

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

108

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ  
ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ



ΣΥΓΧΡΟΝΙΣΜΟΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΕΚΤΙΚΟΤΗΤΑ:  
ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ  
ΚΑΙ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ  
ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΩΝ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΤΩΝ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟΣ ΦΟΙΤΗΤΗΣ: ΝΙΚΟΛΑΪΔΗΣ ΑΛΕΞΙΟΣ  
ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΦΙΛΙΠΠΑΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ



00140208

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2001

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΕΣ.	40208
Θ.Ο.Μ.Π.	21277422002
ΤΑΞΙΔ.	658. 159 Ν1
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	

## ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περίληψη.....	2
1. Εισαγωγή.....	3
2. Μέτρα αξιολόγησης της επίδοσης των διαχειριστών.....	6
2.1 Δείκτης Treynor.....	6
2.2 Δείκτης Sharpe.....	7
2.3 Treynor-Mazuy.....	8
2.4 Κριτήριο Jensen.....	13
2.5 Συμβολή του Fama.....	16
2.6 Fabozzi-Francis.....	17
2.7 Henriksson-Merton.....	21
2.8 Bhattacharya-Pfleiderer.....	23
2.9 Henriksson.....	30
2.10 Lockwood-Kadiyala.....	32
2.11 Ferson-Schadt.....	38
3. Δείγμα.....	46
4. Εμπειρικά αποτελέσματα.....	47
5. Συμπεράσματα-Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....	54
Παράρτημα I.....	56
Παράρτημα II.....	58
Παράρτημα III.....	59
Παράρτημα IV.....	67
Αρθρογραφία.....	75

# ΣΥΓΧΡΟΝΙΣΜΟΣ ΚΑΙ ΕΠΙΛΕΚΤΙΚΟΤΗΤΑ: ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΚΑΙ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΗΣ ΕΠΙΔΟΣΗΣ ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΩΝ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΤΩΝ

Νικολαΐδης Αλέξιος

Μεταπτυχιακό Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής  
Πανεπιστήμιο Πειραιώς

## Περίληψη

Στην παρούσα εργασία επιχειρείται κατ' αρχάς ανασκόπηση των κυριότερων οικονομετρικών υποδειγμάτων που χρησιμοποιούνται για την αξιολόγηση των επιδόσεων των Α/Κ. Στη συνέχεια εκτιμώνται οι δείκτες Treynor (1965) και Sharpe (1966), καθώς και τα υποδείγματα των Jensen (1968), Treynor-Mazuy (1966), Henriksson-Merton (1981) και Bhattacharya-Pfleiderer (1983) σε ένα δείγμα 34 ελληνικών μετοχικών και μικτών Α/Κ που εμφανίζουν συνεχή μηνιαία στοιχεία για το χρονικό διάστημα Ιανουαρίου 1996-Δεκεμβρίου 1999. Το ενεργητικό των αμοιβαίων αυτών αποτελεί το 70% του συνολικού ενεργητικού όλων των αμοιβαίων των συγκεκριμένων κατηγοριών. Τα συμπεράσματα μπορούν να συνοψιστούν ως εξής: βρίσκονται μικρές ενδείξεις ύπαρξης ανώτερων χαρακτηριστικών επιλεκτικότητας σε καθαρά ατομικό επίπεδο, ενώ οι διαχειριστές του δείγματος δεν επιδεικνύουν ικανότητες συγχρονισμού.

## 1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η σημασία των αμοιβαίων κεφαλαίων (Α/Κ) στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου έχει αυξηθεί σημαντικά τα τελευταία 15 χρόνια, τόσο στην παγκόσμια όσο και την εγχώρια αγορά. Το φαινόμενο αυτό οφείλεται κυρίως στα μοναδικά πλεονεκτήματα που προσφέρουν τα αμοιβαία κεφάλαια στους μεμονωμένους επενδυτές.

Τα αμοιβαία κεφάλαια προσφέρουν τουλάχιστον πέντε πλεονεκτήματα στους μεριδιούχους τους. Πρώτον, παρέχουν συνεχή επαγγελματική διαχείριση ανεξάρτητα από το αρχικό κεφάλαιο του επενδυτή. Δεύτερον, προσφέρουν ελαχιστοποίηση του επενδυτικού κινδύνου μέσω της διαφοροποίησης. Τρίτον, μπορούν να εκμεταλλεύονται τις υπάρχουσες οικονομίες κλίμακας, στις οποίες δεν έχουν πρόσβαση οι μεμονωμένοι επενδυτές. Για παράδειγμα, έχουν μικρότερα κόστη συναλλαγών λόγω εξοικονομήσεων που επιτυγχάνουν από τη διακίνηση μεγάλων «πακέτων» χρεογράφων<sup>1</sup>. Τέταρτον, τα αμοιβαία κεφάλαια προσφέρουν στους επενδυτές άμεση ρευστότητα. Πέμπτον, παρέχεται η δυνατότητα μεταφοράς των χρημάτων από το ένα Α/Κ σε άλλο της ίδιας οικογένειας διαφορετικού επενδυτικού σκοπού, με μικρό κόστος.

Σύμφωνα με στοιχεία της Ευρωπαϊκής Ενώσεως Αμοιβαίων Κεφαλαίων (FEFSI) το 1999 υπήρχαν παγκοσμίως περισσότερα από 49 χιλιάδες αμοιβαία κεφάλαια με συνολικό ενεργητικό 9,5 τρις ευρώ. Στην Ελλάδα, η ανάπτυξη της αγοράς των αμοιβαίων είναι εντυπωσιακή. Το 1985 υπήρχαν μόνο δύο αμοιβαία ελεγχόμενα από το κράτος που διαχειρίζονταν 4 δις δραχμές. Σήμερα, υπάρχουν 208 αμοιβαία όλων των κατηγοριών τα οποία διαχειρίζονται 12 τρις δραχμές (περίπου 35 δις ευρώ).

Σαν αποτέλεσμα των τάσεων αυτών, η αξιολόγηση των διαχειριστών αμοιβαίων κεφαλαίων έχει καταστεί ένα ζήτημα υψίστης σημασίας για τους οικονομολόγους και τους χρηματοοικονομικούς αναλυτές. Από κοινωνικής απόψεως είναι σημαντικό να γνωρίζουμε το κατά πόσο οι επαγγελματίες διαχειριστές προσθέτουν αξία στα χαρτοφυλάκια τα οποία διαχειρίζονται ή απλώς σπαταλούν πόρους μέσω της ενεργητικής διαχείρισης που διενεργούν. Επιπροσθέτως η επίδοση των διαχειριστών επηρεάζει τις αποφάσεις των επενδυτών αναφορικά με την τοποθέτηση των χρημάτων τους. Προφανώς επηρεάζει επίσης και την αμοιβή των διαχειριστών. Φυσικά, η ικανότητα των διαχειριστών να επιτύχουν ανώτερες αποδόσεις βασιζόμενοι σε ανώτερες προβλεπτικές ικανότητες θα

<sup>1</sup> Οι Brehnan και Hugles (1991) αναφέρουν ότι οι προμήθειες μειώνονται ανάλογα με το μέγεθος της συναλλαγής.

αποτελούσε απόδειξη εναντίον της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών και θα είχε σημαντικές θεωρητικές συνέπειες<sup>2</sup>.

Υπάρχουν τουλάχιστον πέντε κύριες κατηγορίες μελετών που σχετίζονται με την αξιολόγηση της επίδοσης των αμοιβαίων κεφαλαίων. Πρώτον, υπάρχουν μέθοδοι που επικεντρώνονται στη συνολική επίδοσή τους (Sharpe (1965), Treynor (1966), Jensen (1968), Mc Donald (1974), Eun, Kolodny και Resnick (1991)). Οι μέθοδοι αυτές συγκρίνουν την επίδοση ενός συγκεκριμένου διαχειριστή με την αντίστοιχη ενός αντιπροσωπευτικού δείκτη της αγοράς (benchmark portfolio). Οι προσεγγίσεις αυτές όμως υπόκεινται σε ορισμένους περιορισμούς. Αρχικά βασίζονται στην υπόθεση ότι ο συντελεστής κινδύνου του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου είναι διαχρονικά σταθερός και επιπλέον αποτυγχάνουν να διαχωρίσουν την ικανότητα των διαχειριστών σε όρους επιλεκτικότητας και συγχρονισμού.

Οι Treynor και Mazuy (1966) και οι Bhattacharya και Pfleiderer (1983), προσθέτουν έναν επιπλέον όρο, αυτόν των υπερβαλλουσών αποδόσεων της αγοράς υψωμένο στο τετράγωνο, για να ελέγξουν την ύπαρξη ικανότητας συγχρονισμού. Ισχυρίζονται ότι αν ένας διαχειριστής μπορεί να προβλέψει τις αποδόσεις της αγοράς, θα επενδύσει σε μεγαλύτερο ποσοστό στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς όταν η απόδοση της αγοράς είναι υψηλή και ένα μικρότερο ποσοστό όταν η απόδοση είναι χαμηλή. Ωστόσο και τα δύο υποδείγματα χαρακτηρίζονται από προβλήματα ετεροσκεδαστικότητας. Παραδείγματα σχετικών μελετών βρίσκονται στους Lehman και Modest (1987), Lee και Rahman (1990, 1991) και Coggin, Fabozzi και Rahman (1993).

Μια εναλλακτική προσέγγιση μεταχειρίζεται το βήτα του χαρτοφυλακίου σαν δυαδική μεταβλητή, με μια διαφορετική τιμή σε ανοδικές αγορές και μια άλλη τιμή σε καθοδικές αγορές. Μια ανοδική (καθοδική) αγορά σε αυτό το πλαίσιο ορίζεται ανάλογα με το αν το πρόσημο της υπερβάλλουσας απόδοσης ενός αντιπροσωπευτικού δείκτη είναι θετικό (αρνητικό). Μελέτες οι οποίες εντάσσονται στην κατηγορία αυτή είναι μεταξύ άλλων οι κάτωθι: Fabozzi και Francis (1979), Alexander και Stover (1980), Merton (1981), Henriksson και Merton (1981), Veit και Cheney (1982), Henriksson (1984), Chang και Lewellen (1984), Chun και Woodward (1986), Breen, Jagannathan και Ofer (1986), Cumby και Modest (1987), Jagannathan και Korajczyk (1988), και Koh, Phoon και Tan (1993). Ένα προφανές μειονέκτημα των προσεγγίσεων αυτών είναι ότι περιορίζουν σε δύο τον αριθμό των βήτα που μπορεί να προκύψουν κατά τη διάρκεια της ανάλυσης.

<sup>2</sup> Fama E. (1970) Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance* 25, 383-417

Παράδειγμα εμπειρικής διερεύνησης της επίδοσης των αμοιβαίων κεφαλαίων με τη χρήση πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων αποτελούν οι μελέτες των Lehman και Modest (1987), Grinblatt και Tittman (1989, 1994), Connor και Korajczyk (1986, 1991), Elton, Gruber, Das και Hlavka (1993) και Gallo και Swanson (1996).

Τέλος άλλες μελέτες, σε αντίθεση με όσες αναφέρθηκαν παραπάνω, μεταχειρίζονται το βήτα σαν στοχαστική μεταβλητή. Αναφέρεται το υπόδειγμα των Francis και Fabozzi (1980) όπου μεταχειρίζονται το βήτα σαν τυχαίο συντελεστή, των Bensen και Eger (1982), οι οποίοι αντιμετωπίζουν το βήτα με την εξειδίκευση του τυχαίου περιπάτου και των Ohlson και Rosenberg (1982) που αντιμετωπίζουν το βήτα στα πλαίσια ενός στοχαστικού αυτοπαλινδρομου σχήματος. Επίσης οι Miller και Gressis (1980) και Kon και Jen (1978, 1979) εφαρμόζουν στατιστικές μεθοδολογίες πολλαπλών χρονικών περιόδων (multi-regime regression model). Οι Lockwood και Kadiyala (1988) αξιολογούν τους διαχειριστές των αμοιβαίων με ένα νέο υπόδειγμα στο οποίο το βήτα αναπροσαρμόζεται σε κάθε περίοδο ανάλογα με τις μεταβαλλόμενες συνθήκες της αγοράς. Το υπόδειγμά τους βρίσκεται σε αντιπαράθεση με αυτά που ορίζουν το βήτα σαν ένα καθαρά στοχαστικό όρο που διαφέρει διαχρονικά ανεξάρτητα από τις αλλαγές των αποδόσεων της αγοράς.

Ο σκοπός της εργασίας αυτής είναι διττός: αρχικά επιχειρείται ανασκόπηση των πιο σημαντικών υποδειγμάτων αξιολόγησης των A/K και στη συνέχεια αξιολογούνται εμπειρικά οι ικανότητες των Ελλήνων διαχειριστών. Για τους σκοπούς της ανάλυσης χρησιμοποιήθηκαν όλα τα μικτά και μετοχικά A/K (34 τον αριθμό) που παρουσίασαν συνεχή στοιχειά για το χρονικό διάστημα Ιανουαρίου 1996 – Δεκεμβρίου 1999 χρησιμοποιώντας τους δείκτες Treynor (1965) και Sharpe (1966) και τα υποδείγματα των Jensen (1968), Treynor-Mazuy (1966), Henriksson-Merton (1981) και Bhattacharya-Pfleiderer (1983). Το ενεργητικό των αμοιβαίων αυτών αποτελεί το 70% του συνολικού ενεργητικού όλων των αμοιβαίων των συγκεκριμένων κατηγοριών. Στο δεύτερο τμήμα της εργασίας επιχειρείται επισκόπηση των κυριότερων υποδειγμάτων που έχουν αναπτυχθεί στη διεθνή αρθρογραφία. Στο τρίτο τμήμα περιγράφονται τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση και ορίζονται οι χρησιμοποιηθείσες μεταβλητές. Στο τέταρτο μέρος παρουσιάζονται και αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα που προκύπτουν από την εφαρμογή των σχετικών υποδειγμάτων. Τέλος, στο πέμπτο τμήμα παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της εργασίας αυτής και οι προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

## 2. ΜΕΤΡΑ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ ΤΗΣ ΕΠΙΔΟΣΗΣ ΤΩΝ ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΤΩΝ

### 2.1 Δείκτης Treynor (1965)<sup>3</sup>

Ο δείκτης του Treynor ήταν η πρώτη ακαδημαϊκή προσπάθεια να προσαρμοσθούν οι πραγματοποιηθείσες αποδόσεις ενός αμοιβαίου κεφαλαίου ανάλογα με το συστηματικό του κίνδυνο, έτσι ώστε να αξιολογηθεί η επίδοσή του. Ο συστηματικός κίνδυνος εκφράζεται με το συντελεστή βήτα ( $\beta_p$ ), ο οποίος προκύπτει από το γνωστό Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοχειών (CAPM). Το βήτα είναι ο συντελεστής που προκύπτει από την παλινδρόμηση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ως προς της αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς. Η σχέση μεταξύ βήτα και αναμενόμενων αποδόσεων απεικονίζεται διαγραμματικά από τη γραμμή χρεογράφων (Securities Market Line – SML). Αν το CAPM ισχύει, τότε οι αποδόσεις και τα βήτα όλων των παθητικών χαρτοφυλακίων και χρεογράφων βρίσκονται πάνω στη γραμμή αυτή. Ο δείκτης Treynor υπολογίζεται ως:

$$TR = \frac{\bar{R}_p - r_f}{\beta_p} \quad (1)$$

όπου  $\bar{R}_p$  = η πραγματοποιηθείσα απόδοση του αμοιβαίου κεφαλαίου

$r_f$  = το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$\beta_p$  = ο συντελεστής βήτα (συστηματικός κίνδυνος) του αμοιβαίου κεφαλαίου

Επομένως ο δείκτης Treynor εκφράζει την επιπλέον απόδοση του αμοιβαίου κεφαλαίου (η οποία ισούται με τη διαφορά της πραγματοποιηθείσας απόδοσης μείον το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου) ως προς το συντελεστή συστηματικού κινδύνου του αμοιβαίου. Διαγραμματικά, εκφράζει την κλίση μιας γραμμής που ενώνει το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου με το βήτα του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου στο δυσδιάστατο χώρο μέσης απόδοσης-βήτα.

<sup>3</sup> Treynor J. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review* 43, 63-75

## 2.2 Δείκτης Sharpe (1966)<sup>4</sup>

Ο δείκτης του Sharpe, αντίθετα με το δείκτη Treynor, χρησιμοποιεί το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, και όχι το συστηματικό, για να προσαρμόσει την απόδοσή του. Συγκεκριμένα, ο δείκτης αυτός ισούται με:

$$SH = \frac{\bar{R}_p - r_f}{\sigma_p} \quad (2)$$

όπου  $\sigma_p$  = ο συνολικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου.

Με άλλα λόγια ο δείκτης Sharpe εκφράζει την επιπλέον απόδοση που πραγματοποιεί το αμοιβαίο κεφάλαιο ανά μονάδα συνολικού κινδύνου (όπως εκφράζεται από την τυπική απόκλιση).

Αναφορικά με τον τρόπο χρησιμοποίησης των δύο δεικτών, η χρήση τους εξαρτάται από το βαθμό διαφοροποίησης του υπό εξέταση χαρτοφυλακίου. Έτσι ο Sharpe πρέπει να χρησιμοποιείται σε περιπτώσεις όπου τα χαρτοφυλάκια είναι καλά διαφοροποιημένα, ενώ ο Treynor είναι κατάλληλος για αξιολόγηση χαρτοφυλακίων που δεν έχουν πετύχει καλή διαφοροποίηση, ή όταν αξιολογούνται μεμονωμένες μετοχές. Θα πρέπει να αναφερθεί ότι αυτοί οι δύο δείκτες δεν είναι τόσο δημοφιλείς πλέον, αφού απλώς κατατάσσουν τα αμοιβαία σε κάποια σειρά (ranking), χωρίς όμως να ξεχωρίζουν αν υπάρχουν κάποιοι διαχειριστές με ξεχωριστές ικανότητες διαχείρισης.

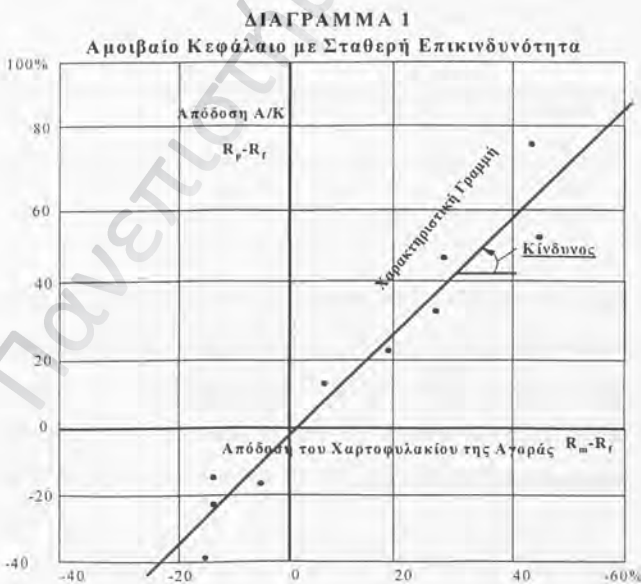
<sup>4</sup> Sharpe W. (1966). Mutual fund performance. *Journal of Business* 39, 119-138



### 2.3 Treynor-Mazuy (1966)<sup>5</sup>

Το υπόδειγμα των Treynor-Mazuy ήταν η πρώτη οικονομετρική προσπάθεια προσέγγισης της ικανότητας του συγχρονισμού των διαχειριστών των Α/Κ. Οι ερευνητές παρουσίασαν αρχικά το θέμα του συγχρονισμού διαγραμματικά, τοποθετώντας στον οριζόντιο άξονα τις επιπλέον αποδόσεις της αγοράς και στον κάθετο τις επιπλέον αποδόσεις του Α/Κ. Αν ένας διαχειριστής δεν μεταβάλλει την επικινδυνότητα του χαρτοφυλακίου του ανάλογα με τις προβλέψεις του για τις κινήσεις της αγοράς (δηλαδή δεν επιδίδεται σε πράξεις συγχρονισμού) τότε η σχέση μεταξύ των δύο μεγεθών θα απεικονίζεται με μια ευθεία γραμμή (χαρακτηριστική γραμμή).

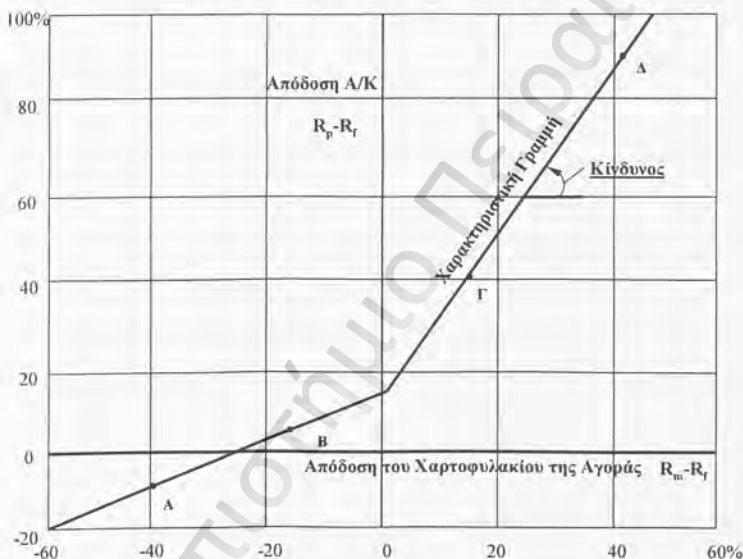
Σε αυτή την περίπτωση η κλίση και μόνο της χαρακτηριστικής γραμμής είναι αρκετή για τη γνώση της ευαισθησίας που επιδεικνύει το υπό εξέταση αμοιβαίο στις διακυμάνσεις της αγοράς. Για αμοιβαία όπως αυτό του Διαγράμματος 1, που έχουν διαχρονικά σταθερή μεταβλητότητα, ο βαθμός που τα νέφη των σημείων είναι διασκορπισμένα γύρω από τη χαρακτηριστική γραμμή, φανερώνει πόσο καλά διαφοροποιημένα είναι τα αμοιβαία αυτά. Όσο μικρότερες είναι οι αποκλίσεις των σημείων από τη χαρακτηριστική γραμμή, τόσο καλύτερα είναι διαφοροποιημένο το υπό εξέταση χαρτοφυλάκιο, διότι έτσι αντικατοπτρίζει με μεγαλύτερη ακρίβεια τις κινήσεις των τιμών των μετοχών.



<sup>5</sup> Treynor J., Mazuy K. (1966). Can mutual funds outguess the market? *Harvard business review* 44, 131-136

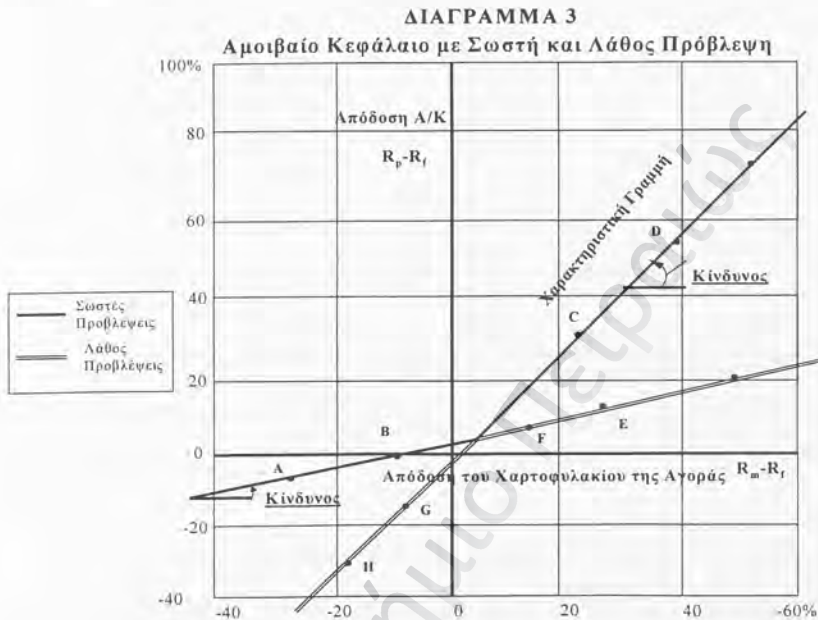
Η βασική υπόθεση των Treynor-Mazuy είναι ότι όλοι οι διαχειριστές έχουν κάποιες ικανότητες πρόβλεψης. Συνεπώς, ανάλογα με τις προβλέψεις τους για την αγορά, θα αυξάνουν ή θα μειώνουν ανάλογα την επικινδυνότητα του χαρτοφυλακίου τους. Έτσι, το Διάγραμμα 2 απεικονίζει έναν διαχειριστή ο οποίος είναι ικανός να προεξοφλεί με μεγάλη ακρίβεια όλες τις κινήσεις και τάσεις της αγοράς. Αυτό το επιτυγχάνει με εναλλαγές ανάμεσα σε δύο χαρακτηριστικές γραμμές: μια με υψηλή και μια με χαμηλή κλίση (μεταβλητότητα).

**ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2**  
**A/K που Προεξοφλεί Τέλεια την Αγορά**



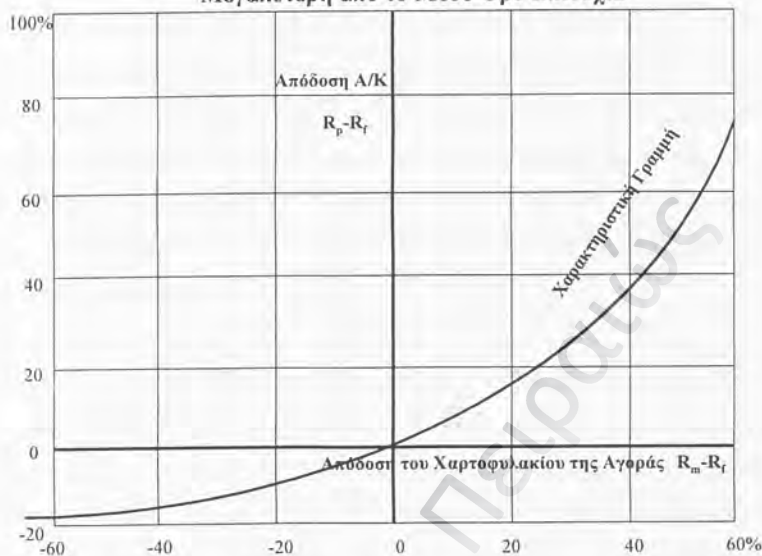
Έτσι όταν η αγορά είναι ανοδική ο διαχειριστής επιλέγει το ευθύγραμμο τμήμα με την υψηλή μεταβλητότητα (ΓΔ), ενώ όταν η αγορά είναι πτωτική επιλέγει το ευθύγραμμο τμήμα ΑΒ με τη χαμηλή μεταβλητότητα. Όπως βλέπουμε στην ακραία αυτή περίπτωση η χαρακτηριστική γραμμή δεν είναι πλέον ευθεία. Αν όμως ο διαχειριστής δεν είναι πάντα σωστός στις προβλέψεις του, τότε προκύπτει η επόμενη γραφική απεικόνιση (Διάγραμμα 3).

Ο διαχειριστής του γραφήματος αυτού επιλέγει τα μη επιθυμητά σημεία Η, G, F και E τόσο συχνά όσο τα επιθυμητά σημεία A, B, C και D. Τα νέφη των σημείων παρουσιάζουν σημαντική διασπορά γύρω από τη χαρακτηριστική γραμμή, χωρίς όμως να σχηματίζουν καμπύλη.



Βέβαια κανένας διαχειριστής δεν μπορεί στην πράξη να κάνει πάντα σωστές προβλέψεις. Έτσι, όσο πιο ανοδική είναι η αγορά, τόσο πιθανότερο είναι η διοίκηση κάποιου αμοιβαίου να έχει προβλέψει αυτή την άνοδο και να έχει αυξήσει ανάλογα τη μεταβλητότητά του. Αυτή η ικανότητα των διαχειριστών αντιπροσωπεύεται από μια καμπύλη η οποία έχει πλατιά κλίση στο αριστερό άκρο της, όπου οι διαχειριστές προσπαθούν να μειώσουν το βήτα και να προφυλαχθούν έτσι από πτώση στις τιμές των μετοχών, ενώ όσο προχωράει προς τα δεξιά ανέρχεται, απεικονίζοντας έτσι την αύξηση του κινδύνου εκ μέρους των διαχειριστών για να επιτύχουν μεγαλύτερη άνοδο από αυτή της αγοράς, η οποία έχει ανοδικές τάσεις.

**ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4**  
**A/K που Έχει Προεξοφλήσει την Αγορά με**  
**Μεγαλύτερη από το Μέσο Όρο Επιτυχία**



Για να έχουν λοιπόν όφελος οι μεριδιούχοι από αυτή τη δραστηριότητα των διαχειριστών, θα πρέπει να μεταβάλλεται η επικινδυνότητα του αμοιβαίου έτσι ώστε η χαρακτηριστική γραμμή που προκύπτει να είναι καμπύλη με ανοδική κλίση (Διάγραμμα 4). Αν η διοίκηση του αμοιβαίου έχει κάνει περισσότερες σωστές προβλέψεις παρά λανθασμένες, τότε η χαρακτηριστική γραμμή δεν θα είναι πλέον ευθεία, αλλά καμπύλη, ο βαθμός καμπυλότητας της οποίας εξαρτάται από το βαθμό αλλαγής της μεταβλητότητας του αμοιβαίου προς τη σωστή κατεύθυνση.

Για να απεικονίσουν την καμπύλη αυτή με κάποιο οικονομετρικό υπόδειγμα οι μελετητές εισήγαγαν έναν όρο υψωμένο στο τετράγωνο (συγκεκριμένα την επιπλέον απόδοση της αγοράς:  $(R_m - r_f)^2$ ), ο οποίος εκφράζει τον βαθμό καμπυλότητας της καμπύλης:

$$R_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - r_{ft}) + c_i (R_{mt} - r_{ft})^2 + u_{it} \quad (3)$$

όπου  $\alpha_i$  = η σταθερά της παλινδρόμησης που εκφράζει την επιλεκτικότητα

$R_{it}$  = η απόδοση του αμοιβαίου  $i$  την περίοδο  $t$

$R_{mt}$  = η απόδοση της αγοράς την περίοδο  $t$

$c_i=0$  συντελεστής που εκφράζει το συγχρονισμό

$u_{it}=0$  στοχαστικός όρος

Αν ο συντελεστής  $c_i$  παίρνει θετικές και στατιστικά σημαντικές τιμές τότε ο υπό εξέταση διαχειριστής έχει ικανότητες συγχρονισμού και το υπόδειγμα εκφράζει ακριβώς την καμπύλη του γραφήματος 4. Αν όμως έχει στατιστικά σημαντικά αρνητικές ή και ασήμαντες τιμές, τότε ο διαχειριστής δεν έχει την ικανότητα να κάνει μακρο-προβλέψεις, οπότε και η προσθήκη του νέου όρου δεν βελτιώνει το υπόδειγμα, το οποίο εκφράζεται καλύτερα με την ευθεία γραμμή του γραφήματος 1. Ο σταθερός όρος  $a_i$  εκφράζει την ικανότητα μικρο-προβλέψεων. Η ικανοποιητική διαχείριση συνεπάγεται θετικές και στατιστικά σημαντικές τιμές του τόσο του  $a_i$  όσο και του  $c_i$ .

Κατά την εφαρμογή του υποδείγματος από τους Treynor και Mazuy χρησιμοποιήθηκαν ετήσιες αποδόσεις 57 αμοιβαίων κεφαλαίων για την περίοδο 1953-1962. Με το κατάλληλο t-test στο συντελεστή  $c_i$  διεξήχθη έλεγχος υποθέσεων, με αρχική υπόθεση  $H_0:c_i=0$ , αναφορικά με την ύπαρξη σημαντικών ικανοτήτων συγχρονισμού. Με 95% διάστημα εμπιστοσύνης η μηδενική υπόθεση δεν έγινε αποδεκτή μόνο για ένα αμοιβαίο, γεγονός το οποίο είναι συμβατό με τη θεωρία της αποτελεσματικότητας των αγορών.

Ωστόσο θα πρέπει να αναφερθεί ότι το υπόδειγμα των Treynor-Mazuy εμφανίζει ετεροσκεδαστικότητα στο στοχαστικό όρο, γεγονός που προκαλεί μεροληπτικότητα στα τυπικά σφάλματα των εκτιμηθέντων συντελεστών. Για το λόγο αυτό προτείνεται διόρθωση με χρήση των κριτηρίων White ή Newey-West.

## 2.4 Κριτήριο Jensen<sup>6</sup> (1968)

Το βασικό προαναφερθέν μειονέκτημα των δεικτών Treynor και Sharpe (δηλαδή την αδυναμία να εξαχθούν συμπεράσματα σχετικά με την ικανότητα διαχείρισης των διοικήσεων των Α/Κ) ήρθε να διορθώσει ο Jensen μέσω του συντελεστή  $\alpha$ . Ο Jensen, βασιζόμενος στο CAPM, και κατ' επέκταση στο δείκτη Treynor, αξιολογεί ένα χαρτοφυλάκιο με βάση το συστηματικό κίνδυνο που αυτό εμπεριέχει. Μαθηματικά, ο συντελεστής  $\alpha$  είναι η διαφορά της απόδοσης ενός αμοιβαίου κεφαλαίου (πραγματοποιηθείσα) από την απόδοση ενός παθητικού χαρτοφυλακίου αγοράς (φυσιολογική), η οποία εκφράζεται από το CAPM. Η διαφορά αυτή ονομάζεται «μη φυσιολογική απόδοση» (abnormal return). Το μοντέλο παλινδρόμησης που εισήγαγε ο Jensen εκφράζεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$\bar{R}_p - r_f = \alpha_p + \beta_p(R_M - r_f) + \varepsilon_p \quad (4)$$

όπου  $\alpha_p$  = η σταθερά της παλινδρόμησης

$\beta_p$  = ο συντελεστής βήτα

$R_M$  = η απόδοση της αγοράς

$\bar{R}_p$  = η απόδοση του χαρτοφυλακίου

$r_f$  = το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο

$\varepsilon_p$  = ο στοχαστικός όρος

Αν το CAPM ισχύει, τότε όλα τα χαρτοφυλάκια βρίσκονται πάνω στη γραμμή χροεογράφων (SML) και ο συντελεστής  $\alpha$  ισούται στατιστικά με το μηδέν. Στην περίπτωση χαρτοφυλακίων που υπόκεινται σε ενεργητική διαχείριση, μια θετική και στατιστικά σημαντική τιμή του  $\alpha$  υποδηλώνει ένα διαχειριστή ο οποίος λόγω των ανώτερων προβλέψεών του πέτυχε μεγαλύτερη απόδοση από αυτή που θα δικαιολογούσε ο συστηματικός κίνδυνος του αμοιβαίου. Αν το  $\alpha$  είναι αρνητικό και στατιστικά σημαντικό, τότε ο διαχειριστής δεν πέτυχε τα αναμενόμενα αποτελέσματα.

Η μελέτη του Jensen περιλαμβάνεται σε άρθρα στα *Journal of Finance* (1968) και *Journal of Business* (1969) και άσκησε μεγάλη επιρροή σε κατοπινούς μελετητές, αφού χρησιμοποιείται ευρέως έως και σήμερα. Το δείγμα του περιλαμβάνει ετήσιες αποδόσεις 115 αμοιβαίων κεφαλαίων για την περίοδο 1945-1964. Ο δείκτης αγοράς που

<sup>6</sup> Jensen M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964, *Journal of Finance* 23, 389-416

χρησιμοποιήθηκε ήταν ο S&P 500 (value-weighted). Ο Jensen βρήκε ότι η μέση απόδοση του δείγματός του ήταν  $-0,9\%$  το χρόνο για τα έτη 1955-1964, χωρίς όμως να συμπεριληφθούν τα έξοδα και οι προμήθειες των αμοιβαίων. Όταν συνυπολογίστηκαν τα έξοδα και οι προμήθειες η απόδοση γινόταν περίπου μηδενική. Ο Jensen βρήκε μόνο ένα αμοιβαίο με θετική και στατιστικά σημαντική τιμή του άλφα. Αυτό το αποτέλεσμα ήταν συμβατό με την υπόθεση περί αποτελεσματικότητας της αγοράς (Efficient Market Hypothesis-EMH), σύμφωνα με την οποία δεν μπορεί να υπάρξει κερδοσκοπία από εκμετάλλευση των πληροφοριών. Έτσι ο Jensen κατέληξε στο συμπέρασμα ότι τα αμοιβαία, τόσο ατομικά όσο και στο σύνολό τους, δεν είναι ικανά να πετύχουν ανώτερες αποδόσεις από αυτές που θα δικαιολογούσε η έκθεσή τους στο συστηματικό κίνδυνο που αναλαμβάνουν.

Η σταθερά εκτιμάται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Ωστόσο θα πρέπει να σημειωθεί ότι δημιουργούνται προβλήματα στην περίπτωση που υπάρχει αδράνεια στις συναλλαγές των μετοχών (thin trading). Το φαινόμενο συναντάται σε περιπτώσεις μετοχών που δεν εμπορεύονται καθημερινά, καθώς και σε μικρές κεφαλαιαγορές, όπου δεν υπάρχουν υψηλοί όγκοι συναλλαγών. Κάτω από αυτές τις συνθήκες ο συντελεστής βήτα είναι μεροληπτικός προς τα κάτω, ενώ το αντίθετο συμβαίνει σε μετοχές που εμπορεύονται συχνά<sup>7</sup>.

Το δεύτερο μειονέκτημα που χαρακτηρίζει το εν λόγω υπόδειγμα είναι η στασιμότητα του βήτα. Ως γνωστόν, οι διαχειριστές μεταβάλλουν διαχρονικά το βήτα ανάλογα με τις προβλέψεις τους, μέσω μεταβολών στη σύνθεση του χαρτοφυλακίου του αμοιβαίου. Επομένως το υπόδειγμα Jensen μπορεί εύκολα να οδηγήσει σε εσφαλμένα συμπεράσματα, αφού στην ουσία δεν αναγνωρίζει τις αποδόσεις που προέρχονται από αυτές τις πράξεις συγχρονισμού των διαχειριστών.

Επίσης ο Mains (1977) ισχυρίστηκε ότι οι αποδόσεις που βρήκε ο Jensen ήταν μεροληπτικές προς τα κάτω (η κατανομή συχνότητας των  $\alpha$  είχε αρνητική ασυμμετρία). Ο Jensen υπέθεσε ότι τα μερίσματα των αμοιβαίων πληρώνονταν στο τέλος του έτους, κάτι το οποίο δεν ήταν πάντα αλήθεια. Έτσι δεν έλαβε υπόψη του τα έσοδα από τα μερίσματα, ενώ δεν μεταχειρίστηκε κατάλληλα τις προμήθειες, αμοιβές και έξοδα των αμοιβαίων, καταλήγοντας σε λάθος εκτιμήσεις των καθαρών αποδόσεων των αμοιβαίων.

Ο Mains χρησιμοποίησε 70 από τα 115 αμοιβαία που περιλαμβάνονταν στο αρχικό δείγμα του Jensen για την ίδια χρονική περίοδο (1955-1964). Για να αποφύγει τη

<sup>7</sup> Βλέπε Sholles και Williams (1977), Dimson (1979)

μεροληψία των εκτιμητών λόγω της υπόθεσης της πληρωμής των μερισμάτων στο τέλος του έτους, υπολόγισε μηνιαίες αντί για ετήσιες αποδόσεις. Έτσι, έφτασε στο συμπέρασμα ότι η μέση απόδοση του δείγματος ήταν κοντά στο μηδέν. Όμως όταν πρόσθεσε και τα έξοδα των αμοιβαίων, οι συνολική απόδοση ανήλθε στο 1% (χωρίς όμως να είναι στατιστικά σημαντική).

Σε μια παρόμοια μελέτη, ο Ippolito<sup>8</sup> βρήκε θετικές αποδόσεις (0,83%) για την περίοδο 1965-1984, χρησιμοποιώντας και αυτός σαν δείκτη αγοράς τον S&P 500. Ο Ippolito εξέλαβε αυτό το αποτέλεσμα σαν ένδειξη ότι οι διοικήσεις των αμοιβαίων μπορούν να χρησιμοποιούν τις πληροφορίες που λαμβάνουν για να πετυχαίνουν υπεραποδόσεις. Ωστόσο τέτοια αποτελέσματα εξαρτώνται από την επιλογή του εκάστοτε δείκτη αγοράς.

<sup>8</sup> Ippolito R. 1989. Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, 1965-1984. *Quarterly Journal of Economics* 104, 1-23.



## 2.5 Συμβολή του Fama (1972)<sup>9</sup>

Το βασικό μειονέκτημα του υποδείγματος του Jensen ήταν ότι αξιολογούσε τις επιδόσεις των διαχειριστών σε όρους συνολικής απόδοσης. Το κενό αυτό ήρθε να καλύψει ο Fama το 1972, ο οποίος υποστήριξε ότι η ικανότητα πρόβλεψης των διαχειριστών μπορεί να διαχωριστεί σε δύο μέρη:

- α) στην επιλεκτικότητα (selectivity) ή αλλιώς μικρο-προβλέψεις (microforecasting) και
- β) στο συγχρονισμό (timing) ή αλλιώς μακρο-προβλέψεις (macroforecasting)

Η επιλεκτικότητα αναφέρεται στην ικανότητα των διαχειριστών να προβλέπουν τις κινήσεις μεμονωμένων μετοχών σε σχέση με το σύνολο της αγοράς και να επιλέγουν υποτιμημένα αξιόγραφα, φτιάχνοντας έτσι ένα χαρτοφυλάκιο με απόδοση μεγαλύτερη της αναμενόμενης. Ο συγχρονισμός αναφέρεται στην ικανότητά τους να προβλέπουν τις κινήσεις της αγοράς στο σύνολό της ως προς την πορεία των επιτοκίων τίτλων σταθερού εισοδήματος. Οι διαχειριστές που επιδίδονται σε κινήσεις συγχρονισμού προσπαθούν να μεταβάλλουν διαχρονικά το βήτα του αμοιβαίου ώστε να εκμεταλλευθούν τις κινήσεις της αγοράς: αν αναμένουν ανοδικές τάσεις, τότε αυξάνουν το βήτα του χαρτοφυλακίου, αυξάνοντας το ποσοστό των περισσότερο επικίνδυνων μετοχών ή αυξάνοντας το ποσοστό συμμετοχής των μετοχών γενικότερα στο χαρτοφυλάκιο του αμοιβαίου, μειώνοντας παράλληλα το ποσοστό των τίτλων σταθερού εισοδήματος. Αν αντίθετα οι προβλέψεις αφορούν ύφεση της αγοράς, μειώνουν το ποσοστό συμμετοχής των μετοχών αυξάνοντας έτσι το ποσοστό ασφαλέστερων αξιογράφων (ΕΓΕΔ, ομόλογα, γερós κτλ.) ή επιλέγοντας λιγότερο επικίνδυνες μετοχές. Με τον τρόπο αυτό μειώνουν το συνολικό βήτα του χαρτοφυλακίου τους.

<sup>9</sup> Fama, E.F., 1972. Components of investment performance, *Journal of Finance* 27, 551-567

## 2.6 Fabozzi-Francis (1979)<sup>10</sup>

Το υπόδειγμα των Fabozzi και Francis αφορά τη σταθερότητα του συντελεστή βήτα σε περιόδους όπου επικρατούν διαφορετικές συνθήκες στην αγορά. Αν το βήτα διαφέρει σε δύο διαδοχικές υποπεριόδους όπου επικρατούν ανόμοιες συνθήκες, τότε το βήτα της συνολικής υπό εξέταση περιόδου θα διαφέρει από τα επί μέρους βήτα, με αποτέλεσμα να οδηγούμαστε σε εσφαλμένα συμπεράσματα σχετικά με την ικανότητα συγχρονισμού και επιλεκτικότητας ενός διαχειριστή. Έστω ότι για παράδειγμα επικρατεί ύφεση στην αγορά, η οποία ακολουθείται στη συνέχεια από άνοδο των τιμών των μετοχών. Αν ένας διαχειριστής αυξάνει σωστά το βήτα του αμοιβαίου ενόψει των ανοδικών τάσεων και χρησιμοποιηθεί για εκτιμήσεις το βήτα της συνολικής περιόδου, το οποίο βέβαια θα είναι μικρότερο από το βήτα του ανοδικού χρονικού διαστήματος, τότε δεν θα μπορεί να διαπιστωθεί η ανώτερη επίδοση του διαχειριστή και ο επιπλέον κίνδυνος που αυτός ανέλαβε. Ο σκοπός λοιπόν του υποδείγματος είναι να βρεθεί αν όντως τα βήτα διαφέρουν στατιστικά σε ανοδικές (bull) και καθοδικές (bear) αγορές, μέσω της εφαρμογής του σε ένα δείγμα 85 εταιριών επενδύσεων.

Ο Fabozzi και ο Francis θεμελίωσαν το υπόδειγμά τους πάνω στο γνωστό μοντέλο της αγοράς (single-index market model – SIMM):

$$r_{it} = \alpha_i + b_i r_{mt} + u_{it} \quad (5)$$

όπου  $r_{it}$ =η απόδοση του αμοιβαίου  $i$  κατά την περίοδο  $t$  (περιλαμβανομένων και των μερισμάτων)

$r_{mt}$ =η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς την περίοδο  $t$  (στην προκειμένη περίπτωση του S&P 500, περιλαμβανομένων και των μερισμάτων)

$\alpha_i$ =η σταθερά άλφα του αμοιβαίου  $i$

$b_i$ =ο συντελεστής βήτα του αμοιβαίου  $i$

$u_{it}$ =ο στοχαστικός όρος της εξίσωσης με  $E(u_{it})=0$

Για να βρεθεί αν η σταθερά  $\alpha_i$  ενός αμοιβαίου ή ο συντελεστής  $b_i$  διαφέρουν στατιστικά σε αγορές «ταύρους» και «αρκούδες» χρησιμοποιείται η εξίσωση (6):

$$r_{it} = A_{1i} + A_{2i}D_t + B_{1i}r_{mt} + B_{2i}D_t r_{mt} + e_{it} \quad (6)$$

<sup>10</sup> F. Fabozzi and J. Francis, Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: An empirical examination, *Journal of Finance* 34(5), 1979

όπου  $D_t$  ψευδομεταβλητή που παίρνει την τιμή 1 αν η περίοδος  $t$  είναι «ταύρος» και 0 αν η εν λόγω περίοδος είναι «αρκούδα». Οι συντελεστές που αντιστοιχούν στην ψευδομεταβλητή (δηλαδή οι  $A_{2t}$  και  $B_{2t}$ ) εκφράζουν τη διαφοροποίηση των  $A_{1t}$  και  $B_{1t}$  αντίστοιχα σε αγορές «ταύρους» και «αρκούδες». Στην εξίσωση (6) εφαρμόζεται έλεγχος υποθέσεων για το αν οι συντελεστές της (5) είναι ίδιοι σε ανοδικές και καθοδικές αγορές, ελέγχοντας αν οι  $A_{2t}$  και  $B_{2t}$  είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός.

Όσον αφορά την εμπειρική εφαρμογή του υποδείγματος, οι Francis και Fabozzi επέλεξαν ένα δείγμα 85 αμοιβαίων κεφαλαίων χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις για το διάστημα Δεκέμβριος 1965-Δεκέμβριος 1971 (σύνολο 73 παρατηρήσεων). Το δείγμα τους περιλαμβάνει έναν αντιπροσωπευτικό αριθμό αμοιβαίων, με διαφορετικά μεγέθη ενεργητικού και ποικίλων επενδυτικών φιλοσοφιών.

Αναφορικά με τη διάκριση αγορών σε «ταύρους» και «αρκούδες», χρησιμοποιήθηκαν τρεις ορισμοί που έχουν αναπτυχθεί στη διεθνή αρθρογραφία. Ο πρώτος ορισμός περιέχεται στο βιβλίο των Cohen, Zinbarg και Zeikel<sup>11</sup>. Με βάση αυτόν τον ορισμό, κάθε μήνας  $t$  κατηγοριοποιείται ανάλογα με την τάση της αγοράς. Ο δεύτερος ορισμός αναπτύχθηκε από τον Weisenberger<sup>12</sup> για τα έτη 1968-1971. Στο διάστημα αυτό ο Weisenberger διακρίνει τέσσερις περιόδους «ταύρους» και τέσσερις περιόδους «αρκούδες», βασιζόμενος και αυτός στις τάσεις της αγοράς (για τους μήνες πριν το 1968 χρησιμοποιήθηκε ο πρώτος ορισμός). Τέλος, ο τρίτος ορισμός αναφέρεται σε μηνιαίες αποδόσεις, αγνοώντας εντελώς τις τάσεις, σε αντίθεση με τους προηγούμενους ορισμούς (δηλαδή εκλαμβάνει τις θετικές μηνιαίες αποδόσεις σαν περιόδους «ταύρους», ενώ τις αρνητικές σαν «αρκούδες»).

Διαχρονικά το βήτα ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να μεταβάλλεται όχι μόνο εξαιτίας πράξεων συγχρονισμού εκ μέρους του διαχειριστή, αλλά και χωρίς την ενεργή ανάμιξη του. Αυτό μπορεί να συμβεί αν μεταβληθούν τα βήτα των μεμονωμένων χρεογράφων που περιέχονται στο χαρτοφυλάκιο, ή αν αλλάξουν τα ποσοστά συμμετοχής των μετοχών λόγω αλλαγών στις τρέχουσες αξίες τους. Για να ελεγχθεί λοιπόν αν οι αλλαγές που εμφανίζουν τα βήτα ορισμένων αμοιβαίων είναι αποτέλεσμα ενεργητικής διαχείρισης ή όχι, οι θεμελιωτές του υποδείγματος σχημάτισαν 85 τυχαία χαρτοφυλάκια τα οποία χρησιμοποιούν σαν σημείο σύγκρισης, και τα οποία είναι έτσι κατασκευασμένα ώστε να έχουν την ίδια κατανομή των βήτα με τα αμοιβαία του δείγματος. Συγκεκριμένα, για την

<sup>11</sup> J.B. Cohen, E.D. Zinbarg, and A. Zeikel, *Investment Analysis and Portfolio Management*. R.D. Irwin Co., Revised Edition (1973).

