likelihood	30.88571	Durbin-Watson stat	1.697341	

Dependent Variable: R123
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-1.648814	0.118960	-13.86019	0.0000
LOG(NMV123(-0))	0.195903	0.021007	9.325666	0.0000
LOG(NBTMV123(-0))	0.124236	0.063920	1.943637	0.0550
LOG(NDY123(-0))	0.143741	0.060778	2.365008	0.0202
R-squared	0.505330	Mean dependent var	-0.591428	
Adjusted R-squared	0.489022	S.D. dependent var	0.345915	
S.E. of regression	0.247269	Akaike info criterion	0.084516	
Sum squared resid	5.563934	Schwarz criterion	0.192048	
Log likelihood	-0.014516	Durbin-Watson stat	0.888718	

Dependent Variable: R124
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 37 108
 Included observations: 72 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-3.008787	0.364763	-8.248612	0.0000
LOG(NMV124(-0))	0.417886	0.061343	6.812291	0.0000
LOG(NBTMV124(-0))	0.021261	0.110463	0.192471	0.8479
LOG(NDY124(-0))	0.221896	0.070785	3.134796	0.0025
R-squared	0.481415	Mean dependent var	-0.604398	
Adjusted R-squared	0.458537	S.D. dependent var	0.297345	
S.E. of regression	0.218799	Akaike info criterion	-0.147373	
Sum squared resid	3.255366	Schwarz criterion	-0.020892	
Log likelihood	9.305440	Durbin-Watson stat	1.464557	

Dependent Variable: R125
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 31 119
 Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-4.649211	0.303943	-15.29635	0.0000
LOG(NMV125(-0))	0.854993	0.064014	13.35633	0.0000
LOG(NBTMV125(-0))	0.755002	0.134981	5.593389	0.0000
LOG(NDY125(-0))	0.236892	0.104842	2.259506	0.0264
R-squared	0.696016	Mean dependent var	-0.536476	
Adjusted R-squared	0.685287	S.D. dependent var	0.357232	
S.E. of regression	0.200405	Akaike info criterion	-0.333054	
Sum squared resid	3.413772	Schwarz criterion	-0.221205	
Log likelihood	18.82089	Durbin-Watson stat	1.465602	

Dependent Variable: R126
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 43 119
 Included observations: 59
 Excluded observations: 18 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-5.757338	0.821987	-7.004171	0.0000
LOG(NMV126(-0))	0.945345	0.157504	6.002033	0.0000
LOG(NBTMV126(-0))	0.850296	0.236661	3.592885	0.0007
LOG(NDY126(-0))	0.046023	0.038874	1.183895	0.2415
R-squared	0.461090	Mean dependent var	-0.524770	
Adjusted R-squared	0.431695	S.D. dependent var	0.393762	
S.E. of regression	0.296842	Akaike info criterion	0.474154	
Sum squared resid	4.846325	Schwarz criterion	0.615004	
Log likelihood	-9.987532	Durbin-Watson stat	1.578269	

Dependent Variable: R127
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 67 119
 Included observations: 53 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-1.799791	0.403650	-4.458790	0.0000
LOG(NMV127(-0))	0.326452	0.090222	3.618307	0.0007
LOG(NBTMV127(-0))	0.112426	0.108377	1.037363	0.3047
LOG(NDY127(-0))	0.202063	0.089975	2.245767	0.0293
R-squared	0.281034	Mean dependent var	-0.393351	
Adjusted R-squared	0.237016	S.D. dependent var	0.268385	
S.E. of regression	0.234431	Akaike info criterion	0.009165	
Sum squared resid	2.692947	Schwarz criterion	0.157866	
Log likelihood	3.757131	Durbin-Watson stat	2.015758	

Dependent Variable: R128
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 43 119
 Included observations: 65
 Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-2.399558	0.388958	-6.169201	0.0000
LOG(NMV128(-0))	0.378355	0.059499	6.358968	0.0000
LOG(NBTMV128(-0))	0.443190	0.104155	4.255120	0.0001
LOG(NDY128(-0))	0.001506	0.092953	0.016201	0.9871
R-squared	0.587018	Mean dependent var	-0.490628	
Adjusted R-squared	0.566707	S.D. dependent var	0.373880	
S.E. of regression	0.246106	Akaike info criterion	0.093458	
Sum squared resid	3.694670	Schwarz criterion	0.227266	
Log likelihood	0.962614	Durbin-Watson stat	1.817463	

