

Η ΕΠΑΝΑΛΗΠΤΙΚΟΤΗΤΑ ΤΗΣ ΕΠΙΔΟΣΗΣ ΤΩΝ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ Α/Κ

Υπό

Βασίλειος Μπαμπαλός

PhD Student, Department of Banking and Financial Management,
University of Piraeus, Greece

Abstract

PERSISTENCE IN MUTUAL FUNDS PERFORMANCE: EVIDENCE FROM THE GREEK MARKET

The present study investigates the persistence hypothesis of Greek equity funds, during the period 1998-2004. We utilize all common performance measures and perform non-parametric tests. The results reveal weak evidence of persistence, which, however, disappears after 2001. Correctly adjusting for risk factors and documented portfolio strategies, explains a significant part of the previously reported persistence. JEL Classifications: G14, G15, G21, G23.

Keywords: Mutual Funds, Performance Persistence, Emerging Markets.

1. Εισαγωγή

Τα τελευταία χρόνια ένα μεγάλο ποσοστό επενδύσεων πραγματοποιείται από επαγγελματίες διαχειριστές. Από μια κοινωνική σκοπιά, η αξιολόγηση της επίδοσης των Αμοιβαίων Κεφαλαίων είναι ιδιαίτερης σπουδαιότητας γιατί πρέπει να γνωρίζουμε εάν οι διαχειριστές ως ομάδα, προσθέτουν αξία στα χαρτοφυλάκια που διαχειρίζονται ή εάν απλά προκαλούν σπατάλες πόρων μέσω του υψηλού κόστους συναλλαγών που δημιουργεί η συνεχής ενεργητική διαχείριση. Σε μικρο-επίπεδο είναι πολύ σημαντικό για έναν επενδυτή που τοποθετεί τα κεφάλαιά του στην επαγγελματική διαχείριση, να αξιολογεί τις επιδόσεις του Α/Κ που επιλέγει σε σχέση με τα υπόλοιπα, αλλά και να κατανοεί –σε γενικές γραμμές– την πολιτική που ακολουθεί ο διαχειριστής, έτσι ώστε να είναι ικανός να διακρίνει αν τελικά ήταν αποτελεσματικός και σε ποιο βαθμό. Οι μεριδιούχοι, τα ασφαλιστικά και τα συνταξιοδοτικά ταμεία, τα τμήματα private banking των τραπεζών, οι διαχειριστές των Α/Κ αλλά και οι διοικήσεις των ΑΕΔΑΚ είναι αποδέκτες των αποτελεσμάτων αυτής της αξιολόγησης.

Η αξιολόγηση της αποτελεσματικότητας της επίδοσης των διαχειριστών αποτελεί ένα πεδίο εκτεταμένης έρευνας στην διεθνή βιβλιογραφία¹ και λιγό-

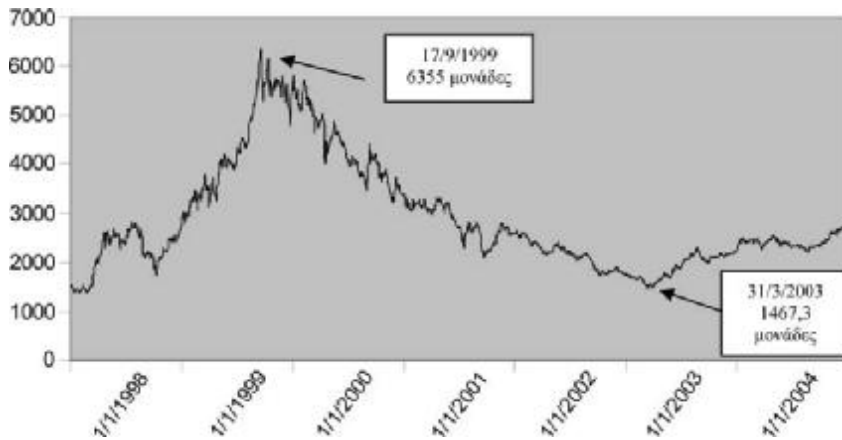
τερο στην εγχώρια². Ένα συναφές αλλά και επακόλουθο με το θέμα της αξιολόγησης της επίδοσης των A/K είναι αυτό της επαναληπτικότητας της επίδοσής τους (performance persistence).

Ο σκοπός του παρόντος άρθρου είναι να παρουσιάσει πρωτότυπα εμπειρικά αποτελέσματα για την επαναληπτικότητα της επίδοσης των ελληνικών μετοχικών A/K για μια περίοδο που περιλαμβάνει εναλλακτικές χρηματιστηριακές φάσεις³. Η προσέγγιση της επίδοσης των A/K πραγματοποιήθηκε με την χρήση έξι εναλλακτικών μέτρων και πιο συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν : οι απλές αποδόσεις του A/K (raw returns), ο λόγος των υπερβαλλουσών αποδόσεων του A/K ως προς τον συνολικό του κίνδυνο (λόγος του Sharpe) καθώς και την μη φυσιολογική απόδοση η οποία προκύπτει από την χρήση ενός μονοπαραγοντικού υποδείγματος (Jensen's άλφα) και τριών πολυπαραγοντικών, των Elton et al. (1996), Fama & French (1993, 1996) και Carhart (1997). Στα πλαίσια του παρόντος άρθρου, εφαρμόστηκε η μέθοδος ενός πίνακα συνάφειας (contingency table). Για τον στατιστικό έλεγχο των υποθέσεων χρησιμοποιήθηκαν τρεις μη παραμετρικές μέθοδοι και πιο συγκεκριμένα, το κριτήριο των επαναλαμβανόμενων νικητών (repeat winners) του Malkiel (1995), ο λόγος διαγωνίου γινομένου (cross product ratio) των Brown & Goetzmann (1995) και το X² τεστ των Kahn & Rudd (1995).

Η πλειονότητα των ερευνών για τον έλεγχο της διαχρονικής επίδοσης των A/K αφορά κυρίως την αγορά των ΗΠΑ (Sharpe 1966, Jensen 1968, Carlson 1970, Lehman & Modest 1987, Grinblatt και Titman 1992, Hendricks, Patel & Zeckhauser 1993, Goetzmann & Ibbotson 1994, Kahn & Rudd 1995, Malkiel 1995, Brown και Goetzmann 1995, Elton et al. 1996, Gruber 1996, Carhart 1997, Bollen & Busse 2005). Μόνο μια μικρή μειοψηφία αφορά τις αντίστοιχες Ευρωπαϊκές (Blake & Timmermann 1998 και Fletcher & Forbes 2002 για το Ην. Βασίλειο, οι Cortez, Paxson & Armada 1999 για την Πορτογαλία, οι Dahlquist, Engstrom & Soderlind 2000 για την Σουηδική αγορά, οι Casarin, Pelizzon & Piva 2001 για την Ιταλία, οι Otten & Bams 2002 για 5 ευρωπαϊκές αγορές, οι Agudo & Magallon 2005 για την Ισπανία, ο Christensen 2005 για την Δανία) ή άλλες αγορές (οι Vos, Brown & Christie 1995 για την Ν. Ζηλανδία, ο Deaves 2004 για την αγορά του Καναδά, οι Bilson et al. 2005 για την Αυστραλία). Τα αποτελέσματα των εμπειρικών μελετών είναι αντικρουόμενα ακόμα και μέσα στην ίδια Κεφαλαιαγορά λόγω των διαφορετικών περιόδων που εξετάζουν, της διαφορετικότητας της ποιότητας του δείγματος (ύπαρξη ή μη της επίδρασης του σφάλματος επιβίωσης), της στατιστικής μεθοδολογίας που χρησιμοποιούν αλλά κυρίως λόγω της προσέγγισης της έννοιας της επίδοσης. Αναλυτική περιγραφή των υπαρχουσών εμπειρικών μελετών για το εξεταζόμενο θέμα παρουσιάζεται στον πίνακα 1. Το συγκεκριμένο άρθρο συμβάλλει στην

κατανόηση της λειτουργίας της Ελληνικής Κεφαλαιαγοράς αφού για πρώτη φορά ερευνάται η διαχρονική επίδοση των μετοχικών Α/Κ τόσο σε βραχυχρόνιο όσο και σε μεσομακροχρόνιο ορίζοντα. Δοθέντος ότι η περίοδος που αναλύεται εμφανίζει χρηματιστηριακές ανόδους και αντίστοιχες έντονες υφέσεις, τα αποτελέσματα εμφανίζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 1



Ετήσιες Αποδόσεις ΓΔΧΑΑ

1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
85,02%	102,19%	-41,52%	-23,53%	-32,53%	29,46%	23,09%

Ας σημειωθεί ότι η πλειονότητα των παρελθουσών ερευνών περιλαμβάνει αποκλειστικά συνεχόμενες ανοδικές φάσεις. Για την εκτίμηση της επίδοσης των Α/Κ χρησιμοποιείται ολοκληρωμένη μεθοδολογική προσέγγιση όπου γίνεται χρήση των πιο σύγχρονων θεωρητικών υποδειγμάτων (Carhart 1997). Η χρήση εναλλακτικών χαρτοφυλακίων αναφοράς, τόσο του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών όσο και του Δείκτη συνολικής απόδοσης της Dow Jones για την Ελλάδα, ενδυναμώνει τα αποτελέσματα της μελέτης μας. Τα προηγούμενα αποτελούν μια πολύτιμη συμβολή για τους μελετητές των παγκόσμιων Κεφαλαιαγορών στον βαθμό που παρέχονται εμπειρικά αποτελέσματα για μια μικρή περιφερειακή και σχετικά ανεξερεύνητη στον χώρο αυτό Κεφαλαιαγορά. Το άρθρο αποτελείται από άλλα πέντε τμήματα. Στο δεύτερο τμήμα επιχειρείται ανασκόπηση της παρελθούσας αρθρογραφίας, ενώ στο τρίτο

παρουσιάζονται τα δεδομένα, οι μεταβλητές αλλά και τα υποδείγματα που χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα μελέτη. Στο τέταρτο τμήμα παρουσιάζεται η στατιστική χρησιμοποιηθείσα μεθοδολογία, ενώ στο πέμπτο αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα. Τέλος, στο έκτο τμήμα παρουσιάζονται τα συμπεράσματα και οι προτάσεις για μελλοντική έρευνα.

