



**“Παράγοντες που επηρεάζουν τις
καθαρές ροές στα Μετοχικά
Α/Κ Εσωτερικού”**

“Ελληνική Αγορά”

Επιμέλεια: Αναστασία Γαζή, ΜΧΑΝ 0204

Επιβλέπων καθηγητής: Νικόλαος Φίλιππας

ΙΟΥΛΙΟΣ 2004

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η συγκεκριμένη ερευνητική εργασία ασχολείται με την ελληνική αγορά. Εξετάζει τους παράγοντες που επηρεάζουν τις καθαρές ροές στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια Εσωτερικού στο σύνολο της κατηγορίας. Με τον όρο «καθαρές ροές» εννοούμε τις εισροές, εκροές στην κατηγορία των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού, απαλλαγμένες από οποιαδήποτε θετική ή αρνητική αποτίμηση της μετοχικής αγοράς.

Ως πιθανούς ερμηνευτικούς παράγοντες επιλέξαμε το επίπεδο των βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων, κάποια μέτρα απόδοσης του συνόλου της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού, την απόδοση της χρηματιστηριακής αγοράς και τέλος την μεταβολή στις καθαρές αποδοχές του μέσου έλληνα μισθωτού.

Η έρευνα καλύπτει το χρονικό διάστημα από Ιανουάριο 1996 μέχρι Δεκέμβριο 2003, κάνοντας χρήση μηνιαίων δεδομένων. Η επιλογή του συγκεκριμένου χρονικού διαστήματος έγινε, προκειμένου να ελέγξουμε τα αποτελέσματά μας πριν και μετά την ακανόνιστη πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς το 1999.

Το γεγονός ότι η Αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στην Ελλάδα αναπτύχθηκε κυρίως τα τελευταία χρόνια, μας δημιούργησε το ενδιαφέρον να προσδιορίσουμε τους παράγοντες που επηρεάζουν τις καθαρές ροές στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια Εσωτερικού και να συγκρίνουμε τα αποτελέσματά μας με εκείνα παρόμοιων ερευνών.

Είναι γεγονός ότι η ελληνική βιβλιογραφία πάνω στο συγκεκριμένο θέμα είναι περιορισμένη, αφού μόλις τα τελευταία χρόνια έχουν προκύψει ανάλογες μελέτες. Για αυτό ακριβώς τον λόγο, τα

συμπεράσματα της παρούσας ερευνητικής εργασίας αποκτούν ιδιαίτερο ενδιαφέρον και μπορεί να αποτελέσουν μια πρώτη βάση ανάλογων μελλοντικών ερευνητικών προσεγγίσεων.

Η πρωτοτυπία της συγκεκριμένης εργασίας έγκειται στο ότι προσεγγίσαμε τις ροές στο σύνολο της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού και όχι στα επιμέρους Αμοιβαία Κεφάλαια που απαρτίζουν την κατηγορία. Συνεπώς τα συμπεράσματά μας έχουν μια πιο ευρεία σημαντικότητα και δεν επηρεάζονται από τις τυχούσες ιδιαιτερότητες που τα επιμέρους Αμοιβαία Κεφάλαια της κατηγορίας μπορεί να παρουσιάζουν.

Μια ακόμα πρωτοτυπία είναι ότι ως ανεξάρτητη μεταβλητή εισάγαμε τις καθαρές αποδοχές του μέσου έλληνα μισθωτού, κάτι που συνηθίζεται στις έρευνες που αφορούν τις αγορές του εξωτερικού, αλλά που για τα ελληνικά δεδομένα αποτελεί μια καινούργια διάσταση.

Η δομή της εργασίας που ακολουθεί είναι η εξής:

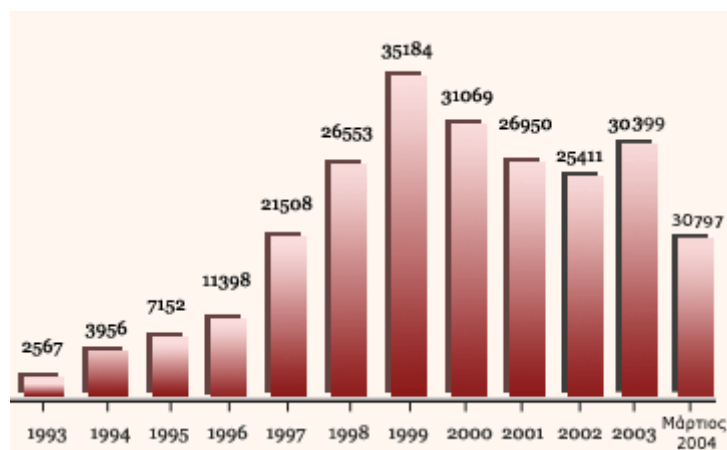
- Παρουσίαση της Ελληνικής Αγοράς Αμοιβαίων Κεφαλαίων
- Ανασκόπηση σχετικής βιβλιογραφίας
- Δεδομένα - Μεθοδολογία
- Εμπειρικά Αποτελέσματα
- Συμπεράσματα-Σχολιασμός
- Παράρτημα
- Αναφορά βιβλιογραφίας

ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ

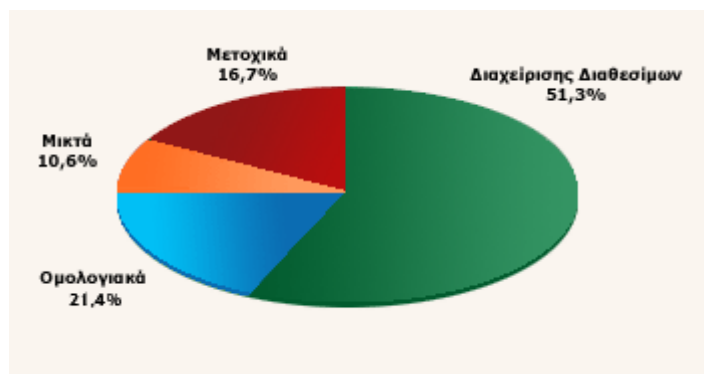
Η ελληνική αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων ξεκίνησε με δειλά βήματα το 1972, ύστερα από πρωτοβουλία της Εμπορικής Τράπεζας να ιδρύσει την πρώτη Ανώνυμη Εταιρία Διαχείρισης Αμοιβαίων Κεφαλαίων (ΑΕΔΑΚ). Το 1973 ακολούθησε η Εθνική Τράπεζα με την ίδρυση της δικής της ΑΕΔΑΚ. Χρειάστηκαν κατάλληλες θεσμικές παρεμβάσεις ώστε το 1987 να αρχίσει η σταδιακή ανάπτυξη της αγοράς των Αμοιβαίων Κεφαλαίων.

Το 1990 εμφανίστηκαν οι πρώτες ΑΕΔΑΚ ιδιωτικών εταιριών. Ο συνδυασμός των θεσμικών αλλαγών με την ύπαρξη ιδιωτικής πρωτοβουλίας δημιούργησε τις κατάλληλες προϋποθέσεις για την μελλοντική καθιέρωση των Αμοιβαίων Κεφαλαίων ως εναλλακτική επενδυτική επιλογή.

Σύμφωνα με στοιχεία από την Ένωση Θεσμικών Επενδυτών, τον Μάρτιο 2004 το Συνολικό Ενεργητικό των Αμοιβαίων Κεφαλαίων έφτασε στα 30,797 δις ευρώ (**διάγραμμα 1**). Αναλυτικότερα, το 51,3% των συνολικών κεφαλαίων υπό διαχείριση είναι τοποθετημένο σε Διαχ. Διαθεσίμων, 21,4% σε Ομολογιακά, 16,7% σε Μετοχικά και 10,6% σε Μικτά (**διάγραμμα 2**).

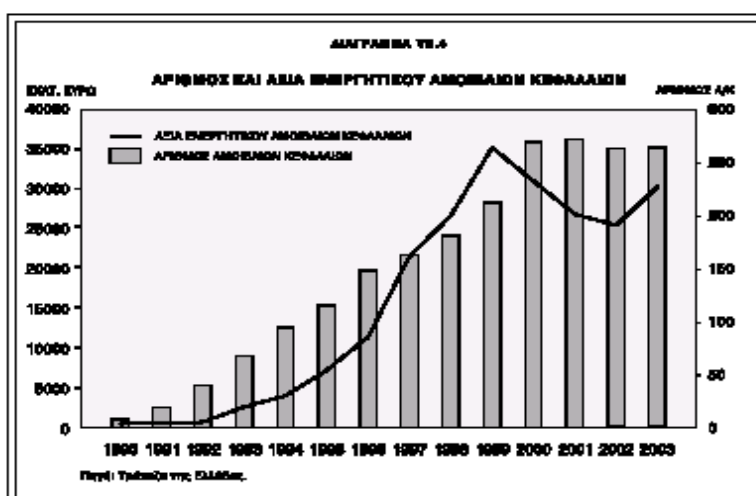


(**διάγραμμα 1**)



(διάγραμμα 2)

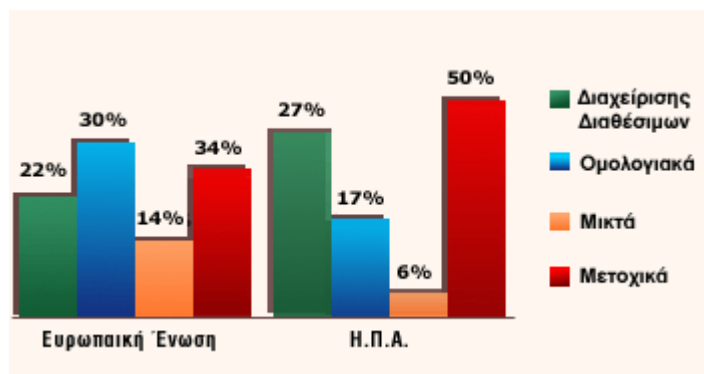
Επίσης αξιοσημείωτη είναι η αύξηση του πλήθους των ΑΕΔΑΚ που δραστηριοποιούνται. Βάσει στοιχείων της Ένωσης Θεσμικών Επενδυτών, στις 31/12/1995 είχαμε 20 ΑΕΔΑΚ για να φτάσουμε 31/03/2004 στις 29 ΑΕΔΑΚ. Επιπρόσθετα για το ίδιο χρονικό διάστημα, είχαμε μια μεγάλη αύξηση του πλήθους των Αμοιβαίων Κεφαλαίων προς διάθεση στο επενδυτικό κοινό. Στις 31/12/1995 είχαμε 118 Αμοιβαία Κεφάλαια και με 31/03/2004 φτάσαμε τα 261 **(παράρτημα1-πίνακας1)**. Πιο συγκεκριμένα, 117 Μετοχικά, 63 Ομολογιακά, 38 Διαχείρισης Διαθεσίμων και 43 Μικτά Αμοιβαία Κεφάλαια. Στο **(διάγραμμα3)** μπορούμε να διαπιστώσουμε διαχρονικά την ανάπτυξη της Αγοράς των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στην Ελλάδα, σύμφωνα με στοιχεία από την Έκθεση του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδας για το 2003.



(διάγραμμα 3)

Επιπλέον θα πρέπει να αναφέρουμε τον ολιγοπωλιακό χαρακτήρα της Ελληνικής Αγοράς των Αμοιβαίων Κεφαλαίων. Βάσει στοιχείων από την Ένωση Θεσμικών Επενδυτών, τον Μάρτιο 2004 πέντε από τις είκοσι εννέα ΑΕΔΑΚ διαχειρίζονται το 80% του Συνολικού Ενεργητικού της Αγοράς **(παράρτημα1 – πίνακας2)**.

Τέλος, βασιζόμενοι σε στοιχεία με 31/12/2003, συγκρίνουμε την διάρθρωση της Ελληνικής Αγοράς **(διάγραμμα 2)** σε σχέση με εκείνη της Ευρώπης **(διάγραμμα 3)**, χρησιμοποιώντας στοιχεία από την FEFSI για την Ευρωπαϊκή Αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων **(παράρτημα2 – πίνακας 1-4)**.



(διάγραμμα 3)

Η σύγκριση μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η Ελληνική Αγορά υστερεί σημαντικά σε μετοχικές τοποθετήσεις, λιγότερο σε ομολογιακές και μικτές τοποθετήσεις, ενώ αντίθετα υπερτερεί σημαντικά στις βραχυπρόθεσμες τοποθετήσεις.

Το στοιχείο αυτό αποτελεί ένδειξη υστέρησης επενδυτικής ωριμότητας, αλλά ταυτόχρονα δίνει αισιόδοξο μήνυμα για την περαιτέρω μελλοντική ανάπτυξη του θεσμού των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στην Ελλάδα.

Είναι γεγονός ότι μετά την ένταξη της χώρας μας στην Ευρωπαϊκή Ένωση, διαμορφώθηκε ένα χαμηλό επιτοκιακό περιβάλλον και παράλληλα καλλιεργήθηκαν κατάλληλες συνθήκες σταθερότητας. Η Ελλάδα αποτελεί μια καινούργια επενδυτική ευκαιρία για Ιδιώτες και Θεσμικούς επενδυτές της εγχώριας αγοράς, αλλά και της αγοράς του εξωτερικού. Ως θετική συνέπεια έχουμε την σταδιακή στροφή κεφαλαίων σε μετοχικές τοποθετήσεις, με αποτέλεσμα να προκύπτουν ενδιαφέροντα ερωτήματα προς έρευνα.

ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Οι περισσότερες μελέτες σχετικά με τους παράγοντες που καθορίζουν τις καθαρές ροές στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια πραγματοποιήθηκαν για την αγορά των Η.Π.Α και κυκλοφόρησαν μετά το 1990. Ο προσδιορισμός αυτών των παραγόντων έχει ιδιαίτερη προστιθέμενη αξία για τους συμμετέχοντες στη συγκεκριμένη αγορά, όπως τους διαχειριστές Αμοιβαίων Κεφαλαίων και τους επενδυτές, θεσμικούς και ιδιώτες.

Το 1992 ο R.Irrolito κατέληξε ότι οι επενδυτές έχουν την τάση να τοποθετούνται στα Αμοιβαία Κεφάλαια που παρουσίασαν την καλύτερη απόδοση την αμέσως προηγούμενη χρονιά.

Το 1995 ακολούθησε ο Warther, ο οποίος διέκρινε τις καθαρές ροές σε αναμενόμενες και μη αναμενόμενες. Συμπέρανε ότι η πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς σχετίζεται σε μεγάλο βαθμό με τις μη αναμενόμενες καθαρές ροές της ίδιας περιόδου t και είναι ασυσχέτιστη με τις αναμενόμενες καθαρές ροές της ίδιας περιόδου t . Ο Warther επεξεργάστηκε τόσο μηνιαίες όσο και εβδομαδιαίες παρατηρήσεις. Βάσει των μηνιαίων παρατηρήσεων, κατέληξε ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των καθαρών ροών της περιόδου t και των αποδόσεων της επόμενης περιόδου $t+1$. Αντίθετα βάσει των εβδομαδιαίων παρατηρήσεων, συμπέρανε ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων της περιόδου t και των καθαρών ροών της περιόδου $t+1$.

Το 1996 ο Sawicki απέδειξε ότι υπάρχει σημαντική σχέση μεταξύ καθαρών ροών στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια και στις αποδόσεις τους. Αυτή η σχέση παρουσιάζει μεγάλη ένταση για τα Αμοιβαία Κεφάλαια με τις καλύτερες αποδόσεις ενώ στην περίπτωση των

Αμοιβαίων Κεφαλαίων με τις χειρότερες αποδόσεις η σχέση μεταξύ καθαρών ροών και αποδόσεων είναι άνευ σημασίας.

Το 1997 οι Remolona, Kleiman και Gruenstein οδηγήθηκαν στο συμπέρασμα ότι η σχέση μεταξύ βραχυπρόθεσμων αποδόσεων και καθαρών ροών στα Αμοιβαία Κεφάλαια είναι πολύ αδύναμη, με αποτέλεσμα, σε αρνητική χρηματιστηριακή συγκυρία, να αποφεύγονται πιθανές πιέσεις για περαιτέρω πτώση των μετοχικών αξιών της Αγοράς. Άρα οι όποιες βραχυπρόθεσμες αρνητικές αποδόσεις της αγοράς δεν είναι σε θέση να οδηγήσουν τις μετοχικές αξίες σε συνεχόμενο πτωτικό κανάλι (downward spiral in asset prices).