Dependent Variable: R129
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 89
 Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA13	-2.300836	0.186621	-12.32890	0.0000
LOG(NMV129(-0))	0.332911	0.034099	9.763137	0.0000
LOG(NBTMV129(-0))	0.414371	0.099768	4.153341	0.0001
LOG(NDY129(-0))	0.067245	0.091851	0.732116	0.4661
R-squared	0.529871	Mean dependent var	-0.597386	
Adjusted R-squared	0.513278	S.D. dependent var	0.362241	
S.E. of regression	0.252719	Akaike info criterion	0.130824	
Sum squared resid	5.428676	Schwarz criterion	0.242672	
Log likelihood	-1.821652	Durbin-Watson stat	1.233879	

Dependent Variable: R130

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:23

Sample(adjusted): 31 119

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-2.766874	0.278443	-9.936931	0.0000
LOG(NMV130(-0))	0.454175	0.042545	10.67516	0.0000
LOG(NBTMV130(-0))	0.373320	0.087128	4.284706	0.0000
LOG(NDY130(-0))	0.093956	0.049590	1.894653	0.0615
R-squared	0.645306	Mean dependent var	-0.530562	
Adjusted R-squared	0.632788	S.D. dependent var	0.378302	
S.E. of regression	0.229243	Akaike info criterion	-0.064162	
Sum squared resid	4.466965	Schwarz criterion	0.047686	
Log likelihood	6.855231	Durbin-Watson stat	1.788502	

Dependent Variable: R131

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:23

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-1.297119	0.576661	-2.249360	0.0269
LOG(NMV131(-0))	0.169508	0.085988	1.971306	0.0517
LOG(NBTMV131(-0))	0.376569	0.052280	7.202921	0.0000
LOG(NDY131(-0))	-0.146759	0.110657	-1.326249	0.1881
R-squared	0.390538	Mean dependent var	-0.614409	
Adjusted R-squared	0.370446	S.D. dependent var	0.367836	
S.E. of regression	0.291858	Akaike info criterion	0.416091	
Sum squared resid	7.751456	Schwarz criterion	0.523623	
Log likelihood	-15.76434	Durbin-Watson stat	1.104233	

Dependent Variable: R132

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:23

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-3.704635	0.702465	-5.273768	0.0000
LOG(NMV132(-0))	0.688892	0.126887	5.429173	0.0000
LOG(NBTMV132(-0))	0.510694	0.078358	6.517469	0.0000
LOG(NDY132(-0))	0.387903	0.121385	3.195652	0.0019
R-squared	0.427790	Mean dependent var	-0.600424	
Adjusted R-squared	0.408926	S.D. dependent var	0.354275	
S.E. of regression	0.272371	Akaike info criterion	0.277893	
Sum squared resid	6.750945	Schwarz criterion	0.385425	
Log likelihood	-9.199929	Durbin-Watson stat	1.248868	

Dependent Variable: R133

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:23

Sample(adjusted): 25 119

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-4.862696	0.451371	-10.77316	0.0000
LOG(NMV133(-0))	0.531946	0.060854	8.741362	0.0000
LOG(NBTMV133(-0))	0.072551	0.110267	0.657957	0.5122
LOG(NDY133(-0))	0.314989	0.046088	6.834453	0.0000
R-squared	0.577445	Mean dependent var	-0.572842	
Adjusted R-squared	0.563515	S.D. dependent var	0.371510	
S.E. of regression	0.245446	Akaike info criterion	0.069713	
Sum squared resid	5.482178	Schwarz criterion	0.177245	
Log likelihood	0.688627	Durbin-Watson stat	1.124376	

Dependent Variable: R134
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	1.871191	0.880725	2.124604	0.0363
LOG(NMV134(-0))	-0.705059	0.220564	-3.196627	0.0019
LOG(NBTMV134(-0))	-0.997686	0.199453	-5.002100	0.0000
LOG(NDY134(-0))	0.265760	0.039441	6.738092	0.0000
R-squared	0.700317	Mean dependent var	-0.561107	
Adjusted R-squared	0.690438	S.D. dependent var	0.404012	
S.E. of regression	0.224785	Akaike info criterion	-0.106149	
Sum squared resid	4.598088	Schwarz criterion	0.001383	
Log likelihood	9.042070	Durbin-Watson stat	1.294155	