2. Ανασκόπηση Προηγούμενων Μελετών

Παρά το γεγονός ότι η πλειονότητα των εμπειρικών μελετών αναφορικά με την επαναληπτικότητα της επίδοσης των A/K είναι πρόσφατη⁴, τα θεμελιώδη άρθρα στο θέμα, είναι αυτά των Sharpe (1966) και Jensen (1968). Ο **Sharpe (1966)** ανέπτυξε και χρησιμοποίησε έναν δείκτη αξιολόγησης, αυτό που η διεθνής βιβλιογραφία αναφέρει ως δείκτη του Sharpe. Εξετάζοντας ένα δείγμα 34 A/K μετοχικού τύπου των ΗΠΑ για τις περιόδους 1944-53 και 1954-63 κατέληξε σε μια στατιστικά σημαντική αλλά μη τέλεια σχέση κατάταξης μεταξύ των δύο περιόδων. Το εμπειρικό εύρημα του Sharpe αντιδιαστέλλεται με αυτό του **Jensen (1968)** ο οποίος χρησιμοποιώντας τον ομώνυμο συντελεστή άλφα για να υπολογίσει την μη φυσιολογική απόδοση κατέληξε στο συμπέρασμα ότι η μελλοντική επίδοση ενός A/K δεν μπορεί να προβλεφθεί. Το δείγμα του περιελάμβανε 115 μετοχικά A/K των ΗΠΑ για την χρονική περίοδο 1945-1964. Ο **Carlson (1970)** εντόπισε ενδείξεις μερικής επαναληπτικότητας της επίδοσης των A/K. Το δείγμα του περιελάμβανε 57 A/K των ΗΠΑ μετοχικά, για τα οποία υπολογίστηκαν οι ετήσιες αποδόσεις για την περίοδο 1948-67. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ήταν η απουσία προβλεπτικής ικανότητας των προσαρμοσμένων στον κίνδυνο αποδόσεων για 10 έτη και η μερική προβλεπτική ικανότητά τους για 5 έτη. Οι **Lehman & Modest (1987)** χρησιμοποίησαν 130 A/K μετοχικού τύπου των ΗΠΑ για την χρονική περίοδο 1968-1982. Οι συγγραφείς εξέτασαν την ευαισθησία των παραδοσιακών κριτηρίων μέτρησης της μη φυσιολογικής απόδοσης A/K σε σχέση με τον χρησιμοποιούμενο δείκτη αναφοράς και εντόπισαν μια τάση επαναληπτικότητας τόσο των κορυφαίων όσο και των χειρότερων σε επίδοση A/K. Μέχρι το 1992, οι εμπειρικές μελέτες αναφορικά με το θέμα της επαναληπτικότητας της επίδοσης των A/K δεν ελάμβαναν υπόψη τους το φαινόμενο της θετικής επιλεκτικής μεροληψίας (survivorship bias). Οι **Brown et al. (1992)** έθεσαν για πρώτη φορά το θέμα της επίδρασης του φαινομένου της θετικής επιλεκτικής μεροληψίας στην διαμόρφωση τάσεων της επίδοσης των A/K. Σύμφωνα με τους συγγραφείς αλλά και μεταγενέστερους ερευνητές⁵ η θετική επιλεκτική μεροληψία μπορεί να οδηγήσει σε πλασματική επαναληπτικότητα (spurious persistence) της επίδοσης ενώ υπάρχει και η αντίθετη πλευρά η οποία διατυπώνει την άποψη ότι η θετική επιλεκτική μεροληψία μπορεί να προκαλέσει αντιστροφή της επίδοσης

(reversal)⁶. Οι **Grinblatt και Titman (1992)** ανέλυσαν την σχέση που συνδέει την επίδοση ενός A/K με την παρελθούσα επίδοσή του χρησιμοποιώντας τις μηνιαίες αποδόσεις 279 μετοχικών A/K των ΗΠΑ τα οποία εμφανίζουν συνεχή στοιχεία για την χρονική περίοδο από τις 31/12/1974 έως τις 31/12/1984 και εντοπίζουν θετική επαναληπτικότητα της επίδοσης των A/K. Το μέτρο αξιολόγησης που χρησιμοποιούν οι Grinblatt και Titman αποτελεί μια επέκταση του μέτρου του Jensen (1968). Οι **Hendricks, Patel & Zeckhauser (1993)** εξέτασαν την επαναληπτικότητα της επίδοσης των A/K χρησιμοποιώντας τον συντελεστή άλφα του Jensen χαρτοφυλακίων που σχηματίζονται από τα κορυφαία σε επίδοση A/K για την περίοδο 1974-88. Το δείγμα τους περιελάμβανε 115 μετοχικά αναπτυξιακά (growth) A/K των ΗΠΑ. Τα εμπειρικά αποτελέσματα απεκάλυψαν ότι τα κορυφαία A/K (winners) επανέλαβαν τις καλές επιδόσεις τους για το επόμενο έτος (hot hands effect)⁷. Επιπλέον, κατέληξαν ότι τα A/K με τις χειρότερες επιδόσεις επέδειξαν βραχυχρόνια επαναληπτικότητα (icy hands effect). Οι **Goetzmann & Ibbotson (1994)** δείχνουν ότι η επαναληπτικότητα είναι ένα βραχυχρόνιο φαινόμενο το οποίο παρατηρείται όχι μόνο όταν χρησιμοποιείται η απλή απόδοση αλλά και η μη φυσιολογική απόδοση μέσω του συντελεστή άλφα του Jensen. Το δείγμα τους περιελάμβανε 728 μετοχικά A/K της αγοράς των ΗΠΑ και η περίοδος ανάλυσης εκτείνεται από το 1976 έως το 1988. Οι **Kahn & Rudd (1995)** εξέτασαν την επαναληπτικότητα της επίδοσης μετοχικών και ομολογιακών A/K. Το δείγμα τους αποτελείτο από 300 μετοχικά A/K των ΗΠΑ τα οποία παρουσίαζαν συνεχή στοιχεία από το Ιανουάριο του 1988 και από τα οποία εξαιρούνται τα δεικτοποιημένα A/K. Η ανάλυση πραγματοποιείται για δυο διαδοχικές ανεξάρτητες περιόδους οι οποίες διαφέρουν για τις δύο κατηγορίες A/K. Για τα μετοχικά A/K η πρώτη περίοδος εκτείνεται από τις 1/1988 έως 12/1990 και η δεύτερη από 1/1991 έως 12/1993 ενώ για τα ομολογιακά η πρώτη περίοδος εκτείνεται από τις 10/1990 έως τις 3/1992 και η δεύτερη από 4/1992 έως τις 9/1993. Στα μετοχικά A/K, σύμφωνα με την μέθοδο της διαστρωματικής παλινδρόμησης⁸ παρατηρείται συσχέτιση της επίδοσης των A/K μεταξύ διαδοχικών περιόδων όταν χρησιμοποιείται ο λόγος της απόδοσης προς τον κίνδυνο. Η ανάλυση με την μέθοδο του πίνακα συνάφειας αποκαλύπτει την απουσία επαναληπτικότητας της επίδοσης των μετοχικών A/K. Αντίθετα, οι Kahn & Rudd εντοπίζουν ίχνη επαναληπτικότητας της επίδοσης των ομολογιακών A/K ακόμα και όταν λαμβάνονται υπόψη τα διάφορα έξοδα του A/K. Ο **Malkiel (1995)** χρησιμοποίησε τις αποδόσεις μετοχικών A/K των ΗΠΑ που παρουσίαζαν συνεχή στοιχεία για την περίοδο από το 1971 έως το 1991. Χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία των Goetzmann & Ibbotson (1994) κατασκεύασε έναν πίνακα διπλής εισόδου. Κατέληξε σε αποτελέσματα τα οποία αποκαλύπτουν μια τάση επαναληπτικότητας τόσο των καλών όσο και

