

**ΑΝΩΤΑΤΟ ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΚΟ ΕΚΠΑΙΔΕΥΤΙΚΟ ΙΔΡΥΜΑ
ΚΡΗΤΗΣ
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΑΓ. ΝΙΚΟΛΑΟΥ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ &
ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ**

ΠΤΥΧΙΑΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

**ΘΕΜΑ: ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗ ΤΗΣ ΑΛΛΗΛΕΠΙΔΡΑΣΗΣ ΜΕΤΑΞΥ
ΤΗΣ ΑΞΙΑΣ ΤΟΥ ΕΝΕΡΓΗΤΙΚΟΥ ΤΩΝ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ
ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ ΚΑΙ**

- 1. ΤΗΣ ΚΑΘΑΡΗΣ ΤΙΜΗΣ ΤΟΥ ΜΕΡΙΔΙΟΥ ΚΑΘΩΣ ΚΑΙ**
- 2. ΤΟΥ ΕΠΙΠΕΔΟΥ ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ
ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟΥ ΑΞΙΩΝ ΑΘΗΝΩΝ (Χ.Α.Α.)**

**ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: κος ΜΑΥΡΑΚΗΣ ΕΜΜΑΝΟΥΗΛ
ΟΝΟΜΑΤΕΠΩΝΥΜΟ: ΚΑΤΕΡΙΝΑΚΗ ΟΥΡΑΝΙΑ
ΑΡΙΘΜΟΣ ΜΗΤΡΩΟΥ: 508**

ΜΑΡΤΙΟΣ 2011

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θα ήθελα να ευχαριστήσω ειλικρινά τον επιβλέποντα καθηγητή μου, κο Μαυράκη Εμμανουήλ, για την καθοδήγηση και την βοήθειά του κατά τη διάρκεια της συγγραφής της παρούσας εργασίας, καθώς και πάντες τους διδάσκοντες καθηγητές του Τμήματος. Επίσης, θα ήθελα να εκφράσω τη βαθειά μου ευγνωμοσύνη στην οικογένειά μου για την αμέριστη στήριξη και συμπαράσταση, καθώς και τους φίλους μου και το Γαβριήλ για τις στιγμές που έδειξαν κατανόηση.

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ	2
ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ.....	3
ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΙΝΑΚΩΝ.....	4
ΠΕΡΙΛΗΨΗ	5
1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	5
2. ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ	7
3. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ	10
4. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΔΕΔΟΜΕΝΑ.....	14
4.1. ΔΕΔΟΜΕΝΑ	14
4.2. ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ.....	15
4.3. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ	18
4.3.1. ΕΛΕΓΧΟΣ JOHANSEN.....	18
4.3.2. ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY - FULLER.....	20
4.3.3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER	22
5. ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ.....	26
5.1. ΓΙΑ ΤΟΝ ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟ ΕΛΕΓΧΟ DICKEY – FULLER	26
5.2. ΓΙΑ ΤΟΝ ΕΛΕΓΧΟ JOHANSEN	28
5.3. ΓΙΑ ΤΟΝ ΕΛΕΓΧΟ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER.....	31
6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ	33
7. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	34
7.1. ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	34
7.2. ΞΕΝΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	34
7.3. ΔΙΑΔΙΚΤΥΑΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	35

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

Πίνακας 1: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον Επαυξημένο Έλεγχο Dickey - Fuller ...	27
Πίνακας 2: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο Johansen του ζεύγους του Ενεργητικού των Α/Κ και της καθαρής τιμής των μεριδίων τους.....	30
Πίνακας 3: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο Johansen του ζεύγους του Ενεργητικού των Α/Κ και του επιπέδου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.	30
Πίνακας 4: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger μεταξύ του Ενεργητικού των Α/Κ και της καθαρής τιμής των μεριδίων τους	32
Πίνακας 5: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger μεταξύ Ενεργητικού Α/Κ και του επιπέδου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.	32

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Λαμβάνοντας υπόψη τη θεαματική ανάπτυξη που έχει καταγράψει ο θεσμός των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και τη σημαντικότητα του ρόλου τους στην εγχώρια και παγκόσμια οικονομία τις τελευταίες δεκαετίες, η παρούσα εργασία πραγματεύεται και αξιολογεί την αλληλεπίδραση μεταξύ του Ενεργητικού των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και α) της καθαρής τιμής του μεριδίου καθώς και β) του επιπέδου του Γενικού Δείκτη (Γ.Δ.) του Χ.Α.Α. Πιο συγκεκριμένα, διερευνώνται δύο περιπτώσεις: πρώτον, η ύπαρξη μονόδρομης σχέσης αιτίας – αιτιατού μεταξύ των ροών κεφαλαίου (εισροών – εκροών) στο Ενεργητικό των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και των καθαρών τιμών των μεριδίων τους και δεύτερον, των ροών κεφαλαίου και του επιπέδου του Γ.Δ. Ως εξαρτημένη μεταβλητή ορίζεται το Ενεργητικό των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και ως ανεξάρτητες μεταβλητές η καθαρή τιμή των μεριδίων και το επίπεδο του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου. Για τους σκοπούς της εν λόγω έρευνας, εφαρμόζονται οικονομετρικές τεχνικές, όπως ο Έλεγχος Συνολοκλήρωσης κατά Johansen, ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger και, βοηθητικά, ο Επαυξημένος Έλεγχος Dickey – Fuller.

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ως επενδυτικά εργαλεία, τα Αμοιβαία Κεφάλαια υπάρχουν από το 1924 με χώρα προέλευσης τις ΗΠΑ. Η ανταπόκριση που έλαβαν αρχικά από το κοινό, δεν προμήνυε τη μετέπειτα αποδοχή και εδραίωσή τους στη συνείδηση των επενδυτών σε παγκόσμιο επίπεδο. Η απαρχή στην ανοδική πορεία και εξάπλωση των Αμοιβαίων Κεφαλαίων δόθηκε στις αρχές του 1990, όταν υποχώρησαν τα επιτόκια καταθέσεων. Τότε, τα νοικοκυριά επέλεξαν τα Αμοιβαία Κεφαλαία ως εναλλακτική μορφή επένδυσης και αποταμίευσης των χρημάτων, προκειμένου να καρπωθούν τα οφέλη τους. Προς συμφέρον των επενδυτών, λειτουργούν φοροαπαλλακτικά και προσφέρουν διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου, τεχνογνωσία, άμεση διαθεσιμότητα κεφαλαίου, φερεγγυότητα και χαμηλό κόστος. Ως θεσμός, ρόλος τους είναι η συγκέντρωση κεφαλαίων από μεγάλο αριθμό επενδυτών, τα οποία ανήκουν εξ' αδιαίρετου σε όλους και η επένδυση σε διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια – ανάλογα με τις απαιτήσεις των επενδυτών - από τις υπεύθυνες εταιρείες διαχείρισης.

Παρ' όλα αυτά, η δημοτικότητα των Αμοιβαίων Κεφαλαίων έχει προκαλέσει και ανησυχίες αναφορικά με τη σταθερότητα στις χρηματοοικονομικές αγορές, γεγονός

που επαληθεύτηκε πρόσφατα. Αναλυτικότερα, λαμβάνοντας ως δεδομένη τη συσχέτιση μεταξύ ροών σε Αμοιβαία Κεφάλαια και χρηματοοικονομικών αποδόσεων, όπως έχει παρατηρηθεί, εισροές κεφαλαίων οδηγούν σε ανοδική πορεία της αγοράς, ενώ εκροές κεφαλαίων σε καθοδική. Το ερώτημα που δημιουργείται, βάσει της παραπάνω συλλογιστικής, είναι: σε ποια αγορά οι αποδόσεις οδηγούν σε ροές και, ταυτόχρονα, οι ροές οδηγούν σε αποδόσεις. Σε απάντηση του ερωτήματος, οι Hale (1994) και Kaufman (1994) θεωρούν ότι τέτοια διαδικασία θα μπορούσε να μετατρέψει μια παρακμή στις χρηματιστηριακές και ομολογιακές αγορές σε σπειροειδή πτώση της αξίας των Ενεργητικών των Αμοιβαίων Κεφαλαίων.