Το 1998 οι Sirri και Tufano συμφώνησαν με την άποψη του Ippolito (1992) και επιπλέον απέδειξαν ότι τα Αμοιβαία Κεφάλαια που παρουσιάζουν τις καλύτερες αποδόσεις, είναι εκείνα που δέχονται μεγάλη δημοσιότητα και συνεπώς οδηγούν τους επενδυτές να επενδύσουν κατά κύριο λόγο σε αυτά. Συνεπώς οι επενδυτές εξοικονομούν χρόνο και κόστος, αφού είναι πλέον εύκολο να εντοπίσουν τα καλύτερα από πλευράς απόδοσης Αμοιβαία Κεφάλαια και να αγοράσουν μερίδια, σε σχέση με τα υπόλοιπα Αμοιβαία της Αγοράς, τα οποία ελλείπει ανάλογης προβολής υστερούν τελικώς σε καθαρές ροές.

Το 1998 οι Santini και Aber με το άρθρο τους «**Determinants of Net New Money Flows to the Equity Mutual Fund Industry**», επέκτειναν την έρευνα του Warther (1995) για τις καθαρές ροές στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια. Επισημαίνουμε ότι το συγκεκριμένο άρθρο των Santini και Aber θα παρουσιαστεί διεξοδικά, διότι αποτελεί βασικό άξονα της συγκεκριμένης ερευνητικής μας εργασίας.

Ο στόχος των δύο ερευνητών ήταν να βελτιώσουν την ερμηνευτική ικανότητα του υποδείγματος, δηλαδή να καταλήξουν σε υψηλότερο R^2 από εκείνο του Warther. Για αυτό τον λόγο, εξέτασαν περισσότερες ανεξάρτητες μεταβλητές με εξαρτημένη μεταβλητή τις καθαρές ροές.

Επιπρόσθετα, εστίασαν στις καθαρές ροές του συνόλου της Αγοράς των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων και όχι στα επιμέρους Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια, όπως προτίμησε ο Warther. Αυτή η προσέγγιση απαλλάσσει την έρευνα από πιθανό survivorship bias, διότι η Αγορά στο σύνολό της δεν επηρεάζεται από οποιαδήποτε διαφοροποίηση της κατάστασης των επιμέρους Αμοιβαίων Κεφαλαίων. Σε αυτή την περίπτωση, δεν αποτελεί πρόβλημα η πιθανή διακοπή λειτουργίας κάποιου Αμοιβαίου Κεφαλαίου ή η οποιαδήποτε μεταφορά Αμοιβαίου Κεφαλαίου σε κάποιο άλλο, που μπορεί να προκύψει μετά από συνεργασία σε επίπεδο διαφορετικών ΑΕΔΑΚ.

Το διάστημα που εξέτασαν ήταν πρώτο τρίμηνο 1973 με τρίτο τρίμηνο 1985, προκειμένου να συμπεριλάβουν στο δείγμα τους διαδοχικά έτη με μεγάλες εισροές και διαδοχικά έτη με μεγάλες εκροές. Προσδιόρισαν την συνολική καθαρή ροή της Αγοράς των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων, απαλλαγμένη από μερίσματα προς διανομή και κεφαλαιακά κέρδη. Η συνολική καθαρή ροή της Αγοράς ήταν ο σταθμισμένος μέσος όρος των καθαρών ροών των επιμέρους Αμοιβαίων Κεφαλαίων, με σταθμά το ποσοστό του Ενεργητικού του κάθε Μετοχικού Αμοιβαίου Κεφαλαίου στο συνολικό Ενεργητικό της Αγοράς των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων.

Με την χρήση των σταθμών εξασφάλισαν ότι η βαρύτητα των καθαρών ροών των επιμέρους Αμοιβαίων Κεφαλαίων στο σύνολο της καθαρής ροής της Αγοράς θα είναι ανάλογη της βαρύτητας του

Ενεργητικού των επιμέρους Αμοιβαίων Κεφαλαίων στο συνολικό Ενεργητικό της Αγοράς. Διευκρινίζουμε ότι όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποίησαν ήταν αποπληθωρισμένες, για να συμβαδίσουν με την υπόθεσή τους ότι οι επενδυτές αντιδρούν σε πραγματικές και όχι σε ονομαστικές μεταβολές των συνθηκών της Αγοράς.

Ως ανεξάρτητες μεταβλητές όρισαν τρεις κατηγορίες: επίπεδα βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων, απόδοση του συνόλου της Αγοράς των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων, απόδοση της χρηματιστηριακής αγοράς και τέλος το προσωπικό διαθέσιμο εισόδημα (PDI) των επενδυτών. Σε αυτό το σημείο να αναφέρουμε ότι έλεγξαν την σχέση μεταξύ εξαρτημένης μεταβλητής και ανεξάρτητων μεταβλητών στην ίδια χρονική περίοδο t αλλά και με χρονική υστέρηση μιας περιόδου $t-1$ για τις ανεξάρτητες μεταβλητές.

Ειδικά για τον υπολογισμό της απόδοσης, χρησιμοποίησαν τέσσερα διαφορετικά μέτρα. Για την χρηματιστηριακή αγορά εφάρμοσαν την ποσοστιαία μεταβολή του χρηματιστηριακού δείκτη αναφοράς. Για το σύνολο της Αγοράς των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων στηρίχτηκαν στο μέτρο του Sharpe, την υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς συγκρινόμενη με τον δείκτη αναφοράς των βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων.

Τελικά, οι δύο ερευνητές κατέληξαν σε υψηλότερο R^2 από εκείνο του Warther. Κατάφεραν να αποδείξουν ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ καθαρών ροών στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια της περιόδου t και των μακροχρόνιων επιτοκίων της προηγούμενης περιόδου $t-1$. Επίσης, ανέφεραν ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των καθαρών ροών της περιόδου t και των αποδόσεων των μετοχικών αγορών της ίδιας περιόδου t . Επιπλέον, συμπέραναν ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ των καθαρών ροών της περιόδου t και του διαθέσιμου προσωπικού εισοδήματος (DPI) της ίδιας περιόδου t .

Τέλος, η χρήση των ανεξάρτητων μεταβλητών με χρονική υστέρηση μιας περιόδου, βρήκε τους δύο ερευνητές σύμφωνους με το συμπέρασμα του Warther ότι δεν ισχύει η υπόθεση του « feedback trader».

Το ίδιο έτος, 1998, ο Fortune συμφώνησε με τους Santini και Aber όσον αφορά στην θετική σχέση μεταξύ καθαρών ροών και αποδόσεων μετοχικών αγορών για την ίδια περίοδο t, όπου ως δείκτη αναφοράς μετοχικής αγοράς χρησιμοποίησε τον S&P 500. Επίσης συμφώνησε και στην θετική σχέση μεταξύ μακροπρόθεσμων επιτοκίων ομολόγων και καθαρών ροών στα Αμοιβαία Κεφάλαια. Τέλος ο Fortune δεν βρήκε ενδείξεις ότι οι καθαρές ροές του παρελθόντος μπορούν να αποτελέσουν εργαλείο πρόβλεψης των μελλοντικών αποδόσεων των μετοχικών αγορών.

Και πάλι το 1998 οι Goetzmann και Massa μελέτησαν ξεχωριστά τις εισροές και τις εκροές στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια. Η θέση τους ήταν ότι υπάρχει έντονη θετική συσχέτιση μεταξύ των εισροών και των αποδόσεων της Αγοράς για την ίδια περίοδο t, όπου και πάλι ως δείκτης αναφοράς μετοχικής αγοράς χρησιμοποίησαν τον S&P 500. Όσον αφορά στις εκροές υποστήριξαν ότι υπάρχει έντονη αρνητική συσχέτιση μεταξύ των εκροών και των αποδόσεων της Αγοράς. Τέλος εντόπισαν ότι οι καθαρές ροές στο σύνολο των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων της Αγοράς ακολουθούν τις αποδόσεις της αγοράς με υστέρηση μίας ημέρας, γεγονός που αποτελεί βασικό επιχείρημα της υπόθεσης «feedback trader».

Το 1999 οι Edelen και Warner, χρησιμοποιώντας υψηλής συχνότητας παρατηρήσεις, συμφώνησαν με κάποια από τα συμπεράσματα της μελέτης του Fortune (1998) και κατ'επέκταση συμφώνησαν και με τα σχετικά αποτελέσματα των Santini και Aber (1998), όσον αφορά στην θετική σχέση μεταξύ καθαρών ροών και αποδόσεων μετοχικών

αγορών για την ίδια περίοδο t . Επιπλέον συμφώνησαν με τους Goetzmann και Massa (1998), ότι δηλαδή οι καθαρές ροές στο σύνολο των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων της αγοράς ακολουθούν τις αποδόσεις της αγοράς, γεγονός που αποτελεί βασικό επιχείρημα της υπόθεσης «feedback trader».

Το 2000 οι Guercio και Tkac αναφέρθηκαν ότι η σχέση που συνδέει τις καθαρές ροές στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια και την απόδοση της αγοράς είναι ιδιαίτερα περίπλοκη, γεγονός που μας παραπέμπει στο συμπέρασμα ότι οι επενδυτές των Αμοιβαίων Κεφαλαίων έχουν την τάση να επενδύουν στα Αμοιβαία με τις καλύτερες αποδόσεις. Αντιθέτως οι επενδυτές δεν «τιμωρούν» τα Αμοιβαία με τις χειρότερες αποδόσεις, αφού δεν αποσύρουν από αυτά τα χρήματά τους, δηλαδή εξακολουθούν να είναι τοποθετημένοι σε Αμοιβαία με τις χειρότερες αποδόσεις, παρόλο που είναι γνώστες της αρνητικής πραγματικότητας που έχει διαμορφωθεί εις βάρος τους.

Το 2000 οι A.Bennett και M.Young δημοσίευσαν άρθρο με θέμα «**Determinants of Mutual Fund Flows: Evidence from New Zealand**». Το συγκεκριμένο άρθρο αποτελεί το δεύτερο βασικό σημείο αναφοράς μας για την παρούσα εργασία. Η σχετικά μικρή αγορά της Νέας Ζηλανδίας προσωμοιάζει της Ελληνικής Αγοράς, λόγω ότι αναπτύχθηκε πρόσφατα συγκρινόμενη με τις ώριμες αγορές των ΗΠΑ και της Ευρώπης. Επηρεάζεται σε μεγάλο βαθμό από τις διεθνείς εξελίξεις και τάσεις. Έχει λοιπόν ενδιαφέρον να εξετάσει κανείς κατά πόσο οι καθαρές ροές των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στην αγορά της Νέας Ζηλανδίας παρουσιάζουν ομοιότητες συμπεριφοράς με τις καθαρές ροές της αγοράς στην Ελλάδα.

Το χρονικό διάστημα που μελέτησαν ήταν από τον Σεπτέμβριο 1992 μέχρι Μάρτιο 1999 σε ένα δείγμα 42 Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού, κάνοντας χρήση μηνιαίων στοιχείων. Οι

ερευνητές όρισαν εξαρτημένη μεταβλητή τις καθαρές ροές των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού. Οι καθαρές ροές δίνουν την καθαρή αύξηση του Ενεργητικού των Αμοιβαίων απαλλαγμένο από την οποιαδήποτε θετική ή αρνητική μεταβολή που οφείλεται στην απόδοση των Αμοιβαίων, λόγω ανόδου ή καθόδου της χρηματιστηριακής αγοράς. Επιπλέον, κανονικοποίησαν τις καθαρές ροές, διαιρώντας με την συνολική κεφαλαιοποίηση του χρηματιστηριακού δείκτη NZSE-40.

Οι ανεξάρτητες μεταβλητές ήταν τα τρίμηνα βραχυπρόθεσμα επιτόκια της διατραπεζικής, τα δεκαετή μακροπρόθεσμα επιτόκια των κρατικών ομολόγων, η συναλλαγματική ισοτιμία εκφρασμένη με τον σχετικό σταθμισμένο δείκτη TWI και τέλος η απόδοση του χρηματιστηριακού δείκτη NZSE-40.

Ελέγχοντας τα αποτελέσματά τους για την ίδια χρονική περίοδο t και με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου $t-1$ για την ανεξάρτητη μεταβλητή, συμπέραναν ότι υπάρχει μια ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ καθαρών ροών και βραχυπρόθεσμων επιτοκίων. Η ίδια σχέση υφίσταται και μεταξύ καθαρών ροών και συναλλαγματικής ισοτιμίας. Τα συμπεράσματά τους είναι συμβατά με την οικονομική πραγματικότητα, αφού τα χαμηλά βραχυπρόθεσμα επιτόκια ωθούν τους επενδυτές σε εναλλακτικές επενδύσεις με προσδοκία υψηλότερων αποδόσεων, όπως η αγορά Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού. Επιπλέον, η χαμηλότερη συναλλαγματική ισοτιμία ευνοεί τις τοποθετήσεις στην εγχώρια χρηματιστηριακή αγορά.

Αντιθέτως, η σχέση μεταξύ καθαρών ροών και μακροπρόθεσμων επιτοκίων είναι στατιστικά ασήμαντη. Το στοιχείο αυτό συμβαδίζει με τον τρόπο που η Κεντρική Τράπεζα ασκούσε την νομισματική της πολιτική. Στην προσπάθειά της να ελέγξει τον πληθωρισμό είχε

δώσει όλο το βάρος της στα βραχυπρόθεσμα επιτόκια και όχι στα μακροπρόθεσμα.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσίασε η σχέση μεταξύ καθαρών ροών και απόδοσης χρηματιστηριακής αγοράς. Όταν οι ερευνητές εξέτασαν τις δύο παραμέτρους στην χρονική περίοδο t , κατέληξαν σε μια ισχυρή αρνητική σχέση. Όταν έλεγξαν τις δύο παραμέτρους με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου $t-1$ για την ανεξάρτητη μεταβλητή, διαπίστωσαν μια θετική σχέση. Τα συγκεκριμένα συμπεράσματα μπορούν να εξηγηθούν από το γεγονός ότι οι επενδυτές που επενδύουν σε μετοχικές αγορές με βραχυπρόθεσμο ορίζοντα, μπορεί να ερμηνεύσουν μια πτώση στην μετοχική αγορά ως ευκαιρία τοποθέτησης. Αντίθετα, οι επενδυτές που δεν είναι ιδιαίτερα εκπαιδευμένοι στον τρόπο που κινείται η μετοχική αγορά, καθυστερούν να πάρουν επενδυτικές αποφάσεις, με αποτέλεσμα όταν αποφασίσουν να τοποθετηθούν στην αγορά, έχει ήδη προκύψει ανοδική κίνηση στις τιμές των μετοχών.

To 2002 οι Papadamou και Siriopoulos δημοσίευσαν ένα άρθρο που αφορά στην ελληνική Αγορά, με θέμα «**The Determinants of the Flow of Mutual Funds of Managed Portfolios: The case of Greece**». Η έρευνα τους αποτελεί το τρίτο βασικό άρθρο της ερευνητικής μας εργασίας. Η εμπειρική μελέτη τους αφορούσε στην χρονική περίοδο Μαρτίου 1998-2000, μηνιαίων παρατηρήσεων για τα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια Εσωτερικού. Επικεντρώθηκαν κυρίως στην σχέση μεταξύ αποδόσεων των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και των καθαρών ροών τους και όχι στην σχέση μεταξύ αποδόσεων του Γενικού Δείκτη και των καθαρών ροών στα σχετικά Αμοιβαία Κεφάλαια. Ιδιαίτερη προσοχή έδωσαν στις εισροές και εκροές στο σύνολο της Μετοχικής Αγοράς, χωρίς να σταθούν στις μεμονωμένες περιπτώσεις Αμοιβαίων Κεφαλαίων που εντάχθηκαν στην Αγορά ή

αποσύρθηκαν από αυτήν κατά την διάρκεια της συγκεκριμένης διετίας.