των κακών διαχειριστών κατά την διάρκεια της δεκαετίας του '70 σε αντίθεση με την δεκαετία του '80 που δεν παρατηρήθηκε επαναληπτικότητα της επίδοσης. Ο Malkiel εξέτασε την συμπεριφορά A/K που ανήκουν στην ίδια κατηγορία σύμφωνα με τον επενδυτικό τους σκοπό (investment style) και κατέληξε στα ίδια συμπεράσματα με αυτά που ισχύουν για το σύνολο των A/K. Οι **Brown και Goetzmann (1995)** χρησιμοποίησαν ένα δείγμα A/K των ΗΠΑ το οποίο περιελάμβανε τόσο τα μετοχικά A/K που επιβιώνουν για όλο το εξεταζόμενο χρονικό διάστημα που εκτείνεται από το 1976 έως το 1988, όσο και εκείνα που έπαψαν να λειτουργούν κατά το αντίστοιχο χρονικό διάστημα. Χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία των Goetzmann & Ibbotson (1994) για τον έλεγχο της επαναληπτικότητας της επίδοσης των A/K και εντόπισαν σημάδια βραχυχρόνιας επαναληπτικότητας της επίδοσης των διαχειριστών η οποία δεν φαίνεται να επηρεάζεται από τις προσαρμογές για τον κίνδυνο που αυτά αναλαμβάνουν. Οι **Vos, Brown & Christie (1995)** εξέτασαν 14 μετοχικά A/K της Νέας Ζηλανδίας και 12 μετοχικά A/K της αγοράς της Αυστραλίας τα οποία λειτουργούσαν για την χρονική περίοδο που εκτείνεται από τις 1/1988 έως τις 6/1994. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι τόσο οι απλές όσο και οι προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις δεν μπορούν να χρησιμεύσουν για την πρόβλεψη των μελλοντικών κατατάξεων των A/K. Οι **Elton et al. (1996)** εξέτασαν την προβλεψιμότητα των επιδόσεων μετοχικών A/K χρησιμοποιώντας τις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν ένα δείγμα A/K απαλλαγμένο από την θετική επιλεκτική μεροληψία επιβίωσης καθώς κάθε A/K εμφανίζεται στο δείγμα για όσο χρονικό διάστημα βρίσκεται εν λειτουργία. Το δείγμα περιελάμβανε 188 A/K κοινών μετοχών των ΗΠΑ για μια περίοδο που εκτείνεται από το 1977 έως το 1993. Οι Elton et al. χρησιμοποιούν ως μέτρο αξιολόγησης της επίδοσης την μη φυσιολογική απόδοση που υπολογίζεται από ένα επαυξημένο υπόδειγμα τεσσάρων παραγόντων. Το κυριότερο συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε η συγκεκριμένη μελέτη είναι ότι η παρελθούσα επίδοση περιέχει πληροφορίες για την μελλοντική προσαρμοσμένη στον κίνδυνο επίδοση. Ο **Gruber (1996)** εστιάζει το ενδιαφέρον του στην πρόβλεψη των μελλοντικών απλών, αλλά και των προσαρμοσμένων στον κίνδυνο αποδόσεων των A/K της αγοράς των ΗΠΑ. Το δείγμα της έρευνας περιελάμβανε 270 μετοχικά A/K τα οποία λειτουργούσαν στο τέλος του 1984 και η χρονική περίοδος εξέτασης εκτείνεται από το 1985 έως το 1994. Τα αποτελέσματα της μελέτης αποκάλυψαν ότι ο συντελεστής άλφα που προκύπτει από το υπόδειγμα αξιολόγησης του Gruber εμφανίζει την μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα όσον αφορά τις μελλοντικές προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις σε σχέση με τις απλές αποδόσεις. Ο **Carhart (1997)** χρησιμοποιώντας ένα δείγμα έως 1892 μετοχικών A/K των ΗΠΑ για την περίοδο από τις 1/1962 έως

τις 12/1993 κατέληξε στο συμπέρασμα ότι αν ληφθούν υπόψη κοινοί παράγοντες που διαμορφώνουν τις αποδόσεις των μετοχών, καθώς και τα διάφορα επενδυτικά έξοδα δεν παρατηρείται επαναληπτικότητα της επίδοσης. Το εύρημα του ζεστού χεριού (hot hands effect) των Hendricks, Patel & Zeckhauser (1993) οφείλεται σύμφωνα με τον συγγραφέα στο φαινόμενο ετήσιας σπινγκμαίας επένδυσης (momentum), ένα φαινόμενο που έχουν αναλύσει οι Jegadeesh & Titman (1993), ωστόσο τα A/K που ακολουθούν αυτή την στρατηγική στην επιλογή μετοχών δεν σημειώνουν υψηλές αποδόσεις. Η μόνη σημαντική επαναληπτικότητα η οποία δεν εξηγείται, παρατηρείται στην έντονη υποεπίδοση των A/K με τις χαμηλότερες παρελθούσες επιδόσεις. Ο Sauer (1997) εξέτασε την διαχρονική συσχέτιση της επίδοσης των A/K των ΗΠΑ που αξιολογεί η εταιρεία Morningstar για την χρονική περίοδο 1976-1992. Ο συγγραφέας εντόπισε επαναληπτικότητα της σχετικής επίδοσης των A/K για την περίοδο 1980-1992 η οποία οφείλεται σε συστηματικές διαφορές του επενδυτικού κινδύνου που αναλαμβάνουν τα A/K και δεν αντικατοπτρίζονται στα παραδοσιακά μέτρα αξιολόγησης της επίδοσης. Οι Blake & Timmermann (1998) χρησιμοποίησαν ένα δείγμα που αποτελείτο από 2300 A/K μετοχικού χαρακτήρα του Νv. Βασιλείου για την περίοδο 2/1972 έως 6/1995 και εντόπισαν ενδείξεις βραχυχρόνιας επαναληπτικότητας της επίδοσης τόσο των κορυφαίων όσο και των χειρότερων A/K. Οι Cortez, Paxson & Armada (1999) εξέτασαν την επαναληπτικότητα της επίδοσης των Πορτογαλικών μετοχικών A/K χρησιμοποιώντας 12 A/K για το χρονικό διάστημα από 4/1994 έως τις 3/1/1998. Το φαινόμενο της επαναληπτικότητας μελετήθηκε για διαφορετικά χρονικά διαστήματα και εντοπίστηκαν ενδείξεις επαναληπτικότητας σύμφωνα με τις απλές αποδόσεις για τριμηνιαία διαστήματα. Ωστόσο, η παρατηρούμενη επαναληπτικότητα ελαττώνεται δραματικά όταν οι αποδόσεις προσαρμόζονται για τον αναλαμβανόμενο κίνδυνο. Οι Jain & Wu (2000) χρησιμοποιούν 294 A/K μετοχικού χαρακτήρα των ΗΠΑ για την περίοδο 7/1994 έως 6/1996. Οι συγγραφείς εξετάζουν την συμπεριφορά των A/K μετά την δημοσίευση των επιδόσεών τους σε οικονομικά περιοδικά και καταλήγουν ότι η ανώτερη επίδοση των A/K δεν οφείλεται σε ικανότητες των διαχειριστών, ενώ δεν παρατηρείται επαναληπτικότητα της επίδοσης. Οι Dahlquist, Engstrom & Soderlind (2000) στην εκτεταμένη μελέτη τους αναφορικά με την Σουηδική αγορά A/K χρησιμοποίησαν ένα δείγμα 210 A/K το οποίο περιελάμβανε μετοχικά, ομολογιακά και διαχείρισης διαθεσίμων. Η ανάλυση αφορά την χρονική περίοδο από τον 12/1992 έως τον 12/1997 και εντόπισαν ίχνη επαναληπτικότητας της επίδοσης μόνο στα A/K διαχείρισης διαθεσίμων. Οι Droms & Walker (2001) μελέτησαν 151 μετοχικά A/K των ΗΠΑ για την περίοδο 1971-1990. Τα αποτελέσματα αποκάλυπτουν την απουσία μακροχρόνιας επαναληπτικότητας της επίδοσης των A/K,

ενώ επιβεβαιώνουν την τάση βραχυχρόνιας επαναληπτικότητας της καλής επίδοσης. Οι **Hallahan & Faff (2001)** εξέτασαν την επίδραση του φαινομένου της θετικής επιλεκτικής μεροληψίας στην επαναληπτικότητα της επίδοσης των A/K. Για τον σκοπό αυτό χρησιμοποίησαν τις μηνιαίες αποδόσεις ενός δείγματος που αποτελείται από μια ειδική κατηγορία A/K της Αυστραλίας (rollover funds) τα οποία χρησιμοποιούνται σε συγκεκριμένα συνταξιοδοτικά προγράμματα. Η περίοδος ανάλυσης εκτείνεται από το 1989 έως το 1995 και χωρίστηκε σε διαδοχικές ετήσιες περιόδους. Χρησιμοποίησαν τη μεθοδολογία των Goetzmann & Ibbotson (1994) και κατέληξαν σε μια τάση αντιστροφής της διαχρονικής επίδοσης των A/K η οποία είναι στατιστικά σημαντική για το σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου. Οι **Casarin, Pelizzon & Piva (2001)** μελέτησαν την επαναληπτικότητα της επίδοσης των Ιταλικών A/K για την περίοδο 1992-1999. Το δείγμα τους αποτελείται από 57 A/K τα οποία επενδύουν κυρίως σε εγχώριες μετοχές. Τα κυριότερα ευρήματα της συγκεκριμένης έρευνας ήταν η απουσία μακροχρόνιας επαναληπτικότητας στις απλές και προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις, ενώ παρατηρήθηκε βραχυχρόνια προβλεπτική ικανότητα των προσαρμοσμένων στον κίνδυνο αποδόσεων. Η μελέτη των **Otten & Bams (2002)** αποτελεί μια ολοκληρωμένη μελέτη της επίδοσης των ευρωπαϊκών A/K. Το δείγμα της έρευνας αποτελείται από τις μηνιαίες αποδόσεις 506 μετοχικών A/K των 5 μεγαλύτερων σε μέγεθος ενεργητικού χωρών της Ευρώπης (Ην. Βασίλειο, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία & Κάτω Χώρες) για την περίοδο 1/1991 έως 12/1998. Οι συγγραφείς κατέληξαν σε επαναληπτικότητα της επίδοσης των A/K μόνο για το Ην. Βασίλειο. Οι **Fletcher & Forbes (2002)** εξέτασαν την επαναληπτικότητα της επίδοσης των μετοχικών A/K της αγοράς του Ηνωμένου Βασιλείου. Η περίοδος ανάλυσης εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 1982 έως τον Δεκέμβριο του 1996 και κατέληξαν σε στατιστικά σημαντική επαναληπτικότητα της επίδοσης των A/K, η οποία όμως απουσιάζει όταν η επίδοση του A/K αξιολογείται με το πολυπαραγοντικό υπόδειγμα του Carhart (1997). Η αξιολόγηση της επίδοσης των A/K μέσω του δεσμευμένου υποδείγματος του Carhart οδηγεί σε αντιστροφή της τάσης της επίδοσης. Ο **Deaves (2004)** στην πρώτη ολοκληρωμένη μελέτη για την καναδική αγορά A/K εντόπισε βραχυπρόθεσμη επαναληπτικότητα, όχι όμως αντίστοιχη μεσοπρόθεσμη. Η περίοδος ανάλυσης εκτείνεται από το 1988 έως το 1998. Το δείγμα αποτελείται από μετοχικά A/K της αγοράς του Καναδά ο αριθμός των οποίων στο τέλος του 1998 ανήρχετο σε 300. Οι **Agudo & Magallon (2005)** εξέτασαν την επαναληπτικότητα της επίδοσης των Ισπανικών A/K. Το δείγμα αποτελείται από 116 ευρωπαϊκά μετοχικά A/K για την περίοδο 9/1994 έως 6/2000. Τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης ανάλυσης δεν επιτρέπουν την εξαγωγή αξιόπιστων συμπερασμάτων αναφορικά με την ύπαρξη συγκεκριμένης τάσης της επίδοσης