<sup>12</sup> *Investment Companies* 1969, Arthur Weisenberger Services, 29<sup>th</sup> Annual edition και *Investment Companies* 1973, Arthur Weisenberger Services, 33<sup>th</sup> Annual edition

κατασκευή τους επιλέχθηκαν 20 μετοχές που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE). Τα χαρτοφυλάκια αυτά είναι παθητικά, δηλαδή τα αρχικά ποσοστά συμμετοχής των μετοχών παραμένουν σταθερά.

Με βάση όλα τα παραπάνω, τα εμπειρικά αποτελέσματα των ερευνητών απεικονίζονται στον επόμενο πίνακα:

**ΠΙΝΑΚΑΣ 1**

Ορισμοί	Εκτιμητές	Αμοιβαία Κεφάλαια		Τυχαία Χαρτοφυλάκια	
		Αριθμός Κεφαλαίων	Στατιστικά σημαντικοί σε 5%	Αριθμός Κεφαλαίων	Στατιστικά σημαντικοί σε 5%
Cohen, Zinbarg και Zeikel	$A_{2i} \neq 0$	3	3,5%	4	4,7%
	$B_{1i} \neq 0$	82	96,5%	84	98,8%
	$B_{2i} \neq 0$	9	10,6%	7	8,2%
Weisenberger	$A_{2i} \neq 0$	8	9,4%	5	5,9%
	$B_{1i} \neq 0$	83	97,6%	84	98,8%
	$B_{2i} \neq 0$	5	5,9%	6	7,1%
Up-Down	$A_{2i} \neq 0$	4	4,7%	5	5,9%
	$B_{1i} \neq 0$	81	95,3%	83	97,6%
	$B_{2i} \neq 0$	4	4,7%	8	9,4%

Τα αποτελέσματα αυτά αποδεικνύουν ότι οι διαχειριστές στο σύνολό τους δεν κατάφεραν να προβλέψουν σωστά την αγορά. Αν παρατηρήσει κανείς τα ποσοστά των στατιστικά διάφορων του μηδενός συντελεστών  $B_{2i}$ , μόνο με βάση τον πρώτο ορισμό τα πραγματικά αμοιβαία ξεπέρασαν τα τεχνητά όσον αφορά το προαναφερθέν ποσοστό. Ωστόσο, μόνο ένα αμοιβαίο χαρακτηρίστηκε από θετικό και στατιστικά σημαντικό  $B_{2i}$  (συγκεκριμένα το Philadelphia Fund). Επομένως οι διαχειριστές γενικά δεν αυξάνουν τα βήτα των χαρτοφυλακίων όταν αναμένονται αγορές «ταύροι». Μάλιστα το εν λόγω αμοιβαίο ήταν και το μόνο που επέδειξε στατιστικά σημαντικό  $B_{2i}$  και για τους τρεις ορισμούς.

Αναφορικά τώρα με το  $A_{2i}$ , κανένα αμοιβαίο δεν επέδειξε στατιστικά σημαντικό συντελεστή και για τους τρεις ορισμούς συγχρόνως. Τα εν λόγω ποσοστά δεν διαφέρουν σημαντικά από αυτά που θα περίμενε κανείς από μια τυχαία δειγματοληψία. Όλα τα παραπάνω αποτελέσματα επαληθεύονται και στην περίπτωση χρησιμοποίησης επιπλέον αποδόσεων, οπότε η εξίσωση (5) μετασχηματίζεται στο υπόδειγμα του Jensen.

Τα αποτελέσματα αυτά συγκρίθηκαν και με τα αντίστοιχα που προέκυψαν από την εφαρμογή του μοντέλου Treynor-Mazuy<sup>13</sup> στο σχετικό δείγμα. Μόνο πέντε αμοιβαία

<sup>13</sup> Χρησιμοποιήθηκαν καθαρές και όχι επιπλέον αποδόσεις.

παρουσίασαν στατιστικά σημαντική τιμή του  $c_i$  σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Αυτά τα πέντε αμοιβαία είχαν σημαντική τιμή του  $B_{2i}$  σύμφωνα με το παρών υπόδειγμα, από τα οποία μόνο ένα (Philadelphia Fund) είχε θετική τιμή του  $c_i$ . Συνεπώς και τα δύο υποδείγματα παρουσιάζουν σε μεγάλο βαθμό ίδια αποτελέσματα.

Το σημείο όμως που πλεονεκτεί η παρούσα μέθοδος είναι ότι επιτρέπει μια μετατόπιση τόσο της σταθεράς  $a_i$ , όσο και του συντελεστή  $b_i$  σε διαφορετικές αγορές. Όπως και τα προηγούμενα, έτσι και το εν λόγω υπόδειγμα δεν βρήκε ενδείξεις ότι οι διαχειριστές αλλάζουν τα βήτα των αμοιβαίων για να εκμεταλλευθούν τις διακυμάνσεις της αγοράς. Ο Francis και ο Fabozzi αναφέρουν τρεις λόγους για την ύπαρξη αυτού του φαινομένου:

- α) υπάρχουν ενδείξεις ότι ένα σημαντικό ποσοστό των μετοχών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης, όπου και έγινε η σχετική έρευνα, έχουν τυχαίους συντελεστές βήτα (random beta coefficients). Έτσι οι διαχειριστές στην ουσία δεν είναι σε θέση να προβλέπουν προς ποια κατεύθυνση θα κινηθούν τα βήτα των μετοχών, ώστε να εκμεταλλευθούν μετοχές με υψηλό βήτα σε ανοδικές τάσεις (δηλαδή στην ουσία τα ιστορικά βήτα δεν παρέχουν κάποιας μορφής βοήθεια, αφού μετοχές με ιστορικά υψηλό βήτα ανώτερο της μονάδας είναι δυνατόν να παρουσιάσουν μείωση του συντελεστή αυτού σε περιόδους άνησης των τιμών)
- β) οι διαχειριστές απλώς δεν είναι ικανοί να προβλέπουν αλλαγές στις συνθήκες και τάσεις της αγοράς
- γ) τέλος, αν και ορισμένοι διαχειριστές μπορεί πράγματι να έχουν ικανότητες πρόβλεψης, ωστόσο δεν προβαίνουν στις αντίστοιχες ενέργειες διότι το κόστος αλλαγής του βήτα μπορεί να μην δικαιολογείται με βάση τα αναμενόμενα οφέλη που μπορεί να προκύψουν από αυτή την αλλαγή.

## 2.7 Henriksson-Merton (1981)<sup>14</sup>

Έχει ήδη αναφερθεί ότι ένα βασικό μειονέκτημα των υποδειγμάτων που είχαν αναπτυχθεί μέχρι αυτή τη στιγμή (εκτός των Francis-Fabozzi) είναι η περιοριστική τους υπόθεση περί σταθερότητας του συντελεστή βήτα. Σε αυτό ακριβώς το σημείο το υπόδειγμα των Henriksson-Merton υπερτερεί, με το να υποθέτει ότι το βήτα μπορεί να πάρει δύο τιμές:  $b_{jd}$  αν η αγορά είναι καθοδική ( $R_{mt} \leq 0$ ) και  $b_{ju}$  αν η αγορά είναι ανοδική ( $R_{mt} > 0$ ). Ένας διαχειριστής λοιπόν που χαρακτηρίζεται από ικανότητα μακρο-προβλέψεων και προβλέπει αυξητικές τάσεις στην αγορά, αυξάνει το βήτα του χαρτοφυλακίου επιλέγοντας την υψηλή τιμή  $b_{ju}$  που υποθέτει το υπόδειγμα, ενώ αντίθετως μειώνει το βήτα επιλέγοντας την χαμηλή τιμή  $b_{jd}$  αν αναμένει ύφεση. Ο Henriksson και ο Merton για να εξετάσουν αυτή την ικανότητα συγχρονισμού εισήγαγαν τις εξής διπλές εξισώσεις παλινδρόμησης, ανάλογα με την κατάσταση που επικρατεί στην αγορά (ύφεση ή άνοδος):

$$R_{jt} = \alpha_j + b_{jd}R_{mt} + u_{jt} \quad (7) \text{ για κάθε } t, \text{ όπου } R_{mt} \leq 0$$

$$R_{jt} = \alpha_j + b_{ju}R_{mt} + u_{jt} \quad (8) \text{ για κάθε } t, \text{ όπου } R_{mt} > 0$$

οι οποίες μπορούν να απεικονιστούν με μία παλινδρόμηση με τη βοήθεια μιας ψευδομεταβλητής (dummy variable):

$$R_{jt} = \alpha_j + b_{ju}R_{mt} + b_{jd}R_{mt}D_{ut} + u_{jt} \quad (9)$$

όπου  $R_{jt}$ =η επιπλέον απόδοση του αμοιβαίου σε σχέση με το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$R_{mt}$ =η επιπλέον απόδοση της αγοράς σε σχέση με το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου

$D_{ut}$ =1 όταν  $R_{mt} > 0$  και  $D_{ut}$ =0 όταν  $R_{mt} \leq 0$

$b_{j0}$ = $b_{ju}$ - $b_{jd}$

Το υπόδειγμα αυτό είναι θεμελιωμένο πάνω στο CAPM. Με την προϋπόθεση ότι το CAPM ισχύει στην πράξη, τότε ο σταθερός όρος  $\alpha_j$  εκφράζει την ικανότητα επιλεκτικότητας του διαχειριστή και την απόδοση που πραγματοποίησε το υπό εξέταση αμοιβαίο, με συστηματικό κίνδυνο  $b_{jd}$  σε καθοδικές και  $b_{ju}$  σε ανοδικές αγορές. Η ικανότητα συγχρονισμού ελέγχεται με το κατάλληλο t-test στο συντελεστή  $b_{j0}$  (θέτουμε αρχική υπόθεση  $H_0: b_{j0} = 0$ ). Μια θετική και στατιστικά σημαντική τιμή του  $b_{j0}$  υποδηλώνει

<sup>14</sup> Henriksson R., Merton R. (1981). On market timing and investment performance II: Statistical procedures for evaluating forecasting skills. *Journal of Business* 54, 513-533

ότι ο διαχειριστής έχει ικανότητα μακρο-προβλέψεων, σχηματίζοντας χαρτοφυλάκιο με υψηλότερο κίνδυνο σε ανοδικές αγορές. Αντίθετα, αν το  $b_{j0}$  έχει αρνητικές και στατιστικά σημαντικές τιμές, τότε ο εν λόγω διαχειριστής δεν έχει ικανότητες συγχρονισμού αφού τείνει να σχηματίζει λιγότερο επικίνδυνο χαρτοφυλάκιο σε περιόδους ανόδου των τιμών και περισσότερο επικίνδυνο σε περιόδους ύφεσης.

Αν και το υπόδειγμα Henriksson-Merton ήταν από τα πρώτα μέτρα αξιολόγησης της απόδοσης χαρτοφυλακίων που υπέθεταν μεταβολή του συντελεστή βήτα, έχει ορισμένα μειονεκτήματα: πρώτον, είναι περιοριστικό με το να υποθέτει ότι το βήτα μπορεί να πάρει μόνο δύο τιμές διαχρονικά. Δεύτερον, υιοθετεί τη μη ρεαλιστική άποψη ότι οι διαχειριστές αλλάζουν την επικινδυνότητα του αμοιβαίου μόνο με δραστικές αλλαγές. Τέλος, υποθέτει ότι γίνονται αλλαγές στη σύνθεση των χαρτοφυλακίων μόνο όταν αλλάζει πρόσημο η αγορά (π.χ. από ανοδική γίνεται καθοδική ή και το αντίστροφο), ενώ στην πράξη οι διαχειριστές επιδίδονται σε πράξεις συγχρονισμού και χωρίς να υπάρχει αλλαγή προσήμου. Δηλαδή το υπόδειγμα Henriksson-Merton αγνοεί τις διαχρονικές τάσεις της αγοράς και τις επιδράσεις τους στις αποφάσεις των διαχειριστών.

Επίσης η εκτίμηση του υποδείγματος με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) δίνει εκτιμητές χωρίς τις επιθυμητές ιδιότητες (BLUE), λόγω ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Προτείνεται η διόρθωση του προβλήματος με τα κριτήρια White ή και Newey-West.

## 2.8 Bhattacharya-Pfleiderer (1983)<sup>15</sup>

Το υπόδειγμα αυτό χρησιμοποιεί τις ίδιες μεταβλητές με αυτές των Treynor-Mazuy. Οι συγγραφείς χρησιμοποιώντας μερικές από τις υποθέσεις του Jensen (1972), ανέπτυξαν έναν τρόπο εξαγωγής αποτελεσματικών εκτιμητών τόσο για την μέτρηση της ικανότητας επιλεκτικότητας, όσο και για την εκτίμηση ικανοτήτων συγχρονισμού. Το υπόδειγμα αυτό έχει το πλεονέκτημα ότι είναι εύκολο στην εφαρμογή του, αφού απαιτεί τη γνώση μόνο των επιπλέον αποδόσεων της αγοράς και του αμοιβαίου.

Για να βελτιώσει ο Jensen το βασικό μειονέκτημα των εκτιμήσεών του (δηλαδή την προς τα κάτω μεροληπτικότητά τους λόγω της μη αξιολόγησης πράξεων συγχρονισμού) ανέπτυξε το 1972 ένα νέο υπόβαθρο, ώστε να αξιολογήσει ξεχωριστά τις ικανότητες επιλεκτικότητας και συγχρονισμού. Συγκεκριμένα, συγκρίνει τις αποδόσεις του αμοιβαίου με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Συμβολίζοντας με  $\pi_i$  τις προβλέψεις των διαχειριστών, τότε:

$$\bar{\pi} = R_{mi} - E(R_m) \quad (10)$$

δηλαδή οι προβλέψεις ισούνται με τη διαφορά μεταξύ αναμενόμενων και πραγματοποιηθεισών αποδόσεων της αγοράς, όπου  $E(R_m)$  είναι η αναμενόμενη τιμή της  $R_{mi}$ , χωρίς τη χρήση κάποιας πληροφόρησης. Στη συνέχεια ορίζεται η άριστη πρόβλεψη  $\pi_i^*$  σαν η αναμενόμενη δεσμευμένη τιμή της  $\pi_i$  που προκύπτει από τη χρήση του συνόλου πληροφόρησης  $\phi_i$  στην αρχή της περιόδου. Υποτίθεται ότι ο διαχειριστής ενεργεί για τη μεγιστοποίηση του οφέλους (χρησιμότητας) των πελατών του, οι οποίοι αποστρέφονται τον κίνδυνο. Λαμβάνοντας υπόψη αυτή την υπόθεση καθώς και την υπόθεση ότι η δεσμευμένη κατανομή των προβλέψεων  $\pi_i$  είναι κανονική, ο Jensen απέδειξε ότι:

$$\beta_{pi} = \beta_{piT} + \theta\pi_i^* \quad (11)$$

όπου  $\beta_{piT}$  είναι το βήτα που έχουν θέσει σαν στόχο οι διαχειριστές (target beta) και το  $\theta$  εκφράζει την αντίδρασή τους σε κάθε νέα πληροφορία που λαμβάνουν (εξέφρασε έτσι το βήτα σαν συνάρτηση των πληροφοριών που λαμβάνει ο διαχειριστής). Κάτω από το πρίσμα του Jensen ο διαχειριστής προσπαθεί να προβλέψει τις αποδόσεις της αγοράς και

<sup>15</sup> Bhattacharya S., Pfleiderer P. (1983). A note on performance evaluation. *Technical Report 714*. Stanford, Calif.: Stanford University, Graduate School of Business



οι πραγματοποιηθείσες και αναμενόμενες αποδόσεις ακολουθούν την από κοινού κανονική κατανομή. Κάτω από όλες αυτές τις υποθέσεις, ο Jensen ισχυρίζεται ότι η ικανότητα συγχρονισμού μπορεί να εκφραστεί ποσοτικά με το συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των προβλέψεων των διαχειριστών για τις μελλοντικές αποδόσεις της αγοράς και των πραγματοποιηθεισών αποδόσεων. Συνεπώς, η άριστη πρόβλεψη (optimal forecast) ισούται με:

$$\pi_i^* = \pi_i + \nu_i \quad (12) \text{ όπου } \nu_i \sim N \text{ και ανεξάρτητο από το } \pi_i$$

Έτσι, η σχέση

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{mt} + u_{pt} \quad (13)$$

γίνεται:

$$R_{pt} = \alpha_p + [\beta_{pt} + \theta(\pi_i + \nu_i)] [E(R_m) + \pi_i] + u_{pt} \quad (14)$$

Στη συνέχεια εισάγεται η παλινδρόμηση των  $R_{pt}$  ως προς  $\pi_i$  και  $\pi_i^2$ :

$$R_{pt} = n_0 + n_1 \pi_i + n_2 \pi_i^2 + u_{pt} \quad (15)$$

Με βάση τις ασυμπτωτικές ιδιότητες για μεγάλα δείγματα, ο Jensen ισχυρίζεται ότι:

$$p \lim n_0 = \alpha_p + \beta_{tp} E(R_m) + \theta(\rho^2 - 1) \sigma_\pi^2 \quad (16)$$

$$p \lim n_1 = \rho^2 \theta E(R_m) + \beta_{tp} \quad (17)$$

$$p \lim n_2 = \theta \quad (18)$$

όπου  $\rho$  είναι ο προαναφερθέν συντελεστής συσχέτισης μεταξύ προβλέψεων και πραγματοποιηθέντων αποδόσεων και  $\sigma_\pi^2$  η διακύμανση του  $\pi_i$ . Το μειονέκτημα του υποδείγματος αυτού είναι ότι ο αριθμός των αγνώστων παραμέτρων είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των εξισώσεων. Έτσι ο ερευνητής δεν είναι σε θέση να εξάγει συμπεράσματα για το συγχρονισμό και την επιλεκτικότητα, εκτός και αν η άγνωστη παράμετρος  $E(R_m)$  καθώς και οι προβλέψεις των διαχειριστών μπορούν να εκτιμηθούν με κάποιον τρόπο σε κάθε χρονική στιγμή.

Σε αυτό ακριβώς το σημείο ο Bhattacharya και ο Pflleiderer θεμελίωσαν το υπόδειγμά τους πάνω στο υπόδειγμα του Jensen. Διορθώνοντας ένα λάθος του προηγούμενου υποδείγματος, έδειξαν ότι είναι δυνατόν να αξιολογηθούν ξεχωριστά οι ικανότητες συγχρονισμού και επιλεκτικότητας με μια απλή παλινδρόμηση. Συγκεκριμένα, ο Jensen υπέθεσε ότι ο διαχειριστής χρησιμοποιεί μη προσαρμοσμένες προβλέψεις για την απόδοση της αγοράς κατά τη διενέργεια των πράξεων συγχρονισμού. Αντιθέτως, ο Bhattacharya και ο Pflleiderer υποθέτουν ότι ο διαχειριστής προσαρμόζει τις προβλέψεις του με σκοπό να ελαχιστοποιήσει τη διακύμανση των καταλοίπων των προβλέψεών του. Υποθέτοντας ότι στην αρχή της περιόδου  $t$  ο διαχειριστής λαμβάνει ένα «σήμα» από την αγορά ( $\pi_t + \varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_t \sim N$  και ανεξάρτητο από το  $\pi_t$ ) τότε η άριστη πρόβλεψη ισούται με:

$$\pi_t^* = \psi(\pi_t + \varepsilon_t) \quad (19)$$

όπου

$$\psi = \frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_\varepsilon^2} = \rho^2 \quad (20)$$

όπου  $\sigma_\varepsilon^2$  η διακύμανση του  $\varepsilon_t$  και  $\rho$  ο συντελεστής που συμβολίζει την ικανότητα συγχρονισμού. Χρησιμοποιώντας την υπόθεση του Jensen ( $\pi_t = R_{mt} - E(R_m)$ ) καθώς και ότι  $\beta_{Tp} = \theta E(R_m)$  η εξίσωση (14) γίνεται:

$$R_{pt} = \alpha_p + \theta \{ E(R_m) + \psi [R_{mt} - E(R_m) + \varepsilon_t] \} R_{mt} + u_{pt} \quad (21)$$

$$\text{ή } R_{pt} = \alpha_p + \theta E(R_m) (1 - \psi) R_{mt} + \psi \theta (R_{mt})^2 + \theta \psi \varepsilon_t R_{mt} + u_{pt} \quad (22)$$

Η εξίσωση αυτή αποτελεί το μοντέλο των Bhattacharya και Pflleiderer και είναι παρόμοια με την παλινδρόμηση των Treynor-Mazuy. Μετασχηματίζεται δε ως εξής:

$$R_{pt} = n_0' + n_1' R_{mt} + n_2' (R_{mt})^2 + \omega_t' \quad (23)$$

Με βάση τις ασυμπτωτικές ιδιότητες των εκτιμητών:

$$p \lim n_0' = \alpha_p \quad (24)$$

$$p \lim n_1' = \theta E(R_m)(1 - \psi) \quad (25)$$

$$p \lim n_2' = \theta \psi \quad (26)$$

Ο συντελεστής  $\alpha_p$  εκφράζει την ικανότητα επιλεκτικότητας του διαχειριστή. Ο στοχαστικός όρος της εξίσωσης (23) είναι:

$$\omega_t' = \theta \psi \varepsilon_t R_{mt} + u_{pt} \quad (27)$$

και περιέχει τις πληροφορίες που είναι αναγκαίες για την εύρεση του συντελεστή  $\rho$ . Παλινδρομώντας τα τετράγωνα των καταλοίπων πάνω στα τετράγωνα των επιπλέον αποδόσεων της αγοράς προκύπτει η παλινδρόμηση:

$$(\omega_t')^2 = \theta^2 \psi^2 \sigma_\varepsilon^2 (R_{mt})^2 + \zeta_t \quad (28)$$

όπου

$$\zeta_t = \theta^2 \psi^2 (R_{mt})^2 (\varepsilon_t^2 - \sigma_\varepsilon^2) + (u_{pt})^2 + 2\theta \psi R_{mt} \varepsilon_t u_{pt} \quad (29)$$

Από την παλινδρόμηση (28) προκύπτει μια εκτίμηση του συντελεστή  $\theta^2 \psi^2 \sigma_\varepsilon^2$ . Με δεδομένο ότι έχει ήδη εκτιμηθεί ο συντελεστής  $\theta \psi$  από την εξίσωση (23), διαιρώντας τον  $\theta^2 \psi^2 \sigma_\varepsilon^2$  με το τετράγωνο του  $\theta \psi$  απομονώνουμε την διακύμανση  $\sigma_\varepsilon^2$ . Για να εκτιμηθεί το  $\rho$  χρειάζεται η εύρεση και της  $\sigma_\pi^2$ . Για τον υπολογισμό της οι Bhattacharya και Pfleiderer χρησιμοποίησαν τον τύπο του Merton (1980):

$$\sigma_\pi^2 = \frac{\sum_{k=1}^n \{ \ln(1 + R_{mt}) \}^2}{n} \quad (30)$$

Αφού έχουν εκτιμηθεί οι  $\sigma_\varepsilon^2$  και  $\sigma_\pi^2$  ο  $\rho$  μπορεί εύκολα να εξαχθεί με τη χρήση της σχέσης (20). Οι Bhattacharya και Pfleiderer αγνοούν τις αρνητικές τιμές του  $\rho$ , αφού υποθέτουν ότι δεν είναι δυνατόν να υπάρξει αρνητική συσχέτιση μεταξύ αναμενόμενου και πραγματοποιηθέντος  $\pi_t$ . Ισχυρίζονται ότι δεν είναι δυνατόν ένας διαχειριστής να

χρησιμοποιεί πληροφορίες όταν επιδίεται σε πράξεις συγχρονισμού οι οποίες προσδίδουν θετική αξία και να προβαίνει σε αντίστροφες ενέργειες.

Όμως με την παραπάνω διαδικασία δεν αποκτώνται οι πιο αποτελεσματικοί εκτιμητές, λόγω ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα των παλινδρομήσεων (23) και (28). Για τη διόρθωση του προβλήματος χρησιμοποιείται η γενικευμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (Generalized Least Squares – GLS). Αρχικά εξάγονται οι διακυμάνσεις των καταλοίπων που εμφανίζουν ετεροσκεδαστικότητα:

$$\sigma_{ax}^2 = \theta^2 \psi^2 \sigma_e^2 (R_{mi})^2 + \sigma_u^2 \quad (31)$$

$$\sigma_{\zeta}^2 = 2\theta^4 \psi^4 (R_{mi})^4 + 2\sigma_u^4 + 4\theta^2 \psi^2 \sigma_e^2 (R_{mi})^2 \sigma_u^2 \quad (32)$$

όπου  $\sigma_{ax}^2$ ,  $\sigma_u^2$  και  $\sigma_{\zeta}^2$  είναι οι διακυμάνσεις των  $\omega_i$ ,  $u_{it}$  και  $\zeta_i$  αντίστοιχα. Η  $\sigma_u^2$  εξάγεται από την εξίσωση (13), ενώ οι  $\sigma_{ax}^2$  και  $\sigma_{\zeta}^2$  από τις (23) και (28). Οι υπόλοιπες παράμετροι έχουν ήδη εκτιμηθεί από την προηγούμενη διαδικασία. Στη συνέχεια οι μεταβλητές στις εξισώσεις (23) και (28) διαιρούνται με  $\sigma_{ax}^2$  και  $\sigma_{\zeta}^2$  αντίστοιχα και τέλος εφαρμόζεται η απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων στις τροποποιημένες παρατηρήσεις για να εξαχθούν οι αποτελεσματικοί πλέον εκτιμητές.