Όσον αφορά στην μεθοδολογία που ακολούθησαν, όρισαν εξαρτημένη μεταβλητή τις καθαρές ροές των Αμοιβαίων Κεφαλαίων, τις οποίες και κανονικοποίησαν, διαιρώντας με την συνολική κεφαλαιοποίηση του ελληνικού χρηματιστηρίου. Η συγκεκριμένη παρέμβαση ήταν απαραίτητη, προκειμένου να εξομαλύνουν την δραματική άνοδο της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς για το διάστημα 1999-2000 και να αποφύγουν πιθανές μεροληπτικές τάσεις στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων τους.

Επιπλέον εξέτασαν την σχέση μεταξύ καθαρών ροών στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια και απόδοσής τους σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη του ελληνικού χρηματιστηρίου. Για αυτό τον σκοπό, επέλεξαν τα εννέα πιο αντιπροσωπευτικά Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια της Ελληνικής Αγοράς για το διάστημα Μαρτίου 1998-2000, με τα οποία κατασκεύασαν ένα ισοβαρές χαρτοφυλάκιο. Με τον όρο «αντιπροσωπευτικά» εννοούμε ότι πήραν δειγματοληπτικά Αμοιβαία Κεφάλαια που επενδύουν σε μετοχές υψηλής, μεσαίας, μικρής κεφαλαιοποίησης, Αμοιβαία Κεφάλαια που επενδύουν σε νεοεισερχόμενες εταιρίες, αλλά και συγκεκριμένου κλάδου προτίμησης όπως κατασκευαστικές εταιρίες.

Η ανάλυση των δεδομένων τους δομήθηκε σε τέσσερα στάδια. Στο πρώτο στάδιο μελέτησαν την συμπεριφορά των καθαρών ροών στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια Εσωτερικού. Το πρώτο τους συμπέρασμα ήταν ότι οι καθαρές ροές στην Ελληνική Αγορά παρουσιάζουν υψηλότερο μέσο και τυπική απόκλιση σε σχέση με τις καθαρές ροές των μετοχικών αγορών των ΗΠΑ.

Το δεύτερο συμπέρασμα ήταν ότι στην Ελληνική Αγορά οι αποδόσεις είναι πιο ευμετάβλητες από τις καθαρές ροές. Επιπρόσθετα, δεν

υπάρχει στατιστικά σημαντικός βαθμός αυτοσυσχέτισης μεταξύ των μηνιαίων αποδόσεων, ενώ αντιθέτως υπάρχει μεγάλος θετικός βαθμός αυτοσυσχέτισης στις καθαρές ροές, γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι μελλοντικές καθαρές ροές φαίνεται να είναι ως ένα βαθμό προβλέψιμες. Προκειμένου, λοιπόν, να διαπιστώσουν σε ποιο βαθμό είναι εφικτή μια πρόβλεψη για τις μελλοντικές καθαρές ροές, διέκριναν τις καθαρές ροές σε αναμενόμενες $[a+b_1 \text{flow}_{t-1}+b_2r_{t-1}]$ και μη αναμενόμενες u_t , όπως είχε κάνει και ο Warther. Η σχέση που χρησιμοποίησαν ήταν: $\text{flow}_t = [a+b_1 \text{flow}_{t-1}+b_2r_{t-1}]+u_t$

Με την βοήθεια της προαναφερόμενης σχέσης έλεγξαν σε τι βαθμό ισχύει η υπόθεση «feedback trader», βάσει της οποίας όταν γνωρίζουμε τις αποδόσεις του παρελθόντος μπορούμε να προβλέψουμε τις μελλοντικές ροές. Το συμπέρασμά τους για την Ελληνική Αγορά ήταν ότι οι παρελθούσες καθαρές ροές δεν επηρεάζουν τις τρέχουσες αποδόσεις. Εντόπισαν μόνο μια μικρή θετική σχέση μεταξύ μη αναμενόμενων καθαρών ροών και αποδόσεων για την ίδια χρονική στιγμή t .

Στο δεύτερο στάδιο ασχολήθηκαν με τον έλεγχο του βαθμού συσχέτισης μεταξύ όλων των παραμέτρων που συμμετείχαν στην ανάλυση, δηλαδή των αναμενόμενων καθαρών ροών, των μη αναμενόμενων καθαρών ροών, των αποδόσεων της αγοράς και των καθαρών ροών. Εντόπισαν μια μικρή θετική συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της αγοράς και των μη αναμενόμενων καθαρών ροών, γεγονός που συμβαδίζει με την άποψη του Warther πάνω σε αυτό το θέμα, με μόνη διαφορά ότι για την Ελληνική Αγορά αυτή η συσχέτιση είναι πολύ πιο ασθενής. Άρα όσον αφορά στα δεδομένα της Ελληνικής Αγοράς, οι καθαρές ροές δεν μπορούν να αποτελέσουν αξιόπιστο σινιάλο για την μελλοντική πορεία της χρηματιστηριακής αγοράς (signalling).

Στο τρίτο στάδιο εξέτασαν κατά πόσο οι καθαρές ροές επηρεάζουν τις αποδόσεις με την βοήθεια παλινδρόμησης. Ως εξαρτημένη μεταβλητή όρισαν τις αποδόσεις r_t και ανεξάρτητες μεταβλητές τις σύγχρονες και παρελθούσες αναμενόμενες και μη αναμενόμενες καθαρές ροές. Η παλινδρόμηση που χρησιμοποίησαν είναι η εξής:

$$r_t = a + b_1 \text{Exflow}_t + b_2 \text{Exflow}_{t-1} + \dots + b_n \text{Unflow}_t + b_{n+1} \text{Unflow}_{t-1} + \dots + u_t$$

Από αυτό τον έλεγχο προέκυψε ότι με βαθμό στατιστικής σημαντικότητας 5%, υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ μη αναμενόμενων καθαρών ροών και αποδόσεων για την ίδια περίοδο t .

Στο τέταρτο στάδιο πραγματοποίησαν τον έλεγχο της σχέσης μεταξύ καθαρών ροών και απόδοσης. Για αυτό τον σκοπό, χρησιμοποίησαν ψευδομεταβλητές για την υπεραπόδοση (outp) και την υποαπόδοση (underp) του ισοβαρούς χαρτοφυλακίου που κατασκεύασαν σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη του χρηματιστηρίου. Το συμπέρασμα που προέκυψε είναι ότι οι επενδυτές της Ελληνικής Αγοράς τοποθετούνται στα Αμοιβαία Κεφάλαια που παρουσιάζουν καλές αποδόσεις και «τιμωρούν» τα Αμοιβαία Κεφάλαια που δεν παρουσιάζουν καλή πορεία, αφού τελικά αποσύρονται από αυτά.

ΔΕΔΟΜΕΝΑ-ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Στην παρούσα έρευνα ασχοληθήκαμε με την επεξεργασία μηνιαίων στοιχείων. Τα δεδομένα μας αφορούν την Ελληνική Αγορά των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού για την περίοδο από Ιανουάριο 1996 μέχρι Δεκέμβριο 2003. Επιλέξαμε την συγκεκριμένη χρονική περίοδο, προκειμένου να ελέγξουμε τα αποτελέσματά της έρευνας πριν και μετά την υπερβολική συμπεριφορά της χρηματιστηριακής αγοράς το 1999.

Στο σημείο αυτό να αναφέρουμε ότι όλες οι μεταβλητές είναι αποπληθωρισμένες, προκειμένου τα αποτελέσματα να είναι εκφρασμένα σε πραγματικούς όρους. Προκειμένου να υπολογίσουμε τον μηνιαίο πληθωρισμό, ανατρέξαμε στις Ετήσιες Στατιστικές Εκθέσεις της Τράπεζας της Ελλάδας, από όπου και αντλήσαμε τα μηνιαία επίπεδα του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (ΔΤΚ). Ο μηνιαίος πληθωρισμός υπολογίστηκε μέσω της λογαριθμικής μεταβολής μεταξύ των διαδοχικών μηνιαίων επιπέδων του ΔΤΚ.

1. ΕΞΑΡΤΗΜΕΝΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ

Ως εξαρτημένη μεταβλητή ορίσαμε τις καθαρές ροές στο σύνολο της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού. Για δική μας διευκόλυνση, στην συνέχεια της εργασίας, όταν θα αναφερόμαστε στις καθαρές ροές των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού θα χρησιμοποιούμε τον όρο «ροές».

Διευκρινίζουμε ότι η συγκεκριμένη εργασία επικεντρώνεται στην συμπεριφορά του συνόλου της κατηγορίας Αμοιβαία Κεφάλαια Μετοχικά Εσωτερικού και όχι στα επιμέρους Αμοιβαία Κεφάλαια. Δεν μπήκαμε στην διαδικασία να επιλέξουμε τα πιο αντιπροσωπευτικά

Αμοιβαία Κεφάλαια της κατηγορίας και να θεωρήσουμε ότι αυτά εκφράζουν την συμπεριφορά όλης της κατηγορίας. Αντιθέτως τα στοιχεία που χρησιμοποιήσαμε για κάθε μήνα παρατήρησης αφορούν το σύνολο της κατηγορίας. Το βασικότερο πλεονέκτημα αυτής της προσέγγισης είναι ότι εξαλείφεται το survivor bias, το οποίο σε οποιαδήποτε άλλη περίπτωση θα αποτελούσε πρόβλημα. Μέσω της δικής μας προσέγγισης, μια πιθανή διακοπή λειτουργίας κάποιου Αμοιβαίου Κεφαλαίου ή μια μεταφορά Αμοιβαίου Κεφαλαίου σε κάποιο άλλο, που μπορεί να προκύψει μετά από συνεργασία σε επίπεδο διαφορετικών ΑΕΔΑΚ, δεν επηρεάζει τις συνολικές ροές της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού.

Ως πηγή των δεδομένων για τον υπολογισμό των ροών, χρησιμοποιήσαμε την Ένωση Θεσμικών Επενδυτών. Είναι ένας μη κερδοσκοπικός οργανισμός, ο οποίος ιδρύθηκε το 1985 με στόχο την υποστήριξη, προστασία και προώθηση του θεσμού των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στην Ελλάδα.

Στόχος μας είναι να απομονώσουμε την ροή ($Flow_t$) για κάθε μήνα t που οφείλεται αποκλειστικά και μόνο στα νέα κεφάλαια που τοποθέτησαν οι επενδυτές, χωρίς να λάβουμε υπόψη μας την οποιαδήποτε άνοδο ή πτώση του Ενεργητικού λόγω ανάλογης αποτίμησης της χρηματιστηριακής αγοράς. Η ροή υπολογίζεται με την βοήθεια του παρακάτω τύπου:

$$FLOW_t = [ASSET_t - ASSET_{t-1} * (1+R_t)] / ASSET_{t-1}$$

Όπου ($ASSET_t$) είναι το Συνολικό Ενεργητικό των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων της κατηγορίας για τον μήνα t , ($ASSET_{t-1}$) είναι το Συνολικό Ενεργητικό των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων της κατηγορίας για τον προηγούμενο μήνα $t-1$ και (R_t) είναι η σταθμισμένη μηνιαία απόδοση της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων για τον προηγούμενο μήνα.

Η σταθμισμένη μηνιαία απόδοση του συνόλου της κατηγορίας (R_t), για κάθε μήνα t , προκύπτει πολλαπλασιάζοντας τις επιμέρους μηνιαίες αποδόσεις των μεμονωμένων Αμοιβαίων Κεφαλαίων, που απαρτίζουν την κατηγορία, με το αντίστοιχο μερίδιο αγοράς του κάθε Αμοιβαίου Κεφαλαίου. Ως κριτήριο του μεριδίου αγοράς που κατέχει το κάθε Αμοιβαίο Κεφάλαιο θεωρήσαμε το πλήθος των μεριδίων που έχει σε κυκλοφορία. Το άθροισμα των επιμέρους σταθμισμένων αποδόσεων μας δίνει τελικά την σταθμισμένη μηνιαία απόδοση του συνόλου της κατηγορίας (R_t). Τέλος για κάθε μήνα t , αποπληθωρίζουμε την μηνιαία απόδοση της κατηγορίας αφαιρώντας από αυτή τον αντίστοιχο μηνιαίο πληθωρισμό.

Εναλλακτικά θα μπορούσαμε να υπολογίσουμε την μηνιαία απόδοση της κατηγορίας με ένα μέσο όρο των μεμονωμένων αποδόσεων των επιμέρους Αμοιβαίων Κεφαλαίων που συμμετέχουν στην κατηγορία, για κάθε μήνα t . Προτιμήσαμε την λύση της σταθμισμένης μηνιαίας απόδοσης, προκειμένου να λάβουμε υπόψη μας την βαρύτητα που κάθε Αμοιβαίο Κεφάλαιο έχει στο σύνολο της κατηγορίας του. Επιπλέον ως κριτήριο του μεριδίου αγοράς που κάθε Αμοιβαίο Κεφάλαιο κατέχει, θεωρήσαμε το πλήθος των μεριδίων που το Αμοιβαίο Κεφάλαιο έχει σε κυκλοφορία. Με αυτό τον τρόπο θέλαμε να εισάγουμε κάποιους ποιοτικούς παράγοντες, όπως η ρευστότητα και η διασπορά, κριτήρια που μεταξύ άλλων θα πρέπει να θεωρούνται ιδιαίτερα σημαντικά από τον επενδυτή που σκέφτεται να επενδύσει σε κάποιο Αμοιβαίο Κεφάλαιο.

Επιπλέον να αναφέρουμε ότι η ακανόνιστη πορεία της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς κατά την διάρκεια του 1999, επηρεάζει τα πρωτογενή δεδομένα. Πράγματι το Συνολικό Ενεργητικό για αυτούς τους μήνες παρουσιάζει μια ακανόνιστη διόγκωση, η οποία οφείλεται σε μεγάλο βαθμό σε θέματα αποτίμησης. Για αυτό τον λόγο, όπως ακριβώς έπραξαν οι Bennett-Young και Papadamou-Siropoulos, για

κάθε μήνα παρατήρησης t , κανονικοποιήσαμε το Συνολικό Ενεργητικό, διαιρώντας το με την συνολική κεφαλαιοποίηση του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ για τον προηγούμενο μήνα $t-1$. Βάσει της κανονικοποιημένης χρονοσειράς του Ενεργητικού που προκύπτει, υπολογίζουμε την ροή για κάθε περίοδο t .

2. ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΕΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ

Προκειμένου να εξηγήσουμε την συμπεριφορά των ροών στο σύνολο της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού, χρησιμοποιήσαμε ως ανεξάρτητες μεταβλητές τα επιτόκια, την απόδοση της χρηματιστηριακής αγοράς, την υπερβάλλουσα απόδοση της χρηματιστηριακής αγοράς, την υπερβάλλουσα απόδοση του συνόλου της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού προσαρμοσμένη ως προς τον κίνδυνο και τις καθαρές αποδοχές του μέσου μισθωτού. Στην συνέχεια παρουσιάζουμε αναλυτικά την κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή.

ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Στα πλαίσια ενός διαφοροποιημένου επενδυτικού χαρτοφυλακίου, είναι γνωστό ότι οι επενδυτές, εκτός της αγοράς μετοχών, τοποθετούνται και στην αγορά των ομολόγων. Όταν οι αποδόσεις των ομολόγων βαίνουν αυξανόμενες, τότε οι επενδυτές μετακινούν κάποια κεφάλαια από την αγορά των μετοχών προς την αγορά των ομολόγων. Με αυτή την κίνηση αποφεύγουν πιθανές απώλειες από τις μετοχικές τους επενδύσεις και ταυτόχρονα επιτυγχάνουν καλύτερες αποδόσεις από τις ομολογιακές αγορές. Αυτό έχει ως συνέπεια την πίεση των τιμών στις μετοχικές αγορές και την εκροή χρημάτων από αυτές.

Θεωρητικά, λοιπόν, η σχέση μεταξύ επιπέδου επιτοκίων και ροών αναμένουμε να είναι αρνητική. Γενικότερα, η επίδραση του επιπέδου

των επιτοκίων στις ροές πιθανά να διαδραματίζει καθοριστικό ρόλο. Για αυτό ακριβώς τον λόγο αποφασίσαμε στην παρούσα εργασία να μετρήσουμε την προαναφερόμενη επίδραση, προκειμένου να διαπιστώσουμε κατά πόσο τα εμπειρικά αποτελέσματα είναι συμβατά με την θεωρία.