Dependent Variable: R135
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-2.280543	0.611243	-3.730993	0.0003
LOG(NMV135(-0))	0.324371	0.093221	3.479583	0.0008
LOG(NBTMV135(-0))	0.432830	0.065809	6.577041	0.0000
LOG(NDY135(-0))	0.084534	0.119206	0.709138	0.4801
R-squared	0.587543	Mean dependent var	-0.611705	
Adjusted R-squared	0.573946	S.D. dependent var	0.368040	
S.E. of regression	0.240230	Akaike info criterion	0.026751	
Sum squared resid	5.251641	Schwarz criterion	0.134283	
Log likelihood	2.729310	Durbin-Watson stat	1.664301	

Dependent Variable: R136
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-5.681218	0.323359	-17.56937	0.0000
LOG(NMV136(-0))	0.951547	0.071265	13.35225	0.0000
LOG(NBTMV136(-0))	1.085053	0.187104	5.799190	0.0000
LOG(NDY136(-0))	0.075822	0.151052	0.501963	0.6169
R-squared	0.750749	Mean dependent var	-0.495287	
Adjusted R-squared	0.742532	S.D. dependent var	0.433363	
S.E. of regression	0.219894	Akaike info criterion	-0.150145	
Sum squared resid	4.400174	Schwarz criterion	-0.042614	
Log likelihood	11.13190	Durbin-Watson stat	1.279511	

Dependent Variable: R137
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 25 114
Included observations: 90 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-2.304040	0.167910	-13.72184	0.0000
LOG(NMV137(-0))	0.290431	0.025323	11.46892	0.0000
LOG(NBTMV137(-0))	0.236894	0.035792	6.618709	0.0000
LOG(NDY137(-0))	0.082401	0.043021	1.915385	0.0588
R-squared	0.610627	Mean dependent var	-0.600620	
Adjusted R-squared	0.597044	S.D. dependent var	0.348279	
S.E. of regression	0.221083	Akaike info criterion	-0.137128	
Sum squared resid	4.203493	Schwarz criterion	-0.026025	
Log likelihood	10.17075	Durbin-Watson stat	1.866150	

Dependent Variable: R138
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 83
 Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	-2.455285	3.409203	-0.720193	0.4735
LOG(NMV138(-0))	0.434173	0.592796	0.732416	0.4661
LOG(NBTMV138(-0))	0.587424	0.534282	1.099464	0.2749
LOG(NDY138(-0))	-0.583418	0.226999	-2.570134	0.0120
R-squared	0.186075	Mean dependent var	-0.597682	
Adjusted R-squared	0.155166	S.D. dependent var	0.398726	
S.E. of regression	0.366488	Akaike info criterion	0.877291	
Sum squared resid	10.61076	Schwarz criterion	0.993861	
Log likelihood	-32.40757	Durbin-Watson stat	0.696648	

Dependent Variable: R139
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA14	1.996206	2.073013	0.962949	0.3381
LOG(NMV139(-0))	-0.654267	0.403286	-1.622339	0.1082
LOG(NBTMV139(-0))	-1.171375	0.321116	-3.647824	0.0004
LOG(NDY139(-0))	0.367055	0.117875	3.113923	0.0025
R-squared	0.620332	Mean dependent var	-0.550126	
Adjusted R-squared	0.607815	S.D. dependent var	0.414938	
S.E. of regression	0.259853	Akaike info criterion	0.183794	
Sum squared resid	6.144657	Schwarz criterion	0.291325	
Log likelihood	-4.730196	Durbin-Watson stat	0.979120	

Dependent Variable: R140
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-3.569513	0.303606	-11.75706	0.0000
LOG(NMV140(-0))	0.424036	0.040674	10.42522	0.0000
LOG(NBTMV140(-0))	0.080706	0.063666	1.267641	0.2082
LOG(NDY140(-0))	0.388212	0.084570	4.590430	0.0000
R-squared	0.674709	Mean dependent var	-0.542339	
Adjusted R-squared	0.663985	S.D. dependent var	0.390230	
S.E. of regression	0.226204	Akaike info criterion	-0.093569	
Sum squared resid	4.656298	Schwarz criterion	0.013963	
Log likelihood	8.444509	Durbin-Watson stat	1.482893	