Οι Lee και Rahman το 1990 εφάρμοσαν αυτή τη μέθοδο σε ένα δείγμα 93 αμοιβαίων κεφαλαίων χρησιμοποιώντας 87 μηνιαίες αποδόσεις κατά την περίοδο Ιανουαρίου 1977 – Μαρτίου 1984. Ως δείκτης της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο CRSP (value-weighted index) περιλαμβανομένων και των μερισμάτων. Επίσης χρησιμοποιήθηκαν μηνιαίες παρατηρήσεις των τρίμηνων εντόκων γραμματίων ως προσέγγιση του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου. Από τα 93 αμοιβαία, τα 24 βρέθηκαν να έχουν στατιστικά σημαντική τιμή του  $\alpha_p$ . Από αυτά, τα 14 έχουν θετική τιμή. Όσον αφορά το συντελεστή συγχρονισμού, 16 αμοιβαία έχουν στατιστικά σημαντική τιμή του  $\rho$ . Ο παρακάτω πίνακας απεικονίζει τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα, συμπεριλαμβανομένης και της μεθοδολογίας του Jensen αλλά και της διόρθωσης του υποδείγματος Bhattacharya-Pfleiderer για ετεροσκεδαστικότητα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Υπόδειγμα	Επιλεκτικότητα ( $\alpha^p$ )			Συγχρονισμός ( $\rho$ )	
	Μέσος όρος	Θετικά	Αρνητικά	Μέσος όρος	Θετικά
Jensen	-0,0005	4*	9*		
Bhattacharya-Pfleiderer					
Χωρίς διόρθωση ετεροσκ.	0,0011	15*	9*	0,1696	28*
Με διόρθωση ετεροσκ.	0,0008	14*	10*	0,1231	16*

\* Στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο 5%

Είναι εμφανές ότι υπάρχει διαφορά στα αποτελέσματα όταν λαμβάνεται υπόψη η ετεροσκεδαστικότητα (κυρίως όσον αφορά την ικανότητα συγχρονισμού). Παρόμοια αποτελέσματα βρήκαν και οι Breen, Jagannathan και Offer (1986). Συγκεκριμένα, διέγνωσαν υψηλή πιθανότητα λάθους τύπου II κατά τη διεξαγωγή ελέγχου υποθέσεων στο συντελεστή  $\rho$ . Επίσης επαληθεύεται η διαπίστωση του Grant (1977) σχετικά με το λάθος του Jensen (δηλαδή η προς τα κάτω μεροληπτικότητα του συντελεστή  $\alpha$  όταν ο συγχρονισμός δεν εξετάζεται). Σαν γενικό συμπέρασμα, δεν βρέθηκαν ενδείξεις σημαντικών ικανοτήτων επιλεκτικότητας και συγχρονισμού όσον αφορά το σύνολο των αμοιβαίων που εξετάστηκαν, αντιθέτως διαπιστώθηκαν κάποιες ικανότητες σε καθαρά ατομικό επίπεδο.

Το υπόδειγμα αυτό έχει το προτέρημα να ενσωματώνει τις πληροφορίες για τις ικανότητες μακρο-προβλέψεων στο στοχαστικό όρο της εξίσωσης (23). Το γεγονός αυτό του προσδίδει το πλεονέκτημα της εξαγωγής ισχυρότερων αποτελεσμάτων, αφού βρίσκει ανώτερες ικανότητες διαχείρισης πιο συχνά από τα προηγούμενα υποδείγματα. Δεν είναι όμως ρεαλιστική η υπόθεση των θεμελιωτών του περί μη ύπαρξης αρνητικών τιμών του  $\rho$ . Οι Coggin, Fabozzi και Rahman (1993)<sup>16</sup> εφάρμοσαν μια τροποποιημένη εκδοχή του υποδείγματος αυτού κατά την οποία επιτρέπουν την ύπαρξη και αρνητικών τιμών του  $\rho$ . Μαθηματικά αυτό συνεπάγεται αρνητική συσχέτιση μεταξύ των προβλέψεων των διαχειριστών και των αποδόσεων της αγοράς. Εφαρμόζοντας τη μέθοδο αυτή σε ένα δείγμα 71 συνταξιοδοτικών ταμείων για την περίοδο Ιανουαρίου 1983 – Δεκεμβρίου 1990 (μηνιαίες παρατηρήσεις), βρήκαν αρνητική τιμή του  $\rho$  για τον δείκτη S&P 500 ( $\rho = -0,04760$ , στατιστικά σημαντικό στο 5%), γεγονός το οποίο αποδεικνύει τη μη

<sup>16</sup> Coggin T.D., Fabozzi J.F., Rahman S. (1993). The investment performance of US equity pension fund managers: an empirical investigation. *Journal of Finance* XLVIII(3), 1039-1055

ρεαλιστικότητα της υπόθεσης των Bhattacharya-Pfleiderer. Πάντως βρήκαν ότι οι συντελεστές  $\alpha$  και  $\rho$  διαφέρουν όταν επιλέγονται διαφορετικοί δείκτες αγοράς. Η διαφορά αυτή γίνεται εμφανέστερη όταν τα αμοιβαία κατατάσσονται με κριτήριο την επενδυτική τους φιλοσοφία.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

## 2.9 Henriksson (1984)<sup>17</sup>

Αυτό το υπόδειγμα αποτελεί μια διαφοροποιημένη εκδοχή του κλασικού υποδείγματος Henriksson-Merton που θεμελιώθηκε το 1981. Μέσω ενός γραμμικού μετασχηματισμού έδειξαν ότι η παλινδρόμηση του υποδείγματος του 1981 είναι ισοδύναμη με:

$$Z_p(t) - R(t) = \alpha^* + \beta_1^* X_1(t) + \beta_2^* X_2(t) + \varepsilon_p^*(t) \quad (33)$$

όπου  $Z_p(t)$  = η απόδοση του αμοιβαίου την περίοδο  $t$

$R(t)$  = το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου την περίοδο  $t$

$X_1(t)$  = η διαφορά των αποδόσεων μετοχών και εντόκων γραμματίων σε καθοδικές αγορές ( $X_1(t) = \min[0, X(t)]$ )

$X_2(t)$  = η διαφορά των αποδόσεων μετοχών και εντόκων γραμματίων σε ανοδικές αγορές ( $X_2(t) = \max[0, X(t)]$ )

$X(t) = R_m(t) - R(t)$

$\varepsilon_p^*(t)$  = ο στοχαστικός όρος της παλινδρόμησης

Αν κυριαρχούν ανοδικές τάσεις στην αγορά τότε  $X(t) > 0$ , οπότε  $X_1(t) = 0$  και  $X_2(t) = X(t)$ , οπότε το  $\beta_2^*$  αποτελεί στην ουσία το βήτα των ανοδικών αγορών. Με την ίδια συλλογιστική το  $\beta_1^*$  είναι το βήτα που αντιστοιχεί σε καθοδικές αγορές. Ως συνήθως ο συντελεστής  $\alpha^*$  εκφράζει την ικανότητα επιλογής υποτιμημένων αξιογράφων. Η ύπαρξη συγχρονισμού (η οποία στο υπόδειγμα του 1981 διαπιστώνεται με έλεγχο υποθέσεων στο  $b_{10}$ ) στο παρόν υπόδειγμα μπορεί να διαπιστωθεί αν διεξαχθεί έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των  $\beta_1^*$  και  $\beta_2^*$  ( $H_0: \beta_1^* = \beta_2^*$ ). Η ερμηνεία των συντελεστών που προκύπτουν είναι έτσι πιο εύκολη σε σχέση με το παλαιότερο μοντέλο.

Οι Chang και Lewellen εφάρμοσαν το υπόδειγμα σε ένα δείγμα που αποτελείται από μηνιαίες αποδόσεις 67 αμοιβαίων για το διάστημα Ιανουαρίου 1971 – Δεκεμβρίου 1979. Σαν δείκτης αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο CRSP value-weighted index (συμπεριλαμβάνονται μερίσματα καθώς και κεφαλαιακά κέρδη και ζημίες). Τέλος, σαν επιτόκιο μηδενικού κινδύνου λήφθηκαν οι αποδόσεις του μηνιαίου εντόκου γραμματίου.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα δεν δείχνουν κάποια σημαντική ύπαρξη συγχρονισμού εκ μέρους των διαχειριστών. Μάλιστα, έχουν την αντίθετη «ικανότητα»: το μέσο βήτα σε

<sup>17</sup> Henriksson R. (1984). Market timing and mutual fund performance. *Journal of Business* 57, 73-96

καθοδικές αγορές ( $\beta_1^* = 0,993$ ) είναι ελάχιστα υψηλότερο από το αντίστοιχο μέσο βήτα σε ανοδικές αγορές ( $\beta_2^* = 0,955$ ). Από τα 67 αμοιβαία, τα 42 είχαν αρνητική διαφορά  $\beta_2^* - \beta_1^*$ , από τις οποίες οι τρεις ήταν στατιστικά σημαντικές. Οι Chang και Lewellen εφάρμοσαν στο δείγμα τους και το κριτήριο Jensen, έτσι ώστε να συγκρίνουν τα αποτελέσματα μεταξύ των δύο υποδειγμάτων. Το μέσο άλφα του Jensen ήταν, όπως αναμενόταν, μικρότερο από τα  $\alpha^*$  του νέου υποδείγματος (0,049% έναντι 0,116%). Το γεγονός αυτό αποδεικνύει ότι αν οι διαχειριστές χαρακτηρίζονται στο σύνολό τους από μέτρια ικανότητα συγχρονισμού, τότε η παραδοσιακή προσέγγιση (Jensen) τείνει να υποεκτιμά το μέρος της επίδοσης που προέρχεται από ικανότητα επιλεκτικότητας ως προς τη συνολική επίδοση του διαχειριστή. Ένα πλεονέκτημα λοιπόν που διακρίνει το παρόν υπόδειγμα είναι η ικανότητά του να διαχωρίζει τις αποδόσεις που προέρχονται από τα δύο μέρη της συνολικής επίδοσης.

Αναφορικά με την ιδιότητα των μικρο-προβλέψεων, αν και 41 από τα 67 αμοιβαία είχαν θετικό  $\alpha^*$ , από αυτά μόνο τα πέντε επέδειξαν στατιστικά σημαντική τιμή (τα τρία είχαν αρνητικό  $\alpha^*$ ). Το αποτέλεσμα αυτό δείχνει τις μέτριες επιδόσεις των αμοιβαίων του δείγματος. Αξίζει να σημειωθεί ότι τα μόνα δύο αμοιβαία που είχαν θετική και στατιστικά σημαντική τιμή του  $\alpha^*$  ήταν επίσης δύο από τα τρία που είχαν διαφορά  $\beta_2^* - \beta_1^*$  αρνητική και στατιστικά σημαντική (perverse market timers).

Το υπόδειγμα αυτό έχει το πλεονέκτημα ότι με το να διαχωρίζει τα βήτα που αντιστοιχούν σε αγορές ανόδου και καθόδου, παρέχει συντελεστές πιο εύκολα αναγνωρίσιμους. Ωστόσο βρέθηκε ότι τόσο οι σταθερές όσο και τα βήτα των υποδειγμάτων Henriksson (1984) και Jensen (1968) δεν διαφέρουν σημαντικά μεταξύ τους. Επομένως, το αναθεωρημένο υπόδειγμα, ανεξάρτητα από το γεγονός ότι είναι πιο κατανοητό και συνεπώς άμεσα εφαρμόσιμο, στην ουσία δεν αποτελεί κάποια σημαντική βελτίωση των προηγούμενων κριτηρίων, αφού αποδίδει τα ίδια περίπου χαρακτηριστικά στα αμοιβαία του δείγματος.



## 2.10 Lockwood-Kadiyala (1988)<sup>18</sup>

Το υπόδειγμα των Lockwood-Kadiyala αποτελεί μια βελτίωση των υποδειγμάτων Henriksson-Merton (1981) και Henriksson (1984). Το παρόν υπόδειγμα προσεγγίζει την πραγματικότητα με ρεαλιστικότερο τρόπο, υιοθετώντας την άποψη ότι οι διαχειριστές αλλάζουν το βήτα από περίοδο σε περίοδο ανάλογα με τις μεταβαλλόμενες συνθήκες της αγοράς, αντιμετωπίζοντας έτσι το βήτα σαν τυχαία μεταβλητή. Συγκεκριμένα, το υπόδειγμα αυτό παρουσιάζει το βήτα σαν συνάρτηση του χρόνου με τη βοήθεια της παρακάτω εξίσωσης:

$$\beta_{jt} = \delta_{j1} + \delta_{j2}\pi_{mt} + \varphi_{jt} \quad (34)$$

όπου  $\beta_{jt}$ =η στοχαστική παράμετρος του συστηματικού κινδύνου

$\delta_{j1}$ ,  $\delta_{j2}$ =σταθερές που εκφράζουν την ακριβή σχέση μεταξύ βήτα και αποδόσεων της αγοράς

$\pi_{mt}$ = $R_{mt}-E(R_{mt})$  οι διαφορές των προβλέψεων των διαχειριστών αναφορικά με τα μελλοντικά επίπεδα της αγοράς από τις πραγματοποιηθείσες αποδόσεις

$\varphi_{jt}$ =ο τυχαίος όρος

Ο Jensen απέδειξε το 1972 ότι η (34) αποτελεί την άριστη επιλογή για έναν διαχειριστή ο οποίος θέλει να μεγιστοποιήσει την ωφέλεια των πελατών του. Έτσι, ένας διαχειριστής που χαρακτηρίζεται σαν εξέχων market timer, θα πρέπει να αναπροσαρμόζει το βήτα ( $\beta_{jt}$ ) συχνά και σε αναλογία με τις κατευθύνσεις της αγοράς. Για να εξαχθεί λοιπόν το νέο υπόδειγμα, χρησιμοποιείται η εξίσωση Jensen με στοχαστικό βήτα:

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_{jt}R_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (35)$$

όπου αντικαθιστώντας στο  $\beta_{jt}$  τη σχέση (34) προκύπτει η εξίσωση (36):

$$R_{jt} = \alpha_j + \delta_{j1}R_{mt} + \delta_{j2}Q_{mt} + \upsilon_{jt} \quad (36)$$

<sup>18</sup> Lockwood L.J., Kadiyala K.R. 1988. Measuring investment performance with a stochastic parameter regression model. *Journal of Banking and Finance*, 12, 457-467

όπου  $v_{jt} = R_{mt}\phi_{jt} + \varepsilon_{jt}$ ,  $Q_{mt} = R_{mt}\pi_{mt}$  και  $\phi$ ,  $\varepsilon$  μη συσχετιζόμενα. Επίσης, ο μέσος της (36) ισούται με  $\alpha_j + \delta_{j1}E(R_m) + \delta_{j2}\sigma_m^2$ , δηλαδή η αναμενόμενη απόδοση που προκύπτει από πράξεις συγχρονισμού ( $\delta_{j2}\sigma_m^2$ ) είναι ανάλογη με τη διακύμανση της αγοράς.

Οι τρεις συντελεστές της (36) που παρουσιάζουν ενδιαφέρον είναι οι  $\alpha_j$ ,  $\delta_{j2}$  και  $\sigma_\phi^2$ . Για να διαπιστωθεί η ικανότητα συγχρονισμού διεξάγεται έλεγχος υποθέσεων στο  $\delta_{j2}$  (με αρχική υπόθεση  $\delta_{j2}=0$ ). Αν με την εφαρμογή του κατάλληλου t-test προκύπτει ότι το  $\delta_{j2}$  είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό (αρνητικό) αυτό συνεπάγεται ότι ο διαχειριστής έχει (δεν έχει) ικανότητα συγχρονισμού και αλλάζει συνεχώς το βήτα ανάλογα (αντίστροφα) με την κατεύθυνση της αγοράς. Η ικανότητα μικρο-προβλέψεων εξάγεται με έλεγχο υποθέσεων στο  $\alpha_j$  με αρχική υπόθεση  $\alpha_j=0$ . Στατιστικά σημαντική και θετική (αρνητική) τιμή του συντελεστή αυτού είναι ενδεικτική ύπαρξης (μη ύπαρξης) ικανότητας επιλεκτικότητας, αφού πραγματοποιείται απόδοση μεγαλύτερη (μικρότερη) από ένα τυχαίο χαρτοφυλάκιο με συστηματικό κίνδυνο  $\beta_{jt}$ . Τέλος, αναφορικά με τη διακύμανση  $\sigma_\phi^2$ , η οποία εκφράζει την τυχαιότητα του βήτα, αν η αρχική υπόθεση  $\sigma_\phi^2=0$  δεν μπορεί να απορριφθεί, τότε το βήτα δεν είναι στοχαστικός παράγοντας και αποτελεί μια συγκεκριμένη συνάρτηση της απόδοσης της αγοράς, αφού ο τυχαίος όρος  $\sigma_\phi^2$  με μηδενικό μέσο και διακύμανση εξαφανίζεται.

Ωστόσο η εξίσωση (36) παρουσιάζει ετεροσκεδαστικότητα στον τυχαίο της όρο ( $\sigma_{v_{jt}}^2 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\phi^2 R_{mt}^2$ ). Το πρόβλημα αυτό, σε συνδυασμό με το γεγονός ότι δεν γνωρίζουμε τους συντελεστές  $\sigma_\varepsilon^2$  και  $\sigma_\phi^2$ , δεν επιτρέπει την αποτελεσματική εκτίμηση των προαναφερθέντων τριών συντελεστών. Για τη διόρθωση του προβλήματος οι συγγραφείς εκφράζουν το υπόδειγμα (36) με τη μορφή πινάκων και στη συνέχεια εφαρμόζουν τη μέθοδο των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS) σε τέσσερα στάδια για να εκτιμήσουν τους εν λόγω συντελεστές. Συγκεκριμένα, η (36) γράφεται ως εξής:

$$R = X\delta + v \quad (37)$$

όπου  $R$  = πίνακας  $N*1$  με στοιχεία τις επιπλέον αποδόσεις του αμοιβαίου ( $R_{jt}-R_{ft}$ )

$X$  = πίνακας  $N*3$  με στοιχεία (1,  $R_{mt}$ ,  $Q_{mt}$ )

$\delta$  = πίνακας  $3*1$  ο οποίος περιέχει τις προς εκτίμηση παραμέτρους ( $\alpha_j$ ,  $\delta_{j1}$ ,  $\delta_{j2}$ )

$v$  =  $D\phi + \varepsilon$  = πίνακας  $N*1$  των καταλοίπων

$D$  =  $N*N$  διαγώνιος πίνακας με t-στό διαγώνιο στοιχείο ίσο με  $R_{mt}$

Για την μετατροπή της (37) σε ομοσκεδαστική, κάθε παρατήρηση διαιρείται με την τυπική απόκλιση των καταλοίπων:

$$\sigma_{\alpha} = (\sigma_{\phi}^2 R_{mi}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2)^{1/2} \quad (38)$$

Με τον τρόπο αυτό εξάγεται ο γενικευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων  $\hat{\delta}$ :

$$\hat{\delta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} R \quad (39)$$

όπου  $\Omega = E(uu')$  είναι  $N \times N$  διαγώνιος πίνακας με  $t$ -οστό διαγώνιο στοιχείο ίσο με  $\sigma_{\alpha}^2$ . Στη συνέχεια ο πίνακας  $\Omega$  γράφεται ως:

$$\Omega = E[(D\phi + \varepsilon)(D\phi + \varepsilon)'] = \sigma_{\phi}^2 DD + \sigma_{\varepsilon}^2 I = \sigma_{\phi}^2 D + \sigma_{\varepsilon}^2 I \quad (40)$$

όπου  $D$  είναι  $N \times N$  διαγώνιος πίνακας με  $t$ -οστό διαγώνιο στοιχείο ίσο με  $R_{mi}^2$  και  $I$  είναι μοναδιαίος  $N \times N$ . Ωστόσο το εμπόδιο που ανακύπτει είναι η μη γνώση των ακριβών τιμών των  $\sigma_{\varepsilon}^2$  και  $\sigma_{\phi}^2$ . Ακολουθείται η εξής διαδικασία: αρχικά εξάγονται τα κατάλοιπα των ελαχίστων τετραγώνων της (37):

$$e = R - X\hat{\delta} = R - X(X'X)^{-1}X'R = [I - X(X'X)^{-1}X']R = [I - X(X'X)^{-1}X']X\delta + v = Mv \quad (41)$$

όπου  $M = I - X(X'X)^{-1}X'$  είναι  $N \times N$  συμμετρικός και ταυτοδύναμος πίνακας. Επίσης, με δεδομένο ότι ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων του  $e$  είναι:

$$E(ee') = E[(Mv)(Mv)'] = ME(vv')M = \sigma_{\phi}^2 MDM + \sigma_{\varepsilon}^2 M \quad (42)$$

μπορεί να εκτιμηθεί ο πίνακας των διακυμάνσεων των καταλοίπων και να τεθεί ως εξαρτημένη μεταβλητή στην παρακάτω βοηθητική παλινδρόμηση:

$$E\left(\begin{matrix} e \\ e \end{matrix}\right) = M R_m \sigma_\phi^2 + \text{diag}(M) \sigma_\epsilon^2 \quad (43)$$

$$\text{ή } e = \left[ M R_m \text{diag}(M) \sigma + \mu = Z \sigma + \mu \right] \quad (44)$$

όπου  $E(e)$  είναι  $N \times 1$  πίνακας των διαγώνιων στοιχείων του  $E(ee')$ ,  $M$   $N \times N$  μήτρα αποτελούμενη από τα τετράγωνα στοιχεία του  $M$ ,  $R_m$  μήτρα που περιέχει τα τετράγωνα των αποδόσεων της αγοράς,  $\text{diag}(M)$  είναι  $N \times 1$  πίνακας των διαγώνιων στοιχείων του  $M$  και  $\mu$  είναι  $N \times 1$  πίνακας καταλοίπων. Είναι δυνατή η εφαρμογή OLS στην (44), αλλά υπάρχει η πιθανότητα να εκτιμηθούν αρνητικές τιμές των διακυμάνσεων. Αντί αυτού, εκτιμάται ένας δεσμευμένος εκτιμητής ελαχίστων τετραγώνων του  $\sigma$  ο οποίος λύνει το εξής πρόβλημα τετραγωνικού προγραμματισμού:

$$\min(e - Z\sigma)'(e - Z\sigma) \quad (45)$$

με τους περιορισμούς  $\sigma_\phi^2 \geq 0$  και  $\sigma_\epsilon^2 \geq 0$ . Ο δεσμευμένος εκτιμητής που προκύπτει από την (45) χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό του γενικευμένου εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων:

$$\tilde{\delta} = \left( X' \tilde{\Omega}^{-1} X \right)^{-1} X' \tilde{\Omega}^{-1} R \quad (46)$$

όπου  $\tilde{\Omega}$  είναι  $N \times N$  πίνακας με  $t$ -οστό στοιχείο ίσο με  $\sigma_\alpha^2 = \sigma_\phi^2 R_{mt}^2 + \sigma_\epsilon^2$ .

Το δείγμα των Lockwood-Kadiyala περιλαμβάνει μηνιαίες αποδόσεις 47 αμοιβαίων κεφαλαίων που εμφάνισαν συνεχή στοιχεία το διάστημα Ιανουαρίου 1964 – Δεκεμβρίου 1979 (192 παρατηρήσεις). Ο δείκτης αγοράς αντιπροσωπεύεται από τον CRSP value-weighted index, ενώ χρησιμοποιήθηκαν επίσης και χρονοσειρές με επιτόκια μηνιαίων εντόκων γραμματίων. Τέλος, σαν προσέγγιση της αναμενόμενης απόδοσης της αγοράς  $E(R_m)$  χρησιμοποιήθηκε ο δειγματικός μέσος των αποδόσεων της αγοράς. Τα εμπειρικά αποτελέσματα παρουσιάζονται στον παρακάτω πίνακα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Παράμετρος	Μέσος	Τυπική απόκλιση	Σύνολο		Στατιστικά σημαντικά	
			Θετικά	Αρνητικά	Θετικά	Αρνητικά
$\alpha_j$	0,00013	0,0022	31*	16*	5*,9**	1,2
$\delta_{j1}$	0,9404	0,2235	47	0	47,47	0,0
$\delta_{j2}$	-0,4576	0,6566	8	39	0,0	2,4
$\sigma_{j\phi}^2$	0,0610	0,0876	47	0	14,18	0,0

\*Όλοι οι έλεγχοι, εκτός αυτού για τη  $\sigma_{j\phi}^2$ , είναι δικατάληκτοι. Το πρώτο (δεύτερο) σύνολο των κριτηρίων αφορά έλεγχο σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% (10%).

Όπως βλέπουμε, οι διαχειριστές του δείγματος δεν χαρακτηρίζονται από ικανότητα συγχρονισμού, αφού μόνο 8 αμοιβαία έχουν θετικό το συντελεστή  $\delta_{j2}$ , ενώ κανένας από αυτούς δεν είναι στατιστικά σημαντικός. Αντιθέτως, από τους αρνητικούς συντελεστές, 2 (4) είναι στατιστικά σημαντικοί σε 5% (10%) στατιστική σημαντικότητα. Αυτό συνεπάγεται ότι οι διαχειριστές δεν αναπροσαρμόζουν το βήτα αναλόγως με τις τάσεις της αγοράς.