Πιο συγκεκριμένα, ορίσαμε ως ανεξάρτητες μεταβλητές τα μηνιαία επίπεδα των βραχυχρόνιων και μακροχρόνιων επιτοκίων. Για κάθε μήνα t , θεωρήσαμε ως βραχυχρόνια επιτόκια τα επιτόκια έκδοσης του Εντόκου Γραμματίου του Ελληνικού Δημοσίου τρίμηνης διάρκειας εκφρασμένα σε μηνιαία βάση. Ως μακροχρόνια επιτόκια ορίσαμε τις μηνιαίες αποδόσεις (yield) του δεκαετούς γερμανικού κρατικού ομολόγου. Βεβαίως σε κάθε μήνα t , αποπληθωρίζουμε το επίπεδο βραχυπρόθεσμου και μακροπρόθεσμου επιτοκίου αφαιρώντας από αυτό τον αντίστοιχο μηνιαίο πληθωρισμό.

Ο λόγος που επιλέξαμε το γερμανικό κρατικό ομόλογο είναι διότι στοιχεία για μακρινής λήξης ελληνικά κρατικά ομόλογα δεν ήταν διαθέσιμα για τα έτη πριν το 2000 και επιπλέον στα πλαίσια τη Ευρωπαϊκής Ένωσης, ο δείκτης αναφοράς των ελληνικών κρατικών ομολόγων μεγάλης διάρκειας είναι το δεκαετές γερμανικό κρατικό ομόλογο (Bund).

Σε αυτό το σημείο κρίνουμε σκόπιμο να αναφέρουμε ότι βάσει θεωρίας, οι τοποθετήσεις σε μετοχικές αγορές εμπεριέχουν την έννοια του μακροχρόνιου ορίζοντα. Συνεπώς είναι λογικό να αναμένουμε ότι τα μακροχρόνια επιτόκια θα αποτελούν πιο σημαντικό παράγοντα επίδρασης στις ροές απ' ότι τα βραχυχρόνια επιτόκια. Βεβαίως τα εμπειρικά αποτελέσματα της συγκεκριμένης εργασίας θα μας αποδείξουν τελικά αν κάτι τέτοιο ισχύει ή όχι.

Επιπλέον διευκρινίζουμε ότι χρησιμοποιήσαμε επίπεδα επιτοκίων αντί μεταβολές αυτών, διότι σε περιόδους χαμηλών επιτοκίων, ακόμα και μια μεγάλη ποσοστιαία μεταβολή πιθανά να μην αποτελέσει ισχυρό κίνητρο αντίδρασης των επενδυτών. Εξάλλου στην συνέχεια για τον υπολογισμό των υπεραποδόσεων του Γενικού Δείκτη ΧΑΑ, σε σχέση με τα βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα επιτόκια, απαιτούνται επίπεδα επιτοκίων και όχι μεταβολές αυτών.

Όσον αφορά την πηγή προέλευσης των δεδομένων, για τα τρίμηνης διάρκειας Έντοκα του Ελληνικού Δημοσίου είναι η βάση δεδομένων Datastream ενώ για τις αποδόσεις του δεκαετούς γερμανικού κρατικού ομολόγου είναι η Reuters.

Τέλος να αναφέρουμε ότι εξετάσαμε την επίδραση των επιτοκίων πάνω στις ροές τόσο στην ίδια χρονική περίοδο t , όσο και με υστέρηση για τα επιτόκια μιας περιόδου $t-1$. Αυτή η προσέγγιση θα μας βοηθήσει να καταλήξουμε κατά πόσο οι επενδυτές αντιδρούν με υστέρηση στις διαμορφούμενες επιτοκιακές συνθήκες της αγοράς.

ΜΕΤΡΑ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ - ΚΑΤΗΓΟΡΙΑΣ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ ΑΚ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ

Παλαιότερα οι επενδυτές αξιολογούσαν την επίδοση ενός χαρτοφυλακίου βασιζόμενοι μόνο στο ποσοστό απόδοσής του. Μετά το 1960 ποσοτικοποιήθηκε η διάσταση του κινδύνου σε όρους μεταβλητότητας των αποδόσεων. Κατά συνέπεια, οι ορθολογικοί επενδυτές λαμβάνουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις βάσει των αποδόσεων που είναι προσαρμοσμένες ως προς τον κίνδυνο. Βεβαίως, δεν είναι λίγοι οι επενδυτές που εξακολουθούν να λαμβάνουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις με μοναδικό κριτήριο το ποσοστό της απόδοσης.

Στην συγκεκριμένη εργασία, αποφασίσαμε να εξετάσουμε την σχέση μεταξύ απόδοσης και ρίσκων υπό το πρίσμα τόσο ενός ορθολογικού επενδυτή όσο και ενός επενδυτή λιγότερο καταρτισμένου. Αυτή η προσέγγιση παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον, προκειμένου να προσδιορίσουμε ο μέσος έλληνας επενδυτής προς ποια κατηγορία επενδυτή κλίνει περισσότερο. Με απλά λόγια, θα προσπαθήσουμε να διαπιστώσουμε αν μπορούμε να συγκαταλέξουμε τον μέσο έλληνα επενδυτή στους κατάλληλα εκπαιδευμένους ή μη επενδυτές.

Χρησιμοποιήσαμε τέσσερα διαφορετικά μέτρα απόδοσης. Το πρώτο μέτρο μας δίνει την απόδοση ανά μονάδα κινδύνου κατά Sharpe. Αναλυτικότερα, ο δείκτης του Sharpe είναι: $SH = (R_p - R_f) / \sigma_p$, όπου $(R_p - R_f)$ ορίσαμε την υπερβάλλουσα απόδοση της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων στο σύνολό της από το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο του Εντόκου Γραμματίου του Ελληνικού Δημοσίου τρίμηνης διάρκειας. Ο όρος (σ_p) είναι η τυπική απόκλιση της απόδοσης της κατηγορίας των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων στο σύνολό της.

Από τα παραπάνω διαπιστώνουμε ότι για κάθε μήνα t , δεν υπολογίσαμε τον δείκτη Sharpe για κάθε επιμέρους Μετοχικό Αμοιβαίο Κεφάλαιο Εσωτερικού που συμμετέχει στην κατηγορία, αλλά υπολογίσαμε τον δείκτη για το σύνολο της κατηγορίας των Μετοχικών, σαν να ήταν ένα μεμονωμένο Αμοιβαίο Κεφάλαιο.

Το δεύτερο μέτρο απόδοσης είναι η λογαριθμική μεταβολή του Γενικού Δείκτη του ελληνικού χρηματιστηρίου σε μηνιαία βάση. Το τρίτο μέτρο απόδοσης είναι η υπερβάλλουσα απόδοση του Γενικού Δείκτη από το χωρίς κίνδυνο επιτόκιο του Εντόκου Γραμματίου του Ελληνικού Δημοσίου τρίμηνης διάρκειας. Το τελευταίο μέτρο είναι η υπερβάλλουσα απόδοση του Γενικού Δείκτη από την απόδοση του

δεκαετούς γερμανικού κρατικού ομολόγου. Διευκρινίζουμε ότι τα δύο τελευταία μέτρα δεν είναι προσαρμοσμένα ως προς τον κίνδυνο.

Φυσικά και οι τέσσερις ανεξάρτητες μεταβλητές είναι αποπληθωρισμένες. Τέλος να αναφέρουμε ότι εξετάσαμε την επίδραση των τεσσάρων διαφορετικών μέτρων απόδοσης πάνω στις ροές τόσο στην ίδια χρονική περίοδο t , όσο και με υστέρηση μιας περιόδου $t-1$.

ΚΑΘΑΡΕΣ ΑΠΟΔΟΧΕΣ ΜΕΣΟΥ ΜΙΣΘΩΤΟΥ

Θεωρούμε ότι οι επενδυτές προβαίνουν σε τοποθέτηση στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια Εσωτερικού, κατόπιν συνειδητοποιημένης και ώριμης σκέψης. Για αυτό τον λόγο, αποφασίσαμε να εξετάσουμε την σχέση μεταξύ ροών και λογαριθμικής μεταβολής των καθαρών αποδοχών ενός μέσου μισθωτού σε πραγματικούς όρους. Οι καθαρές αποδοχές του μέσου μισθωτού στο σύνολο της οικονομίας προκύπτουν αν από τις ακαθάριστες αποδοχές του αφαιρεθούν ο φόρος εισοδήματος και οι ασφαλιστικές εισφορές που αυτός καταβάλλει. Επιθυμούμε, λοιπόν, να διαπιστώσουμε σε τι βαθμό είναι διατεθειμένος ο μέσος έλληνας μισθωτός να τοποθετήσει μέρος από το υστέρημά του σε Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια Εσωτερικού, προκειμένου να δώσει μελλοντικά αξία στα χρήματά του.

Ως πηγή των καθαρών αποδοχών του μέσου μισθωτού χρησιμοποιήσαμε την Ετήσια Έκθεση του Διοικητή της Τράπεζας της Ελλάδας για το έτος 2003. Βεβαίως τα διαθέσιμα στοιχεία ήταν σε ετήσια συχνότητα, ενώ εμείς χρειαζόμασταν μηνιαία συχνότητα. Υποθέσαμε ότι τον πρώτο μήνα της περιόδου παρατήρησης, δηλαδή τον Ιανουάριο 1996, ξεκινήσαμε από μια βάση 100 μονάδων. Επίσης υποθέσαμε ότι οι καθαρές αποδοχές ακολουθούν κάθε μήνα αυξητική τάση. Με την βοήθεια της μεθόδου interpolation

διαμορφώσαμε τις μηνιαίες μονάδες των καθαρών αποδοχών με τέτοιο ρυθμό αύξησης, ώστε η εκάστοτε ετήσια μεταβολή σε μονάδες των καθαρών αποδοχών να συμβαδίζει με την ετήσια ποσοστιαία μεταβολή που είχαμε ως δεδομένο από τα στοιχεία τη Τράπεζας της Ελλάδας. Έχοντας, λοιπόν, τις μηνιαίες μονάδες των καθαρών αποδοχών του μέσου έλληνα μισθωτού, υπολογίσαμε με την βοήθεια λογαρίθμου την μηνιαία μεταβολή των καθαρών αποδοχών, η οποία αποτελεί μια ακόμα ανεξάρτητη μεταβλητή στην συγκεκριμένη εργασία.

Τέλος να αναφέρουμε ότι εξετάσαμε την επίδραση των καθαρών αποδοχών του μέσου μισθωτού πάνω στις ροές τόσο στην ίδια χρονική περίοδο t , όσο και με υστέρηση μιας περιόδου $t-1$.

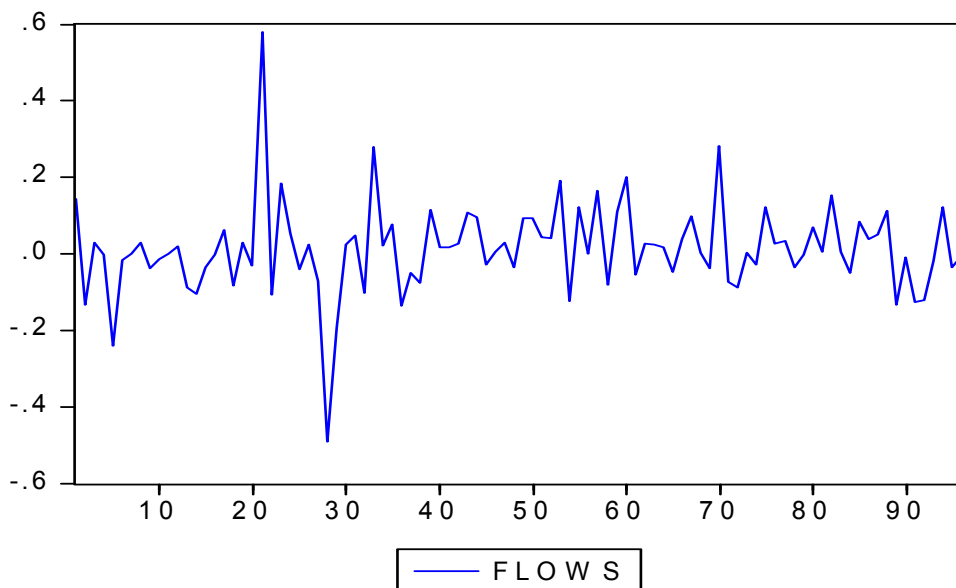
Ολοκληρώνοντας την παρουσίαση όλων των μεταβλητών που εξετάσαμε στην εργασία μας, θα θέλαμε να αναφέρουμε ότι η επεξεργασία των πρωτογενών δεδομένων έγινε με την βοήθεια του Microsoft Excel και στην συνέχεια η εμπειρική ανάλυση πραγματοποιήθηκε μέσω του οικονομετρικού πακέτου Eviews. Η σχέση που τελικά συνδέει την εξαρτημένη με τις ανεξάρτητες μεταβλητές προσδιορίστηκε μέσω διαφόρων πολυμεταβλητών παλινδρομήσεων.

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

1^ο Στάδιο

Στο πρώτο στάδιο της έρευνας κρίναμε σκόπιμο να ασχοληθούμε πιο αναλυτικά με την εξαρτημένη μεταβλητή, δηλαδή τις ροές τις οποίες, όπως έχουμε ήδη αναφέρει, έχουμε κανονικοποιήσει με την συνολική κεφαλαιοποίηση των Γενικού Δείκτη του ελληνικού χρηματιστηρίου. Στο παρακάτω διάγραμμα παρουσιάζεται η διαχρονική συμπεριφορά των ρών για το διάστημα από Ιανουάριο 1996 μέχρι Δεκέμβριο 2003.

ΚΑΘΑΡΕΣ ΡΟΕΣ ΠΡΟΣΑΡΜΟΣΜΕΝΕΣ
ΜΕ ΤΗΝ ΣΥΝΟΛΙΚΗ ΚΕΦΑΛΑΙΟΠΟΙΗΣΗ ΤΟΥ ΓΔ ΧΑΑ
(1/96-12/03)



Με την βοήθεια του παραπάνω διαγράμματος, διαπιστώνουμε ότι διαχρονικά οι ροές τείνουν να κινούνται σε ένα εύρος τιμών (+0.2,-0.2). Επιπλέον παρατηρούμε κάποιες έντονα ακραίες τιμές.

Αναφέρουμε ενδεικτικά τον Σεπτέμβριο 1997, όταν είχαμε την ανάληψη από την χώρα μας της διοργάνωσης των Ολυμπιακών Αγώνων του 2004. Εκείνο τον μήνα οι ροές πήραν την μεγαλύτερη θετική τιμή (+0.563) με την μηνιαία απόδοση του Γενικού Δείκτη στο (+14,7%), η οποία ήταν η δεύτερη υψηλότερη μηνιαία απόδοση για το έτος 1997 **(Παράρτημα 3-Διάγραμμα1)**.

Αντίθετα τον Απρίλιο 1998, οι ροές πήραν την μεγαλύτερη αρνητική τιμή (-0,508) με την μηνιαία απόδοση του Γενικού Δείκτη στο (-27,62%), η οποία σημειωτέον είναι η δεύτερη υψηλότερη μηνιαία απόδοση όλων των 96 μηνών που εξετάζουμε. Εκείνο τον μήνα είχαμε την υποτίμηση του εγχώριου νομίσματός μας εν όψει της ένταξης της χώρας μας στην Ευρωπαϊκή Ένωση **(Παράρτημα 3-Διάγραμμα1)**.

Όσον αφορά την συμπεριφορά των ροών **(Παράρτημα 3-Διάγραμμα2)**, ενδιαφέρον παρουσιάζει η σύγκριση των αποτελεσμάτων της δικής μας έρευνας που αφορά την αγορά της Ελλάδας, σε σχέση με τα αποτελέσματα των Warther (1995), Edelen και Warner (2001), οι οποίοι ασχολήθηκαν με την ώριμη αγορά των ΗΠΑ, αλλά και σε σχέση με την έρευνα των Papadamou και Sirioroulos (2002) που ασχολήθηκαν με την ελληνική αγορά. Στον παρακάτω πίνακα συγκεντρώσαμε τα βασικά σημεία της κάθε έρευνας, προκειμένου να είναι άμεσα συγκρίσιμα.