Οι περισσότερες μελέτες που έχουν γίνει μέχρι τώρα πάνω στη σχέση των κεφαλαιακών ροών και των χρηματιστηριακών αποδόσεων αφορούν, στην πλειοψηφία, αναπτυσσόμενες αγορές, όπως αυτήν των ΗΠΑ. Λιγότερες είναι οι μελέτες που έχουν καταπιαστεί με την παρατήρηση και αξιολόγηση της σχέσης, αν υπάρχει, σε αναπτυσσόμενες αγορές, όπως αυτή της Ελλάδας, σε περιόδους ακμής ή ύφεσης. Ως κεφαλαιαγορά χαρακτηρίζεται μικρή σε μέγεθος, η οποία κλυδωνίζεται και επηρεάζεται από τις εξελίξεις στην παγκόσμια αγορά, δεν έχει σταθερή πορεία, η αλληλεπίδραση μεταξύ κεφαλαιακών ροών και αποδόσεων είναι έντονη και παρατηρείται αξιοσημείωτη επιρροή των θεσμικών επενδυτών στους «ερασιτέχνες» επενδυτές και την πορεία των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών.

Σκοπός αυτής της εργασίας είναι να εξετάσει την αλληλεπίδραση που υφίσταται μεταξύ του Ενεργητικού των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και των καθαρών τιμών των μεριδίων τους αφενός και του Ενεργητικού και του επιπέδου του Γενικού Δείκτη τιμών του Χ.Α.Α. σε μακρο-επίπεδο κατά την περίοδο από 03/01/2000 έως 31/03/2009. Μέσα σ' αυτό το διάστημα, η Ελληνική αγορά γνώρισε οικονομική ύφεση και άνθηση. Επεξηγηματικά, αθροιστικές εισροές κεφαλαίου εννοούνται οι μαζικές αγορές επενδυτικών εργαλείων, ενώ αθροιστικές εκροές εννοούνται οι μαζικές ρευστοποιήσεις, πάντα σύμφωνα με την κείμενη νομοθεσία (Ν3283/2004). Η έρευνα περιορίζεται στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια Εσωτερικού, θεωρώντας ότι αυτή η κατηγορία συνδέεται άμεσα με τη Χρηματιστηριακή Αγορά. Έχοντας τη δυνατότητα καταγραφής δεδομένων σε ημερήσια βάση, θα εφαρμοστούν οικονομετρικές τεχνικές για τη διερεύνηση αμφίδρομων επιρροών μεταξύ του Ενεργητικού Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού και της καθαρής τιμής

των μεριδίων τους, αρχικά, και του επιπέδου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. ακολούθως.

Η ροή της εργασίας εξελίσσεται ως εξής: στο 2^ο μέρος υπάρχει σύντομη αναφορά στην Ελληνική αγορά Αμοιβαίων Κεφαλαίων, στο 3^ο μέρος παρατίθεται κάποια από την ήδη υπάρχουσα, σχετική βιβλιογραφία, στο 4^ο μέρος περιγράφονται τα δεδομένα και η μεθοδολογική προσέγγιση. Στο 5^ο μέρος παρουσιάζονται τα αποτελέσματα έρευνας και, τέλος, στο 6^ο μέρος καταγράφονται τα συμπεράσματα.

2. ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ ΕΛΛΗΝΙΚΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ

Τα πρώτα Α/Κ έκαναν την επίσημη εμφάνισή τους στον Ελλαδικό Χώρο στα τέλη του 1972. Παρόλα αυτά, μια αλληλουχία οικονομικών και πολιτικών γεγονότων προκάλεσαν ύφεση στην αγορά των επενδύσεων με φυσικό επακόλουθο και την ανάλογη ύφεση στην αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων. Για περίπου δεκαπέντε χρόνια, υπήρξε στασιμότητα με μόνο δύο Αμοιβαία να διαπραγματεύονται υπό κρατική εποπτεία. Η ουσιαστική ανάκαμψη του θεσμού πραγματοποιήθηκε το 1989. Κινητήριες δυνάμεις αποτέλεσαν οι θεσμικές αλλαγές στην Ελληνική Κεφαλαιαγορά και η ανοδική πορεία του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Η τάση ανόδου συνεχίστηκε για τα επόμενα χρόνια. Τη δεκαετία του 1990 διαπραγματευόταν μόνο η κατηγορία των Μεικτών. Κατά το 1990, προστέθηκαν τα Μετοχικά και Ομολογιακά και το 1991 τα Διεθνή και τα Αμοιβαία Κεφάλαια Διαχείρισεως Διαθεσίμων. Το 2004 επετράπη η δημιουργία ειδικού τύπου, βασιζόμενα σε δείκτες Χρηματιστηρίων (Index Funds) και μερίδια άλλων Αμοιβαίων Κεφαλαίων (Funds of Funds). Το 2005 καταργήθηκαν τα Διεθνή και εμφανίστηκε ο διαχωρισμός Εσωτερικού ή Εξωτερικού.

Αναλυτικότερα, η Ελληνική αγορά Αμοιβαίων Κεφαλαίων κατά την περίοδο έρευνας παρουσιάζει την ακόλουθη εικόνα. Βάσει δεδομένων της Ένωσης Θεσμικών Επενδυτών, η συνολική αξία των ενεργητικών των Α/Κ κατά την 31^η Δεκεμβρίου 2001 είχε μειωθεί κατά 13,25% και είχε φτάσει τα 26,79 δις ευρώ με την κατηγορία των Μετοχικών Εσωτερικού να σημειώνει πτώση κατά 31% και να διαμορφώνεται στα 5,06 δις ευρώ. Η πτώση οφειλόταν στην πτώση των τιμών των μετοχών στο Χ.Α.Α. Έως την 31^η Δεκεμβρίου 2002, το συνολικό ενεργητικό της αγοράς Α/Κ είχε καταγράψει μείωση της τάξεως του 5,26% φτάνοντας τα 25,38 δις ευρώ με τα

Μετοχικά Εσωτερικού να μειώνονται κατά 1,68 δις ευρώ (33,13%) εξαιτίας της υποχώρησης του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. κατά 32,53%. Στο τέλος του 2003, η αγορά είχε καταγράψει ανοδική πορεία της τάξεως του 19,7% αγγίζοντας τα 30,4 δις ευρώ μετά από τριετή αρνητικά αποτελέσματα. Αν και δεν υπήρχαν σημαντικές εισροές κεφαλαίων για τα Μετοχικά Α/Κ Εσωτερικού, σημειώθηκε άνοδος 23,5% (κατά 4,18 δις ευρώ), εξαιτίας ανόδου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. κατά 29,46%. Η ανοδική πορεία συνεχίστηκε και το 2004. Το 2005, αν και το συνολικό ενεργητικό της αγοράς μειώθηκε κατά 11,6%, τα Μετοχικά Εσωτερικού σημείωσαν άνοδο κατά 15%. Το 2006 υπήρξε αύξηση του Ενεργητικού των Μετοχικών Εσωτερικού κατά 2,2% με τη μέση απόδοσή τους να φτάνει το 26,55%, συγκριτικά με το 19,93% του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου. Κατά το 4^ο τρίμηνο του 2008, λόγω της γενικότερης ύφεσης, η αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων ακολούθησε την τάση των αγορών συλλογικών επενδύσεων του εξωτερικού με το συνολικό ύψος των υπό διαχείριση κεφαλαίων να διαμορφώνεται στις 31/12/2008 στα 10,4 δις ευρώ. Κατά το 1^ο τρίμηνο του 2009, παρά τη γενικότερη τάση προς εκροές και τη συντηρητική στάση των επενδυτών, υπήρξε εισροή κεφαλαίων αξίας 45 εκατομμυρίων ευρώ στην κατηγορία των Μετοχικών Εσωτερικού. Τέλος, αξιοσημείωτη είναι η μέση απόδοση (7,36%) της ίδιας κατηγορίας συγκριτικά με την υποχώρηση του Γενικού Δείκτη Χρηματιστηρίου κατά 5,72%.