Αναφορικά τώρα με τη διακύμανση  $\sigma_{j\phi}^2$ , παρατηρείται ότι τα βήτα ακολουθούν τυχαίες αλλαγές στην τιμή τους, αφού σε διάστημα εμπιστοσύνης 95% (90%) 14 (17) αμοιβαία έχουν στατιστικά θετική τιμή. Επομένως τα αμοιβαία αυτά χαρακτηρίζονται από ετεροσκεδαστικότητα στις αποδόσεις τους, η οποία οφείλεται στις τυχαίες αλλαγές των βήτα. Τέλος, σχετικά με την ικανότητα επιλεκτικότητας, συμπεραίνεται από την πρώτη γραμμή του πίνακα ότι ορισμένοι διαχειριστές είναι ικανοί να επιλέγουν υποτιμημένα αξιόγραφα.

Οι Φίλιπας και Τσιώνας (2001) σε μια εφαρμογή του υποδείγματος εφάρμοσαν τη μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood method) για να εκτιμήσουν τους προαναφερθέντες συντελεστές:

$$L_j = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \log(\sigma_{j,\phi}^2 R_{mi}^2 + \sigma_{\epsilon,j}^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \frac{(R_{ji} - \alpha_j - \delta_{j1} R_{mi} - \delta_{j2} Q_{mi})^2}{\sigma_{j,\phi}^2 R_{mi}^2 + \sigma_{\epsilon,j}^2} \quad (47)$$

όπου T ο αριθμός των παρατηρήσεων. Η παραπάνω συνάρτηση μπορεί να μεγιστοποιηθεί ως προς τις παραμέτρους  $\alpha_j$ ,  $\delta_{j1}$ ,  $\delta_{j2}$ ,  $\sigma_{j,\phi}^2$  και  $\sigma_{\epsilon,j}^2$ . Η εκτίμηση με τη μέθοδο της πιθανοφάνειας παράγει αποτελεσματικότερους εκτιμητές σε μικρά δείγματα. Το δείγμα

περιλαμβάνει μηνιαίες αποδόσεις από 34 αμοιβαία (μετοχικά και μικτά) που παρουσιάζουν συνεχή στοιχεία για το διάστημα Ιανουαρίου 1996 – Δεκεμβρίου 1999 (48 παρατηρήσεις). Ο επόμενος πίνακας είναι ενδεικτικός:

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Παράμετρος	Μέσος	Τυπική απόκλιση	Σύνολο		Στατιστικά σημαντικά	
			Θετικά	Αρνητικά	Θετικά	Αρνητικά
$\alpha_j$	0,5051	0,5318	31*	3*	8*,17**	0,0
$\delta_{j1}$	0,5355	0,3643	34	0	34	0,0
$\delta_{j2}$	0,0002224	0,001326	20	14	0	0,0
$\sigma_{j\varphi}^2$	0,03858	0,1004	34	0	18,22	0,0

\*Όλοι οι έλεγχοι, εκτός αυτού για τη  $\sigma_{j\varphi}^2$ , είναι δικατάληκτοι. Το πρώτο (δευτέρο) σύνολο των κριτηρίων αφορά έλεγχο σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% (10%).

Επαληθεύονται και εδώ, όπως και στην προηγούμενη εφαρμογή, τα αποτελέσματα που θέλουν τους διαχειριστές να επιδεικνύουν κάποιες ικανότητες επιλεκτικότητας σε ατομικό επίπεδο, ενώ κανείς δεν χαρακτηρίζεται από ικανότητα μακρο-προβλέψεων. Τέλος, τόσο σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5% όσο και σε 10% η πλειοψηφία των αμοιβαίων έχει στοχαστικό βήτα.

## 2.11 Ferson-Schadt (1996)<sup>19</sup>

Κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του 1990 και ιδιαίτερα τα τελευταία χρόνια, έχει αναπτυχθεί μια καινούρια τάση στη θεματολογία της αξιολόγησης χαρτοφυλακίων, σε αντιδιαστολή με τις παραδοσιακές μεθόδους. Η νέα αυτή τάση αξιολογεί τα χαρτοφυλάκια με τη χρήση εξωγενών μεταβλητών οι οποίες αντιπροσωπεύουν πληροφορίες και γι' αυτό το λόγο ονομάζεται «δεσμευμένη αξιολόγηση αποδόσεων» (conditional performance evaluation). Ο κυριότερος θεμελιωτής των μοντέρνων υποδειγμάτων που αναπτύχθηκαν μέσα σε αυτό το πλαίσιο είναι ο Wayne Ferson. Η εισαγωγή αυτών των μεταβλητών, όπως θα αναφερθεί και παρακάτω, έχει το πλεονέκτημα ότι εξουδετερώνει τις μεροληπτικές τάσεις των συντελεστών των παραδοσιακών μοντέλων και βελτιώνει σημαντικά τη μέση απόδοση του δείγματος που εξετάζεται.

Ο Ferson και ο Schadt ισχυρίζονται ότι μια ενεργητική διαχείριση χαρτοφυλακίου που μπορεί να αντιγραφεί με τη χρησιμοποίηση των υπάρχοντων δημόσια διαθέσιμων πληροφοριών δεν πρέπει να θεωρείται ότι επιτυγχάνει ανώτερη απόδοση. Στο σημείο αυτό η θεωρία τους αποκλίνει από τη βασική υπόθεση των παραδοσιακών υποδειγμάτων, τα οποία μπορούν να αποδώσουν ανώτερη απόδοση σε μια στρατηγική που βασίζεται μόνο σε δημόσιες πληροφορίες (δηλαδή τα υποδείγματα των Ferson-Schadt είναι συμβατά με την ημι-ισχυρή μορφή (semi-strong form) της θεωρίας των αποτελεσματικών αγορών). Τα αναθεωρημένα υποδείγματα λαμβάνουν επίσης υπόψη και τη διαχρονική μεταβλητότητα των συντελεστών συστηματικού κινδύνου, υιοθετώντας τα κατάλληλα μεταβαλλόμενα «δεσμευμένα» βήτα. Οι συγγραφείς βρίσκουν ενδείξεις συσχέτισης μεταξύ των βήτα και των μεταβλητών που εκφράζουν τις δημόσιες πληροφορίες. Τα απαισιόδοξα ευρήματα των παλαιών μοντέλων οφείλονται στη συνδιακύμανση των βήτα και των αναμενόμενων αποδόσεων της αγοράς. Αυτή η συνδιακύμανση εκφράζεται από τις νεοεισαχθείσες μεταβλητές πληροφόρησης με αποτέλεσμα να απομονώνεται η επίδρασή της.

Οι βασικές υποθέσεις των θεμελιωτών της παρούσας εφαρμογής προέβησαν στην υιοθέτηση των εξής υποθέσεων: (α) ισχύει η «δεσμευμένη» εκδοχή του CAPM, (β) η παραδοσιακή μεθοδολογία υποθέτει ότι οι διαχειριστές διακατέχονται από «μη δεσμευμένες» εκτιμήσεις (unconditional expectations). Έτσι, η χρήση κάθε είδους πληροφορίας από τους διαχειριστές μπορεί να οδηγήσει σε ανώτερες αποδόσεις. Αντιθέτως, ο Ferson και ο Schadt υποθέτουν ότι οι τιμές που υπάρχουν στην αγορά αντανακλούν όλες τις υπάρχουσες διαθέσιμες πληροφορίες. Με βάση λοιπόν την ημι-

<sup>19</sup> Ferson W.E., Schadt R.W. 1996. Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *Journal of Finance*, LI(2): 425-461

ισχυρή εκδοχή της θεωρίας αποτελεσματικών αγορών, η χρήση των δημοσίων πληροφοριών δεν συνεπάγεται αυτομάτως την επίτευξη υπεραποδόσεων, αφού οι επενδυτές μπορούν και από μόνοι τους να μιμηθούν κάθε στρατηγική που βασίζεται στην εκμετάλλευση δημοσίων πληροφοριών, και (γ) η συναρτησιακή μορφή των βήτα. Συγκεκριμένα, το βήτα μπορεί να αλλάζει διαχρονικά λόγω:

- μεταβολής των βήτα των επιμέρους χρεογράφων
- μεταβολής των ποσοστών επένδυσης σε κάθε αξιόγραφο στην περίπτωση παθητικής στρατηγικής που προέρχεται από τη μεταβολή των τρεχουσών αξιών τους
- αλλαγής των ποσοστών επένδυσης λόγω ενεργητικής διαχείρισης

Ο Ferson και ο Schadt μοντελοποιούν τις ανωτέρω επιδράσεις μέσω μιας γραμμικής συνάρτησης του βήτα σε σχέση με τις μεταβλητές πληροφόρησης, καταλήγοντας έτσι σε απλές παλινδρομήσεις, οι οποίες είναι εύκολο να ερμηνευθούν και να κατανοηθούν. Για την εφαρμογή της νέας μεθοδολογίας οι συγγραφείς του άρθρου αυτού χρησιμοποίησαν τρία μοντέλα που παρουσιάστηκαν σε προηγούμενες ενότητες: το κριτήριο του Jensen, καθώς και τα υποδείγματα των Treynor-Mazuy και Henriksson-Merton.

### Jensen

Αρχικά εισάγεται η έννοια του «δεσμευμένου» CAPM, όπου η επιπλέον απόδοση ενός μεμονωμένου χρεογράφου ορίζεται ως:

$$r_{it+1} = \beta_{im}(Z_t) r_{mt+1} + \nu_{it+1} \quad (48)$$

όπου:  $Z_t$  = πίνακας που περιέχει τις δημόσια διαθέσιμες πληροφορίες τη στιγμή  $t$ ,

$r_{it+1}$  = η επιπλέον απόδοση του χρεογράφου  $i$  τη χρονική στιγμή  $t+1$

$r_{mt+1}$  = η επιπλέον απόδοση της αγοράς τη χρονική στιγμή  $t+1$

$\beta_{im}(Z_t)$  = το «δεσμευμένο» βήτα του συγκεκριμένου χρεογράφου το χρόνο  $t$

Η υπόθεση που απορρέει από την (48) είναι ότι για να είναι η διαφορά του γινομένου του βήτα και της επιπλέον απόδοσης της αγοράς από την επιπλέον απόδοση του χρεογράφου διάφορη του μηδενός πρέπει να βασίζεται σε ένα σύνολο πληροφοριών που να παρέχει ανώτερη πληροφόρηση από το σύνολο  $Z_t$ . Αν χρησιμοποιείται μόνο το  $Z_t$ , τότε η εν λόγω διαφορά είναι στατιστικά ίση με μηδέν. Μια στρατηγική που κάνει χρήση μόνο



των δημοσίων πληροφοριών  $Z_t$  θα απεικονίζεται από μια παρόμοια παλινδρόμηση. Επομένως το γνωστό άλφα ( $a_p$ ) του Jensen σε αυτήν την περίπτωση θα είναι μηδέν.

Επειδή όμως έχει υποθεθεί ότι ο διαχειριστής δεν χρησιμοποιεί περισσότερες πληροφορίες από αυτές που περιέχονται στο  $Z_t$ , οι συγγραφείς εκφράζουν το δεσμευμένο βήτα ενός χαρτοφυλακίου με τη χρησιμοποίηση της επέκτασης των σειρών Taylor:

$$\beta_{pm}(Z_t) = b_{op} + B_p' z_t \quad (49)$$

δηλαδή σαν γραμμική συνάρτηση του  $z_t$ , όπου  $z_t = Z_t - E(Z)$  πίνακας που περιέχει τις αποκλίσεις του  $Z_t$  από τους αδέσμευτους μέσους, ενώ η σταθερά  $b_{op}$  αντιπροσωπεύει το «μέσο βήτα» (δηλ. τον αδέσμευτο μέσο του δεσμευμένου βήτα:  $E(\beta_{pm}(Z_t))$ ). Τέλος, τα στοιχεία του πίνακα  $B_p$ , ο οποίος έχει τις ίδιες διαστάσεις με τον  $Z_t$ , είναι οι συντελεστές που εκφράζουν την επίδραση των πληροφοριών  $Z_t$  στο δεσμευμένο βήτα. Συνδυάζοντας τις εξισώσεις (48) και (49) εξάγεται η παρακάτω εξίσωση για τις επιπλέον αποδόσεις χαρτοφυλακίου:

$$r_{pt+1} = b_{op} r_{mt+1} + B_p' [z_t r_{mt+1}] + u_{pt+1} \quad (50)$$

Στη συνέχεια χρησιμοποιείται η παρακάτω παλινδρόμηση των επιπλέον αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ως προς την αγορά και το γινόμενο της αγοράς με τις πληροφοριακές μεταβλητές με μια χρονική υστέρηση:

$$r_{pt+1} = \alpha_p + \delta_{1p} r_{mt+1} + \delta_{2p}' (z_t r_{mt+1}) + \varepsilon_{pt+1} \quad (51)$$

Η (51) αποτελεί τη «δεσμευμένη» εκδοχή του υποδείγματος Jensen. Με μελέτη των (50) και (51) προκύπτει ότι για να μην υπάρχει επιπλέον απόδοση θα πρέπει  $\alpha_p = 0$ ,  $\delta_{1p} = b_{op}$  και  $\delta_{2p} = B_p$ . Η παραπάνω εξίσωση μπορεί να ερμηνευτεί και σαν ένα «μη δεσμευμένο» μοντέλο πολλαπλών παραγόντων, όπου ο δείκτης αγοράς είναι ο πρώτος παράγοντας και το γινόμενο του δείκτη με τις πληροφορίες με χρονική υστέρηση οι πρόσθετοι. Οι πρόσθετοι παράγοντες αντιπροσωπεύουν τις αποδόσεις που αποφέρουν δυναμικές στρατηγικές οι οποίες προβαίνουν σε επένδυση  $z_t$  μονάδων του δείκτη της αγοράς, που χρηματοδοτείται μέσω δανεισμού ή πώλησης  $z_t$  μονάδων εντόκων γραμματίων. Η σταθερά  $\alpha_p$  στην ουσία εκφράζει τη μέση διαφορά των επιπλέον

αποδόσεων του χαρτοφυλακίου με τις επιπλέον αποδόσεις κάποιου άλλου δυναμικού χαρτοφυλακίου με παρόμοιο μεταβαλλόμενο συστηματικό κίνδυνο και το οποίο κάνει χρήση μόνο του συνόλου πληροφοριών  $z_t$ . Έτσι, ένας διαχειριστής που επιτυγχάνει στατιστικά θετικό δεσμευμένο  $\alpha_p$  έχει πραγματοποιήσει αποδόσεις μεγαλύτερες από τη μέση απόδοση διαφόρων δυναμικών στρατηγικών.

### Treynor-Mazuy

Αναφορικά με τα υποδείγματα που διαχωρίζουν τις επιδόσεις των χαρτοφυλακίων σε ικανότητα συγχρονισμού και επιλεκτικότητα, τα παραδοσιακά υποθέτουν ότι κάθε πληροφορία που συσχετίζεται με μελλοντικές αποδόσεις της αγοράς χαρακτηρίζεται σαν ανώτερη πληροφόρηση. Η βασική διαφορά με την οποία οι συγγραφείς προσεγγίζουν το θέμα είναι ότι υιοθετούν τη θεωρία της αποτελεσματικότητας της αγοράς στη μέση της μορφή (semi-strong form). Με όλες αυτές τις παραδοχές το υπόδειγμα των Treynor-Mazuy μετασχηματίζεται ως εξής:

$$r_{pt+1} = \alpha_p + b_p r_{mt+1} + C_p(z_t r_{mt+1}) + \gamma_{unc} [r_{mt+1}]^2 + \nu_{pt+1} \quad (52)$$

όπου ο πίνακας  $C_p$  εκφράζει το βαθμό ευαισθησίας του βήτα στις πληροφορίες  $Z_t$ . Η παράμετρος  $\gamma_{unc}$  αποτελεί μέτρο της ικανότητας συγχρονισμού του διαχειριστή. Ο όρος  $C_p(z_t r_{mt+1})$  ελέγχει την επίδραση που έχει η χρήση των δημοσίων πληροφοριών, οι οποίες προκαλούν μεροληπτικές εκτιμήσεις στην παραδοσιακή εκδοχή του μοντέλου. Στο νέο υπόδειγμα η συσχέτιση των βήτα με τις μελλοντικές αποδόσεις της αγοράς, κάτι που μπορεί να αποδοθεί στη χρήση δημοσίων πληροφοριών, δεν θεωρείται σαν ένδειξη ικανότητας συγχρονισμού.

### Henriksson-Merton

Ο Ferson και ο Schadt ανέπτυξαν την εξής δεσμευμένη «έκδοση» του μοντέλου αυτού:

$$r_{pt+1} = b_d r_{mt+1} + B_d [z_t r_{mt+1}] + \gamma_c r_{mt+1}^* + \Delta [z_t r_{mt+1}^*] + u_{pt+1} \quad (53)$$

όπου  $r_{mt+1}^* = r_{mt+1} I \{r_{mt+1} - E(r_{mt+1} | Z_t) > 0\}$ ,  $\gamma_c = b_{up} - b_d$ ,  $\Delta = B_{up} - B_d$  και  $I$  είναι συνάρτηση. Οι υποθέσεις για τις δραστηριότητες των διαχειριστών που κάνει το παραδοσιακό μοντέλο

επαληθεύονται και εδώ. Ο διαχειριστής προσπαθεί να προβλέψει τις αποκλίσεις από τις αναμενόμενες αποδόσεις της αγοράς με δεδομένες τις δημόσιες πληροφορίες ( $u_{m,t+1} = r_{m,t+1} - E(r_{m,t+1} | Z_t)$ ). Αν αναμένεται άνοδος στην αγορά, ο διαχειριστής επιλέγει ένα υψηλό δεσμευμένο βήτα:  $\beta_{up}(Z_t) = b_{up} + B'_{up}z_t$ , ενώ σε περίπτωση προβλέψεων για πτώση της αγοράς επιλέγει χαμηλό βήτα:  $\beta_d(Z_t) = b_d + B'_d z_t$ . Για να διαπιστωθεί η ύπαρξη ικανοτήτων συγχρονισμού, διεξάγεται έλεγχος υποθέσεων με αρχική υπόθεση  $\gamma_c + \Delta'z_t = 0$  (εναλλακτική:  $\gamma_c + \Delta'z_t > 0$ ).

Για την εφαρμογή των παραπάνω υποδειγμάτων χρησιμοποιήθηκε ένα δείγμα αποτελούμενο από μηνιαίες αποδόσεις 67 αμοιβαίων κεφαλαίων για το χρονικό διάστημα Ιανουαρίου 1968 – Δεκεμβρίου 1990 (276 παρατηρήσεις). Σαν επιτόκιο μηδενικού κινδύνου λήφθηκε η μηνιαία απόδοση των εντόκων γραμματίων. Όσο για τις μεταβλητές που περιέχονται στον  $Z_t$ , αυτές είναι: (1) το επιτόκιο του μηνιαίου εντόκου γραμματίου, (2) η μερισματική απόδοση του NYSE και του AMEX, (3) η διαφορά μεταξύ των επιτοκίων δεκαετούς ομολόγου του δημοσίου και τρίμηνου εντόκου, (4) η διαφορά μεταξύ των επιτοκίων εταιρικών ομολόγων που χαρακτηρίζονται AAA και BAA από την Moody's, (5) μια ψευδομεταβλητή για τον Ιανουάριο. Αυτές οι μεταβλητές εισήχθησαν στα προαναφερθέντα υποδείγματα με μια χρονική υστέρηση και έχει αποδειχθεί από προηγούμενες μελέτες ότι παρουσιάζουν προβλεπτική ικανότητα για την πορεία της οικονομίας και της αγοράς ειδικότερα.

Στον πίνακα 5 απεικονίζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα για το υπόδειγμα Jensen (σε επίπεδο συνολικού δείγματος):

ΠΙΝΑΚΑΣ 5							
Παραδοσιακό Jensen				Σύγχρονο Jensen			
$\alpha_p$	$t(\alpha_p)$	$b_p$	$t(b_p)$	$\alpha_p$	$t(\alpha_p)$	$\delta_{ip}$	$t(\delta_{ip})$
-0,03331	-0,73	0,92	80,5	0,0186	0,421	0,93	90,5

Παρατηρείται ότι με τη χρήση του παλιού υποδείγματος τα αμοιβαία παρουσιάζουν στο σύνολό τους αρνητική απόδοση. Σχεδόν τα δύο τρίτα των αμοιβαίων του δείγματος χαρακτηρίζονται από αρνητικό συντελεστή  $\alpha_p$ . Μόνο 13 συντελεστές είναι σημαντικοί (με απόλυτη τιμή του t-test μεγαλύτερη του 2,0), εκ των οποίων οι οκτώ είναι αρνητικοί. Ωστόσο αυτό το φαινόμενο, σύμφωνα με τη θεωρία των συγγραφέων, ίσως οφείλεται σε

μια μεροληψία προς τα κάτω που προκαλείται από τη μη εισαγωγή πληροφοριών στο υπόδειγμα, που έχουν άμεση σχέση με τα βήτα των χαρτοφυλακίων.

Στην περίπτωση του αναθεωρημένου υποδείγματος, η κατανομή του συντελεστή  $\alpha_p$  μετατοπίζεται ολόκληρη προς τα δεξιά (μέση τιμή δείγματος 0,0186), αφού περίπου τα μισά πλέον αμοιβαία έχουν θετικό συντελεστή και τα άλλα μισά αρνητικό. Οι στατιστικά σημαντικοί συντελεστές είναι 12, εκ των οποίων οι έξι θετικοί. Είναι εμφανής λοιπόν η διαφορά στην απόδοση με την εισαγωγή των μεταβλητών πληροφόρησης, αφού η αρνητική εικόνα που παρουσιάζουν τα αμοιβαία με το παλιό κριτήριο Jensen κατά μεγάλο μέρος εξαλείφεται.

Ο επόμενος πίνακας περιέχει τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εφαρμογή των δύο υποδειγμάτων Treynor-Mazuy:

ΠΙΝΑΚΑΣ 6		
	Παραδοσιακό Treynor-Mazuy	Σύγχρονο Treynor-Mazuy
$\alpha_p$	0,030	0,012
$t(\alpha_p)$	0,618	0,247
$\gamma_{TMC}$	-0,0028	0,0004
$t(\gamma_{TMC})$	-2,47	0,31

Στην περίπτωση του παλιού μοντέλου, 44 από τις 67 παραμέτρους συγχρονισμού είναι αρνητικές, από τις οποίες 11 στατιστικά σημαντικές (μεταξύ των οποίων οκτώ αρνητικές). Οι αρνητικοί συντελεστές υποδεικνύουν ότι οι διαχειριστές προβλέπουν τις κινήσεις της αγοράς με λάθος πρόσημο. Το γεγονός αυτό στην ουσία δεν έχει νόημα, διότι έτσι ένας μεμονωμένος επενδυτής θα μπορούσε να αποκομίσει σημαντικά κέρδη αν εφαρμόζε κάποια αντίθετη στρατηγική επένδυσης. Οι αρνητικοί συντελεστές επίσης εμφανίζονται όταν γίνεται χρήση παραγώνων χρηματοοικονομικών προϊόντων και συναφών στρατηγικών αντιστάθμισης κινδύνου (hedging, insurance portfolio κτλ), δεν υπάρχει όμως ένδειξη στατιστικά σημαντικών άλφα στο παραδοσιακό μοντέλο. Αρνητικός συντελεστής συγχρονισμού είναι δυνατόν να προκύψει ακόμα και όταν ακολουθείται μια παθητική στρατηγική και το μοντέλο είναι λάθος εξειδικευμένο (misspecified).

Όταν όμως εφαρμόζεται το αναθεωρημένο μοντέλο, η κατάσταση αλλάζει σημαντικά, αφού μόνο 27 από τους εν λόγω συντελεστές είναι τώρα αρνητικοί. Συνολικά

13 είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ από αυτούς μόνο δύο είναι αρνητικοί. Η χρησιμοποίηση λοιπόν του σύγχρονου μοντέλου κατά κάποιο τρόπο «κατάρχει» τα αρνητικά συμπεράσματα στα οποία οδήγησε το αντίστοιχο παραδοσιακό.

Τέλος, στον τρίτο πίνακα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από την εφαρμογή των υποδειγμάτων Henriksson-Merton:

ΠΙΝΑΚΑΣ 7		
	Παραδοσιακό Henriksson-Merton	Σύγχρονο Henriksson-Merton
$\alpha_p$	0,102	0,025
$t(\alpha_p)$	1,560	0,397
$\Gamma$	-0,0746	0,0013
$t(\gamma)$	-2,38	0,039

Συνολικά 46 από τους 67 συντελεστές συγχρονισμού είναι αρνητικοί όταν εφαρμόζεται το παλιό υπόδειγμα. Οι 7 είναι στατιστικά σημαντικοί (πάντα σε επίπεδο 5%), από τους οποίους οι 6 είναι αρνητικοί. Οι ενδείξεις αυτές είναι συμβατές με τα αποτελέσματα όλων των υπόλοιπων υποδειγμάτων μέτρησης των ικανοτήτων συγχρονισμού και αποδεικνύουν ότι οι διαχειριστές στο σύνολό τους προσαρμόζουν το βήτα των χαρτοφυλακίων κατά την αντίθετη φορά από αυτή της αγοράς (wrong sign). Ωστόσο και σε αυτή την περίπτωση τα αποτελέσματα διαφοροποιούνται με την εφαρμογή του νέου μοντέλου. Οι συντελεστές με αρνητικό πρόσημο αυτή τη φορά είναι μόνο 25 και επτά είναι στατιστικά σημαντικοί (μόνο οι τρεις αρνητικοί). Επομένως παρουσιάζονται κάποιες μικρές ενδείξεις για ορθή συμπεριφορά των διαχειριστών σαν συγχρονιστές.