	ΠΑΡΟΥΣΑ ΕΡΕΥΝΑ	PAPADAMOU SIRIOPOULOS	EDELEN WARNER	WARTHER
ΡΟΕΣ	2004	2002	2001	1995
	1/96-12/03	1/98-3/02	2/98-6/99	1/84-12/92
	Μηνιαία Στοιχεία	Μηνιαία Στοιχεία	Ημερήσια Στοιχεία	Μηνιαία Στοιχεία
MEAN	0,0122	0,0011	0,0002	0,0005
MEDIA	0,0051	0,0001	0,0001	0,0005
ST. DEVIATION	0,12	0,0031	0,013	0,0008

Παρατηρούμε ότι στην ελληνική αγορά, τόσο η μέση απόδοση όσο και η τυπική απόκλιση είναι αισθητά υψηλότερες από τις τιμές στην αγορά των ΗΠΑ, γεγονός που συμβαδίζει σαν γενικότερη τάση με τα αποτελέσματα των Paradamou και Siriopoulos.

Στην συνέχεια εξετάσαμε τον βαθμό αυτοσυσχέτισης των ροών. Με την βοήθεια του παρακάτω πίνακα αυτοσυσχέτισης, διαπιστώνουμε ότι δεν υφίσταται κάποια καθοριστική συσχέτιση μεταξύ των ροών, γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι οι ροές της κάθε περιόδου t δεν επηρεάζονται από τις ροές των προηγούμενων περιόδων.

SAMPLE: 1 96						
ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΡΟΩΝ						
Auto correlation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.050	-0.050	0.2518	0.616
. *	. *	2	0.106	0.104	13.853	0.500
. .	. .	3	0.002	0.012	13.857	0.709
. .	. .	4	-0.004	-0.015	13.873	0.846
. * .	. * * .	5	-0.185	-0.190	49.200	0.426
. .	. .	6	-0.026	-0.044	49.932	0.545
. * .	. * .	7	-0.166	-0.136	78.990	0.342
. .	. .	8	-0.044	-0.051	81.066	0.423
. .	. *	9	0.048	0.073	83.576	0.499
. *	. *	10	0.164	0.164	11.300	0.335

Όπως αναφέραμε στην ανασκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας, ιδιαίτερη έμφαση έχει δοθεί στην συμπεριφορά των μηνιαίων αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του χρηματιστηρίου (**Παράρτημα 3- Διάγραμμα 3**) ως ανεξάρτητη μεταβλητή. Για αυτό τον λόγο, στον πίνακα που ακολουθεί, παραθέτουμε τα βασικά χαρακτηριστικά των μηνιαίων αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ, τα οποία και συγκρίναμε με εκείνα των Paradamou και Siriopoulos.

	ΠΑΡΟΥΣΑ ΕΡΕΥΝΑ	ΠΑΡΑΔΑΜΟΥ ΣΙΡΙΟΠΟΥΛΟΣ
ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΓΔ ΧΑΑ	2004	2002
	1/96-12/03	1/98-3/02
	Μηνιαία Στοιχεία	Μηνιαία Στοιχεία
MEAN	0,22%	0,79%
MEDIA	-0,78%	-0,04%
ST. DEVIATION	9,66%	11,60%

Παρατηρούμε ότι στην δική μας έρευνα, η μέση μηνιαία απόδοση και η τυπική απόκλιση είναι χαμηλότερες από τα αντίστοιχα μεγέθη που προέκυψαν από τους άλλους δύο ερευνητές. Το γεγονός αυτό οφείλεται στο ότι οι δύο ερευνητές εξέτασαν μια χρονική περίοδο που είναι κατά κύριο λόγο επηρεασμένη από την μεγάλη άνοδο του 1999. Αντιθέτως η δική μας περίοδο παρατήρησης έχει μεγαλύτερο εύρος, με αποτέλεσμα να μην επηρεάζεται τόσο πολύ από την ιδιαιτερότητα του 1999.

Όσον αφορά τον βαθμό αυτοσυσχέτισης των μηνιαίων αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ, διαπιστώνουμε από το παρακάτω πίνακα αυτοσυσχέτισης, ότι οι μηνιαίες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ για κάθε περίοδο t δεν επηρεάζονται από τις αποδόσεις των προηγούμενων περιόδων. Συνεπώς η μελλοντική πορεία της αγοράς δεν μπορεί να προβλεφθεί, αφού η αγορά χαρακτηρίζεται από τυχαιότητα στην συμπεριφορά της.

SAMPLE: 1 96						
ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΓΔ ΧΑΑ						
Auto correlation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *.	. *.	1	0.086	0.086	0.7352	0.391
. .	. .	2	0.039	0.032	0.8905	0.641

ΑΥΤΟΣΥΣΧΕΤΙΣΗ ΜΗΝΙΑΙΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΓΔ ΧΑΑ							
Auto correlation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *.	. *.	3	0.123	0.118	24.242	0.489	
. .	. .	4	0.007	-0.014	24.295	0.657	
** .	** .	5	-0.198	-0.210	64.837	0.262	
. *.	. *.	6	0.074	0.098	70.543	0.316	
. *.	. **	7	0.183	0.199	10.589	0.158	
. .	. .	8	0.022	0.034	10.639	0.223	
. .	. *.	9	-0.028	-0.087	10.725	0.295	
. *.	. .	10	0.107	0.024	11.988	0.286	

Ένα πολύ σημαντικό σημείο είναι ο βαθμός συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών. Στον πίνακα που ακολουθεί φαίνεται αναλυτικά ο βαθμός συσχέτισης κάθε ανεξάρτητης μεταβλητής με όλες τις υπόλοιπες αλλά και ο βαθμός συσχέτισης της εξαρτημένης μεταβλητής με τις ανεξάρτητες.

	FLWS	TBILL	BUND	RINC	GINDRT	XRTBILL	XRbund	SHARPE
FLWS	1	-0.067270	-0.070157	-0.024402	0.009426	0.017519	0.018657	0.008197
TBILL	-0.067270	1	0.870072	0.953357	0.142576	0.025092	0.027510	0.105465
BUND	-0.070157	0.870072	1	0.838947	0.049075	-0.053894	-0.082916	-0.033226
RINC	-0.024402	0.953357	0.838947	1	0.081723	-0.030823	-0.029101	0.036050
GINDRT	0.009426	0.142576	0.049075	0.081723	1	0.993050	0.991287	0.940263
XRTBILL	0.017519	0.025092	-0.053894	-0.030823	0.993050	1	0.997932	0.937128
XRbund	0.018657	0.027510	-0.082916	-0.029101	0.991287	0.997932	1	0.942538
SHARPE	0.008197	0.105465	-0.033226	0.036050	0.940263	0.937128	0.942538	1

Όπου (FLWS= Καθαρή Ροή συνόλου κατηγορίας ΑΚ Μετοχικά Εσωτερικού, TBILL=3m Έντοκο Γραμμάτιο Ελληνικού Δημοσίου, BUND=Απόδοση 10ετούς Γερμανικού Κρατικού Ομολόγου, RINC=Μεταβολή Καθαρών αποδοχών μέσου μισθωτού συνόλου αγοράς, GINDRT=Απόδοση Γενικού Δείκτη ΧΑΑ, XRTBILL=Υπεραπόδοση σε σχέση με 3m Έντοκο Γραμμάτιο Ελληνικού Δημοσίου, XRbund=Υπεραπόδοση σε σχέση με 10ετές Γερμανικό Κρατικό Ομολόγο, Sharpe=Δείκτης απόδοσης κατηγορίας ΑΚ Μετ.Εσωτερικού ανά μονάδα κινδύνου)

Παρατηρούμε ότι οι μεταβλητές XRTBILL, XRbund και GINDRT έχουν συντελεστή συσχέτισης που πλησιάζει την μονάδα. Το γεγονός αυτό είναι αναμενόμενο, αφού η υπερβάλλουσα απόδοση που

υπολογίσαμε σε σχέση με το Έντοκο Γραμμάτιο και σε σχέση με το δεκαετές Γερμανικό Ομόλογο αφορούσε την απόδοση του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ, δηλαδή την μεταβλητή GINDRT. Επιπλέον η μεταβλητή SHARPE παρουσιάζει συντελεστή συσχέτισης, σε σχέση με τις άλλες τρεις μεταβλητές, πάνω από 0,93. Κατά συνέπεια στις παλινδρομήσεις που “τρέξαμε”, οι συγκεκριμένες τέσσερις ανεξάρτητες μεταβλητές θεωρούνται αμοιβαίως αποκλειόμενες, δηλαδή σε κάθε παλινδρόμηση συμμετέχει μια από αυτές τις τέσσερις μεταβλητές κάθε φορά. Το ίδιο ακριβώς παρατηρούμε για τις μεταβλητές TBILL και BUND. Συνεπώς θεωρούνται αμοιβαίως αποκλειόμενες και στις παλινδρομήσεις θα συμμετέχουν κάποιες contemporaneous και κάποιες με lag1.

Κατά αυτό τον τρόπο αποφεύγουμε πιθανά φαινόμενα πολυσυγγραμμικότητας, τα οποία μπορούν να μας οδηγήσουν σε λανθασμένα συμπεράσματα. Η πολυσυγγραμμικότητα μπορεί να προκληθεί από ανεξάρτητες μεταβλητές που μεταφέρουν παρόμοια πληροφορία, χωρίς ουσιαστικά να μπορούν να συμβάλλουν στην περαιτέρω ερμηνεία των ρών.

2° Στάδιο

Στο δεύτερο στάδιο, “τρέξαμε” επτά παλινδρομήσεις, μία για κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή για την ίδια χρονική περίοδο t και επτά παλινδρομήσεις, μία για κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου $t-1$ (**Παράρτημα 4- Πίνακες 1 έως 14**), πάντα με εξαρτημένη μεταβλητή τις ροές. Μέσω αυτής της διαδικασίας μπορούμε να διαπιστώσουμε ποια είναι η σχέση που συνδέει την κάθε ανεξάρτητη μεταβλητή με τις ροές. Στους δύο πίνακες που ακολουθούν παρουσιάζονται τα σχετικά αποτελέσματα.

	COEFFICIENT	T-STAT	PROB
TBILL	-0.7119	-0.6537	0.5149
BUND	-0.6614	-0.6818	0.4970
GINDRT	0.0117	0.0914	0.9274
SHARPE	0.0010	0.0795	0.9368
XRTBILL	0.0220	0.1698	0.8655
XRIBUND	0.0232	0.1809	0.8568
RINC	-0.2625	-0.2366	0.8134

Συνεπώς για την ίδια χρονική περίοδο t (**Παράρτημα 4- Πίνακες 1 έως 7**), τα βραχυχρόνια και τα μακροχρόνια επιτόκια έχουν αρνητική σχέση με τις ροές, γεγονός που, όπως ήδη έχουμε αναφέρει, συμβαδίζει με την γενικότερη οικονομική θεωρία. Επιπρόσθετα, από τις τιμές των probabilities φαίνεται ότι τα μακροχρόνια επιτόκια επηρεάζουν τις ροές σε μεγαλύτερο βαθμό από ότι τα βραχυχρόνια, γεγονός που επίσης είναι λογικό βάσει οικονομικής θεωρίας που θέλει την επένδυση σε ΑΚ Μετοχικά με ορίζοντα μακροχρόνιο.

Όσον αφορά τα τέσσερα μέτρα της απόδοσης, διαπιστώνουμε ότι για την ίδια χρονική περίοδο t , οι ροές σχετίζονται θετικά με τα τέσσερα μέτρα απόδοσης, είτε αυτά είναι προσαρμοσμένα ως προς τον κίνδυνο είτε όχι. Αυτή η σχέση πιθανά να σημαίνει ότι, για την ίδια χρονική περίοδο t , μια άνοδος στην απόδοση του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ και κατ'επέκταση μια άνοδος του Δείκτη Sharpe για το σύνολο της κατηγορίας των Μετοχικών ΑΚ Εσωτερικού, θα οδηγήσει σε αύξηση των ροών στα ΑΚ Μετοχικά Εσωτερικού.

Αυτή η αντίδραση αφορά κυρίως τους επενδυτές που λειτουργούν πιο αυθόρμητα, οι οποίοι πιθανά επενδύουν για πιο βραχυπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα, στοιχείο που έρχεται σε αντίθεση με τον κατά βάση μακροχρόνιο επενδυτικό χαρακτήρα του επενδυτή που τοποθετείται σε Μετοχικά ΑΚ. Το θεωρητικό αυτό συμπέρασμα σε συνδυασμό με τις υψηλές τιμές των probabilities των τεσσάρων

μέτρων απόδοσης, μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι για την ίδια χρονική περίοδο t , τα τέσσερα μέτρα απόδοσης πιθανά να μην αποτελούν στατιστικά σημαντικές μεταβλητές. Παρ'όλα αυτά, μεταξύ των τεσσάρων μέτρων απόδοσης, πιο σημαντικό ρόλο φαίνεται πως διαδραματίζει ο Δείκτης XRBUND, του οποίου το probability είναι το χαμηλότερο μεταξύ των τεσσάρων εναλλακτικών μέτρων απόδοσης.

Η μεταβολή των καθαρών αποδοχών του μέσου έλληνα μισθωτού δείχνει να μην παίζει σημαντικό ρόλο, για την ίδια χρονική περίοδο t . Για αυτό τον λόγο δεν μας προβληματίζει το αρνητικό πρόσημο που συνδέει τις καθарές αποδοχές με τις ροές, γεγονός που δεν συμφωνεί με την οικονομική λογική. Κανονικά θα περιμέναμε η αύξηση των καθαρών αποδοχών ενός επενδυτή να δημιουργήσει τις κατάλληλες προϋποθέσεις για αύξηση των τοποθετήσεων του σε μετοχικές επενδύσεις, προκειμένου μακροπρόθεσμα να δώσει πραγματική αξία στα χρήματά του.

Στην συνέχεια θα αναλύσουμε τα αντίστοιχα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων όπου "τρέξαμε" τις ανεξάρτητες μεταβλητές με χρονική υστέρηση μιας περιόδου $t-1$ (**Παράρτημα 4- Πίνακες 8 έως 14**).

	COEFFICIENT	T-STAT	PROB
TBILL(-1)	0.1012	0.0927	0.9263
BUND(-1)	0.2961	0.3043	0.7616
GINDRT(-1)	-0.8772	-9.6617	0.0000
SHARPE(-1)	-0.08357	-9.0491	0.0000
XRTBILL(-1)	-0.8968	-9.8960	0.0000
XRBUND(-1)	-0.8791	-9.7398	0.0000
RINC(-1)	0.8047	0.7278	0.4685

Γενικότερα, παρατηρούμε ότι τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα υπερτερούν σημαντικά σε σχέση με εκείνα του προηγούμενου πίνακα, όσον αφορά την στατιστική σημαντικότητα των ανεξάρτητων

μεταβλητών. Αυτό το συμπέρασμα προκύπτει τόσο από τις τιμές των t -statistics όσο και από τις τιμές των probabilities. Συνεπώς οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι και εμείς στην ανάλυση μας θα δώσουμε μεγαλύτερη βαρύτητα στις ανεξάρτητες μεταβλητές με χρονική υστέρηση μιας χρονικής περιόδου $t-1$.

Εξετάζοντας τα βραχυχρόνια και τα μακροχρόνια επιτόκια με χρονική υστέρηση μιας χρονικής περιόδου $t-1$, παρατηρούμε ότι αποκτούν θετικό πρόσημο και επιπλέον είναι λιγότερα σημαντικά από στατιστικής άποψης σε σχέση με τα επίπεδα των τιμών τους για την ίδια χρονική περίοδο t . Επιπλέον το θετικό πρόσημο δεν συμβαδίζει με την γενικότερη οικονομική λογική, συνεπώς στην παρούσα εργασία δεν θα σταθούμε ιδιαίτερα σε αυτά.

Τα τέσσερα μέτρα απόδοσης, με χρονική υστέρηση μια περιόδου $t-1$, αποκτούν ιδιαίτερη σημαντικότητα, όπως φαίνεται από τις τιμές των t -statistics και των probabilities, ενώ η σχέση τους με τις ροές είναι αρνητική, γεγονός που δεν συμφωνεί με τα πρόσημα των αντίστοιχων συντελεστών, όπως προέκυψαν από τις παλινδρομήσεις για την ίδια χρονική περίοδο t .