των Α/Κ. Οι **Bilson et al. (2005)** εξέτασαν την επαναληπτικότητα της επίδοσης των Α/Κ της Αυστραλίας. Το δείγμα της έρευνας αποτελείτο από 417 ειδικού τύπου Α/Κ (superannuation funds) για την περίοδο 9/1991 έως 6/2000. Τα αποτελέσματα υποδηλώνουν ότι η παρατηρούμενη επαναληπτικότητα επηρεάζεται από τον επενδυτικό σκοπό (investment style) του Α/Κ και προκαλείται από την ελλιπή προσαρμογή των αποδόσεων στον επενδυτικό κίνδυνο. Ο **Christensen (2005)** εξέτασε την διαχρονική ανεξαρτησία της επίδοσης των Α/Κ της Δανίας και κατέληξε στο συμπέρασμα ότι τόσο οι απλές όσο και οι προσαρμοσμένες στον κίνδυνο παρελθούσες αποδόσεις δεν μπορούν να χρησιμεύσουν στην πρόβλεψη των αντίστοιχων μελλοντικών. Το δείγμα του περιελάμβανε 34 μετοχικά και 13 Α/Κ σταθερού εισοδήματος για μια περίοδο που εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 1996 έως τον Ιούνιο του 2003. Οι **Bollen & Busse (2005)** χρησιμοποίησαν 230 Α/Κ μετοχικού τύπου των ΗΠΑ για την χρονική περίοδο 1985-1995 και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η επαναληπτικότητα της επίδοσης των Α/Κ είναι ένα βραχυχρόνιο φαινόμενο και είναι παρατηρήσιμο όταν τα Α/Κ αξιολογούνται για μικρά χρονικά διαστήματα (τρίμηνα) κατά την διάρκεια του έτους.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Ερευνητής	Έτος	Περίοδος Κάλυψης	Αριθμός Α/Κ	Χώρα	Ύπαρξη Επαναληπτικότητας	Σχόλια
Sharpe	1966	1954-63	34	ΗΠΑ	Ναι	Θετική αλλά όχι τέλεια συσχέτιση παρελθουσών και μελλοντικών κατατάξεων
Jensen	1968	1945-64	115	ΗΠΑ	Όχι	Δεν παρατηρήθηκε προβλεψιμότητα των επιδόσεων
Carlson	1970	1948-67	82	ΗΠΑ	Ναι	Επαναληπτικότητα για τις 5ετείς προσαρμοσμένες, για τις 10ετείς όχι
Lehman & Modest	1987	1968-82	130	ΗΠΑ	Ναι	Ίχνη επαναληπτικότητας μη φυσιολογικής απόδοσης
Grinblatt & Tintman	1992	1974-84	279	ΗΠΑ	Ναι	Ασθενής επαναληπτικότητα για τα επόμενα 5 έτη

(συνεχίζεται)

Ερευνητής	Έτος	Περίοδος Κάλυψης	Αριθμός A/K	Χώρα	Ύπαρξη Επαναληπτικότητας	Σχόλια
Hendricks, Patel & Zeckhauser	1993	1974-88	165	ΗΠΑ	Ναι	Επαναληπτικότητα για τα επόμενα 2 έως 8 τρίμηνα
Goetzmann & Ibbotson	1994	1976-88	728	ΗΠΑ	Ναι	Επαναληπτικότητα για τα επόμενα 3 έτη
Kahn & Rudd	1994	1983-90	300	ΗΠΑ	Μερική	Όχι για μετοχικά, ναι για ομολογιακά
Brown & Goetzmann	1995	1976-88	829	ΗΠΑ	Ναι	Επαναληπτικότητα 1 έτους για τα κορυφαία & τα χειρότερα A/K
Malkiel	1995	1971-90	μέχρι 724	ΗΠΑ	Μερική	Δεκαετία του 70 ναι, δεκαετία του 80 όχι
Vos, Brown & Christie	1995	1988-94	14 N. Ζηλανδίας 12 Αυστραλίας	N. Ζηλανδία	Όχι	Απουσία επαναληπτικότητας των απλών & προσαρμοσμένων στον κίνδυνο αποδόσεων
Elton, Gruber & Blake	1996	1977-93	188	ΗΠΑ	Ναι	Επαναληπτικότητα ετησίων και τριετών επιδόσεων
Gruber	1996	1985-94	270	ΗΠΑ	Ναι	Μεγαλύτερη προβλεπτική ακρίβεια του τετραπαραγοντικού συντελεστή άλφα
Carhart	1997	1962-93	1892	ΗΠΑ	Όχι	Η παρατηρούμενη επαναληπτικότητα εξηγείται από τα έξοδα και το momentum
Sauer	1997	1976-92	Όλα τα A/K που αξιολογεί η Morningstar	ΗΠΑ	Μερική	Απουσία επαναληπτικότητας όταν γίνεται προσαρμογή για τον επενδυτικό σκοπό
Blake & Timmermann	1998	1972-95	2300	Ην. Βασίλειο	Ναι	Βραχυχρόνια επαναληπτικότητα της επίδοσης των κορυφαίων & χειρότερων A/K
Cortez et al.	1999	1994-98	12	Πορτογαλία	Μερική	Επαναληπτικότητα μόνο για τις απλές αποδόσεις

(συνεχίζεται)

Ερευνητής	Έτος	Περίοδος Κάλυψης	Αριθμός A/K	Χώρα	Ύπαρξη Επαναληπτικότητας	Σχόλια
Jain & Wu	2000	1994-96	294	ΗΠΑ	Όχι	Μόλις διαφημίζεται η επίδοση εξασθενεί
Dahlquist et al.	2000	1992-97	210	Σουηδία	Μερική	Επαναληπτικότητα μόνο για τα διαχειρίσις διαθεσίμων
Droms & Walker	2001	1971-90	151	ΗΠΑ	Ναι	Ύπαρξη βραχυχρόνιας επαναληπτικότητας της επίδοσης
Hallahan & Faff	2001	1989-95	μέχρι 294	Αυστραλία	Όχι	Παρατηρείται αντιστροφή της επίδοσης (reversal)
Casarin et al.	2001	1992-99	57	Ιταλία	Ναι	Βραχυχρόνια επαναληπτικότητα της επίδοσης
Otten & Bams	2002	1991-98	506	Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ην. Βασιλείο, Κάτω Χώρες	Μερική	Επαναληπτικότητα μόνο για το Ην. Βασιλείο
Fletcher & Forbes	2002	1982-96	μέχρι 724	Ηνωμένο Βασίλειο	Μερική	Η επαναληπτικότητα οφείλεται σε ελλιπή προσαρμογή για τον επενδυτικό κίνδυνο
Deaves	2004	1988-98	μέχρι 300	Καναδάς	Ναι	Βραχυχρόνια επαναληπτικότητα της επίδοσης των κορυφαίων & χειρότερων A/K
Agudo & Magallon	2005	1994-2000	116	Ισπανία	Μερική	Ιχνη επαναληπτικότητας μη φυσιολογικής απόδοσης
Bilson et al.	2005	1991-2000	417	Αυστραλία	Όχι	Η επαναληπτικότητα οφείλεται σε ελλιπή προσαρμογή για τον επενδυτικό κίνδυνο
Christensen	2005	1996-2003	47	Δανία	Όχι	Απουσία βραχυχρόνιας & μακροχρόνιας επαναληπτικότητας
Bollen & Busse	2005	1985-95	230	ΗΠΑ	Ναι	Επαναληπτικότητα της επίδοσης για το επόμενο τρίμηνο

3.1 Δεδομένα

Για τους σκοπούς της ανάλυσης χρησιμοποιήθηκαν όλα τα μετοχικά A/K εσωτερικού⁹ τα οποία παρουσίασαν συνεχή στοιχεία για κάθε συνεχόμενη επικαλυπτόμενη διετία της περιόδου 1/1/1998 έως 31/12/2004 (Πίνακας 2).

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Εξεταζόμενη περίοδος	Αριθμός A/K	% Ενεργητικού εξεταζομένων A/K ως προς το συνολικό ενεργητικό*
1998-99	27	100
1999-2000	32	99
2000-01	46	95
2001-02	64	88
2002-03	61	96
2003-04	60	97

* Το % υπολογίζεται ως προς το συνολικό ενεργητικό του πρώτου έτους κάθε διετίας.

Οι καθαρές τιμές των μεριδίων των A/K αντλήθηκαν από την Ελληνική Ένωση Θεσμικών Επενδυτών. Το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου προσεγγίζεται από το ΕΓΕΔ τρίμηνης διάρκειας το οποίο προσαρμόζεται κατάλληλα στην συχνότητα των παρατηρήσεων. Τα στοιχεία των τιμών κλεισίματος του ΓΔΧΑΑ, του δείκτη κυβερνητικών ομολόγων της MSCI για την Ελλάδα και του ΕΓΕΔ αντλήθηκαν από την Datastream.

3.2 Απλές Αποδόσεις

Για τον υπολογισμό της απλής απόδοσης χρησιμοποιήθηκε ο κλασικός τύπος

$$R_{pt} = \frac{(NAV_{pt} - NAV_{pt-1})}{NAV_{pt-1}} \quad (1)$$

όπου R_{pt} η απόδοση του A/K p την χρονική στιγμή t και

$NAV_{pt,pt-1}$ η καθαρή τιμή του μεριδίου του A/K p τη χρονική στιγμή t και t-1 αντίστοιχα.