Από θεωρητικής προσέγγισης, η σύσταση του αμοιβαίου κεφαλαίου γίνεται κατόπιν σχετικής άδειας από την Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς και δημοσίευσής της στην Εφημερίδα της Κυβέρνησης. Σύμφωνα με την ισχύουσα νομοθεσία (ΦΕΚ 1197, 16/09/2002) και τη μετατροπή του εθνικού νομίσματος σε ευρώ, το αρχικό κεφάλαιο μπορεί ν' αποτελείται από μετρητά ή/και χρεόγραφα διαφόρων τύπων της εγχώριας και εκχώριας χρηματιστηριακής αγοράς με ελάχιστη συνολική αξία το ένα εκατομμύριο διακόσιες χιλιάδες ευρώ (€ 1.200.000). Το συνολικό ποσό του ενεργητικού του Αμοιβαίου Κεφαλαίου κατατίθεται σε Ελληνικό Πιστωτικό Ίδρυμα, το οποίο ορίζεται ως Θεματοφύλακας (Νόμος 1969/1991), για την εξασφάλιση της πλήρους διαφάνειας των οικονομικών συναλλαγών του κεφαλαίου.

Χρησιμοποιώντας παραπάνω έννοιες όπως η Α.Ε.Δ.Α.Κ. και ο Θεματοφύλακας του Αμοιβαίου Κεφαλαίου, κρίνεται ωφέλιμο να δοθούν περισσότερες λεπτομέρειες σχετικά. Ξεκινώντας από την Α.Ε.Δ.Α.Κ., θα πρέπει να αναφερθεί ότι αποτελείται

από τα ακρωνύμια των λέξεων «Ανώνυμη Εταιρεία Διαχείρισης Αμοιβαίων Κεφαλαίων». Αποκλειστικός σκοπός και λόγος σύστασης της εταιρείας είναι η διαχείριση των Αμοιβαίων Κεφαλαίων υπό την επίβλεψη της Επιτροπής Κεφαλαιαγοράς, γεγονός που αποτελεί εχέγγυο για τους επενδυτές. Η λειτουργία τους πρέπει να είναι εύρυθμη και σύμφωνη με το νομικό πλαίσιο που ορίζεται. Τέλος, έχουν την ευθύνη της επίβλεψης του Θεματοφύλακα σχετικά με την τήρηση των υποχρεώσεων του.

Όσον αφορά το Θεματοφύλακα, μπορεί να οριστεί μια τράπεζα του εσωτερικού ή του εξωτερικού που εδρεύει στην Ελλάδα ή σε χώρα-μέλος της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Τα καθήκοντά του συνίστανται στη μεσολάβηση κατά την εκτέλεση εντολών αγοραπωλησίας χρεογράφων και μετοχών, κατ' εντολή της Α.Ε.Δ.Α.Κ., στην εκτέλεση των εισπράξεων και των πληρωμών του Α/Κ, και γενικότερα, τη σωστή εκτέλεση των συναλλαγών, στην ενυπόγραφη συγκατάθεση στον κανονισμό του Α/Κ και μέριμνα για την τήρησή του σε συνεργασία με την Α.Ε.Δ.Α.Κ., στην υπογραφή των λογιστικών καταστάσεων του Α/Κ μαζί με τους Ορκωτούς Λογιστές και την Α.Ε.Δ.Α.Κ.

Τέλος, οι κατηγορίες Αμοιβαίων Κεφαλαίων που υπάρχουν στην ελληνική αγορά είναι οι ακόλουθες:

- i. Ομολογιακά Α/Κ, τα οποία προσανατολίζονται σε επενδύσεις ομολογιακού τίτλου, λόγω «σταθερής» απόδοσης.
- ii. Μετοχικά Α/Κ, των οποίων το Ενεργητικό κατά 65%, τουλάχιστον, επενδύεται σε μετοχές κοινές ή προνομιακές, εισηγμένες στο Χρηματιστήριο, βάσει της ισχύουσας νομοθεσίας.
- iii. Α/Κ Διαχείρισης Διαθεσίμων, των οποίων το χαρτοφυλάκιο περιλαμβάνει βραχυπρόθεσμα χρηματοοικονομικά προϊόντα της Χρηματαγοράς, όπως καταθέσεις, Έντοκα Γραμμάτια Δημοσίου, προθεσμιακές καταθέσεις κ.ά.
- iv. Μεικτά Α/Κ που χαρακτηρίζονται από την ποικιλομορφία των χαρτοφυλακίων τους με διάφορους συνδυασμούς επενδύσεων σταθερής και κυμαινόμενης απόδοσης. Ουσιαστικά, αποτελούν μέση επιλογή ανάμεσα σε Μετοχικά και Ομολογιακά Α/Κ.

- v. A/K Ειδικού Τύπου που αποτελούν ειδική κατηγορία A/K, δεδομένης της επένδυσης σε ειδικού τύπου προϊόντα, όπως παράγωγα.
- vi. Διεθνή A/K, τα οποία επενδύουν με συνάλλαγμα σε ομόλογα και μετοχές του εξωτερικού. Ορισμένα έχουν νόμισμα βάσης (π.χ. δολάριο, γιεν, κ.ά.) και άλλα δραστηριοποιούνται σε συγκεκριμένη γεωγραφική ζώνη (π.χ. Η.Π.Α.).

Ανάλογα τη γεωγραφική διασπορά των επενδύσεων, οι παραπάνω κατηγορίες διακρίνονται σε:

- i. A/K Εσωτερικού που επενδύουν σε χρηματοοικονομικά προϊόντα της ελληνικής αγοράς.
- ii. A/K Εξωτερικού, των οποίων το ενεργητικό επενδύεται πρωτίστως σε προϊόντα στο εξωτερικό.

3. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Μεγάλος αριθμός ερευνών έχει καταπιαστεί με την αλληλεπίδραση μεταξύ του Ενεργητικού των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και των χρηματοοικονομικών αποδόσεων, στην πλειοψηφία τους όμως, αφορούν ήδη αναπτυγμένες αγορές. Στην κατανόηση της σχέσης, οι ερευνητές έχουν χρησιμοποιήσει κυρίως δύο προσεγγίσεις, τη μικρο-προσέγγιση, όπου η έρευνα γίνεται σε ξεχωριστή βάση, π.χ. τα κεφάλαια που εμφανίζουν κέρδη συγκριτικά με αυτά που καταγράφουν ζημιές και τη μακρο-προσέγγιση, η οποία λαμβάνει υπόψη τις συνολικές εισροές και εκροές από τα αμοιβαία κεφάλαια. Σε μικρο-επίπεδο έχει διαπιστωθεί ότι κάθε Αμοιβαίο Κεφάλαιο προσελκύει νέες εισροές κεφαλαίου βάσει της πρότερής του απόδοσης.

Σε μακρο – επίπεδο, οι έρευνες έχουν οδηγηθεί στο συμπέρασμα ότι οι συνολικές ροές των Αμοιβαίων Κεφαλαίων συσχετίζονται σε υψηλό βαθμό με τις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Η θετική συσχέτιση των ροών με τις αποδόσεις εξηγείται ποικιλοτρόπως. Μερικές προσεγγίσεις έπονται. Αρχικά, υπάρχει η θεωρία «πίεσης της τιμής», σύμφωνα με την οποία αυξημένες εισροές στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια προκαλούν μεγαλύτερο ενδιαφέρον στους επενδυτές να διατηρούν μετοχές με αποτέλεσμα να αυξάνεται η τιμή τους. Μια άλλη θεωρία είναι η υπόθεση της «αποκάλυψης πληροφοριών», η οποία ισχυρίζεται ότι αν οι επενδυτές

Αμοιβαίων Κεφαλαίων είναι καλά πληροφορημένοι, τότε οι αυξημένες αγορές τους θα υποδείξουν στους υπόλοιπους την επενδυτική ευκαιρία που έχει ανακύψει με αποτέλεσμα την αύξηση των τιμών των μετοχών. Αυτή η θεωρία στηρίζεται στην αντίδραση της αγοράς στις προκύπτουσες πληροφορίες παρά στην ανταπόκριση στις κεφαλαιακές ροές. Ένας άλλος καταλυτικός παράγοντας θεωρείται η «ψυχολογία του επενδυτή», βάσει της οποίας λειτουργεί ένας επενδυτής που δεν έχει πρόσβαση σε πληροφορίες.