Dependent Variable: R141
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-3.965090	0.521297	-7.606204	0.0000
LOG(NMV141(-0))	0.396809	0.093712	4.234326	0.0001
LOG(NBTMV141(-0))	0.202633	0.217215	0.932869	0.3534
LOG(NDY141(-0))	0.311869	0.112482	2.772601	0.0067
R-squared	0.593167	Mean dependent var	-0.572031	
Adjusted R-squared	0.579755	S.D. dependent var	0.362757	
S.E. of regression	0.235162	Akaike info criterion	-0.015891	
Sum squared resid	5.032405	Schwarz criterion	0.091640	
Log likelihood	4.754837	Durbin-Watson stat	1.461545	

Dependent Variable: R142
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 114
 Included observations: 90 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-2.276074	0.360372	-6.315901	0.0000
LOG(NMV142(-0))	0.312590	0.042484	7.357918	0.0000
LOG(NBTMV142(-0))	0.163714	0.081947	1.997813	0.0489
LOG(NDY142(-0))	0.033677	0.079167	0.425385	0.6716
R-squared	0.409387	Mean dependent var	-0.553788	
Adjusted R-squared	0.388784	S.D. dependent var	0.417041	
S.E. of regression	0.326044	Akaike info criterion	0.639855	
Sum squared resid	9.142183	Schwarz criterion	0.750958	
Log likelihood	-24.79350	Durbin-Watson stat	0.591240	

Dependent Variable: R143
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-2.963410	1.299143	-2.281049	0.0249
LOG(NMV143(-0))	0.591849	0.324599	1.823326	0.0715
LOG(NBTMV143(-0))	0.525270	0.338840	1.550200	0.1246
LOG(NDY143(-0))	-0.042577	0.071288	-0.597257	0.5518
R-squared	0.105429	Mean dependent var	-0.602780	
Adjusted R-squared	0.075937	S.D. dependent var	0.363408	
S.E. of regression	0.349338	Akaike info criterion	0.775639	
Sum squared resid	11.10537	Schwarz criterion	0.883171	
Log likelihood	-32.84286	Durbin-Watson stat	0.566192	

Dependent Variable: R144
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-2.557691	0.190741	-13.40924	0.0000
LOG(NMV144(-0))	0.410486	0.038398	10.69030	0.0000
LOG(NBTMV144(-0))	0.241295	0.083954	2.874126	0.0050
LOG(NDY144(-0))	0.170248	0.037595	4.528489	0.0000
R-squared	0.560774	Mean dependent var		-0.597042
Adjusted R-squared	0.546294	S.D. dependent var		0.354563
S.E. of regression	0.238826	Akaike info criterion		0.015026
Sum squared resid	5.190424	Schwarz criterion		0.122558
Log likelihood	3.286264	Durbin-Watson stat		1.496958

Dependent Variable: R145
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 71
Excluded observations: 24 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	2.478588	2.903125	0.853765	0.3963
LOG(NMV145(-0))	-0.566297	0.582613	-0.971995	0.3345
LOG(NBTMV145(-0))	-0.214703	0.453793	-0.473130	0.6377
LOG(NDY145(-0))	-0.352816	0.081807	-4.312775	0.0001
R-squared	0.552546	Mean dependent var		-0.686836
Adjusted R-squared	0.532511	S.D. dependent var		0.376087
S.E. of regression	0.257143	Akaike info criterion		0.176319
Sum squared resid	4.430203	Schwarz criterion		0.303793
Log likelihood	-2.259309	Durbin-Watson stat		1.237140

Dependent Variable: R146
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-3.214375	0.509967	-6.303107	0.0000
LOG(NMV146(-0))	0.394327	0.058281	6.765909	0.0000
LOG(NBTMV146(-0))	0.316759	0.047752	6.633474	0.0000
LOG(NDY146(-0))	0.057114	0.164716	0.346740	0.7296
R-squared	0.772257	Mean dependent var	-0.495202	
Adjusted R-squared	0.764749	S.D. dependent var	0.435509	
S.E. of regression	0.211234	Akaike info criterion	-0.230509	
Sum squared resid	4.060394	Schwarz criterion	-0.122978	
Log likelihood	14.94919	Durbin-Watson stat	1.920752	