3.3 Προσαρμοσμένες στον Κίνδυνο Αποδόσεις

Όπως έχει ήδη αναφερθεί ο υπολογισμός της προσαρμοσμένης στον κίνδυνο απόδοσης πραγματοποιείται μέσω του λόγου του Sharpe καθώς και μέσω της μη φυσιολογικής απόδοσης που προκύπτει από το κλασικό μονοπαραγοντι-

κό υπόδειγμα, από ένα επαυξημένο υπόδειγμα δύο παραγόντων, το υπόδειγμα τριών παραγόντων των Fama & French (1996), καθώς και το τετραπαραγοντικό υπόδειγμα του Carhart (1997).

Ως γνωστόν, ο λόγος του Sharpe υπολογίζεται από την παρακάτω σχέση

$$\text{SHARPE}_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p} \quad (2)$$

όπου

$R_p - R_f$ η μέση εβδομαδιαία υπερβάλλουσα απόδοση του A/K p και σ_p η τυπική απόκλιση τους

Η μη φυσιολογική απόδοση εκτιμάται για κάθε A/K ξεχωριστά κατά την διάρκεια του κάθε έτους χρησιμοποιώντας διαφορετικούς δείκτες αναφοράς¹⁰ και μέσω της παρακάτω παλινδρόμησης

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pt} + \beta_{pm} (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

όπου

R_{pt} η απόδοση του A/K p την εβδομάδα t, R_{ft} η απόδοση του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου την εβδομάδα t, R_{mt} η απόδοση του χαρτοφυλακίου της Αγοράς την εβδομάδα t.

Στην συνέχεια, εκτιμούμε την προσαρμοσμένη στον κίνδυνο απόδοση χρησιμοποιώντας ένα επαυξημένο υπόδειγμα δύο δεικτών αναφοράς το οποίο εκτός από το χαρτοφυλάκιο της Αγοράς περιλαμβάνει και έναν δείκτη κυβερνητικών ομολόγων της MSCI για την Ελλάδα¹¹.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pt} + \beta_{pm} (R_{mt} - R_{ft}) + \beta_{pb} (R_{Gt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

όπου R_{Gt} είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου κυβερνητικών ομολόγων και β_{pb} η ευαισθησία των υπερβάλλουσών αποδόσεων του A/K p στις υπερβάλλουσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου κυβερνητικών ομολόγων.

Οι Fama & French (1996) στηριζόμενοι σε αποτελέσματα συγκεκριμένων μελετών¹² οι οποίες αμφισβητούν την ικανότητα του CAPM να εξηγήσει επαρκώς την διαμόρφωση των μετοχικών αποδόσεων, πρότειναν ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα αποτίμησης. Το υπόδειγμα των Fama & French ενσωματώνει στο κλασικό μονοπαραγοντικό υπόδειγμα έναν παράγοντα κινδύνου που προ-

κύπτει από το μέγεθος των εταιρειών (size) και έναν παράγοντα κινδύνου έκθεσης σε μετοχές αξίας (value) ή ανάπτυξης (growth).

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pt} + \beta_{op} (R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_{1p} SMB_t + \beta_{2p} HML_t + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

όπου

$R_{pt} - R_{ft}$ η υπερβάλλουσα απόδοση του A/K p,

$R_{mt} - R_{ft}$ η υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς,

SMB_t η διαφορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης και ενός χαρτοφυλακίου μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης,

HML_t η διαφορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου μετοχών αξίας και ενός χαρτοφυλακίου μετοχών ανάπτυξης,

α_{pt} η μη φυσιολογική απόδοση του A/K p που προκύπτει μετά τη προσαρμογή της απόδοσης του A/K για τα διάφορα είδη κινδύνου,

$\beta_{0p}, \beta_{1p}, \beta_{2p}$, συντελεστές ευαισθησίας των παραγόντων κινδύνου, και τέλος ε_{pt} ένας στοχαστικός όρος με μηδενικό μέσο και σταθερή διακύμανση.

Ο Carhart (1997) επεκτείνει το υπόδειγμα τριών παραγόντων των Fama & French προσθέτοντας έναν τέταρτο παράγοντα κινδύνου ο οποίος προσαρμόζει την απόδοση του A/K στην ανωμαλία του φαινομένου του momentum:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_{pt} + b_{0p} (R_{mt} - R_{ft}) + b_{1p} SMB_t + b_{2p} HML_t + b_{3p} PR12m_t + \varepsilon_{pt} \quad (6)$$

όπου

$PR12m$ η διαφορά της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου μετοχών-νικητών και ενός χαρτοφυλακίου μετοχών-ηττημένων.

Για να εκτιμήσουμε τη μη φυσιολογική απόδοση κάθε A/K μέσω του υποδείγματος του Carhart υπολογίζουμε αρχικά τις εβδομαδιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αναφοράς. Για την κατασκευή των παραγόντων *SMB*, *HML* και *PR12M* χρησιμοποιήθηκαν όλες οι μετοχές που περιέχονται στον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Πιο συγκεκριμένα, για τον υπολογισμό της μεταβλητής *SMB* κατατάσσουμε όλες τις μετοχές με βάση την χρηματιστηριακή αξία στο τέλος του προηγούμενου έτους. Οι 10 μεγαλύτερες μετοχές συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης, ενώ οι 10 μικρότερες συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης. Στην συνέχεια, υπολογίζεται η απόδοση του κάθε χαρτοφυλακίου ως ο

απλός μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών του, ενώ η μεταβλητή *SMB* προκύπτει μετά την αφαίρεση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης από την απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών μικρής κεφαλαιοποίησης για κάθε εβδομάδα.

Με την ίδια μεθοδολογία κατασκευάζεται η μεταβλητή *HML* με βάση το κριτήριο Λογιστική προς Αγοραία Αξία (Book to Market Value). Στην συνέχεια, υπολογίζεται η απόδοση του κάθε χαρτοφυλακίου ως ο απλός μέσος όρος των αποδόσεων των μετοχών του ενώ η μεταβλητή *HML* προκύπτει μετά την αφαίρεση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου των μετοχών ανάπτυξης από την απόδοση του χαρτοφυλακίου των μετοχών αξίας για κάθε εβδομάδα.

Τέλος, για την κατασκευή του παράγοντα που διορθώνει την ανωμαλία του φαινομένου momentum των Jegadeesh & Titman (1993) κατασκευάζουμε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών-νικητών (winners) και ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών-ηττημένων (losers) κατά το προηγούμενο έτος. Η μεταβλητή *PR12M* προκύπτει ως η διαφορά της απόδοσης του χαρτοφυλακίου των μετοχών-νικητών και του χαρτοφυλακίου των μετοχών-ηττημένων. Όλα τα παραπάνω χαρτοφυλάκια διατηρούνται για ένα έτος και στην συνέχεια αναπροσαρμόζονται.

4. Μεθοδολογία

Για τον έλεγχο της ανεξαρτησίας μεταξύ της παρελθούσας και της μελλοντικής κατάταξης των A/K έχουν προταθεί στην διεθνή βιβλιογραφία εναλλακτικές προσεγγίσεις οι οποίες θα μπορούσαν να διαχωριστούν σε παραμετρικές¹³ και μη παραμετρικές¹⁴. Στο συγκεκριμένο άρθρο χρησιμοποιείται η μη παραμετρική μέθοδος¹⁵ ενός πίνακα συνάφειας (contingency table) τόσο σε βραχυχρόνιο (1 έτος) όσο και σε μεσομακροχρόνιο ορίζοντα. Στον πίνακα 3 παρουσιάζεται ο συνδυασμός των εναλλακτικών προσεγγίσεων που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση.

Σε κάθε έτος υπολογίζονται οι εναλλακτικοί τρόποι προσέγγισης της επίδοσης των A/K και στην συνέχεια κατατάσσονται με φθίνουσα σειρά.

Ένα A/K χαρακτηρίζεται ως νικητής (ηττημένος) κατά την διάρκεια ενός έτους εάν η απλή ή προσαρμοσμένη απόδοσή του είναι μεγαλύτερη (μικρότερη) από την διάμεσο αντίστοιχη απόδοση του συνόλου των εξεταζόμενων A/K. Για παράδειγμα, Νικητής-Νικητής (W-W) είναι το A/K το οποίο πέτυχε απόδοση υψηλότερη από την διάμεσο απόδοση σε κάθε περίοδο, Νικητής-Ηττημένος (W-L) είναι το A/K το οποίο πέτυχε απόδοση υψηλότερη από την διάμεσο απόδοση στην πρώτη περίοδο και χαμηλότερη από την διάμεσο απόδοση στην

επόμενη. Με αυτό τον τρόπο εξετάζεται η επίδοση του κάθε A/K τόσο σε διαδοχικά επικαλυπτόμενα διαστήματα δύο ετών 1998-99, 1999-2000, 2000-01, 2001-02, 2002-03, 2003-04 όσο και για την συνολική περίοδο.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Απλές Αποδόσεις	Βραχυχρόνια επαναληπτικότητα ✓ ετήσιες αποδόσεις	Στατιστικοί έλεγχοι ✓ CPR (on 'winners' & 'losers')
	Μακροχρόνια επαναληπτικότητα ✓ ολόκληρη εξεταζόμενη περίοδος	✓ Z test on repeat winners ✓ Chi square test (on 'winners' & 'losers')
Προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αποδόσεις ✓ Sharpe ratio Συντελεστής άλφα του Jensen ✓ Μη φυσιολογική απόδοση υποδείγματος 2 παραγόντων ✓ Μη φυσιολογική απόδοση υποδείγματος Fama & French ✓ Μη φυσιολογική απόδοση υποδείγματος Carhart	Βραχυχρόνια επαναληπτικότητα ✓ ετήσιες αποδόσεις	Στατιστικοί έλεγχοι ✓ CPR (on 'winners' & 'losers')
	Μακροχρόνια επαναληπτικότητα ✓ ολόκληρη εξεταζόμενη περίοδος	✓ Z test on repeat winners ✓ Chi square test (on 'winners' & 'losers')

Η μηδενική υπόθεση διαχρονικής ανεξαρτησίας της επίδοσης των A/K ελέγχεται με τα κριτήρια του Malkiel (1995), των Brown & Goetzmann (1995) και των Kahn & Rudd (1995).