Ο Warther (1995) μελέτησε για τις ΗΠΑ την επίδραση της πρότερης απόδοσης πάνω στις εισροές κάθε Αμοιβαίου Κεφαλαίου, καθώς και τη σχέση μεταξύ ροών και ταυτόχρονων μετοχικών αποδόσεων, κάνοντας χρήση μηνιαίων δεδομένων της περιόδου Ιανουάριος 1984 έως Ιούνιος 1993. Ο Warther διαχώρισε τις ροές προς τα Αμοιβαία Κεφάλαια σε αναμενόμενες και μη αναμενόμενες (τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση των αναμενόμενων ροών) και διαπίστωσε ότι οι μη αναμενόμενες εισερχόμενες κεφαλαιακές ροές είναι άκρως συσχετισμένες με τις χρηματιστηριακές αποδόσεις σε ποσοστό 73%, ενώ οι αναμενόμενες ροές δεν είναι. Εντούτοις, η ύπαρξη ισχυρής θετικής συσχέτισης μπορεί να εξηγηθεί από την ύπαρξη αμφίδρομης σχέσης αιτίας – αιτιατού μεταξύ ροών και αποδόσεων και ενός τρίτου παράγοντα.

Στην ίδια λογική με τον Warther εργάστηκαν και οι Ramelona, Klenman και Gruenstein (1997) διακρίνοντας τις ροές σε αναμενόμενες και μη. Με τη βοήθεια μεταβλητών – εργαλείων, αντί της μεθόδου των Ελαχίστων Τετραγώνων, ανακάλυψαν ότι οι μη αναμενόμενες ροές προς Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια δεν επηρεάζονταν από σύγχρονες ή πρότερες χρηματιστηριακές αποδόσεις, ενώ οι ροές προς Ομολογιακά Αμοιβαία επηρεάζονταν από τρέχουσες αποδόσεις Ομολόγων και όχι από πρότερες.

Κατά τον Potter (1996), η σχέση μεταξύ των ροών Αμοιβαίων Κεφαλαίων και χρηματιστηριακών αποδόσεων είναι ασαφής. Πιο συγκεκριμένα, ερεύνησε τη σχέση προήγησης - υστέρησης μεταξύ αποδόσεων και ροών για μερικές κατηγορίες Μετοχικών Κεφαλαίων με τη βοήθεια προηγμένων οικονομετρικών τεχνικών (π.χ. Granger causality tests). Εντέλει, ανέφερε ότι οι χρηματιστηριακές αποδόσεις μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να προβλέψουν τις ροές προς τα επιθετικά

Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια, αλλά δεν μπορεί να εφαρμοστεί και στην περίπτωση των Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εισοδήματος.

Σε αντίθεση με τους προηγούμενους ερευνητές, ο Fortune (1998) χρησιμοποιώντας τις κατάλληλες οικονομετρικές τεχνικές όπως μοντέλα VAR χωρίς περιορισμούς με επτά μεταβλητές και μηνιαία δεδομένα για την περίοδο Ιανουαρίου 1984 μέχρι Δεκέμβριο 1996. τα αποτελέσματα υπέδειξαν ότι οι ροές δεν επηρεάζονται από τις προηγούμενες χρηματιστηριακές αποδόσεις. Ο Fortune αποκάλυψε την ύπαρξη ανάδρασης, δηλαδή οι αποδόσεις των μετοχών επηρεάζουν τις μελλοντικές ροές των Αμοιβαίων Κεφαλαίων και μερικές ροές Αμοιβαίων Κεφαλαίων επηρεάζουν τις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών.

Οι Mosebach και Najand (1999), χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από τον Ιανουάριο του 1984 μέχρι τον Ιούλιο του 1998, έλεγξαν τη μακροχρόνια εξισορροπητική σχέση μεταξύ των καθαρών ροών κεφαλαίων στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια και το δείκτη S&P 500. Εφάρμοσαν τη μεθοδολογία Engle and Granger και ανακάλυψαν μια αιτιώδη σχέση μεταξύ των καθαρών εισροών κεφαλαίων και της κατάστασης της χρηματιστηριακής αγοράς.

Οι Edelen και Warner (2001) μελέτησαν τη σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και τις αθροιστικές ροές στην αγορά των ΗΠΑ για τα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια με τη βοήθεια των ημερήσιων δεδομένων για το χρονικό διάστημα από 2 Φεβρουαρίου 1998 έως 30 Ιουνίου 1999. Το συμπέρασμα που εξήγαγαν ήταν ότι η αθροιστική ροή κεφαλαίου στα Αμοιβαία Κεφάλαια είναι συσχετισμένη με τις τρέχουσες αποδόσεις της αγοράς σε ημερήσια συχνότητα. Οι μεθοδολογίες που χρησιμοποίησαν απέδειξαν ότι η προκείμενη σχέση αντανακλά την επιρροή των ροών και του θεσμικού εμπορίου στις αποδόσεις. Παρόλα αυτά, όμως, τα ευρήματά τους δεν έχουν απόλυτη ταύτιση με τα εύρηματα του Warther (1995) για την ευθύνη των ροών στο Ενεργητικό του Αμοιβαίου Κεφαλαίου προς την κατεύθυνση της αυξομείωσης των μετοχών.

Όσον αφορά την εικόνα της χρηματιστηριακής αγοράς της Κορέας, οι Oh και Parwada (2007) παρουσίασαν θετική σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και ροών στα Α/Κ μετρώντας τις ως αγορές και πωλήσεις μετοχών. Το εύρος των

δεδομένων κάλυπτε την χρονική περίοδο από το 1996 έως το 2003 με ημερήσια συχνότητα και χρησιμοποιήθηκε η μεθοδολογία των causality tests. Στα πλαίσια των καθαρά εμπορικών ροών, οι επενδυτές των A/K χαρακτηρίζονται από αρνητική αντίδραση, ενισχύοντας την άποψη ότι οι αποδόσεις καθορίζουν τις αγοραπωλησίες των μετοχών και, συνεπώς, τις ροές. Οι αγορές μετοχών προκαλούν αποδόσεις, ενδυναμώνοντας το ενδεχόμενο της πίεσης τιμών, ενώ οι πωλήσεις μετοχών ίσως παρέχουν πληροφορίες για τις αποδόσεις.

Κάποιες από τις μέλετες που αφορούν την Ελληνική αγορά A/K έπονται. Πρώτη είναι αυτή των Παπαδάμου και Συριόπουλου (2002). Με την χρήση μηνιαίων δεδομένων που αφορούσαν τις επενδύσεις στα Ελληνικά Μετοχικά A/K για το διάστημα από τον Ιανουάριο του 1998 έως το Μάρτιο του 2002 εφάρμοσαν παρόμοια προσέγγιση με τον Warther (1995) και παρουσίασαν μια ελάχιστη θετική σχέση μεταξύ των μη αναμενόμενων καθαρών ροών και των αποδόσεων της αγοράς, οι οποίες αποδίδονται στην αποκάλυψη πληροφοριών. Επίσης, ανακάλυψαν λιγιστές αποδείξεις για την υπαιτιότητα των ροών στα A/K για την αυξομείωση των τιμών. Εν τέλει, υποστήριξαν ότι υπάρχει μικρή συσχέτιση μεταξύ ροών και αποδόσεων.