Dependent Variable: R147
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 89
Excluded observations: 6 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-7.301176	1.965741	-3.714211	0.0004
LOG(NMV147(-0))	1.135809	0.294429	3.857671	0.0002
LOG(NBTMV147(-0))	0.637162	0.070770	9.003251	0.0000
LOG(NDY147(-0))	0.579457	0.240572	2.408665	0.0182
R-squared	0.661551	Mean dependent var	-0.592008	
Adjusted R-squared	0.649606	S.D. dependent var	0.396820	
S.E. of regression	0.234894	Akaike info criterion	-0.015462	
Sum squared resid	4.689893	Schwarz criterion	0.096387	
Log likelihood	4.688057	Durbin-Watson stat	1.487640	

Dependent Variable: R148
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	-11.15596	0.919396	-12.13401	0.0000
LOG(NMV148(-0))	2.842105	0.211659	13.42777	0.0000
LOG(NBTMV148(-0))	3.099883	0.282726	10.96426	0.0000
LOG(NDY148(-0))	-0.023305	0.182496	-0.127700	0.8987
R-squared	0.687140	Mean dependent var	-0.514280	
Adjusted R-squared	0.676826	S.D. dependent var	0.437196	
S.E. of regression	0.248539	Akaike info criterion	0.094756	
Sum squared resid	5.621200	Schwarz criterion	0.202288	
Log likelihood	-0.500907	Durbin-Watson stat	0.721583	

Dependent Variable: R149
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA15	1.462907	1.414553	1.034184	0.3038
LOG(NMV149(-0))	-0.509874	0.296703	-1.718468	0.0891
LOG(NBTMV149(-0))	-0.699722	0.268094	-2.609986	0.0106
LOG(NDY149(-0))	0.028395	0.107155	0.264987	0.7916
R-squared	0.100100	Mean dependent var	-0.538735	
Adjusted R-squared	0.070433	S.D. dependent var	0.424007	
S.E. of regression	0.408802	Akaike info criterion	1.090021	
Sum squared resid	15.20783	Schwarz criterion	1.197553	
Log likelihood	-47.77600	Durbin-Watson stat	0.457523	

Dependent Variable: R150
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 31 108
 Included observations: 78 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-2.128285	0.619263	-3.436804	0.0010
LOG(NMV150(-0))	0.303010	0.112741	2.687657	0.0089
LOG(NBTMV150(-0))	0.212963	0.057825	3.682888	0.0004
LOG(NDY150(-0))	0.063849	0.110607	0.577262	0.5655
R-squared	0.276051	Mean dependent var	-0.627035	
Adjusted R-squared	0.246702	S.D. dependent var	0.332531	
S.E. of regression	0.288613	Akaike info criterion	0.402461	
Sum squared resid	6.164015	Schwarz criterion	0.523318	
Log likelihood	-11.69597	Durbin-Watson stat	1.402864	

Dependent Variable: R151
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-2.496573	0.619809	-4.027972	0.0001
LOG(NMV151(-0))	0.411134	0.086132	4.773330	0.0000
LOG(NBTMV151(-0))	0.347719	0.056654	6.137542	0.0000
LOG(NDY151(-0))	0.199703	0.139160	1.435065	0.1547
R-squared	0.601248	Mean dependent var	-0.584258	
Adjusted R-squared	0.588102	S.D. dependent var	0.352067	
S.E. of regression	0.225954	Akaike info criterion	-0.095780	
Sum squared resid	4.646014	Schwarz criterion	0.011752	
Log likelihood	8.549529	Durbin-Watson stat	1.531331	

Dependent Variable: R152
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-8.996219	0.675170	-13.32438	0.0000
LOG(NMV152(-0))	0.902227	0.066470	13.57345	0.0000
LOG(NBTMV152(-0))	0.019824	0.101293	0.195706	0.8453
LOG(NDY152(-0))	0.976810	0.113352	8.617460	0.0000
R-squared	0.679787	Mean dependent var	-0.524772	
Adjusted R-squared	0.669231	S.D. dependent var	0.414282	
S.E. of regression	0.238264	Akaike info criterion	0.010317	
Sum squared resid	5.166041	Schwarz criterion	0.117849	
Log likelihood	3.509930	Durbin-Watson stat	1.352852	