Ο Malkiel (1995) για τον έλεγχο της υπόθεσης της ανεξαρτησίας προτείνει τον υπολογισμό ενός Z test για τους επαναλαμβανόμενους νικητές (repeat winners). Εάν ισχύει η υπόθεση της ανεξαρτησίας της διαχρονικής επίδοσης τότε η πιθανότητα p όπως ένα A/K νικητής παραμένει νικητής και την επόμενη περίοδο είναι 0,5. Σε αυτή την περίπτωση η τυχαία μεταβλητή Y που παριστάνει τους επαναλαμβανόμενους νικητές (WW) θα ακολουθεί την διωνυμική κατανομή και για τον έλεγχο της υπόθεσης $H_0: p=0,5$ χρησιμοποιείται το παρακάτω στατιστικό κριτήριο

$$Z = \frac{(WW - (WW + WL) \times 0,5)}{\sqrt{(WW + WL) \times 0,5 \times 0,5}} \quad (7)$$

το οποίο ακολουθεί την κανονική κατανομή με μηδενικό μέσο και τυπική απόκλιση ίση με την μονάδα¹⁶. Σύμφωνα με τον Malkiel εάν το ποσοστό των επαναλαμβανόμενων νικητών (WW/(WW+WL)) υπερβαίνει το 50% και το στατι-

στικό κριτήριο Z είναι στατιστικά σημαντικό τότε υπάρχει σαφής τάση επαναληπτικότητας των καλών επιδόσεων.

Οι Brown & Goetzmann (1995) προτείνουν τον υπολογισμό του λόγου διαγωνίου γινομένου (Cross Product Ratio = $WW*LL/WL*LW$). Εάν η τιμή του λόγου διαγωνίου γινομένου είναι ίση με την μονάδα τότε η υπόθεση της διαχρονικής ανεξαρτησίας της επίδοσης των A/K γίνεται αποδεκτή. Εάν ο λόγος διαγωνίου γινομένου είναι μεγαλύτερος από την μονάδα και εμφανίζεται στατιστικά σημαντικός η υπόθεση της ανεξαρτησίας απορρίπτεται και επομένως υπάρχει επαναληπτικότητα (persistence) της επίδοσης. Από την άλλη πλευρά ένας λόγος μικρότερος της μονάδος υποδηλώνει αντιστροφή της επαναληπτικότητας των A/K. Ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητας του CPR πραγματοποιείται μέσω ενός Z-test το οποίο υπολογίζεται ως ο λόγος του φυσικού λογάριθμου του λόγου διαγωνίου γινομένου και της τυπικής απόκλισης του φυσικού λογάριθμου του λόγου διαγωνίου γινομένου. Συγκεκριμένα ισχύει

$$Z = \frac{\ln C P R}{\sigma_{\ln C P R}} \quad (8)$$

και

$$\sigma_{\ln C P R} = \sqrt{\frac{1}{W W} + \frac{1}{L L} + \frac{1}{W L} + \frac{1}{L W}} \quad (9)$$

Τέλος, οι Kahn & Rudd (1995) για τον έλεγχο της διαχρονικής ανεξαρτησίας της επίδοσης προτείνουν τον υπολογισμό του στατιστικού κριτηρίου X^2 . Η εξίσωση για τον στατιστικό έλεγχο του X^2 είναι η εξής

$$X^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (10)$$

όπου

O_{ij} = η παρατηρούμενη συχνότητα της i γραμμής & j στήλης του πίνακα και

E_{ij} = η αναμενόμενη συχνότητα της i γραμμής & j στήλης του πίνακα

Η κατανομή του παραπάνω στατιστικού κριτηρίου για έναν πίνακα συνάφειας $2X2$ είναι η X^2 με έναν βαθμό ελευθερίας. Ο υπολογισμός του στατιστικού κριτηρίου X^2 πραγματοποιείται με την μέθοδο που προτείνουν οι Cortez et al. (1999) :

$$X^2 = \frac{(WW - N/4)^2}{N/4} + \frac{(WL - N/4)^2}{N/4} + \frac{(LW - N/4)^2}{N/4} + \frac{(LL - N/4)^2}{N/4} \quad (11)$$

Η υπόθεση της ανεξαρτησίας της διαχρονικής επίδοσης των Α/Κ απορρίπτεται εάν η τιμή του στατιστικού κριτηρίου X^2 υπερβαίνει την κριτική τιμή που προκύπτει από την κατανομή X^2 με έναν βαθμό ελευθερίας και για κάποιο προεπιλεγμένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

5. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Στο τμήμα αυτό του άρθρου παρουσιάζονται και αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης μας. Στους πίνακες 4 έως και 10 παρουσιάζονται τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της κατάταξης των εξεταζομένων Α/Κ σύμφωνα με τα έξι μέτρα προσέγγισης της επίδοσης καθώς και οι αντίστοιχοι έλεγχοι διαχρονικής ανεξαρτησίας της επίδοσής τους. Πιο συγκεκριμένα, στην πρώτη στήλη εμφανίζεται ο αριθμός των εξεταζομένων Α/Κ για την διαδοχική διετία της πρώτης περιόδου, στην δεύτερη ο αριθμός των νικητών που παρέμειναν νικητές την δεύτερη περίοδο (winners-winners), στην τρίτη στήλη ο αριθμός των νικητών της πρώτης περιόδου που κατέστησαν ηττημένοι (winners-losers), στην τέταρτη οι ηττημένοι που κατέστησαν νικητές (losers-winners) και τέλος οι ηττημένοι που παρέμειναν ηττημένοι (losers-losers). Στην επόμενη στήλη υπολογίζεται η μεταβλητή που προσεγγίζει το ποσοστό επαναληπτικότητας των νικητών (Percentage Repeat Winners) και ο έλεγχος στατιστικής σημαντικότητάς του (στήλη 7). Στην στήλη 8 υπολογίζουμε τον λόγο διαγωνίου γινομένου (cross product ratio) και στην στήλη 9 τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητάς του μέσω της στατιστικής Z. Τέλος, στην στήλη 10 υπολογίζεται η στατιστική X^2 .

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

Κατάταξη Α/Κ με κριτήριο την απλή απόδοση

	No of					Percentage	Malkiel		B&G	X^2
	Funds	W-W	W-L	L-W	L-L	Repeat W	Z-test	CPR	Z-stat	
1998-99	27	9	4	4	10	0,69	1,39	5,63	2,05*	4,56*
1999-00	32	10	6	9	7	0,63	1,00	1,30	0,36	1,25
2000-01	46	13	10	7	16	0,57	0,63	2,97	1,76	3,91*
2001-02	64	19	14	12	19	0,58	0,87	2,15	1,50	2,38
2002-03	61	13	19	17	12	0,41	-1,06	0,48	-1,40	2,15
2003-04	60	20	11	10	19	0,65	1,62	3,45	2,29*	5,47*
TOTAL	290	84	64	59	83	0,57	1,64	1,85	2,58**	6,86**

όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για δίπλευρο έλεγχο

** στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και για δίπλευρο έλεγχο

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Κατάταξη A/K με κριτήριο το Sharpe Ratio

	No of					Percentage		Malkiel		B&G	
	Funds	W-W	W-L	L-W	L-L	Repeat W	Z-test	CPR	Z-stat	X ²	
1998-99	27	9	4	4	10	0,69	1,39	5,63	2,05*	4,56*	
1999-00	32	10	6	8	8	0,63	1,00	1,67	0,71	1,00	
2000-01	46	12	11	6	17	0,52	0,21	3,09	1,78	5,30*	
2001-02	64	20	13	12	19	0,61	1,22	2,44	1,74	3,13	
2002-03	61	16	16	14	15	0,5	0,00	1,07	0,13	0,18	
2003-04	60	21	10	9	20	0,68	1,98*	4,67	2,77**	8,13**	
TOTAL	290	88	60	53	89	0,59	2,30**	2,46	3,74**	14,47**	

όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για δίπλευρο έλεγχο

** στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και για δίπλευρο έλεγχο

ΠΙΝΑΚΑΣ 6

Κατάταξη A/K με κριτήριο τον συντελεστή άλφα του Jensen

	No of					Percentage		Malkiel		B&G	
	Funds	W-W	W-L	L-W	L-L	Repeat W	Z-test	CPR	Z-stat	X ²	
1998-99	27	8	5	5	9	0,62	0,83	2,88	1,33	1,89	
1999-00	32	8	7	11	6	0,53	0,26	0,62	-0,65	1,75	
2000-01	46	15	8	6	17	0,65	1,46	5,31	2,59**	7,39**	
2001-02	64	18	15	13	18	0,55	0,52	1,66	1,01	1,13	
2002-03	61	16	15	14	16	0,52	0,18	1,22	0,39	0,18	
2003-04	60	20	11	9	20	0,65	1,62	4,04	2,54**	6,80*	
TOTAL	290	85	61	58	86	0,58	1,99*	2,07	3,04**	9,39**	

όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για δίπλευρο έλεγχο

** στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και για δίπλευρο έλεγχο

ΠΙΝΑΚΑΣ 7

Κατάταξη A/K με κριτήριο την μη φυσιολογική απόδοση του διπαραγοντικού υποδείγματος