Οι Αλεξάκης, Νιάρχος, Πάτρα και Poshakwale (2004) χρησιμοποίησαν ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών για την περίοδο από 01/07/1994 έως 31/12/2003 και εφάρμοσαν την προσφιλή μεθοδολογία του Granger causality test για να διαπιστώσουν την ύπαρξη αλληλεπίδρασης μεταξύ του Ενεργητικού των A/K και των χρηματιστηριακών αποδόσεων στην Ελλάδα. Τα αποτελέσματα της έρευνας έδειξαν την ύπαρξη αμφίδρομης αιτιώδης σχέσης μεταξύ των ροών στο Ενεργητικό των A/K και των χρηματιστηριακών αποδόσεων. Δηλαδή, οι πρότερες αποδόσεις (αποδόσεις με χρονική υστέρηση) προκαλούν ροές προς τα A/K και αντίστροφα. Η αιτιότητα που εντοπίζεται από τις αποδόσεις προς τις ροές των A/K μπορεί να εξηγηθεί επί τη βάση της ψυχολογίας των επενδυτών. Οι επενδυτές αγοράζουν ή πωλούν μερίδια A/K μετά από μια αύξηση ή πτώση στις τιμές των μετοχών, αντίστοιχα. Η αιτιότητα προς την αντίθετη κατεύθυνση – οι ροές προς τα A/K προκαλούν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις να αυξηθούν ή να μειωθούν – στηρίζονται στο γεγονός ότι στην Ελλάδα οι επενδύσεις στα Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια πραγματοποιούνται βάσει της κείμενης νομοθεσίας. Δηλαδή, η επένδυση σε μετοχές περιορίζεται σε ένα συγκεκριμένο ποσοστό μετρητών.

Ο Νικόλαος Φιλίππας ερευνά το ενδεχόμενο τα Α/Κ να αποτελούν παράγοντα αστάθειας στις χρηματιστηριακές αγορές χρησιμοποιώντας VAR analysis. Με τη βοήθεια ημερήσιων δεδομένων από τον Ιανουάριο του 1996 έως το Νοέμβριο του 2001, εξετάζεται η αλληλεπίδραση μεταξύ των Ενεργητικών των Ελληνικών Μετοχικών Α/Κ και των αποδόσεων των μετοχών του Χ.Α.Α. Η προσέγγιση που εφαρμόζεται είναι αυτή των Καθαρών Ροών, οι οποίες ορίζονται ως η διαφορά επί τοις εκατό του αριθμού των συνολικών μεριδίων, προσαρμοσμένου κατάλληλα. Το συμπέρασμα που οδηγήθηκε ο ερευνητής είναι ότι οι ροές Α/Κ μπορούν να προβλεφθούν από τις πρότερες ροές και τις αποδόσεις του δείκτη. Επίσης, διαπιστώθηκε αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη και των πρότερων ροών των Α/Κ και καμία συσχέτιση μεταξύ τρεχουσών ροών και αποδόσεων του δείκτη.

Τέλος, οι Θάνου και Τσερκέζος εξέτασαν τη μη-γραμμική αλληλεπίδραση μεταξύ των ροών των Α/Κ και των χρηματιστηριακών αποδόσεων στην Ελλάδα. Ερευνήθηκε η πιθανότητα μη-γραμμικού μηχανισμού αιτιότητας, μέσω του οποίου οι ροές επηρεάζουν τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και αντίστροφα. Για το σκοπό της έρευνας, χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. Ο Γενικός Δείκτης περιλαμβάνει εξήντα μετοχές με βαρύτητα ανάλογα της συμμετοχής τους στην κεφαλαιοποίηση του συνόλου της αγοράς. Η περίοδος που εξετάζεται είναι από 01/07/1998 έως 05/10/2005. Οι ερευνητές κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αμφίδρομη μη-γραμμική σχέση αιτιότητας, δηλαδή οι πρότερες χρηματιστηριακές αποδόσεις προκαλούν τις ροές των Α/Κ και αντίστροφα. Η καινοτομία στη συγκεκριμένη έρευνα είναι η εισαγωγή του δείκτη Dow Jones στην ανάλυση. Αυτό που εντοπίστηκε είναι η επίδραση του δείκτη Dow Jones στον εγχώριο χρηματιστηριακό δείκτη και τις εγχώριες ροές των Α/Κ.

4. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΚΑΙ ΔΕΔΟΜΕΝΑ

4.1. ΔΕΔΟΜΕΝΑ

Η εργασία αυτή εξετάζει κατά πόσο επηρεάζεται το Ενεργητικό των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων του Εσωτερικού είτε από την καθαρή Τιμή των μεριδίων τους είτε από το επίπεδο του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.. Για το σκοπό αυτό, τα δεδομένα

που θα χρησιμοποιηθούν είναι σε ημερήσια βάση και αφορούν το Ενεργητικό των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού, την καθαρή τιμή των μεριδίων τους, όπως αυτά έχουν καταγραφεί από την Ένωση Θεσμικών Επενδυτών, καθώς και το επίπεδο του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Ο Γενικός Δείκτης, απαρτιζόμενος από εξήντα μετοχές υψηλού βαθμού κεφαλαιοποίησης (Βασιλική Μαλινδρέτου, 2000), σταθμισμένες ανάλογα με το ποσοστό συμμετοχής τους στη σύνθεσή του, απεικονίζει τη συνολική τάση που επικρατεί στην αγορά, αν και καθημερινά διαπραγματεύονται εκατοντάδες μετοχές μικρής, μεσαίας και μεγάλης κεφαλαιοποίησης στο Χ.Α.Α..

Χρησιμοποιούνται οι καθαρές τιμές των μεριδίων αντί του μεγέθους των χρηματιστηριακών αποδόσεων που παρουσιάζεται στην βιβλιογραφική ανασκόπηση, γιατί οι τεχνικές που θα εφαρμοστούν, απαιτούν τη μη-στασιμότητα των χρονοσειρών. Οι προαναφερθείσες μελέτες εξάγουν τα συμπεράσματά τους χρησιμοποιώντας, κατά κύριο λόγο, τη μέθοδο της απλής παλινδρόμησης, η οποία προϋποθέτει τη στασιμότητα των χρονοσειρών, προκειμένου να εξασφαλιστεί η σημαντικότητα των t και F κριτηρίων. Παρά ταύτα, τα δύο μεγέθη δεν είναι άσχετα μεταξύ τους, αφού η πρώτη διαφορά των καθαρών τιμών παράγει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις μετοχών.

Η περίοδος που ελέγχεται είναι από την 01/01/2000 έως και την 31/03/2009, δίνοντας συνολικά 2.412 παρατηρήσεις για κάθε χρονοσειρά. Η χρονική αυτή περίοδος επελέγη λόγω των διακυμάνσεων που παρατηρήθηκαν στην ελληνική οικονομία και την εναλλαγή από άνθηση σε ύφεση και αντίστροφα. Από τα Αμοιβαία Κεφάλαια που διαπραγματεύονταν εκείνο το διάστημα, αποκλείστηκαν από την έρευνα όσα συγχωνεύτηκαν ή έπαψαν τη λειτουργία τους, με αποτέλεσμα ο αριθμός των υπό παρακολούθηση Αμοιβαίων Κεφαλαίων να περιοριστεί σε δεκαπέντε (15), αριθμός ικανός για την εξαγωγή έγκυρων αποτελεσμάτων. Τέλος, εφαρμόζεται λογαριθμική μετατροπή των αρχικών χρονοσειρών.