Dependent Variable: R153
 Method: Least Squares
 Date: 07/14/05 Time: 18:23
 Sample(adjusted): 25 119
 Included observations: 83
 Excluded observations: 12 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-2.248121	0.325566	-6.905271	0.0000
LOG(NMV153(-0))	0.364301	0.052690	6.914012	0.0000
LOG(NBTMV153(-0))	0.478450	0.064551	7.411931	0.0000
LOG(NDY153(-0))	-0.013346	0.076056	-0.175478	0.8612
R-squared	0.556979	Mean dependent var	-0.633170	
Adjusted R-squared	0.540156	S.D. dependent var	0.358813	
S.E. of regression	0.243318	Akaike info criterion	0.058097	
Sum squared resid	4.677084	Schwarz criterion	0.174668	
Log likelihood	1.588977	Durbin-Watson stat	1.155945	

Dependent Variable: R154
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 25 119
Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-6.661241	0.425836	-15.64273	0.0000
LOG(NMV154(-0))	1.488365	0.110295	13.49442	0.0000
LOG(NBTMV154(-0))	1.392020	0.156785	8.878527	0.0000
LOG(NDY154(-0))	0.065539	0.053492	1.225200	0.2237
R-squared	0.739606	Mean dependent var	-0.507180	
Adjusted R-squared	0.731022	S.D. dependent var	0.442136	
S.E. of regression	0.229305	Akaike info criterion	-0.066331	
Sum squared resid	4.784867	Schwarz criterion	0.041201	
Log likelihood	7.150722	Durbin-Watson stat	1.454540	

Dependent Variable: R156
Method: Least Squares
Date: 07/14/05 Time: 18:23
Sample(adjusted): 31 119
Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-2.944762	0.795218	-3.703089	0.0004
LOG(NMV156(-0))	0.509399	0.126941	4.012887	0.0001
LOG(NBTMV156(-0))	0.342207	0.108496	3.154086	0.0022
LOG(NDY156(-0))	0.264249	0.237806	1.111193	0.2696
R-squared	0.501587	Mean dependent var	-0.572795	
Adjusted R-squared	0.483996	S.D. dependent var	0.346673	
S.E. of regression	0.249027	Akaike info criterion	0.101390	
Sum squared resid	5.271217	Schwarz criterion	0.213238	
Log likelihood	-0.511840	Durbin-Watson stat	1.836652	

Dependent Variable: R157

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:23

Sample(adjusted): 37 119

Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-2.004528	0.144738	-13.84938	0.0000
LOG(NMV157(-0))	0.284044	0.046934	6.051954	0.0000
LOG(NBTMV157(-0))	0.031887	0.102305	0.311684	0.7561
LOG(NDY157(-0))	0.239440	0.058630	4.083954	0.0001
R-squared	0.576350	Mean dependent var	-0.521170	
Adjusted R-squared	0.560262	S.D. dependent var	0.301058	
S.E. of regression	0.199639	Akaike info criterion	-0.337615	
Sum squared resid	3.148618	Schwarz criterion	-0.221044	
Log likelihood	18.01100	Durbin-Watson stat	1.297284	

Dependent Variable: R158

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:23

Sample(adjusted): 31 119

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-2.060479	0.230314	-8.946376	0.0000
LOG(NMV158(-0))	0.340147	0.047532	7.156236	0.0000
LOG(NBTMV158(-0))	0.343853	0.038670	8.891954	0.0000
LOG(NDY158(-0))	-0.039811	0.039531	-1.007082	0.3168
R-squared	0.507992	Mean dependent var	-0.585408	
Adjusted R-squared	0.490627	S.D. dependent var	0.323262	
S.E. of regression	0.230714	Akaike info criterion	-0.051377	
Sum squared resid	4.524443	Schwarz criterion	0.060472	
Log likelihood	6.286280	Durbin-Watson stat	1.707945	

Dependent Variable: R159

Method: Least Squares

Date: 07/14/05 Time: 18:23

Sample(adjusted): 25 78

Included observations: 54 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BITA16	-1.720895	0.663972	-2.591817	0.0125
LOG(NMV159(-0))	0.251338	0.181860	1.382040	0.1731
LOG(NBTMV159(-0))	0.115298	0.099735	1.156046	0.2532
LOG(NDY159(-0))	0.203918	0.150806	1.352189	0.1824
R-squared	0.192442	Mean dependent var	-0.846845	
Adjusted R-squared	0.143989	S.D. dependent var	0.350059	
S.E. of regression	0.323878	Akaike info criterion	0.654287	
Sum squared resid	5.244847	Schwarz criterion	0.801619	
Log likelihood	-13.66576	Durbin-Watson stat	1.657560	