	No of					Percentage		Malkiel		B&G	
	Funds	W-W	W-L	L-W	L-L	Repeat W	Z-test	CPR	Z-stat	X ²	
1998-99	27	9	4	4	10	0,69	1,39	5,63	2,05*	4,56*	
1999-00	32	10	6	9	7	0,63	1,00	1,30	0,36	1,25	
2000-01	46	13	11	7	15	0,54	0,41	2,53	1,51	3,04	
2001-02	64	17	17	15	15	0,50	0,00	1,00	0,00	0,25	
2002-03	61	17	15	13	16	0,53	0,35	1,39	0,65	0,57	
2003-04	60	18	13	11	18	0,58	0,90	2,27	1,55	2,53	
TOTAL	290	84	66	59	81	0,56	1,47	1,75	2,35*	5,92*	

όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για δίπλευρο έλεγχο

** στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και για δίπλευρο έλεγχο

ΠΙΝΑΚΑΣ 8
Κατάταξη A/K με κριτήριο την μη φυσιολογική απόδοση
του υποδείγματος των Fama & French

	No of					Percentage		Malkiel	CPR	B&G	
	Funds	W-W	W-L	L-W	L-L	Repeat W	Z-test			Z-stat	X ²
1998-99	27	9	4	5	9	0,69	1,39	4,05	1,71	3,07	
1999-00	32	9	7	9	7	0,56	0,50	1,00	0,00	0,50	
2000-01	46	17	6	4	19	0,74	2,29	13,46	3,58**	15,04**	
2001-02	64	17	17	15	15	0,50	0,00	1,00	0,00	0,25	
2002-03	61	16	16	14	15	0,50	0,00	1,07	0,13	0,18	
2003-04	60	17	14	13	16	0,55	0,54	1,49	0,77	0,67	
TOTAL	290	85	64	60	81	0,57	1,72	1,79	2,46**	6,30*	

όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για δίπλευρο έλεγχο

** στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και για δίπλευρο έλεγχο

ΠΙΝΑΚΑΣ 9
Κατάταξη A/K με κριτήριο την μη φυσιολογική απόδοση του υποδείγματος
του Carhart

	No of					Percentage		Malkiel	CPR	B&G	
	Funds	W-W	W-L	L-W	L-L	Repeat W	Z-test			Z-stat	X ²
1998-99	27	9	4	5	9	0,69	1,39	4,05	1,71	3,07	
1999-00	32	9	7	10	6	0,56	0,50	0,77	-0,36	1,25	
2000-01	46	15	7	4	20	0,68	1,71	10,71	3,32**	14,00**	
2001-02	64	16	15	15	18	0,52	0,18	1,28	0,49	0,38	
2002-03	61	16	15	14	16	0,52	0,18	1,22	0,39	0,18	
2003-04	60	16	15	14	15	0,52	0,18	1,14	0,26	0,13	
TOTAL	290	81	63	62	84	0,56	1,50	1,74	2,34**	5,59*	

όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για δίπλευρο έλεγχο

** στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και για δίπλευρο έλεγχο

ΠΙΝΑΚΑΣ 10
Κατάταξη A/K με κριτήριο την μη φυσιολογική απόδοση του υποδείγματος
του Carhart και του δείκτη κυβερνητικών ομολόγων

	No of					Percentage		Malkiel	CPR	B&G	
	Funds	W-W	W-L	L-W	L-L	Repeat W	Z-test			Z-stat	X ²
1998-99	27	9	4	5	9	0,69	1,39	4,05	1,71	3,07	
1999-00	32	9	7	8	8	0,56	0,50	1,29	0,35	0,25	
2000-01	46	15	8	6	17	0,65	1,46	5,31	2,59**	7,39**	
2001-02	64	16	18	16	14	0,47	-0,34	0,78	-0,50	0,50	
2002-03	61	15	17	15	14	0,47	-0,35	0,82	-0,38	0,31	
2003-04	60	15	16	14	15	0,48	-0,18	1,00	0,01	0,13	
TOTAL	290	79	70	64	77	0,53	0,74	1,36	1,30	1,94	

όπου * στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και για δίπλευρο έλεγχο

** στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1% και για δίπλευρο έλεγχο

Τα εμπειρικά αποτελέσματα διαφοροποιούνται αισθητά ανάλογα με τα χρησιμοποιηθέντα μη παραμετρικά κριτήρια. Σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα και με τα κριτήρια των B&G και X^2 παρατηρείται επαναληπτικότητα της επίδοσης για τις περιόδους 1998/99, 2000/01 και 2003/04 ιδιαίτερα όταν χρησιμοποιούμε την απλή απόδοση, τον λόγο του Sharpe και το άλφα του Jensen. Η χρήση πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων μειώνει σοβαρά τον αριθμό των παρατηρούμενων περιόδων επαναληπτικότητας. Τόσο η χρήση του υποδείγματος των Fama & French όσο και του υποδείγματος του Carhart¹⁷ μειώνει τον αριθμό των παρατηρούμενων περιόδων επαναληπτικότητας από τρεις σε μία. Από την άλλη μεριά, χρησιμοποιώντας τα κριτήρια των B&G και X^2 φαίνεται ότι σε μεσομακροχρόνιο ορίζοντα υπάρχει έντονη επαναληπτικότητα της επίδοσης των A/K. Με την χρήση πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων μειώνεται η ισχύς του ελέγχου αλλά το φαινόμενο της επαναληπτικότητας παραμένει.

Σε ατομικό επίπεδο φαίνεται ότι υπάρχουν ενδείξεις ότι κάποιοι διαχειριστές (για παράδειγμα της HSBC Αναπτυξιακό) διαθέτουν το χαρακτηριστικό του «ζεστού χεριού» (hot hand) και κάποιοι άλλοι (Ασπής Μετοχικό) το χαρακτηριστικό «κρύου χεριού» (icy hand).

6. Συμπεράσματα-Προτάσεις για μελλοντική έρευνα

Στο άρθρο αυτό ελέγξαμε την επαναληπτικότητα της επίδοσης των Ελληνικών Μετοχικών A/K για την περίοδο 1998-2004 η οποία περιλαμβάνει έντονα ανοδικές και καθοδικές χρηματιστηριακές φάσεις. Η προσέγγιση της επίδοσης πραγματοποιήθηκε με την χρήση έξι εναλλακτικών υποδειγμάτων. Για τον έλεγχο της επίδοσης της επαναληπτικότητας χρησιμοποιήθηκαν τρία μη παραμετρικά κριτήρια: αυτό των επαναλαμβανόμενων νικητών, τον λόγο του διαγωνίου γινομένου και το X^2 επειδή κάθε στατιστικό κριτήριο είναι κατάλληλο κάτω από συγκεκριμένες καταστάσεις.

Τα κριτήρια του λόγου του διαγωνίου γινομένου και του X^2 γενικά καταλήγουν στα ίδια συμπεράσματα. Η χρήση της απλής απόδοσης, του δείκτη του Sharpe και της μη φυσιολογικής απόδοσης του μονοπαραγοντικού υποδείγματος οδηγούν σε ισχυρές ενδείξεις επαναληπτικότητας. Όμως η χρήση πολυπαραγοντικών υποδειγμάτων αξιολόγησης της επίδοσης οδηγεί σε εμφάνιση επαναληπτικότητας μόνο για μία από τις έξι εξεταζόμενες περιόδους. Όλα τα υποδείγματα επιβεβαιώνουν την ύπαρξη μεσομακροχρόνιας επαναληπτικότητας παρά το γεγονός ότι η χρήση του πιο ολοκληρωμένου υποδείγματος του Carhart μειώνει την έντασή της. Τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης μελέτης δεν είναι συγκρίσιμα με άλλων αγορών A/K λόγω κυρίως της διαφορετικής

μεθοδολογίας που χρησιμοποιήθηκε (πολυπαραγοντικά υποδείγματα αξιολόγησης) αλλά κυρίως λόγω της πρόσφατης περιόδου που χρησιμοποιήσαμε, η οποία περιλαμβάνει έντονες εναλλακτικές χρηματιστηριακές φάσεις. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον προκαλεί το γεγονός ότι παρά τα προηγούμενα χαρακτηριστικά της ανάλυσής μας εμφανίζεται τελικά επαναληπτικότητα σε συνολικό επίπεδο. Μια πιο προσεκτική ανάλυση των στοιχείων μας σε ατομικό επίπεδο αποκαλύπτει την ύπαρξη διαχειριστών με χαρακτηριστικά «ζεστού χεριού» (HSBC Αναπτυξιακό) και αντίστοιχα «κρύου» (Ασπίς Μετοχικό).

Τα εμπειρικά αποτελέσματα που αφορούν τις απλές προσεγγίσεις όπως αυτές της απλής απόδοσης, του Sharpe ratio και του άλφα του Jensen δεν συμφωνούν με τα αντίστοιχα της Πορτογαλίας (Cortez et al. 1999), της Ισπανίας (Agudo-Magallon 2005) και της Δανίας (Christensen 2005) αγορές που προσομοιάζουν με την αντίστοιχη Ελληνική¹⁸.

Τέλος, ο έλεγχος των παραγόντων που επηρεάζουν την επαναληπτικότητα της επίδοσης, ο έλεγχος της ευαισθησίας του φαινομένου του momentum σε μικρότερα χρονικά διαστήματα (π.χ. 6 μήνες) αλλά και η εξέταση της ευαισθησίας της επαναληπτικότητας σε διαφορετικά χρονικά διαστήματα αξιολόγησης της επίδοσης αποτελούν τα επόμενα πεδία μελλοντικής έρευνας.

Σημειώσεις

1. Για μια ενδεικτική βιβλιογραφία ο αναγνώστης παραπέμπεται στους Bollen N.P.B., Busse J.A. (2005), «Short Term Persistence in Mutual Fund Performance», *Review of Financial Studies*, 18, pp 569-597.

2. Philippas N. (2002), «Market Timing and Selectivity: An Empirical Investigation into the Features of Greek Mutual Fund Managers», *Journal of Applied Business Research*, pp. 97-108. Philippas N. & Tsionas E.G. (2002), «Performance Evaluation: A Review Article and an Empirical Investigation of Greek Mutual Fund Managers», *The International Business and Economics Research Journal*, pp. 31-44.