4.2. ΘΕΩΡΙΑ ΤΗΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Η δημοφιλέστερη μέθοδος διερεύνησης της ύπαρξης μακροχρόνιας αιτιολογικής σχέσης μεταξύ δύο μεταβλητών είναι το Granger test (Granger, 1969). Προκειμένου

να εφαρμοστεί ο συγκεκριμένος έλεγχος αιτιότητας, απαραίτητη προϋπόθεση θεωρείται η ύπαρξη στάσιμων χρονοσειρών. Μια χρονοσειρά χαρακτηρίζεται ως στάσιμη, όταν ο μέσος, η διακύμανση και η αυτό-συνδιακύμανση (σε διάφορες χρονικές υστερήσεις) διατηρούν τις τιμές τους, ανεξάρτητα από το χρονικό σημείο, στο οποίο μετρώνται. Με λίγα λόγια, αυτές οι παράμετροι είναι αδιάφορες στο χρόνο. Το αντίθετο συμβαίνει για τις μη-στάσιμες χρονοσειρές. Δηλαδή, οι προαναφερθείσες παράμετροι ποικίλουν ανά τον χρόνο. Η σημαντικότητα της στασιμότητας μιας χρονολογικής σειράς έγκειται στο γεγονός ότι, σε περίπτωση μη στασιμότητας, τα συμπεράσματα δεν μπορούν να γενικευθούν πέραν της υπό παρακολούθηση χρονικής περιόδου και επομένως, δεν υπάρχει δυνατότητα πρόβλεψης της συμπεριφοράς των χρονοσειρών.

Στην πράξη, η πλειοψηφία των χρηματοοικονομικών και οικονομικών χρονοσειρών χαρακτηρίζονται ως μη-στάσιμες, επιβάλλοντας τη μετατροπή τους σε στάσιμες. Η εφαρμογή της μεθόδου των πρώτων διαφορών κρίνεται ακατάλληλη, διότι απομακρύνονται κρίσιμες πληροφορίες. Αντίθετα, η μέθοδος συνολοκλήρωσης προσφέρει έναν εναλλακτικό τρόπο προσέγγισης και ανάλυσης της μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ μεταβλητών χωρίς τον κίνδυνο απώλειας χρήσιμων πληροφοριών. Την έννοια της συνολοκλήρωσης συνέλαβε πρώτος ο Granger (1981). Γενικά, αν δύο χρονολογικές σειρές (X_t και Y_t) είναι ολοκληρωμένες d τάξεως, είναι δηλαδή $I(d)$, και υπάρχει γραμμικός συνδυασμός μεταξύ τους που να μας δίνει μια ολοκληρωμένη σειρά χαμηλότερης της αρχικής, έστω $I(d-b)$ για $b > 0$, τότε σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987), οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες τάξης $(d-b)$. Όπως ειπώθηκε προηγουμένως, η συνολοκλήρωση σχετίζεται με την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ή σχέσης ισορροπίας μεταξύ μη στάσιμων σειρών. Σ' αυτό το σημείο, θα ήταν απαραίτητο να διευκρινιστεί ότι ο όρος ισορροπίας αντανακλά τη σχέση αιτίασης που υφίσταται μεταξύ μεταβλητών μακροχρόνια ή τη σχέση μεταξύ μεταβλητών με κοινή τάση και όχι την οικονομική έννοια του όρου. Αρκετές χρονολογικές σειρές είναι μη-στάσιμες, αλλά λόγω επιδράσεων από εξωτερικούς παράγοντες, συνδέονται μακροχρόνια. Και σε αυτή την περίπτωση δημιουργείται σχέση ισορροπίας ή μακροχρόνια σχέση, σκεπτόμενοι ότι είναι πιθανόν οι συνολοκληρωμένες μεταβλητές να αποκλίνουν βραχυπρόθεσμα, αλλά μακροπρόθεσμα να υπάρχει συσχέτιση.

Ανακεφαλαιώνοντας, σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987), ο γραμμικός συνδυασμός δύο μεταβλητών (X_t και Y_t) $I(1)$ καταλήγει σε μια μεταβλητή $I(0)$, οπότε οι δύο μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Δηλαδή, παλινδρομώντας δύο χρονολογικές μη στάσιμες σειρές, αν τα κατάλοιπα της εξίσωσης (u_t) που ισούνται με $Y_t - \lambda X_t$, είναι $I(0)$, τότε οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται.

$$u_t = Y_t - \lambda X_t$$

Το λ ονομάζεται σταθερά της συνολοκλήρωσης. Όπως όμως υποστηρίζουν οι Engle και Granger (1987), αν δύο μεταβλητές Y και X είναι $I(1)$ και συνολοκληρώνονται, υπάρχει ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών όπου ο όρος του λάθους με υστέρηση μιας χρονικής περιόδου λειτουργεί ως όρος διόρθωσης λαθών. Το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών έχει την εξής μορφή:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= -\rho_1 u_{t-1} + \text{Σύνολο Χρονικών Υστερήσεων } (\Delta Y, \Delta X) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta Y_t &= -\rho_2 u_{t-1} + \text{Σύνολο Χρονικών Υστερήσεων } (\Delta Y, \Delta X) + \varepsilon_{2t} \end{aligned}$$

Απαραίτητη προϋπόθεση ορίζεται ότι οι συντελεστές των όρων διόρθωσης λαθών, ρ_1 και ρ_2 , θα πρέπει να είναι διάφοροι του μηδενός ($|\rho_1 + \rho_2| \neq 0$) κατά απόλυτη τιμή. Οι συντελεστές αυτοί έχουν αρνητικό πρόσημο και μετρούν την ταχύτητα με την οποία οι μεταβλητές οδηγούνται πίσω στην κατάσταση ισορροπίας μετά την απομάκρυνσή τους λόγω εξωτερικών συνθηκών. Γι' αυτό το λόγο, ονομάζονται και μηχανισμοί διόρθωσης λαθών. Ο όρος u_{t-1} είναι τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση συνολοκλήρωσης και μπορεί να γραφεί ως $(Y_{t-1} - X_{t-1})$. Τέλος, οι όροι ε_{1t} και ε_{2t} είναι τα κατάλοιπα των εξισώσεων διόρθωσης λαθών, τα οποία πιθανά να συσχετίζονται ή να αυτοσυσχετίζονται. Αυτό σημαίνει ότι οι αλλαγές στις μεταβλητές X_t και Y_t εν μέρει κατευθύνονται από προηγούμενες τιμές του u_t . Σύμφωνα με το Αντιπροσωπευτικό Θεώρημα του Granger, δεν συνεπάγεται μόνο η συνολοκλήρωση των μεταβλητών την ύπαρξη ενός υποδείγματος λαθών, αλλά ισχύει και το αντίθετο.

4.3. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.3.1. ΕΛΕΓΧΟΣ JOHANSEN

Στην προκειμένη εργασία θα εφαρμοστεί το Johansen test, μια βελτιωμένη έκδοση του αρχικού (Granger test) από το Johansen (1988) που στηρίζεται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων (μέθοδος συστήματος εξισώσεων). Στη συγκεκριμένη έρευνα, μεταξύ των υποπεριπτώσεων, επελέγη το μοντέλο που περιλαμβάνει σταθερό όρο και όχι τάση. Η χρησιμοποίηση σταθεράς στη συνολοκλήρωση της εξίσωσης παλινδρόμησης είναι θεμιτή, καθώς οποιαδήποτε σταθερά είναι στάσιμη (I(0)) και η χρησιμοποίηση της κάνει το μέσο όρο του u μηδέν. Γενικά, αν υπάρχουν q μεταβλητές I(1), τότε υπάρχει ένα $q-1$ από συνολοκληρωμένα διανύσματα. Η προσέγγιση του Johansen κάνει δυνατή την ανεύρεση του μέγιστου αριθμού των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων που υπάρχουν μεταξύ μιας ομάδας μεταβλητών (Δημελή, 2002). Για το σκοπό αυτό, εφαρμόζεται η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας.