Η αρνητική σχέση που συνδέει τα τέσσερα μέτρα των αποδόσεων με τις ροές θα μπορούσε να ερμηνευθεί ως εξής: Οι επενδυτές που επενδύουν συνειδητά σε ΑΚ Μετοχικά Εσωτερικού, είναι διατεθειμένοι να παραμείνουν επενδεδυμένοι σε μακροχρόνιο ορίζοντα. Για αυτό ακριβώς τον λόγο, παρακολουθούν προσεκτικά την πορεία της αγοράς και χωρίς βιαστικές κινήσεις, μόλις εντοπίσουν κάποια περιστασιακή πτώση των αποδόσεων, αναγνωρίζουν την επενδυτική ευκαιρία και τότε αγοράζουν μερίδια ΑΚ Μετοχικών Εσωτερικού. Από την παραπάνω ανάλυση, προκύπτει η ανάγκη να συμπεριλάβουμε στην έρευνά μας τα τέσσερα μέτρα απόδοσης με χρονική υστέρηση μια περιόδου $t-1$.

Τέλος η μεταβολή των καθαρών αποδοχών του μέσου έλληνα μισθωτού, ενισχύει την στατιστική σημαντικότητα της συγκεκριμένης μεταβλητής, όταν την εξετάζουμε με χρονική υστέρηση μιας περιόδου $t-1$, και αποκτά θετικό πρόσημο στον συντελεστή της, γεγονός που, όπως προαναφέραμε, είναι συμβατό με την οικονομική θεωρία. Συνεπώς είναι μια μεταβλητή με την οποία θα ασχοληθούμε στην συνέχεια της παρούσας έρευνας.

3^ο Στάδιο

Στο επόμενο στάδιο παραθέτουμε οκτώ παλινδρομήσεις (**Παράρτημα 5**) με όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές μαζί, προκειμένου να δούμε συνδυαστικά την επίδρασή τους πάνω στις ροές. Επιλέξαμε τις συγκεκριμένες παλινδρομήσεις ως τις πιο αντιπροσωπευτικές, έχοντας προηγουμένως δοκιμάσει όλους τους πιθανούς συνδυασμούς.

Πιο αναλυτικά, οι τέσσερις πρώτες παλινδρομήσεις που “τρέξαμε” είναι με την μεταβλητή TBILL στην ίδια χρονική περίοδο t (contemporaneous) και τις υπόλοιπες μεταβλητές με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου $t-1$ (lag1) (**Παράρτημα 5-Παλινδρομήσεις 1 έως 4**).

NO	C	TBILL	BUND (-1)	RINC (-1)	GINDRT (-1)	XRTBILL (-1)	XRBOUND (-1)	SHARPE (-1)	R ²	DURBIN WATSON	NO OBS
1	0.0794 (1.3223)	-1.1401 (-1.4990)	-1.2858 (-1.0338)	2.7511 (1.9419)**	-0.8997 (-10.0734)***				0.5370	1.8123	95
2	0.0846 (1.4081)	-1.1895 (-1.5632)	-1.4722 (-1.1828)	2.0595 (1.4568)		-0.9069 (-10.0695)***			0.5368	1.8114	95

NO	C	TBILL	BUND (-1)	RINC (-1)	GIND RT (-1)	XRTBILL (-1)	XRBU ND (-1)	SHARPE (-1)	R ²	DURBIN WATS ON	NO OBS
3	0.0794 (1.3223)	-1.1401 (-1.4990)	-2.1855 (-1.7490)*	2.7511 (1.9419)**			-0.8997 (-10.0734)***		0.5370	1.8123	95
4	0.1291 (2.0703)	-1.0713 (-1.3660)	-2.2877 (-1.7728)*	3.3416 (2.2774)**				-0.0863 (-9.4850)***	0.5075	1.7201	95

*10% , ** 5%, *** 1% επίπεδο σημαντικότητας

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι τα t-statistics

Από τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον παραπάνω πίνακα, συμπεραίνουμε ότι:

1. Η μεταβλητή **RINC**₍₋₁₎ είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο probability 5%
2. Οι μεταβλητές **GINDRT**₍₋₁₎, **XRTBILL**₍₋₁₎, **XRBU ND**₍₋₁₎, **SHARPE**₍₋₁₎ είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο probability 1%. Υπενθυμίζουμε ότι η μεταβλητή **SHARPE**₍₋₁₎ μας δίνει την απόδοση της κατηγορίας των Μετοχικών ΑΚ Εσωτερικού προσαρμοσμένη ως προς τον κίνδυνο. Το γεγονός ότι στην παλινδρόμηση 4, όπου συμμετέχει η μεταβλητή **SHARPE**₍₋₁₎, ο συντελεστής R² παίρνει την πιο χαμηλή τιμή σε σχέση με τις άλλες τρεις παλινδρομήσεις, μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ο μέσος έλληνας επενδυτής ακόμα στέκεται στο % της απόδοσης, ενώ δεν έχει ακόμα δώσει την πρέπουσα βαρύτητα στον παράγοντα απόδοση ανά μονάδα κινδύνου.
3. Ο συντελεστής R² όλων των παλινδρομήσεων είναι πάνω από 0.51, γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ο συγκεκριμένος συνδυασμός των ανεξάρτητων μεταβλητών ερμηνεύει επαρκώς τις ροές, με μοναδική εξαίρεση την μεταβλητή BUND₍₋₁₎.

4. Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση καταλοίπων, αφού οι τιμές του συντελεστή Durbin Watson κυμαίνονται από 1.72 έως 1.81, δηλαδή κοντά στο 2.

Οι επόμενες τέσσερις παλινδρομήσεις είναι με την μεταβλητή BUND στην ίδια χρονική περίοδο t (contemporaneous) και όλες τις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές, πλυν της TBILL, με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου $t-1$ (lag1) **(Παράρτημα 5- Παλινδρομήσεις 5 έως 8)**.

NO	C	BUND	RINC (-1)	GINDRT (-1)	XRTBILL (-1)	XRbund (-1)	SHARPE (-1)	R ²	DURBIN WATSON	NO OBS
1	0.0759 (2.3399)	-1.3228 (-1.9645)**	1.5100 (1.9739)**	-0.9040 (-10.1782)***				0.5385	1.7893	95
2	0.0739 (2.2728)	-1.3622 (-2.0178)**	0.6349 (0.8310)		-0.9039 (-10.1381)***			0.5365	1.7810	95
3	0.0434 (1.3377)	-1.5502 (-2.2857)**	0.6573 (0.8587)			-0.8991 (-10.1006)***		0.5347	1.7716	95
4	0.0897 (2.6590)	-1.5776 (-2.2557)**	1.1559 (1.4645)				-0.0863 (9.5276)***	0.5059	1.6804	95

* 10% , **5% , ***1% επίπεδο σημαντικότητας

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι τα t-statistics

Στις παραπάνω παλινδρομήσεις δεν έχουμε συμπεριλάβει την μεταβλητή $TBILL_{(-1)}$, λόγω του υψηλού βαθμού συσχέτισης που παρουσιάζει με την μεταβλητή $RINC_{(-1)}$. Με αυτό τον τρόπο αποφεύγουμε πιθανά εσφαλμένα συμπεράσματα, για το ποιες ανεξάρτητες μεταβλητές είναι σημαντικές και ποιες όχι στην ερμηνεία των ροών.

Παρατηρούμε τα εξής:

1. Η μεταβλητή **BUND** είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο probability 5%
2. Οι μεταβλητές **GINDRT₍₋₁₎**, **XRTBILL₍₋₁₎**, **XRbund₍₋₁₎** και **SHARPE₍₋₁₎** είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο probability 1%. Υπενθυμίζουμε ότι η μεταβλητή **SHARPE₍₋₁₎** μας δίνει την απόδοση της κατηγορίας των Μετοχικών ΑΚ Εσωτερικού προσαρμοσμένη ως προς τον κίνδυνο. Το γεγονός ότι στην παλινδρόμηση 4, όπου συμμετέχει η μεταβλητή **SHARPE₍₋₁₎**, ο συντελεστής R^2 παίρνει την πιο χαμηλή τιμή σε σχέση με τις άλλες τρεις παλινδρομήσεις, μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ο μέσος έλληνας επενδυτής ακόμα στέκεται στο % της απόδοσης, ενώ δεν έχει ακόμα δώσει την πρέπουσα βαρύτητα στον παράγοντα απόδοση ανά μονάδα κινδύνου.
3. Η μεταβλητή **RINC₍₋₁₎** είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο probability 5% μόνο στην παλινδρόμηση που "έτρεξε" συνδυαστικά με την μεταβλητή **GINDRT₍₋₁₎**.
4. Ο συντελεστής R^2 όλων των παλινδρομήσεων είναι πάνω από 0.51, γεγονός που μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι ο συγκεκριμένος συνδυασμός των ανεξάρτητων μεταβλητών ερμηνεύει ικανοποιητικά τις ροές.
5. Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση καταλοίπων, αφού οι τιμές του συντελεστή Durbin Watson κυμαίνονται από 1.68 έως 1.78, δηλαδή κοντά στο 2.

Ανακεφαλαιώνοντας, μπορούμε να πούμε ότι καταλήξαμε στις μεταβλητές που ερμηνεύουν ικανοποιητικά τις ροές, οι οποίες είναι:

- **GINDRT**₍₋₁₎, **XRTBILL**₍₋₁₎, **XRbund**₍₋₁₎ και **SHARPE**₍₋₁₎ στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο probability 1%. Συνεπώς συμφωνούμε με τους Goetzmann-Massa και Edelen-Warner, ότι ισχύει το «feedback trader effect», μεταξύ των αποδόσεων της προηγούμενης περιόδου t-1 και των ροών της περιόδου t.
- **BUND** στατιστικά σημαντική σε επίπεδο probability 5%
- **RINC**₍₋₁₎ στατιστικά σημαντική σε επίπεδο probability 5%

ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ-ΣΧΟΛΙΑΣΜΟΣ

Έχοντας ολοκληρώσει την παρουσίαση των εμπειρικών μας δεδομένων, είμαστε σε θέση να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης εργασίας κυρίως με τα δύο βασικά άρθρα που έχουμε ήδη αναφέρει στην ανασκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας. Υπενθυμίζουμε τα δύο άρθρα:

- «Determinants of Net New Money Flows to the Equity Mutual Fund Industry» (Santini-Aber, 1998)
- «Determinants of Mutual Fund Flows: Evidence from New Zealand» (A.Bennett-M.Young, 2000)

Ο τρόπος που προσεγγίσαμε το όλο θέμα μοιάζει με εκείνο των Santini-Aber. Εστιάσαμε στο σύνολο της κατηγορίας των Μετοχικών ΑΚ Εσωτερικού, χωρίς να ασχοληθούμε με τα επιμέρους ΑΚ της κατηγορίας, με αποτέλεσμα να μην προβληματιστούμε με τις πιθανές ιδιαιτερότητες που παρουσιάζουν τα μεμονωμένα ΑΚ της κατηγορίας διαχρονικά.

Επιλέξαμε ως ανεξάρτητες μεταβλητές τις ίδιες μεταβλητές των Santini-Aber, δηλαδή τα βραχυχρόνια και μακροχρόνια επιτόκια, τέσσερα διαφορετικά μέτρα απόδοσης και τις καθαρές αποδοχές του μέσου μισθωτού. Έχοντας αποπληθωρίσει όλες τις μεταβλητές, “τρέξαμε” διαφορετικές παλινδρομήσεις, κάνοντας διάφορους συνδυασμούς μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών. Μελετώντας τα σχετικά αποτελέσματα των παλινδρομήσεων, καταλήξαμε στις παλινδρομήσεις που παρουσιάσαμε στο Κεφάλαιο με τα Εμπειρικά Αποτελέσματα. Συνεπώς, βάλαμε κάποιες μεταβλητές για την ίδια χρονική περίοδο t (contemporaneous) και κάποιες με χρονική

υστέρηση μιας περιόδου $t-1$ (lag1), όπως έκαναν και οι Bennett-Young.

Ο προσδιορισμός της εξαρτημένης μεταβλητής «ροές» έγινε ακριβώς με τον ίδιο τρόπο που χρησιμοποίησαν τόσο οι Papadamou-Siriopoulos όσο και οι Bennett-Young, λόγω ότι η αγορά της Ελλάδας προσομοιάζει εκείνη της Νέας Ζηλανδίας από πλευράς μεγέθους και επενδυτικής εμπειρίας.

Συγκρίνοντας τα συμπεράσματά μας σε επίπεδο ανεξάρτητων μεταβλητών **για την ίδια χρονική περίοδο t (contemporaneous)**, παρατηρούμε ότι:

Όσον αφορά την σχέση αποδόσεων και ροών, συμφωνούμε με τους Santini-Aber, άρα και κατ'επέκταση με τον Warther, για την θετική σχέση που εντοπίσαμε, με την διαφορά ότι στην δική μας έρευνα αυτή η σχέση δεν μπορεί να θεωρηθεί στατιστικά σημαντική. Οι Santini-Aber εντόπισαν ιδιαίτερα στατιστικά σημαντική θετική σχέση μεταξύ του δείκτη Sharpe και ροών αλλά και μεταξύ υπερβάλλουσας απόδοσης Γενικού Δείκτη χρηματιστηρίου σε σχέση με το τρίμηνο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο και ροών. Αντίθετα, δεν συμφωνούμε με τους Bennett-Young, οι οποίοι κατέληξαν ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ αποδόσεων δείκτη χρηματιστηρίου και ροών.

Όσον αφορά την σχέση βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και ροών, συμφωνούμε με τους Santini-Aber ότι δεν σχετίζονται στατιστικά σημαντικά μεταξύ τους. Επιπλέον, συμφωνούμε με τους Bennett-Young, οι οποίοι κατέληξαν ότι υπάρχει μια αρνητική σχέση μεταξύ βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και ροών, αλλά διαφωνούμε στο κατά πόσο αυτή η σχέση είναι στατιστικά σημαντική.

Αναφορικά με την σχέση μεταξύ μακροπρόθεσμων επιτοκίων και ρών, συμφωνούμε με τους Santini-Aber ως προς το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή, αλλά η παρούσα έρευνα διαφοροποιείται ως προς το ότι η σχέση δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική. Σε αυτό το πεδίο συμφωνούμε με τους Bennett-Young, οι οποίοι κατέληξαν στο ίδιο συμπέρασμα με εμάς, δηλαδή η σχέση μεταξύ μακροχρόνιων επιτοκίων και ρών είναι αρνητική αλλά στατιστικά μη σημαντική. Βεβαίως όταν τα μακροχρόνια επιτόκια συμμετέχουν σε παλινδρόμηση μαζί με άλλες μεταβλητές τότε εμφανίζει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο probability 5%.

Τέλος, να αναφέρουμε ότι μόνο οι Santini-Aber ασχολήθηκαν με την σχέση μεταξύ καθαρών αποδοχών μέσου μισθωτού και ρών. Το συμπέρασμα τους ότι υπάρχει στατιστικά σημαντικά θετική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών μας δε μας βρίσκει σύμφωνους ούτε ως προς το πρόσημο ούτε ως προς το βαθμό στατιστικής σημαντικότητας.

Συγκρίνοντας τα συμπεράσματά μας σε επίπεδο ανεξάρτητων μεταβλητών **με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου t-1 (lag1)**, παρατηρούμε ότι:

Όσον αφορά την σχέση αποδόσεων και ρών, δεν συμφωνούμε με τους Santini-Aber, οι οποίοι κατέληξαν σε μια θετική, μη στατιστικά σημαντική σχέση. Αντίθετα, εμείς εντοπίσαμε μια αρνητική, στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των αποδόσεων και των ρών σε επίπεδο probability 1%. Ως προς το πρόσημο των συντελεστών συμφωνούμε με τον Warther, ο οποίος χρησιμοποίησε μηνιαία στοιχεία, όπως και εμείς. Επίσης, δεν συμφωνούμε με τα αποτελέσματα των Bennett-Young, οι οποίοι εντόπισαν μια θετική, στατιστικά σημαντική σχέση.