3. Οι Κ. Δράκος & Π. Ζαχούρης κατά την διάρκεια σύνταξης του παρόντος άρθρου δημοσίευσαν μελέτη αναφορικά με την επαναληπτικότητα της επίδοσης των ελληνικών μετοχικών Α/Κ. Χρησιμοποιώντας τις απλές αποδόσεις, το άλφα του Jensen και τον λόγο του Treynor για διαφορετικά χρονικά διαστήματα από το 1995 έως το 2003 κατέληξαν στο ότι η επαναληπτικότητα παρατηρείται μόνο σε μικρά χρονικά διαστήματα και οφείλεται κυρίως σε διαφορετική έκθεση των Α/Κ στον κίνδυνο.

4. Βλ. Πίνακα 1.

5. Blake et al. (1993), Brown & Goetzmann (1995), Malkiel (1995).

6. Elton et al. (1993), Shukla & Trzcinka (1994).

7. Οι Hendricks et al. (1993) δανείστηκαν τον όρο «hot (icy) hands» από το άθλημα του μπιάσκει για να χαρακτηρίσουν τα A/K τα οποία συστηματικά σημειώνουν ανώτερες (κατώτερες) επιδόσεις.

8. $Perf_t = \alpha + \beta Perf_{t-1} + \varepsilon$ όπου Perf ένα μέτρο της επίδοσης του A/K. Για μεγαλύτερη ανάλυση βλέπε Grinblatt, M. & Titman S. (1992), «The Persistence of Mutual Fund Performance», *Journal of Finance* 47, pp. 1977-84.

9. Από την ανάλυση εξαιρέθηκαν τα δεικτοποιημένα A/K (index funds).

10. Ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου αναφοράς χρησιμοποιήθηκαν τόσο ο ΓΔΧΑΑ όσο και ο δείκτης Dow Jones Total Return Market Index.

11. Τα A/K περιέχουν στα χαρτοφυλάκιά τους ομόλογα οπότε στην αξιολόγηση της επίδοσης πρέπει να λαμβάνεται υπόψη και ο επενδυτικός κίνδυνος έκθεσης σε ομόλογα (Elton et al. (1996), Gruber (1996)).

12. Fama & French (1993, 1996), Chan, Jegadeesh & Lakonishok (1996).

13. Η παραμετρική μέθοδος ελέγχου της επαναληπτικότητας συνίσταται στην εκτίμηση του παρακάτω υποδείγματος: $Perf_t = \alpha + \beta Perf_{t-1} + \varepsilon$ όπου Perf ένα μέτρο της επίδοσης του A/K. Για μεγαλύτερη ανάλυση βλέπε Grinblatt, M. & Titman S. (1992).

14. Βλ. Goetzmann & Ibbotson 1994, Brown & Goetzmann 1995.

15. Βλ. Goetzmann & Ibbotson 1994, Brown & Goetzmann 1995, Malkiel 1995, Kahn & Rudd 1995, Hallahan & Faff 2001. Υπάρχουν αρκετοί λόγοι για τους οποίους προτιμάται η χρήση μιας μη παραμετρικής μεθόδου εξέτασης της επαναληπτικότητας της επίδοσης των ελληνικών μετοχικών A/K. Ο σημαντικότερος από αυτούς είναι ότι σε περιπτώσεις μικρού δείγματος και άγνωστης κατανομής των αποδόσεων ενδείκνυται η χρήση μη παραμετρικών μεθόδων ελέγχου της επαναληπτικότητας έναντι αντίστοιχων παραμετρικών.

16. Christensen (1990).

17. Το υπόδειγμα του Carhart εκτιμήθηκε και με την μέθοδο διόρθωσης των σφαλαμάτων των Newey-West.

18. Οι ερευνητές αυτοί δεν χρησιμοποίησαν πολυπαραγοντικά υποδείγματα και ως εκ τούτου τα αποτελέσματά μας που προέκυψαν με την χρήση των υποδειγμάτων αυτών δεν είναι συγκρίσιμα.

Βιβλιογραφία

- Agudo, L.F. & Magallon M.V., (2005), «Empirical evidence of performance persistence in a relatively unexplored market: the case of Spanish investment funds», *Applied Financial Economics Letters*, 1, pp. 85-88.
- Bollen N.P.B., Busse J.A., (2005), «Short Term Persistence in Mutual Fund Performance», *Review of Financial Studies*, 18, pp. 569-597.

- Brown, S.J. and W.N. Goetzmann, (1995), «Performance Persistence», *The Journal of Finance*, Vol. 50 (2), pp. 679-698.
- Bilson C., Frino A., Healey R., (2005), «Australian Retail Fund Performance Persistence», *Accounting and Finance*, Vol. 45, pp. 25-42.
- Blake, D., & Timmermann A., (1998), «Mutual Fund Performance: Evidence from the UK», *European Finance Review*, 2, pp. 57-77.
- Carlson, Robert S., (1970), «Aggregate Performance on Mutual Funds, 1948-1967», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 5, pp. 1-32.
- Carhart, M., (1997), «On Persistence in Mutual Fund Performance», *Journal of Finance*, 52, pp. 52-82.
- Casarin, R., Pelizzon L. & Piva A., (2002), «Italian equity funds: efficiency and performance persistence», Working Paper.
- Charles River Associates (2002a), «Performance Persistence in UK Equity Funds – A Literature Review (prepared by T. Giles, T. Wilsdon and T. Worboys)», January.
- Christensen M., (2005), «Danish Mutual Fund Performance, Selectivity, Market Timing and Persistence», Working paper.
- Christensen R., (1990), «Log Linear Models», New York:Springer-Verlag.
- Dahlquist M., Engstrom S. & Soderlind P., (2000), «Performance & Characteristics of Swedish Mutual Funds», *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 35, pp. 409-423.
- Deaves R., (2004), «Data conditioning biases, performance persistence and flows: The case of Canadian equity funds», *Journal of Banking & Finance*, 28, pp. 673-694.
- Droms, W.G. and Walker D.A., (2001), «Persistence of Mutual Fund Operating Characteristics: Returns, Turnover Rates, and Expense Ratios», *Applied Financial Economics* 11, pp. 459-466.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, and C. R. Blake, (1996), «The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance», *Journal of Business* 69, pp. 133-157.
- Fama, E.F. and French, K.R., (1993), «Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks», *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp. 3-53.
- Fama, E.F. and French, K.R., (1996), «Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies», *The Journal of Finance*, Vol. 51, No 1, pp. 55-84.
- Fletcher, J. Forbes D., (2002), «An exploration of the persistence of UK unit trust performance», *Journal of Empirical Finance*, 9, pp. 475-493.
- Goetzmann, W.N. and R.G. Ibbotson, (1994), «Do Winners Repeat?», *The Journal of Portfolio Management*. Vol. 20-2, pp. 9-18.
- Grinblatt, M., and Titman S., (1992), «The Persistence of Mutual Fund Performance», *Journal of Finance* 47, pp. 1977-1984.
- Gruber, M.J., (1996), «Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds», *Journal of Finance*, 51, pp. 783-810.

- Hallahan, T.A. & Faff, R.W., (2001), «Induced persistence or reversals in fund performance?; The effect of survivorship bias», *Applied Financial Economics*, 11, pp. 119-126.
- Hendricks, D., Patel J. and Zeckhauser R. (1993), «Hot Hands in Mutual Funds: Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974-88», *Journal of Finance* 48, pp. 93-130.
- Jain, P.C & Wu, J.S, (2000), «Truth in Mutual Fund Advertising: Evidence on Future Performance and Fund Flows», *Journal of Finance*, 55 (2), pp. 937-958.
- Jensen, M., (1968) «The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-64», *Journal of Finance* 23(2), pp. 389-416.
- Kahn, R.N. and Rudd A., (1995), «Does Historical Performance Predict Future Performance?», *Financial Analysts Journal* 51, pp. 43-52.
- Lehmann, B.N. & Modest, D.M, (1987), «Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons», *Journal of Finance*, 42 (2), pp. 233-265.
- Malkiel, B.G., (1995), «Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971-91», *Journal of Finance*, 50, pp. 549-572.
- Otten R., Bams D., (2002), «European Mutual Fund Performance», *European Financial Management*, Vol. 8, pp. 75-101.
- Philippas N., (2002), «Market Timing and Selectivity: An Empirical Investigation into the Features of Greek Mutual Fund Managers», *Journal of Applied Business Research*, pp. 97-108.
- Philippas N. & Tsionas E.G., (2002), «Performance Evaluation: A Review Article and an Empirical Investigation of Greek Mutual Fund Managers», *The International Business and Economics Research Journal*, pp. 31-44.
- Philippas N., Pittis N. & Caporale M.G, (2004), «Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns: Some Evidence from an Emerging Stock Market», *Applied Financial Economics*, 14, pp. 981-989.
- Philippas N., Fiotakis T., (2004), «Chasing Trend And Losing Money: Open End Mutual Fund Investor's Trading In Greece», *Applied Economics Letters*, 11, pp. 117-121.
- Philippas N., Babalos V. & Kostakis A., (2006), «Spurious results in testing mutual fund performance persistence: Evidence from the Greek market», *forthcoming in Applied Financial Economics Letters*.
- Ribeiro Cortez, M., Paxson, D.A. & Rocha M.J. (1999), «Persistence in Portuguese mutual fund performance», *The European Journal of Finance*, 5, pp. 342-365.
- Sauer, D.A. (1997), «Information Content of Prior Period Mutual Fund Performance Rankings», *Journal of Economics & Business*, pp. 549-567.
- Sharpe, William F. (1966), «Mutual Fund Performance», *Journal of Business* 39(1), pp. 119-138.
- Vos, E., Brown P. and Christie S., (1995), «A Test of Persistence in the Performance of New Zealand and Australian Equity Mutual Funds», *Accounting Research Journal*, 8, pp. 19-34.