Το γενικό συμπέρασμα των παραπάνω εφαρμογών είναι ότι η εισαγωγή της έννοιας «πληροφορία» στα τρία αυτά παραδοσιακά υποδείγματα έχει σημαντικές επιπτώσεις στην αξιολόγηση των διαχειριστών, τόσο στατιστικά όσο και οικονομικά. Για παράδειγμα, το μοντέλο Jensen «παράγει» περισσότερο αρνητικούς από θετικούς συντελεστές. Με την εφαρμογή όμως του αντίστοιχου «δεσμευμένου» μοντέλου η κατανομή των άλφα μετατοπίζεται δεξιά (γύρω περίπου από το μηδέν). Επίσης τα υποδείγματα που κάνουν διαχωρισμό μεταξύ επιλεκτικότητας και συγχρονισμού, δείχνουν ότι οι διαχειριστές προσαρμόζουν τα βήτα τους αντίστροφα από τις προβλέψεις τους για την αγορά. Τα αντίστοιχα «δεσμευμένα» υποδείγματα ωστόσο αποτελούν μια βελτίωση,

αφού η αρνητική αυτή εικόνα των διαχειριστών σε κάποιο σημαντικό βαθμό αντιστρέφεται.

Στο σημείο αυτό διαφαίνεται και η ανικανότητα των παραδοσιακών μοντέλων να αναγνωρίζουν ανώτερες επιδόσεις όπου αυτές υπάρχουν, κάτι που οφείλεται στο γεγονός ότι δεν υιοθετούν ένα μεταβαλλόμενο βήτα ανάλογα με τις προβλέψεις για τις κινήσεις της αγοράς για να περιγράψουν τη συμπεριφορά των διαχειριστών. Έτσι οι κατώτερες επιδόσεις που αποδίδουν στους διαχειριστές οφείλονται κατά ένα μεγάλο ποσοστό στην αρνητική συσχέτιση μεταξύ βήτα και αναμενόμενων αποδόσεων. Όταν αυτή η μεροληψία μπορεί να ελεγχθεί με την εισαγωγή των μεταβλητών πληροφόρησης, τότε εξάγονται θετικότερα συμπεράσματα.

### 3. ΔΕΙΓΜΑ

Για την εκτίμηση των σχετικών υποδειγμάτων (1), (6) και (20) χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία στοιχεία από όλα τα μικτά και μετοχικά αμοιβαία κεφάλαια που λειτουργούσαν για όλο το χρονικό διάστημα 1.1.1996 – 31.12.1999 (48 μήνες)<sup>20</sup>. Το τελικό δείγμα αποτελείται από 34 αμοιβαία, το ενεργητικό των οποίων ανέρχεται στο 70% του συνολικού ενεργητικού των σχετικών κατηγοριών (αναλυτικά τα αμοιβαία του δείγματος παρουσιάζονται στο παράρτημα). Τα δεδομένα των αποδόσεων περιλαμβάνουν μερίσματα καθώς και κεφαλαιακά κέρδη και ζημιές. Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς αντιπροσωπεύεται από το Γενικό Δείκτη Τιμών του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Οι χρονοσειρές των επιτοκίων μηδενικού κινδύνου χρησιμοποιούν κατάλληλα προσαρμοσμένες αποδόσεις των τριμηνων εντόκων γραμματίων του Ελληνικού Δημοσίου<sup>21</sup>.

<sup>20</sup> Πηγή: Βάση δεδομένων εφημερίδας «ΚΕΡΔΟΣ»

<sup>21</sup> Πηγή: Datastream

## 4. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Στο τμήμα αυτό παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την εφαρμογή των δεικτών Treynor και Sharpe, καθώς και των υποδειγμάτων Jensen, Treynor-Mazuy, Henriksson-Merton και Bhattacharya-Pfleiderer στο παραπάνω δείγμα.

### Α) Δείκτης Treynor – Δείκτης Sharpe

Οι επόμενοι πίνακες παρουσιάζουν τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εφαρμογή των δεικτών στα Α/Κ του δείγματος, κατά φθίνουσα σειρά:

ΠΙΝΑΚΑΣ 8 - ΔΕΙΚΤΗΣ TREYNOR		
1	ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	5,7020%
2	MIDLAND ΑΝΑΠΤ.	5,2931%
3	ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	5,1218%
4	ALPHATRUST EUROSTAR ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	5,1110%
5	ΙΟΝΙΚΗ ΕΥΡΟΕΛΛΗΝΙΚΟ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	4,8682%
6	INTERNATIONAL ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	4,4583%
7	ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	4,4221%
8	ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ	4,4025%
9	ALPHA ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	4,3641%
10	ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	4,1553%
11	METROLIFE ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	4,1378%
12	ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠΙΑ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	4,1350%
13	ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ	4,0792%
14	ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ	4,0499%
15	ΑΒΝ ΑΜΡΟ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	4,0317%
16	SOGEN INVEST ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	4,0275%
17	ALLIANZ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	4,0181%
18	ALICO EUROBANK ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	3,8810%
19	HELVETIA ΜΙΚΤΟ	3,8662%
20	INTERAMERICAN ΔΥΝΑΜ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	3,7806%
21	NAT.NEDER. ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	3,7659%
22	ALPHA ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤΟΧ. ΕΣΩΤ.	3,7071%
23	ALLIANZ ΜΙΚΤΟ	3,6993%
24	ΧΙΟΣ ΜΕΤ. ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	3,6959%
25	ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ	3,6919%
26	ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	3,6805%
27	ΔΗΛΟΣ BLUE CHIPS	3,6117%
28	ΕΥΡΩΠ. ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	3,3900%



29	ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ	3,1746%
30	ΑΣΠΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	3,1541%
31	ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	3,0918%
32	INTERAMERICAN ΕΛΛΗΝ. ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	3,0288%
33	ΒΕΡΓΙΝΑ ΜΙΚΤΟ	2,9147%
34	ΓΕΝ. ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ Χ.Α.Α.	2,8717%
35	ALPHA TRUST ΥΠΟΔ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	2,8062%

**ΠΙΝΑΚΑΣ 9 – ΔΕΙΚΤΗΣ SHARPE**

1	MIDLAND ΑΝΑΠΤ.	0,4560
2	ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,4284
3	ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,4262
4	ALPHATRUST EUROSTAR ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	0,4245
5	ΙΟΝΙΚΗ ΕΥΡΟΕΛΛΗΝΙΚΟ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,4159
6	INTERNATIONAL ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	0,3834
7	ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,3796
8	ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ	0,3770
9	ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ	0,3748
10	ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ	0,3707
11	ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠΙΑ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3689
12	ALPHA ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	0,3672
13	SOGEN INVEST ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3628
14	ΑΒΝ ΑΜΡΟ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	0,3585
15	ALICO EUROΒΑΝΚ ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3573
16	ALLIANZ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,3561
17	INTERAMERICAN ΔΥΝΑΜ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3525
18	NAT.NEDER. ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3499
19	HELVETIA ΜΙΚΤΟ	0,3485
20	METROLIFE ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	0,3428
21	ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3385
22	ΧΙΟΣ ΜΕΤ. ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	0,3377
23	ALPHA ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤΟΧ. ΕΣΩΤ.	0,3372
24	ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3364
25	ΔΗΛΟΣ BLUE CHIPS	0,3359
26	ALLIANZ ΜΙΚΤΟ	0,3341
27	ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ	0,3296
28	ΕΥΡΩΠ. ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,3128
29	ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,2832
30	INTERAMERICAN ΕΛΛΗΝ. ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.	0,2805
31	ΑΣΠΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,2795
32	ΓΕΝ. ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΙΜΩΝ Χ.Α.Α.	0,2743
33	ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ	0,2725

34	ΒΕΡΓΙΝΑ ΜΙΚΤΟ	0,2666
35	ALPHA TRUST ΥΠΟΔ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,2277

Οι δύο δείκτες εξάγουν παρόμοια αποτελέσματα, ειδικά όσον αφορά τα Α/Κ που βρίσκονται στις πρώτες επτά θέσεις των σχετικών κατατάξεων. Η συντριπτική πλειοψηφία των Α/Κ του δείγματος είχε ανώτερες προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου των Αθηνών, ανεξάρτητα αν χρησιμοποιείται ο συνολικός ή ο συστηματικός κίνδυνος για την προσαρμογή των αποδόσεων. Συγκεκριμένα, κατά την εφαρμογή του δείκτη Treynor, μόνο το Μετοχικό Υποδομής της Alpha Trust υπολείπεται των αποδόσεων της αγοράς, ενώ το ίδιο Α/Κ βρίσκεται στην τελευταία θέση της κατάταξης και στην περίπτωση του δείκτη Sharpe, μαζί με τα μικτά του Ερμή και της Βεργίνας, όπου το μέτρο στάθμισης της απόδοσης είναι ο συνολικός κίνδυνος του εκάστοτε αμοιβαίου.

#### B) Jensen

Ο επόμενος πίνακας περιέχει τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την εφαρμογή του κριτηρίου Jensen:

ΠΙΝΑΚΑΣ 10						
Αποτελέσματα του υποδείγματος Jensen για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999:						
$R_{it} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - r_{ft}) + u_{it}$						
Παράμετροι	Θετικοί	Αρνητικοί	Στατιστικά σημαντικοί*		Στατιστικά ασήμαντοι	
			Θετικοί	Αρνητικοί	Θετικοί	Αρνητικοί
$\alpha_i$	33	1	13	0	20	1
$\beta_i$	34	0	34	0	0	0
$\alpha_i$ : σταθερά του Jensen						
$\beta_i$ : βήτα						
$R_{it}$ : επιπλέον απόδοση του Α/Κ i						
$r_{ft}$ : επιτόκιο τρίμηνου ΕΓΕΔ						
$R_{mt}$ : απόδοση Γενικού Δείκτη Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών την περίοδο t						
* σε επίπεδο 5%						

Κατά την εφαρμογή του κριτηρίου Jensen, βρέθηκαν 33 Α/Κ να έχουν θετική τιμή του άλφα, από τα οποία 13 (ποσοστό 38,2% του δείγματος) έχουν στατιστικά σημαντική τιμή του εν λόγω συντελεστή σε επίπεδο 5% (συγκεκριμένα τα μετοχικά των Alico Eurobank, Εγνατία, Ιονική (Ευρωελληνικό), Interamerican (δυναμικό), Midland, Nationale

Nederlanden, Sogen Invest, Alpha Trust (αναπτυξιακό και νέων επιχειρήσεων) και τα μικτά των Alpha Trust (Eurostar), Δελφοί, Δήλος, International). Το γεγονός αυτό αποδεικνύει ότι ένα σημαντικό ποσοστό Α/Κ του δείγματος έχει καταφέρει να διαφοροποιηθεί από ένα χαρτοφυλάκιο παθητικής διαχείρισης, επιτυγχάνοντας έτσι μεγαλύτερες αποδόσεις από την αγορά μέσω ενεργητικής και αποδοτικής διαχείρισης. Ωστόσο, θα πρέπει να σημειωθεί ότι τα αποτελέσματα αυτά κρίνονται ως επισφαλή, αφού το κριτήριο Jensen αξιολογεί τη συνολική επίδοση των διαχειριστών και δεν αναγνωρίζει τις επιδόσεις που προέρχονται από ενέργειες συγχρονισμού.

Γ) Treynor-Mazuy

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα του εν λόγω υποδείγματος:

ΠΙΝΑΚΑΣ 11

Αποτελέσματα του υποδείγματος Treynor-Mazuy για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999 με διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας κατά Newey-West:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - r_{ft}) + c_i (R_{mt} - r_{ft})^2 + u_{it}$$

Παράμετροι	Θετικοί	Αρνητικοί	Στατιστικά σημαντικοί*		Στατιστικά ασήμαντοι	
			Θετικοί	Αρνητικοί	Θετικοί	Αρνητικοί
$\alpha_i$	32	2	7	0	25	2
$\beta_i$	34	0	34	0	0	0
$c_i$	18	22	1	1	17	21
$\alpha_i$ : συντελεστής επιλεκτικότητας						
$\beta_i$ : βήτα						
$c_i$ : συντελεστής συγχρονισμού						
$R_{it}$ : επιπλέον απόδοση του Α/Κ i						
$r_{ft}$ : επιτόκιο τρίμηνου ΕΓΕΔ						
$R_{mt}$ : απόδοση Γενικού Δείκτη Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών την περίοδο t						
* σε επίπεδο 5%						

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα, 32 διαχειριστές είχαν θετικό συντελεστή επιλεκτικότητας, εκ των οποίων οι επτά στατιστικά σημαντικό (συγκεκριμένα οι διαχειριστές των μικτών Allianz, Δελφοί, Δήλος, Helvetia, International, Τρίτων και του μετοχικού Midland). Αναφορικά με την ικανότητα συγχρονισμού, 18 διαχειριστές επέδειξαν θετικό συντελεστή  $c_i$ . Από αυτούς όμως μόνο δύο είχαν στατιστικά σημαντική τιμή, μία θετική (μετοχικό της ΑΤΕ) και μία αρνητική (μικτό της Βεργίνα). Το γεγονός

αυτό αποδεικνύει ότι σύμφωνα με το συγκεκριμένο υπόδειγμα υπάρχουν κάποιες ικανότητες επιλεκτικότητας, αφού το 20,5% των αμοιβαίων του δείγματος χαρακτηρίζονται από θετικό και στατιστικά σημαντικό άλφα. Εξάγονται όμως πενιχρά αποτελέσματα στην περίπτωση του ελέγχου του συγχρονισμού, αφού μόνο ένας διαχειριστής επέδειξε ανώτερες ικανότητες.

#### Δ) Henriksson-Merton

Τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τη μεθοδολογία αυτή φαίνονται στον επόμενο πίνακα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 12						
Αποτελέσματα του υποδείγματος Henriksson-Merton για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999 με διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας κατά Newey-West:						
$R_{it} = \alpha_i + b_{jd}(R_{mt} - r_{ft}) + b_{jo}(R_{mt} - r_{ft})D_{it} + u_{it}$						
Παράμετροι	Θετικοί	Αρνητικοί	Στατιστικά σημαντικοί*		Στατιστικά ασήμαντοι	
			Θετικοί	Αρνητικοί	Θετικοί	Αρνητικοί
$\alpha_i$	29	5	2	0	27	5
$b_{jd}$	34	0	34	0	0	0
$b_{jo}$	26	8	3	0	23	8
$\alpha_i$ : συντελεστής επιλεκτικότητας						
$b_{jd}$ : βήτα καθοδικών αγορών						
$b_{jo}$ : συντελεστής συγχρονισμού						
$R_{it}$ : επιπλέον απόδοση του Α/Κ i						
$r_{ft}$ : επιτόκιο τρίμηνου ΕΓΕΔ						
$R_{mt}$ : απόδοση Γενικού Δείκτη Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών						
* σε επίπεδο 5%						

Ο συντελεστής άλφα είναι θετικός για τα 29 από τα 34 αμοιβαία, όμως μόνο δύο από τις θετικές τιμές είναι στατιστικά σημαντικές (μικτό της Helvetia και μετοχικό της Midland). Από τις αρνητικές τιμές (πέντε τον αριθμό) καμία δεν είναι σημαντική. Όσον αφορά το συντελεστή συγχρονισμού  $b_{jo}$ , από το σύνολο των αμοιβαίων του δείγματος μόνο τρία χαρακτηρίζονται από διαχείριση που επιδεικνύει ανώτερη ικανότητα συγχρονισμού (μετοχικό ΑΤΕ και Εγνατία καθώς και Interamerican δυναμικό). Υπάρχουν επίσης και οκτώ αρνητικές τιμές του συντελεστή αυτού, καμία από τις οποίες δεν είναι σημαντική. Συγκριτικά με τα αποτελέσματα του πίνακα 11 και του υποδείγματος Treynor-Mazuy, το παρόν υπόδειγμα εμφανίζει λιγότερους διαχειριστές ως προς την

επιλεκτικότητα, ενώ η εικόνα είναι κάπως καλύτερη αναφορικά με το κριτήριο του συγχρονισμού, αφού βρέθηκαν τρεις διαχειριστές να είναι ικανοί να προβλέπουν τις κινήσεις της αγοράς, σε αντίθεση με το υπόδειγμα Treynor-Mazuy όπου βρέθηκε μόνο ένας διαχειριστής να χαρακτηρίζεται από την ικανότητα αυτή.

E) *Bhattacharya-Pfleiderer*

Ο παρακάτω πίνακας περιέχει τα αποτελέσματα του υποδείγματος αυτού με διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας κατά GLS:

ΠΙΝΑΚΑΣ 13		
Αποτελέσματα του υποδείγματος Bhattacharya-Pfleiderer για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999 (διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας με GLS:		
$R_{it} = \alpha_i + \theta E (R_{mt}) (1 - \psi) R_{mt} + \psi \theta (R_{mt})^2 + \theta \psi \varepsilon_{it} R_{mt} + u_{it}$		
Επιλεκτικότητα ( $\alpha_i$ )		Συγχρονισμός ( $\rho$ )
Θετικά	Αρνητικά	Θετικά
3*	0	2*
$\alpha_i$ : συντελεστής επιλεκτικότητας		
$\rho$ : συντελεστής συγχρονισμού		
$R_{it}$ : επιπλέον απόδοση του A/K i		
$R_{mt}$ : επιπλέον απόδοση Γενικού Δείκτη Τιμών Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών		
* σε επίπεδο 5%		

Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα οι διαχειριστές που παρουσιάζουν ανώτερη ικανότητα επιλεκτικότητας είναι τρεις (μικτά Δελφοί και Δήλος και μετοχικό Midland) και δύο στην περίπτωση των ικανοτήτων συγχρονισμού (μετοχικά ΑΤΕ και Εγνατία). Υπάρχουν δύο μόνο A/K που εμφάνισαν σταθερότητα και στους διαχειριστές των οποίων αποδόθηκαν ανώτερα χαρακτηριστικά και από τα τρία υποδείγματα που αξιολογούν ξεχωριστά τις ικανότητες επιλεκτικότητας και συγχρονισμού: αυτό της Midland στην περίπτωση της επιλεκτικότητας και της ΑΤΕ όσον αφορά το συγχρονισμό. Επίσης το μετοχικό της Midland βρίσκεται σε υψηλή κατάταξη και στην περίπτωση εφαρμογής των δεικτών Treynor και Sharpe (πρώτη και δεύτερη θέση αντίστοιχα), ενώ εμφανίζει και στατιστικά σημαντικό και θετικό συντελεστή άλφα Jensen. Συνεπώς, τα υποδείγματα που αξιολογούν τις ικανότητες των διαχειριστών σε όρους συνολικών επιδόσεων επιβεβαιώνουν σε κάποιο βαθμό τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εφαρμογή των

υποδειγμάτων που αξιολογούν τους διαχειριστές σε όρους επιλεκτικότητας και συγχρονισμού.

Έχουμε λόγους να θεωρήσουμε τους συντελεστές που προκύπτουν από αυτό το υπόδειγμα ως πιο αξιόπιστους. Στα δύο προηγούμενα υποδείγματα η ετεροσκεδαστικότητα διορθώθηκε με τη μεθοδολογία των Newey-West, η οποία όμως είναι μια γενική προσέγγιση του θέματος που μπορεί να εφαρμόζεται σε κάθε περίπτωση που εμφανίζεται το συγκεκριμένο πρόβλημα. Αντίθετα η γενικευμένη μέθοδος αναγνωρίζει την ειδική μορφή που λαμβάνει η ετεροσκεδαστικότητα σε κάθε περίπτωση, εξάγοντας έτσι πιο αποτελεσματικούς εκτιμητές (αν η μορφή της είναι σωστή).

Τέλος, υπολογίστηκαν συντελεστές συσχέτισης (correlation coefficients) στις χρονοσειρές των συντελεστών άλφα και των συντελεστών συγχρονισμού και για τα τρία υποδείγματα. Και οι τρεις συντελεστές είναι αρνητικοί (Treynor-Mazuy: -0,31, Henriksson-Merton: -0,41, Bhattacharya-Pfleiderer: -0,22), γεγονός που αποδεικνύει ότι οι δύο ικανότητες με τις οποίες αξιολογούνται οι διαχειριστές δεν συμβαδίζουν. Δηλαδή αυτοί που χαρακτηρίζονται από ικανότητα επιλογής υποτιμημένων αξιογράφων δεν έχουν κάποια σημαντική ικανότητα πρόβλεψης των τάσεων της αγοράς και το αντίστροφο. Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, οι συντελεστές συσχέτισης στην περίπτωση των υποδειγμάτων Treynor-Mazuy και Henriksson-Merton είναι στατιστικά διάφοροι του μηδενός, οπότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής συσχέτισης του πληθυσμού είναι μηδέν και συνεπάγεται ότι μεταξύ των ικανοτήτων επιλεκτικότητας και συγχρονισμού υπάρχει στατιστικά ισχυρή αρνητική συσχέτιση. Αντιθέτως ο αντίστοιχος συντελεστής του υποδείγματος Bhattacharya-Pfleiderer είναι στατιστικά ασήμαντος. Αναφέρουμε ότι οι Lee και Rahman στην εφαρμογή που έκαναν το 1990 στο υπόδειγμα των Bhattacharya-Pfleiderer βρήκαν θετική συσχέτιση (0,47). Οι Coggin, Fabozzi και Rahman (1993), υποθέτοντας ότι ο συντελεστής συγχρονισμού μπορεί να πάρει και αρνητικές τιμές, βρήκαν μια ελαφρά αρνητική συσχέτιση ( $\rho = -0,04760$ ) σε μια εφαρμογή του υποδείγματος σε ένα δείγμα αμερικάνικων συνταξιοδοτικών ταμείων. Παρόμοια αποτελέσματα βρήκαν και οι Kon (1983) και Henriksson (1984).

## 5. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ – ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΓΙΑ ΠΕΡΑΙΤΕΡΩ ΕΡΕΥΝΑ

Σκοπός της εργασίας αυτής ήταν να διερευνήσει κριτικά τα κυριότερα οικονομετρικά υποδείγματα αξιολόγησης των αμοιβαίων κεφαλαίων και να πραγματοποιήσει μια εμπειρική εφαρμογή των δεικτών Treynor και Sharpe και των υποδειγμάτων Jensen, Treynor-Mazuy, Henriksson-Merton και Bhattacharya-Pfleiderer στην ελληνική αγορά αμοιβαίων κεφαλαίων. Για το δεύτερο αυτό στάδιο της έρευνας χρησιμοποιήθηκε ένα δείγμα όλων των ελληνικών μετοχικών και μικτών αμοιβαίων που εμφανίζουν συνεχή στοιχεία από τον Ιανουάριο του 1996 έως τον Δεκέμβριο του 1999. Τα αποτελέσματα εμφανίζουν την ύπαρξη κάποιων ικανοτήτων επιλογής υποτιμημένων αξιογράφων σε καθαρά μεμονωμένο επίπεδο και είναι λιγότερο ενθαρρυντικά στην περίπτωση της ικανότητας συγχρονισμού, όπου το πολύ τρεις διαχειριστές χαρακτηρίστηκαν από μακρο-προβλεπτική ικανότητα. Τα αποτελέσματα αυτά είναι σύμφωνα με όλους τους συγγραφείς που εφάρμοσαν παρόμοια υποδείγματα<sup>22</sup>. Τα A/K οι διαχειριστές των οποίων επέδειξαν ανώτερες ικανότητες διαχείρισης ανεξαρτήτως προσέγγισης είναι τα μετοχικά των Midland (αναφορικά με την επιλεκτικότητα) και ATE (αναφορικά με το συγχρονισμό).

Τα τελευταία χρόνια έχει αρχίσει να αναπτύσσεται μια νέα μεθοδολογία στον τομέα της αξιολόγησης αμοιβαίων. Η συγκεκριμένη μέθοδος ονομάζεται «δεσμευμένη» αξιολόγηση επιδόσεων (conditional performance evaluation). Ο κυριότερος εκφραστής αυτής της θεώρησης είναι ο Wayne Ferson. Χαρακτηριστικά αναφέρονται οι μελέτες των Ferson και Schadt (1996), Bansal και Harvey (1996), Ferson και Warther (1996), Christopherson, Ferson και Glassman (1998), Becker και Ferson (1998) κτλ. Το μεγάλο πλεονέκτημα των υποδειγμάτων αυτών είναι η ικανότητά τους να βελτιώνουν τη μέση απόδοση του δείγματος που εξετάζεται, τόσο σε όρους επιλεκτικότητας (όπως Jensen) όσο και σε όρους συγχρονισμού (για τα Treynor-Mazuy και Henriksson-Merton).

Μια ενδιαφέρουσα πρόταση για περαιτέρω έρευνα θεωρείται η εφαρμογή των «δεσμευμένων» υποδειγμάτων (όπως τα αναθεωρημένα Jensen, Treynor-Mazuy και Henriksson-Merton) στην ελληνική αγορά αμοιβαίων με τη χρήση μεταβλητών

<sup>22</sup> Treynor-Mazuy (1966), Chang-Lewellen (1984), Henriksson (1984), Chua-Woodward (1986), Connor-Korajczyk (1988), Grinblatt-Titman (1988), Sinclair (1990), Lee-Rahman (1990), Coggin- Fabozzi-Rahman (1993).