Για την σχέση βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και ροών συμφωνούμε με τους Santini-Aber, ότι δεν σχετίζονται στατιστικά σημαντικά μεταξύ τους. Αντίθετα, δεν συμφωνούμε με τους Bennett-Young, οι οποίοι κατέληξαν ότι υπάρχει μια αρνητική στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ βραχυπρόθεσμων επιτοκίων και ροών.

Αναφορικά με την σχέση μεταξύ μακροπρόθεσμων επιτοκίων και ροών, διαφωνούμε με τους Santini-Aber, οι οποίοι κατέληξαν ότι υπάρχει μια αρνητική στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών (feedback trader effect). Σε αυτό το πεδίο συμφωνούμε με τους Bennett-Young, οι οποίοι κατέληξαν στο ίδιο συμπέρασμα με εμάς, δηλαδή η σχέση μεταξύ μακροχρόνιων επιτοκίων και ροών είναι στατιστικά μη σημαντική.

Τέλος, να αναφέρουμε ότι οι Santini-Aber, που ασχολήθηκαν με την σχέση μεταξύ καθαρών αποδοχών μέσου μισθωτού και ροών, κατέληξαν σε μια αρνητική, μη σημαντική σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών. Αντίθετα, η δική μας έρευνα κατέληξε σε μια θετική, όχι όμως ιδιαίτερα στατιστικά σημαντική σχέση. Βεβαίως όπως διαπιστώσαμε όταν οι καθαρές αποδοχές του μέσου μισθωτού συμμετέχουν σε παλινδρόμηση μαζί με άλλες μεταβλητές τότε εμφανίζουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο probability 5%.

Στους δύο πίνακες που ακολουθούν παρουσιάζουμε τα αποτελέσματα της παρούσας έρευνας σε σχέση με τις μελέτες των Santini-Aber και Bennett-Young.

CONTAMPORANEOUS	ΠΑΡΟΥΣΑ ΕΡΓΑΣΙΑ	SANTINI ABER	BENNETT YOUNG
Απόδόσεις, Ροές	(+) , μη σημαντική	(+) , σημαντική	(-) , σημαντική
Βραχ.Επιτόκια, Ροές	(-) , μη σημαντική	(+,-) , μη σημαντική	(-) , σημαντική
Μακρ.Επιτόκια,Ροές	(-) , σημαντική**	(-) , σημαντική	(-) , σημαντική
Καθαρές Αποδοχές, Ροές	(-) , μη σημαντική	(+) , σημαντική	N/A

(probability 5%)**

LAG1	ΠΑΡΟΥΣΑ ΕΡΓΑΣΙΑ	SANTINI ABER	BENNETT YOUNG
Απόδόσεις, Ροές	(-), σημαντική***	(+), μη σημαντική	(+), σημαντική
Βραχ.Επιτόκια, Ροές	(+), μη σημαντική	(+,-), μη σημαντική	(-), σημαντική
Μακρ.Επιτόκια,Ροές	(+), μη σημαντική	(-), σημαντική	(+,-), μη σημαντική
Καθαρές Αποδοχές, Ροές	(+), σημαντική**	(-), μη σημαντική	N/A

(** probability 5%, *** probability 1%)

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Papadamou-Siriopoulos (2002): «The Determinants of the Flow of Mutual Funds of Managed Portfolios: The case of Greece», (University of Macedonia Working Paper)
- Edelen–Warner (2001): «Aggregate price effects of institutional trading: a study of Mutual Fund Flow and Market Returns» (Journal of Financial Economics, 59, pp 159-220)
- Bennett-Young (2000): «Determinants of Mutual Fund Flows: Evidence from New Zealand», (Massey University, New Zealand Working Paper)
- ΦΙΛΙΠΠΑΣ Ν(2000): «Αμοιβαία Κεφάλαια και Χρηματιστηριακό Περιβάλλον», (βιβλίο Εκδόσεις Globus Invest)
- Edelen–Warner (1999): «Why are Mutual Fund Flows and Market Returns Related? Evidence from High-Frequency Data» (Working Paper, The Wharton School, University of Pennsylvania)
- Philippas N (1999): «The interaction of Mutual Funds Flows and Security returns in emerging markets: The case of Greece», (University of Piraeus)
- Santini-Aber (1998): «Determinants of Net New Money Flows to the Equity Mutual Fund Industry», (Journal of Economics and Business, Vol.50, pp 419-429)

- Goetzmann-Massa (1998): «Index funds and Stock Market Growth», (Yale School of Management, Unpublished Working Paper)

- Warther (1995): «Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns», (Journal of Financial Economics, 39, pp 209-235)

ΔΙΕΥΘΥΝΣΕΙΣ INTERNET

- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών: www.agii.gr
- Τράπεζα της Ελλάδας: www.bankofgreece.gr
- Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών: www.ase.gr
- FEFSI: www.fefsi.org

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1
Πίνακες 1-2
Πηγή: Ένωση Θεσμικών Επενδυτών

ΕΞΕΛΙΞΗ ΣΥΝΟΛΙΚΟΥ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ Α/Κ ΑΝΑ ΕΤΑΙΡΕΙΑ					
No	Εταιρείες Διαχείρισης	Κατ. Α/Κ	Συν. Α/Κ	Συνολικό Ενεργητικό σε € την 31/12/1995	Μερίδιο Αγοράς 31/12/1995
1	ALPHA Α.Ε.Δ.Α.Κ.	17	17	2.128.185.756	34,86%
2	ΔΙΕΘΝΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	11	12	1.520.642.643	24,91%
3	INTERTRUST Α.Ε.Δ.Α.Κ.	8	8	554.538.634	9,08%
4	ΕΡΜΗΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	4	5	443.702.670	7,27%
5	EFG Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	8	249.179.397	4,08%
6	ALICO AIG Α.Ε.Δ.Α.Κ.	7	7	220.785.079	3,62%
7	ΑΤΕ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	6	6	182.707.058	2,99%
8	ING ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΑΕΔΑΚ	4	6	163.292.999	2,67%
9	ALPHA TRUST Α.Ε.Δ.Α.Κ.	8	8	123.031.385	2,02%
10	ΠΕΙΡΑΙΩΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	5	6	117.444.634	1,92%
11	ΣΙΤΙ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	3	96.826.312	1,59%
12	ΑΣΠΙΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	3	72.778.789	1,19%
13	HSBC (ΕΛΛΑΣ) Α.Ε.Δ.Α.Κ.	5	5	66.888.144	1,10%
14	ALLIANZ DRESDNER Α.Ε.Δ.Α.Κ.	7	7	49.841.095	0,82%
15	ΩΜΕΓΑ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	4	4	44.915.513	0,74%
16	ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	3	30.144.580	0,49%
17	ABN-AMRO Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	3	22.271.252	0,36%
18	INTERNATIONAL Α.Ε.Δ.Α.Κ.	2	2	18.499.804	0,30%
19	ΤΕΛΕΣΙΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	1	0	0%
20	ΕΓΝΑΤΙΑ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	0	4	0	%
	ΣΥΝΟΛΑ	103	118	6.105.675.742	100,00%

(Πίνακας 1)

ΕΞΕΛΙΞΗ ΣΥΝΟΛΙΚΟΥ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ Α/Κ ΑΝΑ ΕΤΑΙΡΕΙΑ					
No	Εταιρείες Διαχείρισης Α/Κ	Κατ. Α/Κ	Συν. Α/Κ	Συνολικό Ενεργητικό σε € 31/03/2004	Μερίδιο Αγοράς 31/03/2004
1	EFG Α.Ε.Δ.Α.Κ.	18	18	7.959.278.253	25,84%
2	ΔΙΕΘΝΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	21	21	7.883.525.757	25,60%
3	ALPHA Α.Ε.Δ.Α.Κ.	26	26	4.503.796.189	14,62%
4	ΕΡΜΗΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	10	10	2.269.252.231	7,37%
5	INTERTRUST Α.Ε.Δ.Α.Κ.	23	23	2.212.761.284	7,18%
6	ΑΤΕ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	9	9	876.091.287	2,84%
7	ING ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΑΕΔΑΚ	10	10	713.452.059	2,32%
8	Α.Ε.Δ.Α.Κ. ΑΣΦ. ΟΡΓΑΝΙΣΜΩΝ	2	2	679.418.626	2,21%
9	ALICO AIG Α.Ε.Δ.Α.Κ.	14	14	562.832.498	1,83%
10	ΚΥΠΡΟΥ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	5	5	475.249.246	1,54%
11	HSBC (ΕΛΛΑΣ) Α.Ε.Δ.Α.Κ.	10	10	450.486.436	1,46%
12	ΠΕΙΡΑΙΩΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	2	2	401.404.720	1,30%
13	ALLIANZ DRESDNER Α.Ε.Δ.Α.Κ.	10	10	348.673.665	1,13%
14	ALPHA TRUST Α.Ε.Δ.Α.Κ.	11	11	243.952.796	0,79%
15	ΑΣΠΙΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	6	6	217.292.401	0,71%
16	ΓΕΝΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	8	8	167.697.124	0,54%
17	ΕΓΝΑΤΙΑ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	7	7	135.771.187	0,44%
18	INTERNATIONAL Α.Ε.Δ.Α.Κ.	8	8	128.312.209	0,42%
19	ΕΛΛΗΝΙΚΗ TRUST Α.Ε.Δ.Α.Κ.	6	6	126.421.751	0,41%
20	ABN-AMRO Α.Ε.Δ.Α.Κ.	4	4	105.991.289	0,34%
21	ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	11	11	68.130.001	0,22%
22	ΩΜΕΓΑ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	8	8	65.256.707	0,21%
23	ΛΑΪΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	4	4	46.938.616	0,15%
24	ΑΤΤΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	4	4	35.311.307	0,11%
25	MARFIN Α.Ε.Δ.Α.Κ.	11	11	32.694.208	0,11%
26	Τ.Τ. ΕΛΤΑ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	3	26.735.545	0,09%
27	Π&Κ Α.Ε.Δ.Α.Κ.	4	4	24.471.584	0,08%
28	PROFUND Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	3	21.062.554	0,07%
29	PROTON Α.Ε.Δ.Α.Κ.	3	3	15.982.410	0,05%
	ΣΥΝΟΛΑ	261	261	30.798.243.939	100,00%

(Πίνακας 2)

EQUITY FUNDS MARKET – DECEMBER 2003					
GEOGRAPHICAL BREAKDOWN OF HOME-DOMICILED ASSETS					
COUNTRY	ASSETS	%	COUNTRY	ASSETS	%
Luxembourg	282.013	24,2	Austria	11.514	0,99
United Kingdom	233.756	20,1	Denmark	10.930	0,94
France	213.600	18,4	Finland	8.688	0,75
Germany	96.184	8,3	Norway	8.382	0,72
Italy	74.794	6,4	Greece	4.853	0,42
Spain	60.600	5,2	Liechtenstein	3.280	0,28
Belgium	46.920	4,0	Portugal	1.562	0,13
Sweden	46.676	4,0	Poland	528	0,05
Netherlands (1)	31.400	2,7	Hungary	292	0,03
Switzerland	27.010	2,3	Czech Republic	97	0,0008
(1) As of Dec 02					

(Πίνακας 1)

BOND FUNDS MARKET – DECEMBER 2003					
GEOGRAPHICAL BREAKDOWN OF HOME-DOMICILED ASSETS					
COUNTRY	ASSETS	%	COUNTRY	ASSETS	%
Luxembourg	393.952	38,1	Belgium	9.559	0,92
France	163.600	15,8	Portugal	8.931	0,86
Italy	150.656	14,6	Greece	6.540	0,63
Germany	67.785	6,6	Sweden	4.603	0,45
Spain	58.675	5,7	Finland		0,35
United Kingdom	53.119	5,1	Poland	3.437	0,33
Austria	45.160	4,4	Norway	2.520	0,24
Denmark	27.846	2,7	Hungary	2.096	0,2
Switzerland	15.081	1,5	Liechtenstein	1.711	0,17
Netherlands (1)	14.600	1,4	Czech Republic	805	0,08
(1) As of Dec 02					

(Πίνακας 2)

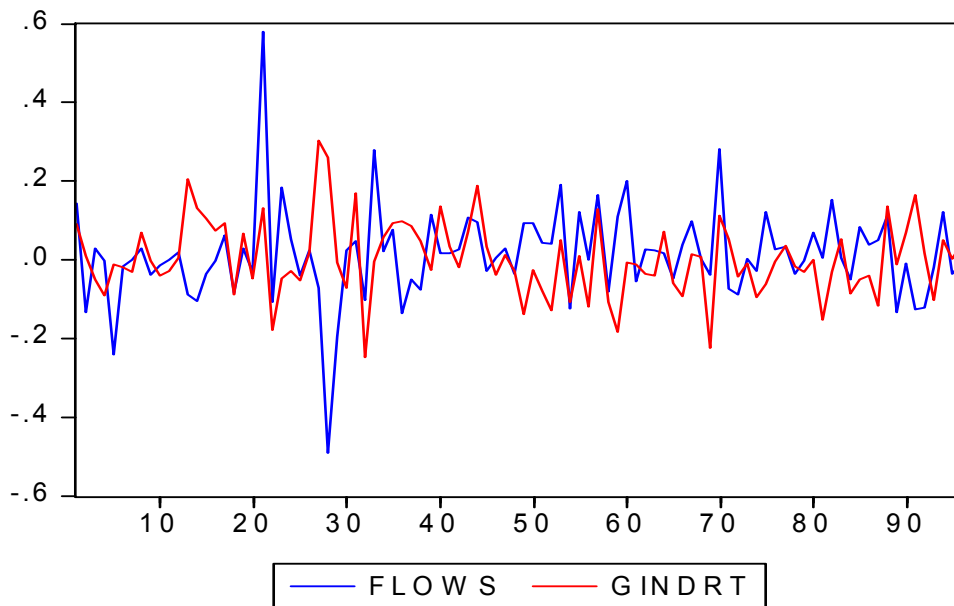
BALANCED FUNDS MARKET – DECEMBER 2003					
GEOGRAPHICAL BREAKDOWN OF HOME-DOMICILED ASSETS					
COUNTRY	ASSETS	%	COUNTRY	ASSETS	%
France	203.600	43,3	Austria	7.501	1,6
Luxembourg	65.131	13,9	Greece	3.218	0,68
Italy	57.464	12,2	Finland	3.083	0,66
Spain	25.035	5,3	Poland	1.650	0,35
United Kingdom	24.574	5,2	Portugal	1.553	0,33
Switzerland	20.517	4,4	Czech Republic	800	0,17
Belgium	19.778	4,2	Norway	654	0,14
Germany	14.056	3	Liechtenstein	513	0,11
Sweden	11.329	2,4	Denmark	440	0,09
Netherlands (1)	8.900	1,9	Hungary	65	0,01
(1) As of Dec 02					

(Πίνακας 3)

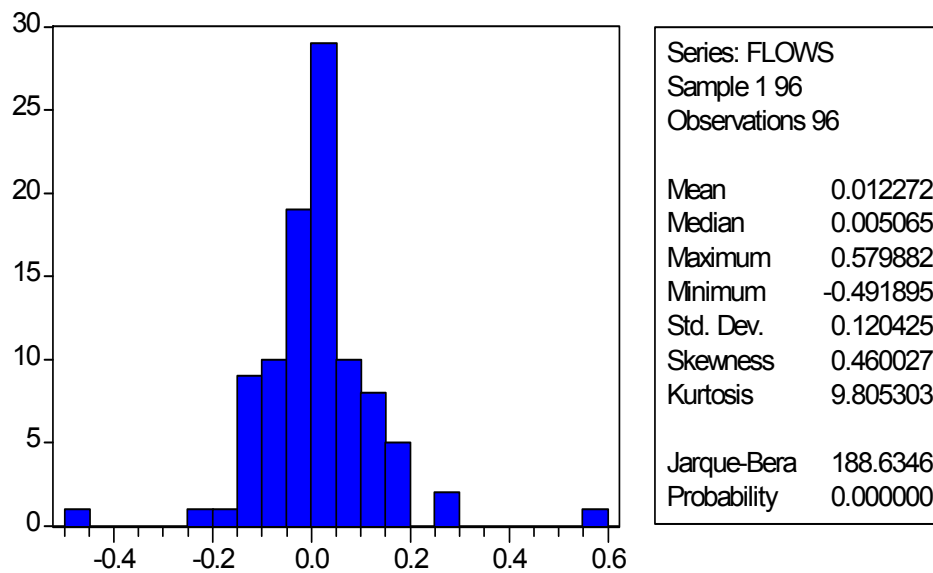
MONEY MARKET FUNDS MARKET – DECEMBER 2003					
GEOGRAPHICAL BREAKDOWN OF HOME-DOMICILED ASSETS					
COUNTRY	ASSETS	%	COUNTRY	ASSETS	%
France	328.500	49,2	Sweden	5.469	0,82
Italy	76.130	14,4	Austria	5.487	0,82
COUNTRY	ASSETS	%	COUNTRY	ASSETS	%
Luxembourg	76.962	11,5	United Kingdom	2.504	0,37
Spain	57.863	8,7	Belgium	1.885	0,28
Germany	38.932	5,8	Liechtenstein	1.571	0,24
Greece	15.787	2,4	Czech Republic	1.531	0,23
Portugal	9.272	1,4	Poland	1.175	0,18
Switzerland	9.262	1,4	Netherlands (1)	1.100	0,16
Finland	8.364	1,3	Hungary	663	0,1
Norway	5.858	0,9	Denmark	3	-
(1) As of Dec 02					