Έστω ότι παρατηρείται ένας αριθμός k μεταβλητών ($k \geq 2$), οι οποίες είναι μη στάσιμες και ενδέχεται να συνολοκληρώνονται. Αυτές περιλαμβάνονται σ' ένα VAR υπόδειγμα p τάξεως. Προκειμένου να εφαρμοστεί το Johansen test, το παραπάνω υπόδειγμα θα πρέπει να μετατραπεί σε Διανυσματικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών (VECM) της ακόλουθης μορφής:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta Y_{t-(n-1)} + u_t$$

Το μοντέλο περιλαμβάνει k αριθμό μεταβλητών σε πρώτη διαφορά και οι εξαρτημένες μεταβλητές υπολογίζονται με $n-1$ χρονική υστέρηση και συνοδεύονται από συντελεστή Γ στη μορφή μήτρας. Η σωστή επιλογή του σωστού αριθμού χρονικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθούν στο παραπάνω μοντέλο είναι κρίσιμη για την ορθή εφαρμογή του μοντέλου. Το πλεονέκτημα που χαρακτηρίζει το Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών είναι ότι μελετώνται οι βραχυχρόνιες μεταβολές των μεταβλητών με τον ταυτόχρονο περιορισμό της σύγκλισης των μη στάσιμων μεταβλητών μακροχρόνια σε σχέση ισορροπίας. Ουσιαστικά, τα όποια λάθη και

παρεκκλίσεις από την κατάσταση ισορροπίας του υποδείγματος VAR διορθώνονται σταδιακά μέσω βραχυχρόνιων προσαρμογών των επιμέρους μεταβλητών.

Το Johansen test επικεντρώνεται στην εξέταση της μήτρας $\Pi_{p \times p}$, η οποία χαρακτηρίζεται ως μακροχρόνιος συντελεστής της υστέρησης Y_{t-k} , γιατί σε κατάσταση ισορροπίας όλες οι υστερήσεις ΔY_{t-i} ισούνται με μηδέν. Ο βαθμός της μήτρας Π , μέσω των μεγαλύτερων ιδιοτιμών (λ_i), προσδιορίζει την εφαρμογή του ελέγχου συνολοκλήρωσης. Ο βαθμός της μήτρας δίνεται από τον αριθμό των χαρακτηριστικών ριζών (ιδιοτιμών) που είναι διάφορες του μηδενός. Οι ιδιοτιμές ταξινομούνται με αύξουσα σειρά. Δηλαδή, $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \lambda_k$. Υπάρχουν τρεις περιπτώσεις σχετικά με το βαθμό της μήτρας $r(\Pi)$.

1. $r(\Pi) = 0$ (μηδενικός βαθμός). Στην περίπτωση αυτή, κάθε στοιχείο της Π θα πρέπει να ισούται με μηδέν. Το VECM μετατρέπεται σε VAR υπολογισμένο στις πρώτες διαφορές, ΔY_t , με τις μεταβλητές $I(0)$. Άρα, οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.
2. $r(\Pi) = p$ (πλήρης βαθμός). Το διάνυσμα των μεταβλητών Y_t είναι στάσιμο, οπότε το VAR στις αρχικές τιμές του είναι το επιθυμητό.
3. $r(\Pi) < p$ (μειωμένος βαθμός). Η περίπτωση αυτή μπορεί να μεταφραστεί ως ενδεχόμενη σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t , εξαιτίας της μη ανεξάρτητης γραμμικότητας μεταξύ όλων των στηλών της μήτρας. Επομένως, αν η μήτρα έχει μικρότερο βαθμό από την τάξη της p , συνεπάγεται ότι οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται. Ενδεικνυόμενο μοντέλο είναι το VECM.

Όπως ήδη ειπώθηκε, ο Johansen χρησιμοποιεί την τεχνική της μέγιστης πιθανοφάνειας, προκειμένου να εντοπίσει και να αναλύσει τις υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης μεταξύ μεταβλητών, σε αντίθεση με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων των Engle και Granger. Οι δύο μεθοδολογίες διαφοροποιούνται στα ακόλουθα σημεία. Αρχικά, το Johansen test επιτρέπει τον έλεγχο συνολοκλήρωσης ενός ή περισσοτέρων συντελεστών μιας μήτρας και παρέχει ακριβή υπολογισμό για κάθε περίπτωση. Επίσης, υπολογίζεται στατιστικό μέγεθος μέγιστης πιθανοφάνειας που υποδεικνύει το μέγιστο αριθμό συνολοκληρωμένων διανυσμάτων στη μήτρα. Τέλος, τα αποτελέσματα του ελέγχου κατά Engle και Granger δεν μπορούν να

συγκριθούν με τις κριτικές τιμές γνωστών κατανομών, σε αντίθεση με το Johansen test. Για τους παραπάνω λόγους, επελέγη η μεθοδολογία του Johansen.

Περιληπτικά, αφού διαπιστωθεί ότι οι εξεταζόμενες μεταβλητές - Ενεργητικό των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού, η καθαρή τιμή των μεριδίων και το επίπεδο του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. – είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξης, τότε θα εφαρμοστεί το Johansen test. Οι υποθέσεις που ελέγχονται είναι οι ακόλουθες:

- H_0 : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.
- H_1 : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

4.3.2. ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY - FULLER

Πριν εφαρμοστούν οι έλεγχοι αιτιότητας, θα πρέπει να πραγματοποιηθεί έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (unit root test) . Ο έλεγχος αυτός πραγματεύεται τον έλεγχο για τη μη στασιμότητα μιας χρονολογικής σειράς και είναι ευρύτατα διαδεδομένος. Οι όροι μη στασιμότητα και μοναδιαία ρίζα χρησιμοποιούνται ως συνώνυμοι. Οι περισσότερο εφαρμόσιμοι έλεγχοι είναι εκείνοι των Dickey – Fuller και Phillips – Perron. Ο πρώτος έλεγχος διακρίνεται στον απλό Dickey – Fuller (DF) και τον επαυξημένο (Augmented Dickey – Fuller, ADF).

Ο απλός Dickey – Fuller εφαρμόστηκε για έλεγχο μοναδιαίας ρίζας αρχικά σε υπόδειγμα της μορφής AR(1):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

Η σειρά είναι μη-στάσιμη και άρα υπάρχει μοναδιαία ρίζα, αν $\rho = 1$ (H_0). Αν ισχύει ότι $-1 < \rho < 1$, τότε η σειρά είναι στάσιμη (H_1). Για να ελεγχθούν οι υποθέσεις, το υπόδειγμα εκτιμάται με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων και κατόπιν, χρησιμοποιούνται οι κρίσιμες τιμές (τ) των πινάκων κατανομής Dickey – Fuller. Οι τιμές αυτές είναι αρνητικές, αλλά χάριν ευκολίας, δίνονται κατ' απόλυτη τιμή.

Σε περίπτωση όμως που μια χρονολογική σειρά ακολουθεί αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα τάξης μεγαλύτερης από την πρώτη, τότε η χρήση του απλού ελέγχου με

υπόδειγμα μορφής AR(1) θα καταλήξει σε αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, γεγονός αντίθετο των αρχών εφαρμογής των συγκεκριμένων ελέγχων. Σύμφωνα με τους ελέγχους DF, τα κατάλοιπα (ε_t) της ελεγχόμενης εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος (white noise). Δηλαδή, έχουν:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0 \\ V(\varepsilon_t) &= \sigma^2 \\ \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k}) &= 0 \text{ για όλα τα } t \text{ και για κάθε } k \neq 0 \end{aligned}$$

Προκειμένου, λοιπόν, ν' αποφευχθεί η αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, οι Dickey – Fuller προσέθεσαν στο πραγματικό μέγεθος της ελεγχόμενης παλινδρόμησης χρονικές υστερήσεις της ΔY_t . Γι' αυτό το λόγο, ο έλεγχος των Dickey – Fuller ονομάστηκε Επαυξημένος. Υπάρχουν παραλλαγές του αρχικού ελέγχου. Η σωστότερη επιλέγεται ανάλογα με τα αρχικά δεδομένα. Ο έλεγχος μπορεί να εφαρμοστεί: σε επίπεδο περιλαμβάνοντας τάση και σταθερά (3^η περίπτωση), μόνο σταθερά (2^η περίπτωση) και τέλος, ούτε τάση ούτε σταθερά (1^η περίπτωση). Εξετάζονται όλες οι περιπτώσεις, μέχρι ν' απορριφθεί η αρχική υπόθεση της μη στασιμότητας. Αν και πάλι οι χρονοσειρές αποδεικνύονται μη-στάσιμες, εξετάζονται οι παραπάνω υποπεριπτώσεις σε 1^{ες} ή 2^{ες} διαφορές. Εν προκειμένω, επιλέγεται ο έλεγχος να εφαρμοστεί σε επίπεδο συμπεριλαμβανομένης μόνο σταθεράς (2^η περίπτωση).