πληροφόρησης (διατραπεζικά επιτόκια, επίπεδο πληθωρισμού, αποδόσεις εντόκων γραμματίων κτλ) για τις οποίες έχει αποδειχθεί ότι παρουσιάζουν προβλεπτική ικανότητα για την πορεία της ελληνικής οικονομίας. Θα μπορούσε έτσι να ελεγχθεί αν τα εν λόγω υποδείγματα μπορούν να αποδώσουν καλύτερες επιδόσεις στους Έλληνες διαχειριστές, κάτι που όντως συμβαίνει στις μέχρι τώρα εφαρμογές στην προαναφερόμενη διεθνή αρθρογραφία.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς



## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ι

ΟΝΟΜΑΣΙΑ Α/Κ	ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟ 31.12.1999
<b>ΜΕΤΟΧΙΚΑ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ</b>	
ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	424.003.051.467
ΔΗΛΟΣ BLUE CHIPS	387.815.018.562
ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ	371.089.431.444
ALPHA ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	303.164.998.694
INTERAMERICAN ΔΥΝΑΜΙΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	251.076.082.494
ALICO EUROBANK ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	226.101.932.922
ΙΟΝΙΚΗ ΕΥΡΟΕΛΛΗΝΙΚΟ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	213.025.552.331
ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	152.215.374.801
NAT.NEDER. ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	151.049.645.011
MIDLAND ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	147.717.288.672
ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	140.573.228.596
ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	102.992.980.848
ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	95.877.641.920
ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	79.817.839.005
ALPHA TRUST ΥΠΟΔΟΜΗΣ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	66.371.469.880
ΧΙΟΣ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	63.165.074.844
ALLIANZ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	41.504.964.690
ΑΣΠΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	37.991.907.536
ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	26.969.762.762
ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	23.853.249.535
METROLIFE ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	23.186.693.665
ABN AMRO ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	22.811.493.992
SOGEN INVEST ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	12.316.970.332
ΣΥΝΟΛΟ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ	3.364.691.654.003 (68,9% του συνόλου)
ΣΥΝΟΛΟ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ	4.880.778.558.270
<b>ΜΙΚΤΑ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ</b>	
ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ	100.378.611.478
ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ	41.020.120.789
ALLIANZ ΜΙΚΤΟ	36.425.050.334
ALPHA ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	33.846.229.520

ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ	29.810.598.729
INTERNATIONAL ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	28.619.209.657
ΒΕΡΓΙΝΑ ΜΙΚΤΟ	28.335.487.523
INTERAMERICAN ΕΛΛΗΝ. ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	19.193.723.603
ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ	16.201.269.134
ALPHATRUST EUROSTAR ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	13.291.825.200
HELVETIA ΜΙΚΤΟ	10.005.266.947
ΣΥΝΟΛΟ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΜΙΚΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ	357.127.392.914 (83,5% του συνόλου)
ΣΥΝΟΛΟ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΜΙΚΤΩΝ	427.464.156.137
<b>ΣΥΝΟΛΟ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ</b>	<b>3.721.819.046.917</b>

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙ

Αναφέρονται Α/Κ οι διαχειριστές των οποίων παρουσίασαν ανώτερες (και κατώτερες) ικανότητες για τα υποδείγματα που αξιολογούν ξεχωριστά τις ικανότητες επιλεκτικότητα και συγχρονισμός:

**Treynor-Mazuy**

<u>Επιλεκτικότητα</u>	<u>Συγχρονισμός</u>
Allianz μικτό	ΑΤΕ μετοχικό
Δελφοί μικτό	(Βεργίνα μικτό)
Δήλος μικτό	
Helvetia μικτό	
International μικτό	
Τρίτων μικτό	
Midland μετοχικό	

**Henriksson-Merton**

<u>Επιλεκτικότητα</u>	<u>Συγχρονισμός</u>
Helvetia μικτό	ΑΤΕ μετοχικό
Midland μετοχικό	Εγνατία μετοχικό
	Interamerican δυναμικό

**Bhattacharya-Pfleiderer**

<u>Επιλεκτικότητα</u>	<u>Συγχρονισμός</u>
Δελφοί μικτό	ΑΤΕ μετοχικό
Δήλος μικτό	Εγνατία μετοχικό
Midland μετοχικό	

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ

Αποτελέσματα του υποδείγματος Jensen για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999,  
για κάθε Α/Κ:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - r_{ft}) + u_{it}$$

	$\alpha_i$	$\beta_i$	$R^2$
ΑΒΝ ΑΜΡΟ ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,009992 1,86	0,861369 17,31*	86,69%
ΑΛΙΣΟ ΕΥΡΩΒ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,008165 2,31*	0,808995 24,59*	92,93%
ΑΛΛΙΑΝΖ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,009409 1,80	0,820758 16,89*	86,11%
ΑΛΛΙΑΝΖ ΜΙΚΤΟ	0,005189 1,52	0,626867 19,75*	89,45%
ΑΛΦΑ ΤRUST EUR. ΜΙΚΤΟ	0,01199 2,48*	0,535449 11,95*	75,63%
ΑΛΦΑ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,00669 1,64	0,800819 21,19*	90,70%
ΑΛΦΑ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	0,005377 1,75	0,360307 12,63*	77,62%
ΑΣΠΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,001813 0,44	0,641995 16,86*	86,07%
ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,001755 0,47	0,797367 22,96*	91,97%
ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ	0,007268 2,92*	0,601936 26,02*	93,63%
ΔΗΛΟΣ BLUE CHIPS	0,00672 2,00	0,908114 29,11*	94,85%
ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ	0,007973 2,49*	0,676708 22,74*	91,83%
ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,00913 1,32	0,71129 11,08*	72,76%
ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠ. ΑΝΑΠΤ.	0,011257 2,08*	0,891069 17,74*	87,25%
ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,006515 1,68	0,805521 22,4*	91,60%
ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ	0,006889 1,36	0,839944 17,85*	87,38%
ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ	0,00169 0,39	0,557701 13,89*	80,76%
ΙΟΝΙΚΗ ΕΥΡΟΕΛΛ. ΜΕΤ.	0,015606 2,52*	0,781665 13,57*	80,00%
ΕΥΡΩΠ. ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,004477 1,22	0,863727 25,38*	93,33%
HELVETIA ΜΙΚΤΟ	0,006095 1,79	0,612903 19,38*	89,09%
INTERAMERICAN ΔΥΝ. ΜΕΤ.	0,007796 2,58*	0,85775 30,52*	95,29%

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ

INTERAMER. ΕΛΛΗΝ. ΜΙΚΤΟ	0,000989 0,39	0,62978 26,87*	94,01%
INTERNATIONAL ΜΙΚΤΟ	0,009873 2,07*	0,622283 14,03*	81,06%
ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,012555 2,00	0,809819 13,91*	80,80%
METROLIFE ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,008342 1,39	0,658928 11,82*	75,25%
MIDLAND ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	0,018747 3,19*	0,7742 14,16*	81,35%
NAT.NEDER. ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,008392 2,37*	0,938383 28,53*	94,65%
SOGEN INVEST ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,009137 2,07*	0,790563 19,25*	88,96%
ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ	0,008836 1,89	0,57722 13,33*	79,45%
ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,018819 2,52*	0,836367 12,04*	75,92%
ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧ.	0,020138 2,27*	0,711524 8,64*	61,87%
ALPHA TRUST ΥΠΟΔ. ΜΕΤ.	-0,00057 -0,06	0,870117 10,93*	72,21%
ΒΕΡΓΙΝΑ ΜΙΚΤΟ	0,000219 0,09	0,508532 22,63*	91,76%
ΧΙΟΣ ΜΕΤ. ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	0,007259 1,70	0,880667 22,26*	91,50%
<b>ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ</b>	<b>0,008074</b>	<b>0,734431</b>	<b>85,40%</b>

Αποτελέσματα του υποδείγματος Τρεγνορ-Μαζου για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999 με διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας κατά Newey-West, για κάθε Α/Κ:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i (R_{mt} - r_{ft}) + c_i (R_{mt} - r_{ft})^2 + u_{it}$$

	$\alpha_i$	$c_i$	$R^2$
ΑΒΝ ΑΜΡΟ ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,009905 1,81	0,009639 0,08	86,69%
ΑΙΛΙΟ ΕΥΡΟΒ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,006735 1,59	0,157670 0,86	93,05%
ΑΛΛΙΑΝΖ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,012496 1,98	-0,340332 -1,44	86,63%
ΑΛΛΙΑΝΖ ΜΙΚΤΟ	0,006307 2,12*	-0,123276 -0,62	89,57%
ΑΛΦΑ ΤΡΑΣΤ ΕΥΡ. ΜΙΚΤΟ	0,012399 1,87	-0,045108 -0,20	75,65%
ΑΛΦΑ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,006487 1,30	0,022423 0,14	90,71%
ΑΛΦΑ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	0,006447 1,76	-0,117938 -0,54	77,91%
ΑΣΠΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,005090 0,91	-0,361293 -1,82	87,03%
ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	-0,000385 -0,07	0,235887 2,07*	92,26%
ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ	0,007136 2,22*	0,014512 0,24	93,64%
ΔΗΛΟΣ ΒΛΕ ΧΙΠΣ	0,006627 1,53	0,010206 0,05	94,85%
ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ	0,008731 2,41*	-0,083587 -0,36	91,88%
ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,007283 0,62	0,203602 0,46	72,97%
ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠ. ΑΝΑΠΤ.	0,007666 1,16	0,395828 1,37	87,86%
ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,006139 1,37	0,041400 0,52	91,61%
ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ	0,005801 0,90	0,119896 0,54	87,44%
ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ	-0,000324 -0,06	0,222019 1,34	81,22%
ΙΟΝΙΚΗ ΕΥΡΟΕΛΛ. ΜΕΤ.	0,016607 1,96	-0,110342 -0,34	80,07%
ΕΥΡΩΠ. ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,005782 1,09	-0,143907 -0,74	93,43%
ΗΕΛΒΕΤΙΑ ΜΙΚΤΟ	0,008638 2,64*	-0,280299 -1,66	89,75%
ΙΝΤΕΡΑΜΕΡΙΚΑΝ ΔΥΝ. ΜΕΤ.	0,005871 1,49	0,212165 2,01	95,49%
ΙΝΤΕΡΑΜΕΡ. ΕΛΛΗΝ. ΜΙΚΤΟ	0,000328 0,13	0,072853 0,71	94,05%
ΙΝΤΕΡΝΑΤΙΟΝΑΛ ΜΙΚΤΟ	0,010477 2,07*	-0,066592 -0,24	81,10%

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ

ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,014847 1,72	-0,252633 -0,65	81,08%
METROLIFE ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,008262 1,07	0,008811 0,05	75,25%
MIDLAND ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	0,020654 2,80*	-0,210287 -0,81	81,56%
NAT.NEDER. ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,006372 1,48	0,222642 1,78	94,83%
SOGEN INVEST ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,008860 1,69	0,030601 0,21	88,96%
ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ	0,010355 2,14*	-0,167463 -0,88	79,69%
ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,017925 1,65	0,098497 0,25	75,96%
ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧ.	0,020935 1,75	-0,087817 -0,31	61,90%
ALPHA TRUST ΥΠΟΔ. ΜΕΤ.	0,000911 0,07	-0,163320 -0,24	72,30%
ΒΕΡΓΙΝΑ ΜΙΚΤΟ	0,001943 0,76	-0,190100 -3,47*	92,21%
ΧΙΟΣ ΜΕΤ. ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	0,006769 1,34	0,054035 0,42	91,52%
<b>ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ</b>	<b>0,008238</b>	<b>-0,017988</b>	<b>85,59%</b>

Αποτελέσματα του υποδείγματος Henriksson-Merton για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999 με διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας κατά Newey-West, για κάθε Α/Κ:

$$R_{it} = \alpha_i + b_{jd}(R_{mt} - r_{ft}) + b_{jo}(R_{mt} - r_{ft})D_{it} + u_{it}$$

	$\alpha_i$	$b_{jd}$	$b_{jo}$	$R^2$
ΑΒΝ ΑΜΡΟ ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,007015 1,28	0,805508 13,26*	0,085911 0,92	86,78%
ΑΛΙΟ ΕΥΡΩΒ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,003264 0,69	0,717055 12,58*	0,141401 1,73	93,23%
ΑΛΛΙΑΝΖ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,011684 1,55	0,863440 10,65*	-0,065643 -0,45	86,17%
ΑΛΛΙΑΝΖ ΜΙΚΤΟ	0,006423 1,69	0,650018 6,12*	-0,035606 -0,31	89,48%
ΑΛΦΑ ΤRUST EUR. ΜΙΚΤΟ	0,009896 1,38	0,496171 7,24*	0,060409 0,59	75,73%
ΑΛΦΑ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,004628 0,76	0,762133 14,55*	0,059497 0,55	90,76%
ΑΛΦΑ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	0,004594 0,87	0,345625 7,27*	0,022581 0,18	77,65%
ΑΣΠΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,006734 1,04	0,734324 10,92*	-0,141999 -1,28	86,52%
ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	-0,004143 -0,66	0,686720 11,97*	0,170172 2,14*	92,42%
ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ	0,006041 1,99	0,578909 23,12*	0,035414 0,85	93,67%
ΔΗΛΟΣ BLUE CHIPS	0,004506 0,87	0,866586 13,39*	0,063869 0,63	94,90%
ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ	0,007490 1,68	0,667646 9,64*	0,013937 0,12	91,83%
ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	-0,000843 -0,058	0,524205 4,14*	0,287730 1,35	74,02%
ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠ. ΑΝΑΠΤ.	0,000488 0,06	0,689045 6,35*	0,310705 2,24*	88,37%
ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,003469 0,75	0,748386 14,95*	0,087872 1,12	91,71%
ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ	0,002809 0,39	0,763408 8,66*	0,117711 0,98	87,56%
ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ	-0,002708 -0,49	0,475194 7,33*	0,126892 1,15	81,20%
ΙΟΝΙΚΗ ΕΥΡΟΕΛΛ. ΜΕΤ.	0,011511 1,13	0,704844 9,22*	0,118147 0,77	80,20%
ΕΥΡΩΠ. ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,004787 0,77	0,869555 12,31*	-0,008964 -0,088	93,34%
HELVETIA ΜΙΚΤΟ	0,008918 2,17*	0,665855 11,21*	-0,081439 -0,87	89,26%
INTERAMERICAN ΔΥΝ. ΜΕΤ.	0,002385 0,61	0,756246 16,32*	0,156110 2,33*	95,62%
INTERAMER. ΕΛΛΗΝ. ΜΙΚΤΟ	-0,000519 -0,21	0,601491 12,76*	0,043507 0,64	94,05%
INTERNATIONAL ΜΙΚΤΟ	0,008857 1,48	0,603240 6,21*	0,029288 0,24	81,08%



## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ

ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,010439	0,770126	0,061047	80,85%
	0,97	10,00*	0,33	
METROLIFE ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,005190	0,599794	0,090947	75,41%
	0,59	7,80*	0,73	
MIDLAND ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	0,019470	0,787765	-0,020863	81,36%
	2,24*	8,56*	-0,16	
NAT.NEDER. ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,002972	0,836713	0,156365	94,92%
	0,64	14,02*	1,95	
SOGEN INVEST ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,005516	0,722630	0,104478	89,12%
	0,99	15,16*	1,22	
ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ	0,009110	0,582372	-0,007923	79,45%
	1,52	9,95*	-0,08	
ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,013201	0,730986	0,162073	76,22%
	1,03	6,64*	0,94	
ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧ.	0,018340	0,677794	0,051876	61,91%
	1,35	7,16*	0,30	
ALPHA TRUST ΥΠΟΔ. ΜΕΤ.	-0,002741	0,829402	0,062619	72,25%
	-0,17	3,13*	0,18	
ΒΕΡΓΙΝΑ ΜΙΚΤΟ	0,002368	0,548854	-0,062015	91,90%
	0,76	18,37*	-1,11	
ΧΙΟΣ ΜΕΤ. ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	0,003843	0,816582	0,098561	91,62%
	0,69	17,40*	1,09	
<b>ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ</b>	<b>0,005735</b>	<b>0,690548</b>	<b>0,06749</b>	<b>85,60%</b>

Αποτελέσματα του υποδείγματος Bhattacharya-Pfleiderer για την περίοδο Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1999 (διόρθωση ετεροσκεδαστικότητας με GLS, για κάθε Α/Κ:

$$R_{it} = \alpha_i + \theta E(R_{mt}) (1 - \psi) R_{mt} + \psi \theta (R_{mt})^2 + \theta \psi \varepsilon_{i,t} R_{mt} + u_{it}$$

	$\alpha_i$	$\rho$	$R^2$
ABN AMRO ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,00796 1,37	0,1083 1,02	75,90%
ALICO EUROB. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,00486 1,31	0,1443 1,37	87,00%
ALLIANZ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,009075 1,69	0,0108 0,10	78,01%
ALLIANZ ΜΙΚΤΟ	0,00537 1,64	0,0095 0,09	81,51%
ALPHA TRUST EUR. ΜΙΚΤΟ	0,0097 1,98	0,0302 0,28	65,24%
ALPHA ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,00517 1,19	0,0504 0,47	83,65%
ALPHA ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ	0,0033 1,16	0,0414 0,39	72,30%
ΑΣΠΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ.	0,003445 0,82	0,1371 1,3	80,12%
ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	-0,001014 -0,247	0,2106 2,03*	86,77%
ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ	0,006526 2,59*	0,0346 0,32	88,38%
ΔΗΛΟΣ BLUE CHIPS	0,004789 1,34	0,07628 0,72	89,39%
ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ	0,006713 2,13*	0,0143 0,13	86,83%
ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,001125 0,15	0,1942 1,86	59,48%
ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠ. ΑΝΑΠΤ.	0,004928 0,86	0,2232 2,15*	78,62%
ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,004686 1,13	0,1075 1,02	84,56%
ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ	0,004235 0,79	0,0587 0,55	78,38%
ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ	-0,000344 -0,085	0,0555 0,52	70,01%
ΙΟΝΙΚΗ ΕΥΡΟΕΛΛ. ΜΕΤ.	0,010966 1,66	0,1401 1,33	65,30%
ΕΥΡΩΠ. ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,003375 0,90	0,0135 0,12	88,29%
HELVEITIA ΜΙΚΤΟ	0,006445 1,94	0,0397 0,37	82,76%
INTERAMERICAN ΔΥΝ. ΜΕΤ.	0,004943 1,58	0,1734 1,65	91,48%
INTERAMER. ΕΛΛΗΝ. ΜΙΚΤΟ	0,000227 0,10	0,0462 0,43	89,45%
INTERNATIONAL ΜΙΚΤΟ	0,008298 1,67	0,0205 0,19	67,84%

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙΙΙ

ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ.	0,007804 1,21	0,1213 1,15	68,68%
METROLIFE ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤ.	0,005806 0,91	0,0663 0,62	61,76%
MIDLAND ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ	0,018013 2.89*	0,0000 0,00	68,19%
NAT.NEDER. ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,005616 1,53	0,1395 1,32	89,98%
SOGEN INVEST ΜΕΤ. ΕΣΩΤ.	0,006406 1,40	0,0966 0,91	80,82%
ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ	0,007557 1,62	0,0095 0,09	69,50%
ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ.	0,014207 1,90	0,0730 0,69	60,19%
ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧ.	0,017563 1,94	0,0310 0,29	45,72%
ALPHA TRUST ΥΠΟΔ. ΜΕΤ.	-0,004519 -0,52	0,0062 0,05	65,30%
ΒΕΡΓΙΝΑ ΜΙΚΤΟ	0,000658 0,27	0,0380 0,35	86,26%
ΧΙΟΣ ΜΕΤ. ΕΛΛΗΝ. ΑΝΑΠΤ.	0,005065 1,10	0,1106 1,04	84,06%
<b>ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ</b>	<b>0,0058516</b>	<b>0,07742</b>	<b>76,82%</b>

\*Στατιστικά σημαντικός συντελεστής σε επίπεδο σημαντικότητας 5%

## ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΙV

ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΚΑΙ ΑΜΟΙΒΑΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΑ ΚΑΤΑ ΤΑ  
ΕΤΗ 1996-1999

Στο παρόν παράρτημα παρουσιάζονται εν συντομία οι κυριότερες εξελίξεις που σημάδεψαν την κεφαλαιαγορά των Αθηνών και κατ' επέκταση την αγορά των αμοιβαίων κεφαλαίων.

Το 1996 ο γενικός δείκτης παρουσίασε αύξηση της τάξης του 2,1%, κλείνοντας στις 933,5 μονάδες στο τέλος Δεκεμβρίου. Την άνοδο των τιμών των μετοχών το πρώτο τρίμηνο του έτους ακολούθησε πτωτική πορεία μέχρι τον Ιούλιο, ενώ στη συνέχεια σημειώθηκαν διακυμάνσεις και μια μικρή ανάκαμψη στο τέλος του έτους. Η αξία των συναλλαγών εμφάνισε καθοδική πορεία τους πρώτους επτά μήνες, ενώ από τον Αύγουστο και μέχρι το τέλος του έτους ακολούθησε σταθερή άνοδος. Η μέση ημερήσια αξία των συναλλαγών διαμορφώθηκε στα 14,4 δισεκ. δρχ.

Η πορεία της Σοφοκλέους σημαδεύτηκε από τις αρνητικές επιδράσεις των πληθωριστικών πιέσεων το πρώτο εξάμηνο, και συνεπώς από την επιβράδυνση της μείωσης των ονομαστικών επιτοκίων κατά την εν λόγω περίοδο. Επίσης αρνητική ήταν και η συμβολή της ονομαστικοποίησης των εισηγμένων μετοχών των εταιριών εκείνων που συμμετέχουν στις διαδικασίες ανάληψης έργων και προμηθειών του Δημοσίου, καθώς και η ανακοίνωση από χρηματιστηριακή εταιρία περί αδυναμίας εκπλήρωσης των υποχρεώσεών της. Αντίθετα, στο δεύτερο εξάμηνο σημειώθηκε πτώση του πληθωρισμού και των επιτοκίων. Θετική επίσης κρίνεται η εισαγωγή των μετοχών του ΟΤΕ στο ΧΑΑ καθώς και η κερδοφορία και υψηλή μερισματική απόδοση των επιχειρήσεων το 1996.

Αναφορικά με τα Α/Κ, η ανοδική πορεία της δραστηριότητάς τους συνεχίστηκε και το 1996. Η αξία του συνολικού ενεργητικού ανήρθε σε 3.873 δισεκ. δρχ. (2.454 δισεκ. δρχ. το 1995). Η άνοδος αυτή οφείλεται κυρίως στις αντίστοιχες εξελίξεις στο ενεργητικό των Α/Κ διαχείρισης διαθέσιμων και σε μικρότερο των Α/Κ σταθερού εισοδήματος. Η αξία του ενεργητικού των άλλων κατηγοριών σημείωσε μικρή κάμψη. Η μετατόπιση του επενδυτικού ενδιαφέροντος στα εν λόγω Α/Κ οφείλεται στις σχετικά υψηλές αποδόσεις των επενδύσεων σε προϊόντα της ελληνικής κυρίως, αλλά και ξένης χρηματαγοράς (synthetic swaps, μακροπρόθεσμα ομόλογα κλπ.). Αντίθετα, τα μετοχικά Α/Κ εμφάνισαν

υποτονική δραστηριότητα λόγω της χαμηλής απόδοσης των χρηματιστηριακών επενδύσεων.

Το 1997 ο γενικός δείκτης έκλεισε στις 1479,6 μονάδες, σημειώνοντας άνοδο 58,5% σε σχέση με το προηγούμενο έτος. Η άνοδος αυτή ανακόπηκε τον Οκτώβριο από τη νομισματική αναταραχή στις χώρες της Νοτιοανατολικής Ασίας. Οι τιμές των μετοχών κινούνταν έντονα ανοδικά μέχρι το Μάιο, ενώ παρουσιάστηκαν διακυμάνσεις το τρίμηνο Ιουνίου-Αυγούστου και μεγάλη αύξηση από τις αρχές Σεπτεμβρίου μέχρι τα μέσα Οκτωβρίου. Από αυτό το χρονικό σημείο και μέχρι το τέλος του έτους η πτώση ανήλθε στο 15,3%. Η μέση ημερήσια αξία των συναλλαγών ανήλθε στα 23,5 δισεκ. δρχ.

Θετικά επέδρασαν η αποκλιμάκωση του πληθωρισμού, η πτωτική πορεία των επιτοκίων το διάστημα Ιανουαρίου-Σεπτεμβρίου, η αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου του ΟΤΕ, η άνοδος των κερδών των περισσότερων επιχειρήσεων και η ανάληψη της διαργάνωσης των Ολυμπιακών Αγώνων του 2004. Αντίθετα, η νομισματική κρίση των χωρών της Νοτιοανατολικής Ασίας και η διατήρηση των επιτοκίων σε υψηλά επίπεδα από τα μέσα Οκτωβρίου είχαν δυσμενείς επιπτώσεις.

Η αυξημένη δραστηριότητα των Α/Κ συνεχίστηκε και το 1997, με το συνολικό ενεργητικό να ανέρχεται σε 7.325 δισεκ. δρχ. (αύξηση κατά 89,1% σε σχέση με το 1996). Αρνητικά επέδρασε ωστόσο η κρίση του Οκτωβρίου. Το έτος αυτό ιδρύθηκαν 14 νέα Α/Κ, με αποτέλεσμα ο συνολικός αριθμός τους να ανέλθει στα 162.