(Πίνακας 4)

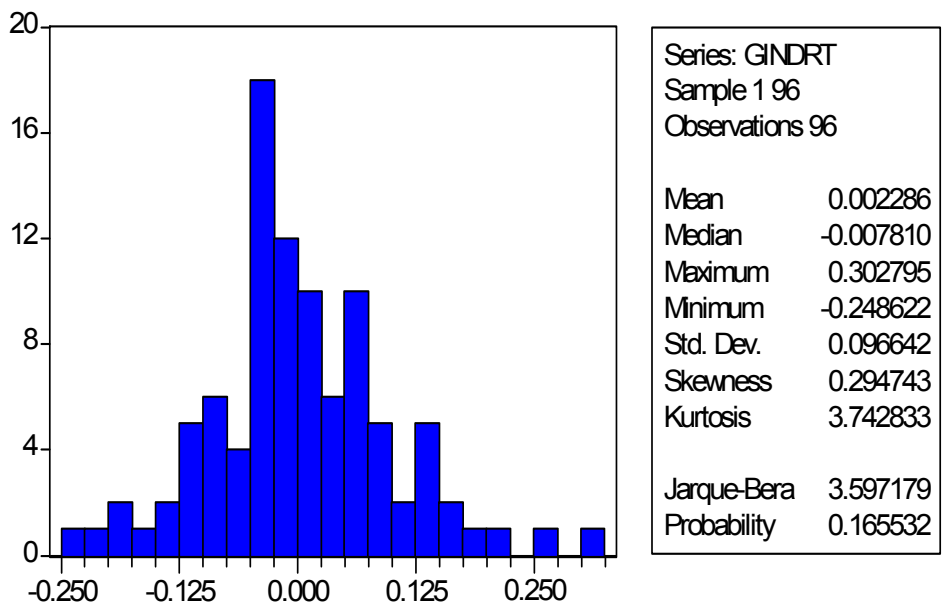
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 3
Διάγραμμα 1-2-3



(Διάγραμμα 1)



(Διάγραμμα 2)



(Διάγραμμα 3)

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 4
Πίνακες 1 έως 14

Dependent Variable: FLOWS
Method: Least Squares
Date: 07/01/04 Time: 10:17
Sample: 1 96
Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014390	0.012747	1.128937	0.2618
TBILL	-0.711994	1.089203	-0.653684	0.5149
R-squared	0.004525	Mean dependent var		0.012272
Adjusted R-squared	-0.006065	S.D. dependent var		0.120425
S.E. of regression	0.120790	Akaike info criterion		-1.368917
Sum squared resid	1.371476	Schwarz criterion		-1.315493
Log likelihood	67.70801	F-statistic		0.427302
Durbin-Watson stat	2.086502	Prob(F-statistic)		0.514911

(Πίνακας 1)

Dependent Variable: FLOWS
Method: Least Squares
Date: 07/01/04 Time: 10:17
Sample: 1 96
Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.043047	0.046786	0.920093	0.3599
BUND	-0.661407	0.969975	-0.681881	0.4970
R-squared	0.004922	Mean dependent var		0.012272
Adjusted R-squared	-0.005664	S.D. dependent var		0.120425
S.E. of regression	0.120766	Akaike info criterion		-1.369316
Sum squared resid	1.370929	Schwarz criterion		-1.315892
Log likelihood	67.72715	F-statistic		0.464962
Durbin-Watson stat	2.080038	Prob(F-statistic)		0.496991

(Πίνακας 2)

Dependent Variable: FLOWS
Method: Least Squares
Date: 07/01/04 Time: 10:20
Sample: 1 96
Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011926	0.012439	0.958745	0.3401
RINC	-0.262521	1.109310	-0.236652	0.8134
R-squared	0.000595	Mean dependent var		0.012272
Adjusted R-squared	-0.010037	S.D. dependent var		0.120425
S.E. of regression	0.121028	Akaike info criterion		-1.364977
Sum squared resid	1.376890	Schwarz criterion		-1.311553
Log likelihood	67.51890	F-statistic		0.056004
Durbin-Watson stat	2.083131	Prob(F-statistic)		0.813442

(Πίνακας 3)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:18
 Sample: 1 96
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012245	0.012359	0.990786	0.3243
GINDRT	0.011745	0.128519	0.091390	0.9274
R-squared	0.000089	Mean dependent var		0.012272
Adjusted R-squared	-0.010549	S.D. dependent var		0.120425
S.E. of regression	0.121059	Akaike info criterion		-1.364470
Sum squared resid	1.377588	Schwarz criterion		-1.311046
Log likelihood	67.49457	F-statistic		0.008352
Durbin-Watson stat	2.073382	Prob(F-statistic)		0.927377

(Πίνακας 4)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:20
 Sample: 1 96
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012287	0.012354	0.994552	0.3225
XRTBILL	0.022049	0.129791	0.169880	0.8655
R-squared	0.000307	Mean dependent var		0.012272
Adjusted R-squared	-0.010328	S.D. dependent var		0.120425
S.E. of regression	0.121045	Akaike info criterion		-1.364688
Sum squared resid	1.377288	Schwarz criterion		-1.311264
Log likelihood	67.50504	F-statistic		0.028859
Durbin-Watson stat	2.060176	Prob(F-statistic)		0.865470

(Πίνακας 5)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:21
 Sample: 1 96
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013298	0.013594	0.978241	0.3305
XRbund	0.023196	0.128215	0.180918	0.8568
R-squared	0.000348	Mean dependent var		0.012272
Adjusted R-squared	-0.010287	S.D. dependent var		0.120425
S.E. of regression	0.121043	Akaike info criterion		-1.364730
Sum squared resid	1.377231	Schwarz criterion		-1.311306
Log likelihood	67.50702	F-statistic		0.032731
Durbin-Watson stat	2.058524	Prob(F-statistic)		0.856821

(Πίνακας 6)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:21
 Sample: 1 96
 Included observations: 96

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012221	0.012372	0.987758	0.3258
SHARPE	0.001007	0.012669	0.079478	0.9368
R-squared	0.000067	Mean dependent var		0.012272
Adjusted R-squared	-0.010570	S.D. dependent var		0.120425
S.E. of regression	0.121060	Akaike info criterion		-1.364449
Sum squared resid	1.377618	Schwarz criterion		-1.311025
Log likelihood	67.49353	F-statistic		0.006317
Durbin-Watson stat	2.075045	Prob(F-statistic)		0.936821

(Πίνακας 7)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:17
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010600	0.012843	0.825353	0.4113
TBILL(-1)	0.101255	1.091866	0.092736	0.9263
R-squared	0.000092	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	-0.010659	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.120954	Akaike info criterion		-1.365980
Sum squared resid	1.360585	Schwarz criterion		-1.312214
Log likelihood	66.88404	F-statistic		0.008600
Durbin-Watson stat	2.059484	Prob(F-statistic)		0.926313

(Πίνακας 8)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:18
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002896	0.047022	-0.061591	0.9510
BUND(-1)	0.296113	0.973038	0.304318	0.7616
R-squared	0.000995	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	-0.009747	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.120900	Akaike info criterion		-1.366883
Sum squared resid	1.359357	Schwarz criterion		-1.313117
Log likelihood	66.92692	F-statistic		0.092609
Durbin-Watson stat	2.061307	Prob(F-statistic)		0.761566
Durbin-Watson stat	2.059484	Prob(F-statistic)		0.926313

(Πίνακας 9)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:20
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011956	0.012459	0.959635	0.3397
RINC(-1)	0.804720	1.105646	0.727828	0.4685
R-squared	0.005664	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	-0.005028	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.120617	Akaike info criterion		-1.371567
Sum squared resid	1.353004	Schwarz criterion		-1.317801
Log likelihood	67.14944	F-statistic		0.529733
Durbin-Watson stat	2.083953	Prob(F-statistic)		0.468548

(Πίνακας 10)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:19
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012557	0.008769	1.432048	0.1555
GINDRT(-1)	-0.877231	0.090794	-9.661778	0.0000
R-squared	0.500939	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.495573	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.085451	Akaike info criterion		-2.060914
Sum squared resid	0.679078	Schwarz criterion		-2.007148
Log likelihood	99.89342	F-statistic		93.34995
Durbin-Watson stat	1.774017	Prob(F-statistic)		0.000000

(Πίνακας 11)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:19
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009877	0.008662	1.140323	0.2571
XRTBILL(-1)	-0.896769	0.090619	-9.896053	0.0000
R-squared	0.512915	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.507678	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.084420	Akaike info criterion		-2.085204
Sum squared resid	0.662782	Schwarz criterion		-2.031439
Log likelihood	101.0472	F-statistic		97.93186
Durbin-Watson stat	1.760886	Prob(F-statistic)		0.000000

(Πίνακας 12)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:19
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.028417	0.009620	-2.953993	0.0040
XRbund(-1)	-0.879104	0.090259	-9.739832	0.0000
R-squared	0.504962	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.499639	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.085106	Akaike info criterion		-2.069008
Sum squared resid	0.673604	Schwarz criterion		-2.015242
Log likelihood	100.2779	F-statistic		94.86433
Durbin-Watson stat	1.732621	Prob(F-statistic)		0.000000

(Πίνακας 13)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 10:19
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014878	0.009061	1.642111	0.1039
SHARPE(-1)	-0.083576	0.009236	-9.049138	0.0000
R-squared	0.468228	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.462510	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.088207	Akaike info criterion		-1.997427
Sum squared resid	0.723588	Schwarz criterion		-1.943661
Log likelihood	96.87779	F-statistic		81.88689
Durbin-Watson stat	1.686881	Prob(F-statistic)		0.000000

(Πίνακας 14)

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 5
Παλινδρομήσεις

Dependent Variable: FLOWS

Method: Least Squares

Date: 07/01/04 Time: 21:52

Sample(adjusted): 2 96

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.079415	0.060056	1.322356	0.1894
TBILL	-1.140079	0.760552	-1.499014	0.1374
BUND(-1)	-1.285805	1.243763	-1.033802	0.3040
RINC(-1)	2.751144	1.416669	1.941981	0.0553
GINDRT(-1)	-0.899718	0.089316	-10.07344	0.0000
R-squared	0.537070	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.516495	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.083660	Akaike info criterion		-2.072908
Sum squared resid	0.629914	Schwarz criterion		-1.938493
Log likelihood	103.4631	F-statistic		26.10342
Durbin-Watson stat	1.812339	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 1)

Dependent Variable: FLOWS

Method: Least Squares

Date: 07/01/04 Time: 21:53

Sample(adjusted): 2 96

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.084612	0.060088	1.408134	0.1625
TBILL	-1.189506	0.760929	-1.563229	0.1215
BUND(-1)	-1.472237	1.244701	-1.182803	0.2400
RINC(-1)	2.059515	1.413758	1.456766	0.1487
XRTBILL(-1)	-0.906925	0.090067	-10.06949	0.0000
R-squared	0.536877	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.516294	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.083678	Akaike info criterion		-2.072492
Sum squared resid	0.630176	Schwarz criterion		-1.938078
Log likelihood	103.4434	F-statistic		26.08322
Durbin-Watson stat	1.811397	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 2)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 21:53
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.079415	0.060056	1.322356	0.1894
TBILL	-1.140079	0.760552	-1.499014	0.1374
BUND(-1)	-2.185523	1.249569	-1.749021	0.0837
RINC(-1)	2.751144	1.416669	1.941981	0.0553
XRBOUND(-1)	-0.899718	0.089316	-10.07344	0.0000
R-squared	0.537070	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.516495	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.083660	Akaike info criterion		-2.072908
Sum squared resid	0.629914	Schwarz criterion		-1.938493
Log likelihood	103.4631	F-statistic		26.10342
Durbin-Watson stat	1.812339	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 3)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 21:54
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.129100	0.062356	2.070375	0.0413
TBILL	-1.071330	0.784258	-1.366043	0.1753
BUND(-1)	-2.287700	1.290454	-1.772787	0.0796
RINC(-1)	3.341655	1.467338	2.277359	0.0251
SHARPE(-1)	-0.086370	0.009106	-9.485058	0.0000
R-squared	0.507468	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.485577	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.086294	Akaike info criterion		-2.010924
Sum squared resid	0.670194	Schwarz criterion		-1.876510
Log likelihood	100.5189	F-statistic		23.18227
Durbin-Watson stat	1.720071	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 4)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 21:56
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.075948	0.032457	2.339942	0.0215
BUND	-1.322832	0.673382	-1.964459	0.0525
RINC(-1)	1.510032	0.764982	1.973945	0.0514
GINDRT(-1)	-0.904000	0.088817	-10.17823	0.0000
R-squared	0.538469	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.523254	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.083074	Akaike info criterion		-2.096989
Sum squared resid	0.628010	Schwarz criterion		-1.989457
Log likelihood	103.6070	F-statistic		35.38999
Durbin-Watson stat	1.789268	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 5)

Dependent Variable: FLOWS
 Method: Least Squares
 Date: 07/01/04 Time: 21:56
 Sample(adjusted): 2 96
 Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.073890	0.032510	2.272843	0.0254
BUND	-1.362235	0.675105	-2.017812	0.0466
RINC(-1)	0.634935	0.764048	0.831015	0.4081
XRTBILL(-1)	-0.909329	0.089694	-10.13815	0.0000
R-squared	0.536530	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.521250	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.083248	Akaike info criterion		-2.092795
Sum squared resid	0.630649	Schwarz criterion		-1.985263
Log likelihood	103.4078	F-statistic		35.11493
Durbin-Watson stat	1.781046	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 6)

Dependent Variable: FLOWS

Method: Least Squares

Date: 07/01/04 Time: 21:56

Sample(adjusted): 2 96

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.043463	0.032491	1.337685	0.1843
BUND	-1.550184	0.678195	-2.285749	0.0246
RINC(-1)	0.657319	0.765493	0.858686	0.3928
XRBOUND(-1)	-0.899136	0.089018	-10.10065	0.0000
R-squared	0.534707	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.519368	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.083411	Akaike info criterion		-2.088870
Sum squared resid	0.633129	Schwarz criterion		-1.981339
Log likelihood	103.2213	F-statistic		34.85859
Durbin-Watson stat	1.771651	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 7)

vDependent Variable: FLOWS

Method: Least Squares

Date: 07/01/04 Time: 21:54

Sample(adjusted): 2 96

Included observations: 95 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.089714	0.033739	2.659043	0.0093
BUND	-1.577682	0.699427	-2.255676	0.0265
RINC(-1)	1.155933	0.789276	1.464549	0.1465
SHARPE(-1)	-0.086378	0.009066	-9.527594	0.0000
R-squared	0.505915	Mean dependent var		0.010907
Adjusted R-squared	0.489627	S.D. dependent var		0.120315
S.E. of regression	0.085953	Akaike info criterion		-2.028831
Sum squared resid	0.672306	Schwarz criterion		-1.921299
Log likelihood	100.3695	F-statistic		31.05967
Durbin-Watson stat	1.680425	Prob(F-statistic)		0.000000

(Παλινδρόμηση 8)