Όσον αφορά τις εξελίξεις στις επιμέρους κατηγορίες, τη μεγαλύτερη ζήτηση παρουσίασαν τα μερίδια των Α/Κ διαχείρισης διαθεσίμων, με αποτέλεσμα το ενεργητικό τους να αποτελεί το Δεκέμβριο του 1997 το 60,7% του συνολικού ενεργητικού. Σημαντική άνοδο σημείωσε επίσης και το ποσοστό συμμετοχής του ενεργητικού των μικτών Α/Κ (8,4%).

Το 1998 χαρακτηρίστηκε από εντυπωσιακή άνοδο των τιμών των μετοχών και της αξίας των συναλλαγών. Ωστόσο τα μεγέθη αυτά παρουσίασαν έντονες διακυμάνσεις. Συγκεκριμένα, από τις αρχές του έτους έως τα μέσα Μαρτίου η αγορά παρουσίασε στασιμότητα, η οποία ήταν απόρροια της νομισματικής ασιατικής κρίσης του 1997. Με την είσοδο της δραχμής στον ΜΣΙ και την επακόλουθη υποτίμησή της (στα μέσα Μαρτίου), τόσο ο γενικός δείκτης όσο και η αξία των συναλλαγών εμφάνισαν έντονα ανοδική τάση, η οποία διατηρήθηκε με διακυμάνσεις έως τον Αύγουστο. Η κρίση που έπληξε τη Ρωσία στο τέλος Αυγούστου επηρέασε αρνητικά το ΧΑΑ μέχρι τα μέσα

Οκτωβρίου. Στη συνέχεια τα χρηματιστηριακά μεγέθη σημείωσαν ανάκαμψη, με αποτέλεσμα ο γενικός δείκτης να κλείσει το έτος στις 2737,6 μονάδες (άνοδος 85% σε σχέση με το προηγούμενο έτος). Η μέση ημερήσια αξία των συναλλαγών ανήλθε στα 56,1 δισεκ. δρχ.

Συνεπώς, θετικές κρίνονται οι επιδράσεις της εισαγωγής της δραχμής στον ΜΣΙ και η προοπτική ένταξης της Ελλάδας στην ευρωζώνη. Επίσης συνέβαλαν θετικά και η περαιτέρω μείωση των ονομαστικών επιτοκίων, η αυξημένη κερδοφορία των εισηγμένων εταιριών καθώς και η πτώση του πληθωρισμού, ιδιαίτερα στο τελευταίο τρίμηνο του έτους.

Το 1998 η συνολική αξία ενεργητικού των Α/Κ ανήλθε σε 9.073 δισεκ. δρχ. Στη διάρκεια του έτους ιδρύθηκαν 26 Α/Κ (8 διαθεσίμων, 6 ομολογιακά, 6 μετοχικά και 6 μικτά), η αξία του ενεργητικού των οποίων αντιπροσώπευε το 15% της αύξησης του συνολικού ενεργητικού. Έτσι στο τέλος Δεκεμβρίου ο συνολικός αριθμός τους ανήλθε στα 181.

Η εξέλιξη του ενεργητικού κατά τη διάρκεια του 1998 οφείλεται κυρίως: στην άνοδο του ενεργητικού των Α/Κ διαθεσίμων και, κατά δεύτερο λόγο, στην άνοδο του ενεργητικού των μετοχικών, μικτών και ειδικού τύπου. Αντιθέτως, το ενεργητικό των ομολογιακών σημείωσε πτώση. Η αρνητική αυτή εξέλιξη στο χώρο των ομολογιακών απορρέει από τη νομισματική αναταραχή του Οκτωβρίου του 1997 και την επίδραση που είχε στην εγχώρια αγορά τίτλων του Ελληνικού Δημοσίου. Επίσης, η άνοδος του γενικού δείκτη τιμών του ΧΑΑ έχει συμβάλει στην αύξηση τόσο των τιμών όσο και του αριθμού των μεριδίων των μετοχικών και μικτών Α/Κ. Οι προτιμήσεις ωστόσο του επενδυτικού κοινού εξακολουθούν να είναι προσανατολισμένες στη ζήτηση μεριδίων των Α/Κ διαθεσίμων, τα οποία συνδιάζουν περιορισμένη απόδοση και χαμηλό κίνδυνο.

Η νομισματική κρίση στη Ρωσία που ξέσπασε τον Αύγουστο δεν επέδρασε τελικά αρνητικά στην εγχώρια αγορά των Α/Κ, αφού το ενεργητικό ιδιαίτερα των διαθεσίμων και των ομολογιακών ενισχύθηκε με εισροές κεφαλαίων που προήλθαν από μετατοπίσεις ποσών από το χρηματιστήριο και την αγορά τίτλων του Δημοσίου κατά τη διάρκεια της κρίσης.

Η αλματώδης άνοδος του γενικού δείκτη συνεχίστηκε και το 1999, η οποία επιταχύνθηκε σημαντικά από τις αρχές Αυγούστου έως και τα μέσα Σεπτεμβρίου. Στη συνέχεια ακολούθησε κάμψη και έντονες διακυμάνσεις. Ο γενικός δείκτης στο τέλος

Δεκεμβρίου έκλεισε στις 5535,1 μονάδες, σημειώνοντας άνοδο 102,25 μονάδων σε σχέση με το 1998. Η μέση ημερήσια αξία συναλλαγών ανήλθε στα 271 δισεκ. δρχ.

Η χρηματιστηριακή αγορά επηρεάστηκε θετικά από το ευνοϊκό μακροοικονομικό περιβάλλον, αλλά και από τις διαρθρωτικές αλλαγές που συντελέστηκαν σε επίπεδο επιχειρήσεων και κλάδων της οικονομίας. Θετική ήταν επίσης η επίδραση από την προοπτική ένταξης της Ελλάδας στη ζώνη του ευρώ, λόγω τόσο της προόδου που σημειώθηκε αναφορικά με τη σύγκλιση και την ικανοποίηση των περισσότερων κριτηρίων, όσο και των προσδοκιών για πτώση των εγχώριων επιτοκίων, τις οποίες δημιούργησαν οι εξελίξεις αυτές. Τέλος, θετική ήταν και η συμβολή των αυξημένων κερδών των εισηγμένων εταιριών, αλλά και η αναδιάρθρωση πολλών από αυτών μέσω συγχωνεύσεων και εξαγορών.

Το 1999, το συνολικό ενεργητικό των Α/Κ ανήλθε σε 11.966 δισεκ. δρχ., σαν αποτέλεσμα της αύξησης των τιμών των κυκλοφορούντων μεριδίων. Κατά τη διάρκεια του έτους ιδρύθηκαν 31 Α/Κ (25 μετοχικά, 4 μικτά, 1 διαθεσίμων και 1 ομολογιακό), το ενεργητικό των οποίων στο τέλος του 1999 αντιστοιχούσε στο 29,8% της αύξησης του ενεργητικού του συνόλου των Α/Κ. Έτσι, μέχρι το τέλος της χρονιάς υπήρχαν στην ελληνική αγορά 212 Α/Κ.

Με παρατήρηση του σχετικού πίνακα διαπιστώνεται ότι η άνοδος του συνολικού ενεργητικού οφείλεται σχεδόν αποκλειστικά στην αύξηση του ενεργητικού των μετοχικών Α/Κ και σε μικρότερο ποσοστό στην αύξηση ενεργητικού των μικτών. Το ενεργητικό των άλλων κατηγοριών σημείωσε μείωση.

Αυτή η εντυπωσιακή άνοδος οφείλεται στη σημαντική αύξηση των τιμών των μετοχών που διαπραγματεύονται στο ΧΑΑ, με αποτέλεσμα να συρρέουν όλο και περισσότεροι επενδυτές στα μετοχικά και μικτά Α/Κ. Αυτό είχε σαν αποτέλεσμα το ενεργητικό των μετοχικών Α/Κ να αντιπροσωπεύει το 41,9% του συνολικού ενεργητικού (σε σχέση με 5,4% την προηγούμενη χρονιά), ενώ το ενεργητικό των ομολογιακών και διαχείρισης διαθεσίμων μειώθηκε σημαντικά.

## ΕΞΕΛΙΞΕΙΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΜΕΓΕΘΩΝ

Έτη	Δείκτες τιμών μετοχών <sup>1</sup>		Μέση ημερήσια αξία συναλλαγών <sup>2</sup> (σε δισεκ. δρχ.)	Χρηματιστηριακή αξία <sup>1</sup> (σε δισεκ. δρχ.)			Χρηματιστηριακή αξία ως ποσοστό του ΑΕΠ			Αντληθέντα κεφάλαια μέσω Χ.Α.Α. <sup>4</sup> (σε δισεκ. δρχ.)		
	Γενικός	Τραπεζών		Μετοχών	Δανείων <sup>3</sup>	Συνόλου	Μετοχών	Δανείων	Συνόλου	Εισηγμένες εταιρίες	Νέες εταιρίες	Σύνολο
1996	933,5	1413,8	8	5945	17535	23480	20	59	79	42	93	135
1997	1479,6	2303,3	23,4	9811	13735	23546	30	42	72	515	20	535
1998	2737,6	5799,4	56,1	22839	22801	45640	64	63	127	494	333	827
1999	5535,1	10165,4	235,8	67311	26190	93501	176	68	244	2926	383	3309

1 Τέλος έτους.

2 Μετοχών.

3 Τα δάνεια περιλαμβάνουν έντοκα γραμμάτια και ομόλογα (δραχμικά και με ρήτρα ξένων νομισμάτων) του Ελληνικού Δημοσίου, τραπεζικά ομόλογα και ομολογιακά δάνεια επιχειρήσεων.

4 Με αύξηση μετοχικού κεφαλαίου και έκδοση νέων μετοχών. Κριτήριο για τη χρονική καταχώρηση των αντληθέντων κεφαλαίων αποτελεί η ημερομηνία λήξης των εγγραφών άσκησης του δικαιώματος συμμετοχής στην αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου.

Πηγή: Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, Τράπεζα της Ελλάδος, ΥΠΕΘΟ.



## ΑΞΙΑ ΚΑΙ ΔΙΑΡΘΡΩΣΗ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ (σε δισεκ. δρχ.)

	1996		1997		1998		1999	
	Αξία συναλλαγών	Εκατοστιαία διάρθρωση	Αξία συναλλαγών	Εκατοστιαία διάρθρωση	Αξία συναλλαγών	Εκατοστιαία διάρθρωση	Αξία συναλλαγών	Εκατοστιαία διάρθρωση
<b>Μετοχών</b>	<b>1989,9</b>	<b>99,8</b>	<b>5802,0</b>	<b>99,7</b>	<b>14083,6</b>	<b>99,1</b>	<b>58796,0</b>	<b>100,0</b>
Κύριας αγοράς	1817,5	91,2	5540,3	95,2	13322,5	93,7	52261,9	88,9
Τραπεζών	486,3	24,4	1950,0	33,5	5697,2	40,1	12150,5	20,7
Χρημ. μίσθωσης	6,7	0,3	30,3	0,5	77,1	0,5	403,5	0,7
Ασφαλειών	45,5	2,3	145,9	2,5	181,0	1,3	1111,6	1,9
Επενδυτικών	34,0	1,7	127,9	2,2	241,5	1,7	1806,9	3,1
Κατασκευαστικών	238,7	12,0	360,4	6,2	310,7	2,2	4856,4	8,3
Εμπ/βιομηχανικών	792,0	39,7	1643,9	28,2	4550,7	32,0	20909,4	35,6
Τηλεπικοινωνιών	62,6	3,1	1007,3	17,3	1473,2	10,4	3253,0	5,5
Συμμετοχών	119,8	6,0	158,6	2,7	340,6	2,4	2109,5	3,6
Λοιπών	31,9	1,6	116,0	2,0	450,4	3,2	5661,1	9,6
<b>Παράλληλης αγοράς</b>	<b>172,4</b>	<b>8,6</b>	<b>261,7</b>	<b>4,5</b>	<b>761,1</b>	<b>5,4</b>	<b>6534,1</b>	<b>11,1</b>
<b>Δανείων<sup>1</sup></b>	<b>3,2</b>	<b>0,2</b>	<b>18,5</b>	<b>0,3</b>	<b>128,4</b>	<b>0,9</b>	<b>4,4</b>	<b>0,0</b>
<b>Σύνολο</b>	<b>1993,1</b>	<b>100,0</b>	<b>5820,5</b>	<b>100,0</b>	<b>14212,0</b>	<b>100,0</b>	<b>58800,4</b>	<b>100,0</b>

<sup>1</sup> Τα δάνεια περιλαμβάνουν έγτοκα γραμμάτια και ομόλογα (δραχμικά και με ρήτρα ξένων νομισμάτων) του Ελληνικού Δημοσίου, τραπεζικά ομόλογα και ομολογιακά δάνεια επιχειρήσεων.

Πηγή: Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.

## ΑΡΙΘΜΟΣ ΚΑΙ ΑΞΙΑ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ Α/Κ (σε δισεκ. δρχ.)

Κατηγορίες Α/Κ	1996			1997			1998			1999		
	Αριθμός	Αξία	Εκατοστιαία συμμετοχή στο σύνολο ενεργητικού	Αριθμός	Αξία	Εκατοστιαία συμμετοχή στο σύνολο ενεργητικού	Αριθμός	Αξία	Εκατοστιαία συμμετοχή στο σύνολο ενεργητικού	Αριθμός	Αξία	Εκατοστιαία συμμετοχή στο σύνολο ενεργητικού
Διαθεσίμων	36	2299	59,4	35	4451	60,8	44	5986	66,0	46	4580	38,3
Εσωτερικού	31	2283	58,9	30	4396	60,0	39	5966	65,8	41	4570	38,2
Εξωτερικού	4	3	0,1	3	3	0,0	2	1	0,0	2	1	0,0
Διεθνή	1	13	0,3	2	52	0,7	3	19	0,2	3	9	0,1
Ομολογιακά	60	1434	37,0	66	2013	27,5	67	1704	18,8	66	1362	11,4
Εσωτερικού	37	1389	35,9	43	1953	26,7	42	1553	17,1	42	1276	10,7
Εξωτερικού	18	41	1,1	14	53	0,7	13	105	1,2	13	63	0,5
Διεθνή	5	4	0,1	9	7	0,1	12	46	0,5	11	23	0,2
Μετοχικά	27	77	2,0	34	240	3,3	41	494	5,4	70	5031	42,0
Εσωτερικού	25	75	1,9	29	232	3,2	34	476	5,2	55	4945	41,3
Εξωτερικού	1	2	0,1	3	6	0,1	4	12	0,1	10	55	0,5
Διεθνή	1	0	0,0	2	2	0,0	3	6	0,1	5	31	0,3
Μικτά	22	60	1,5	25	617	8,4	28	859	9,5	30	1023	8,5
Εσωτερικού	14	42	1,1	20	591	8,1	20	754	8,3	22	907	7,6
Εξωτερικού	6	11	0,3	1	0	0,0	2	2	0,0	3	6	0,1
Διεθνή	2	7	0,2	4	26	0,4	6	103	1,1	5	110	0,9
Ειδικού τύπου	3	3	0,1	2	4	0,1	1	30	0,3	0	0	0,0
Εσωτερικού	3	3	0,1	1	2	0,0	0	0	0,0	0	0	0,0
Εξωτερικού	0	0	0,0	1	2	0,0	1	30	0,3	0	0	0,0
Διεθνή	0	0	0,0	0	0	0,0	0	0	0,0	0	0	0,0
<b>Σύνολο</b>	<b>148</b>	<b>3873</b>	<b>100,0</b>	<b>162</b>	<b>7325</b>	<b>100,0</b>	<b>181</b>	<b>9073</b>	<b>100,0</b>	<b>212</b>	<b>11966</b>	<b>100,0</b>

## ΔΙΑΡΘΡΩΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ Α/Κ

	1996		1997		1998		1999	
Επενδύσεις εσωτερικού	3788 <sup>1</sup>	97,8 <sup>2</sup>	7102 <sup>1</sup>	97,0 <sup>2</sup>	8701 <sup>1</sup>	95,9 <sup>2</sup>	11585 <sup>1</sup>	96,8 <sup>2</sup>
Μετοχές εισηγμένες στο ΧΑΑ	115	3,0	283	3,9	617	6,8	4821	40,3
Σύνθετες πράξεις ανταλλαγής νομισμάτων	837	21,6	2974	40,6	3580	39,5	2617	21,9
Ομόλογα Ελληνικού Δημοσίου	2401	62,0	3603	49,2	3315	36,5	2613	21,8
Πωλήσεις χρεογράφων με συμφωνία επαναγοράς	435	11,2	89	1,2	780	8,6	1174	9,8
Καταθέσεις και μετρητά	N.A.	N.A.	153	2,1	409	4,5	360	3,0
Επενδύσεις εξωτερικού	50	1,3	74	1,0	205	2,3	215	1,8
Λοιπά	35	0,9	149	2,0	167	1,8	196	1,6
Σύνολο	3873	100,0	7325	100,0	9073	100,0	11966	100,0

1 Δισεκ. δρχ.

2 Ποσοστό %.

## ΑΡΘΡΟΓΡΑΦΙΑ

- Alexander G.J., Stover R.D. (1980). Consistency of mutual fund performance during varying market conditions. *Journal of Economics and Business* 32, 219-226
- Alexander G.J., Benson P.G., Eger C.E. (1982). Timing decisions and the behavior of mutual fund systematic risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17(4), 579-602
- Allen D.E., Soucik V. (2000). In search of true performance: testing-benchmark model validity in managed funds context. *Working paper*, Edith Cowan University
- Bansal R., Harvey C.R. (1996). Performance evaluation in the presence of dynamic trading strategies. *Working paper*, Durham, Duke University
- Bhattacharya S., Pfleiderer P. (1983). A note on performance evaluation, *Technical Report 714 Stanford, Calif*: Stanford University, Graduate School of Business
- Bhattacharya S., Pfleiderer P. (1985). Delegated portfolio management. *Journal of Economic Theory* 36, 1-25
- Breen W., Jagannathan R., Ofer A. (1986). Correcting for heteroscedasticity in tests for market timing ability. *Journal of Business* 59, 585-598
- Busse J.A. (1999). Volatility timing in mutual funds: evidence from daily returns. *Review of Financial Studies* 12(5), 1009-1041
- Chang E.C., Lewellen W.G. (1984). Market timing and mutual fund investment performance. *Journal of Business* 57(1), 57-70
- Chen Z., Knez P.J. (1996). Portfolio performance measurement: theory and applications. *Review of Financial Studies* 9, 511-555
- Christopherson J.A., Ferson W.E., Turner A.L. (1999). Performance evaluation using conditional alphas and betas. *Journal of Portfolio Management*, 59-72
- Chua J.H., Woodward R.S. (1986). Gains from market timing, *Monograph No 1986-2*, New York University
- Coggin T.D., Fabozzi J.F., Rahman S. (1993). The investment performance of US equity pension fund managers: an empirical investigation. *Journal of Finance* XLVIII(3), 1039-1055
- Connor G., Korajczyk R.A. (1986). Performance measurement with the arbitrage pricing theory: a new framework for analysis. *Journal of Financial Economics* 15, 374-394
- Connor G., Korajczyk R.A. (1995). The APT and multifactor models of asset returns. *Finance, Handbooks in Operation Research and Management Science*, Vol. 9, 87-144

- Cumby R., Modest D. (1987). Testing for market timing ability. *Journal of Financial Economics* 19, 169-189
- Daniel K., Grinblatt M., Titman S., Wermers R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks. *Journal of Finance* 32(3), 1035-1058
- Elton E.J., Grubber M.J. (1995). Evaluation of portfolio performance. *Modern portfolio theory and investment analysis*, 630-671, Fifth edition, Wiley
- Elton E.J., Grubber M.J., Das S., Hlavka M. (1993). Efficiency with costly information: a reinterpretation of evidence from managed portfolios. *Review of Financial Studies* 6, 1-22
- Eun C.S., Kolodny R., Resnick B.G. (1991). U.S. based international mutual funds: a performance evaluation. *Journal of portfolio Management*, Spring, 89-94
- Fabozzi F.J., Francis J.C. (1979). Mutual fund systematic risk for bull and bear markets: an empirical examination. *Journal of Finance* 34(5), 1243-1250
- Fabozzi F.J., Francis J.C., Lee C.F. (1980). Generalized functional form for mutual fund returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15(5), 1107-1120
- Fama E. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance* 25, 383-417
- Fama E. (1972). Components of investment performance. *Journal of Finance* 27, 551-567
- Farnsworth H., Ferson W.E., Jackson D., Todd S. (2000). Performance evaluation with stochastic discount factors. *Working paper*, University of Washington
- Ferson W.E., Becker C. (1999). Conditional market timing with benchmark investors. *Review of Financial Studies* 52(1), 119-148
- Ferson W.E., Schadt R.W. (1996). Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions. *Journal of Finance* 51(2), 425-461
- Francis J., Fabozzi F. (1980). Stability of mutual fund systematic risk statistics. *Journal of Business Research* 8, 263-275
- Gallo J.G., Lockwood L.J. (1997). Benefits of proper style classification of equity portfolio managers. *Journal of Portfolio Management* 23(3), 47-55
- Gallo J., Swanson P. (1996). Comparative measures of performance for US based international equity mutual funds. *Journal of Banking and Finance* 20, 1635-1650
- Grinblatt M., Titman S. (1988). Mutual fund performance: an analysis of monthly returns. *Working paper*, University of California, Los Angeles
- Grinblatt M., Titman S. (1989). Mutual fund performance: an analysis of quarterly portfolio holdings. *Journal of Business* 62, 393-421

- Grinblatt M., Titman S. (1994). A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29, 419-444
- Grinblatt M., Titman S. (1995). Performance evaluation. *Finance, Handbooks in Operation Research and Management Science*, Vol. 9, 581-609
- Heinkel R., Stoughton N.M. (1997). A new method for portfolio performance measurement. *Working paper*
- Henriksson R. (1984). Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation. *Journal of Business* 57, 73-96
- Henriksson R., Merton R. (1981). On market timing and investment performance. *Journal of Business* 57, 513-534
- Ippolito R.A. (1989). Efficiency with costly information: a study of mutual fund performance. *Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 1-23
- Jagannathan R., Korajczyk R.A. (1986). Assessing the market timing performance of managed portfolios. *Journal of Business* 59, 217-235
- Jensen M. (1968). The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance* 23, 389-461
- Jensen M. (1972). Optimal utilization of market forecasts and evaluation of investment performance. *G.P. Szego and K. Shell eds, Mathematical Methods of Investment and Finance*, North-Holland Amsterdam
- Kane A., Marks G. (1988). Performance evaluation of market timers: theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23(4), 425-435
- Koh F., Phoon K.F., Tan C.H. (1993). Market timing abilities of fund managers: parametric and non-parametric tests. *Journal of Business Finance and Accounting* 20, 155-166
- Kon S.J. (1983). The market-timing performance of mutual fund managers. *Journal of Business* 56(3), 323-347
- Kon S.J., Jen F.C. (1979). The investment performance of mutual funds: an empirical investigation of timing, selectivity and market efficiency. *Journal of Business* 52(2), 263-289
- Lee C.F., Rahman S. (1990). Market timing, selectivity and mutual fund performance: an empirical investigation. *Journal of Business* 63(2) (April), 261-278
- Lee C.F., Rahman S. (1991). New evidence on timing and security selection skill of mutual fund managers. *Journal of Portfolio Management* 17(2), 80-83
- Lehman B.N., Modest D.M. (1987). Mutual fund performance evaluations: a comparison of benchmarks and benchmarks comparisons. *Journal of Finance* 42, 233-265

- Lockwood L.J., Kadiyala K.R. (1988). Measuring investment performance with a stochastic parameter regression model. *Journal of Banking and Finance* 12, 457-467
- Mc Donald J. (1974). Objectives and performance of mutual funds 1960-1969. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 311-333
- Merton R.C. (1981). On market timing and investment performance: an equilibrium theory of the value for market forecasts. *Journal of Business* 54, 363-406
- Miller T.W., Gressis N. (1980). Nonstationarity and evaluation of mutual fund performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15(3), 639-654
- Ohlson J., Rosenberg B. (1982). Systematic risk of the CRSP equal-weighted common stock index: a history estimated by stochastic-parameter regression. *Journal of Business* 55, 121-145
- Philippas N. Market timing and selectivity: an empirical investigation into the features of Greek mutual fund managers. *Working paper*
- Philippas N., Tsionas E.G. (2000). Market timing and security selection skills: a random coefficient model for Greek mutual funds. *Working paper*
- Redman A.L., Gullett N.S., Manakyan H. (2000). The performance of global and international mutual funds. *Journal of Financial and Strategic Decisions* 13(1), 75-85
- Saunders A., Ward C., Woodward R. (1980). Stochastic dominance and the performance of UK unit trusts. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15(2), 323-330
- Sharpe W.F. (1966). Mutual fund performance. *Journal of Business* 39, 119-138
- Söderlind P. (1999). Evaluating portfolio performance with stochastic discount factors. *Journal of Business* 72(3), 347-383
- Treynor J. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review* 43, 63-75
- Treynor J., Mazuy K. (1966). Can mutual funds outguess the market? *Harvard business review* 44, 13
- Veit E.T., Cheney J.M. (1982). Are mutual funds market timers? *Journal of Portfolio Management* 8, 38-44