Έστω ότι λαμβάνεται ένα υπόδειγμα AR(p), όπου η τάξη (p) του είναι αρκετά μεγάλη, ώστε να μην υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης καταλοίπων.

$$Y_t = \delta_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + u_t$$

Μετά από την προσθαφαίρεση όρων, $\alpha_p Y_{t-p+1}$, $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) Y_{t-p+2}$, κλπ., ο παραπάνω τύπος παίρνει την μορφή:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \beta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + u_t$$

Όπου $\beta = (\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_p) - 1$ και $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$, $\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$, κτλ. Ουσιαστικά, ο τύπος αυτός είναι ο τύπος της τυχαίας διαδρομής με σταθερά (random walk with drift), $Y_t = \delta + \alpha Y_{t-1} + u_t$, επαυξημένος κατά τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής ΔY_{t-k} .

Προκειμένου να ελεγχθεί η στασιμότητα ή μη της χρονοσειράς, τίθεται $\beta = 0$ στην παραπάνω σχέση και η εξίσωση εκφράζεται σε πρώτες διαφορές. Οι υποθέσεις που εξετάζονται κατά τον έλεγχο είναι:

- $H_0 : \beta = 0$. Υπάρχει μοναδιαία ρίζα (μη – στάσιμη χρονοσειρά).
- $H_1 : \beta < 0$. Δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα (στάσιμη χρονοσειρά).

Για τον έλεγχο των υποθέσεων χρησιμοποιούνται οι κριτικές τιμές των Dickey – Fuller (τ) και το στατιστικό t , ενώ το υπόδειγμα εκτιμάται με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Όσο πιο αρνητική είναι η υπολογισμένη τιμή του ελέγχου, τόσο πιο ισχυρή είναι η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας.

Το σημαντικότερο για τη διενέργεια του ελέγχου είναι ο προσδιορισμός της τάξης p του αυτοπαλίνδρομου υποδείγματος, έτσι ώστε να μην υπάρχουν αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα. Στην πράξη, θα πρέπει να επιλεγεί ο σωστός αριθμός υστερήσεων της μεταβλητής ΔY_{t-k} , διότι αν επιλεγεί μικρότερος, δεν θα εξαλειφθεί εντελώς η αυτοσυσχέτιση καταλοίπων, ενώ αν επιλεγεί μεγαλύτερος, θ' αυξηθούν τα τυπικά σφάλματα των συντελεστών, με αποτέλεσμα την αναξιοπιστία των πληροφοριών, την απώλεια βαθμών ελευθερίας και τη μείωση της δύναμης των ελέγχων. Γι' αυτό το λόγο, οι επιστήμονες χρησιμοποιούν κάποιο κριτήριο της επιλογής μοντέλου, όπως το Akaike, το Bayesian ή, τέλος, το Langrange Multiplier (LM).

4.3.3. ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER

Κατά τον προσδιορισμό ενός οικονομετρικού υποδείγματος, το πρωταρχικό ζήτημα που χρειάζεται να διερευνηθεί είναι η ύπαρξη ή μη αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των μεταβλητών. Με άλλα λόγια, κατά πόσο μια μεταβλητή αιτιάζει μια άλλη ή αιτιάζεται από αυτήν ή ακόμα αν είναι ανεξάρτητη από τις άλλες (Δημελή, 2002).

Τρέχοντας μια εξίσωση παλινδρόμησης, αναλύεται η εξάρτηση μεταξύ μεταβλητών, παρόλα αυτά, δεν συνεπάγεται αιτιότητα. Σε μια επιστήμη, όπως αυτή της οικονομικής, που δεν υπάρχει δυνατότητα πειραματισμών, η σχέση αιτίας – αιτιατού (αιτιότητα) θεωρείται εκ των προτέρων (a priori) δεδομένη, βασιζόμενη σε συγκεκριμένη οικονομική θεωρία, ούτως ώστε να μπορεί να εκτιμηθεί οικονομετρικό υπόδειγμα. Διερευνώντας το αν και κατά πόσο η μεταβλητή X επηρεάζει την συμπεριφορά της μεταβλητής Y , εξάγονται σημαντικά συμπεράσματα. Το ερώτημα που χρειάζεται απάντηση είναι αν υπάρχει πραγματικά αυτή η σχέση. Η απάντηση δίνεται από την παλινδρόμηση της Y πάνω στην X και τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας του X .

Εντούτοις, η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ μεταβλητών δεν αποτελεί απόδειξη σχέσης αιτιότητας, λαμβάνοντας υπόψη και τις νόθες (spurious) συσχετίσεις που μπορεί να προκύψουν σε υποδείγματα χρονολογικών σειρών, ακόμα και δυναμικών και θέτοντας έτσι αναξιόπιστη κάθε εκτίμηση των παραμέτρων. Επιπλέον, δυσχεραίνεται ο προσδιορισμός της κατεύθυνσης με την οποία η μια μεταβλητή προκαλεί (causes) την άλλη. Η αδυναμία προσδιορισμού των σχέσεων αιτιότητας μεταξύ οικονομικών μεταβλητών ώθησαν το 1969 τον Granger στη διατύπωση της οικονομικής έννοιας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger» (Granger causality). Ο συλλογισμός του Granger έγκειται στο γεγονός ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Σύμφωνα με τους Maddala και Kim (1998), η επιλογή της λέξης “causality” από τον Granger, αντί μιας άλλης, όπως “precedence” ή “informativeness” ή “forecastability”, που θα απέδιδε καλύτερα το σκοπό αυτών των ελέγχων, οδηγεί στο συχνό φαινόμενο της εσφαλμένης ερμηνείας των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger. Ουσιαστικά, εφαρμόζοντας ελέγχους αιτιότητας κατά Granger, εξάγονται συμπεράσματα σχετικά με το αν οι μεταβολές της Y προηγούνται ή έπονται ή είναι σύγχρονες των μεταβολών της X (Χρήστου, 2004). Η διαπίστωση της προηγέσεως της μεταβλητής X (precedence) είναι ο σκοπός της αναλύσεως της αιτιότητας κατά Granger, με την έννοια ότι η X έχει προβλεπτική ικανότητα (predictability) για την Y .

Στον ορισμό αιτιότητας, ο Granger λαμβάνει υπόψη μόνο τις αμερόληπτες προβλέψεις ελαχίστων τετραγώνων (unbiased least squares predictions) και ως μέτρο της ακρίβειας των προβλέψεων χρησιμοποιείται η διακύμανση των λαθών πρόβλεψης

μιας περιόδου στο μέλλον (one-step ahead prediction error). Συνοπτικά διατυπώνοντας τον ορισμό της αιτιότητας κατά Granger, ισχύει ότι η μεταβλητή X_t αιτιάζει την Y_t , αν η πρόβλεψη της Y_t για μια περίοδο στο μέλλον που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου (Mean Square Error, MSE) από την πρόβλεψη της Y_t που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη επιχείρηση πλην εκείνης που αφορά την μεταβλητή X_t . Σε περίπτωση που προσμετρώνται πληροφορίες πρόσφατης περιόδου, εκτός από εκείνες προηγούμενης περιόδου, τότε λέγεται ότι το X αιτιάζει το Y και στιγμιαία (instantaneous causality) (Δημελή, 2002).

Επί του πρακτέου, οι έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger γίνονται με τη χρήση VAR υποδειγμάτων. Έστω ότι εξετάζονται δύο χρονολογικές σειρές, οι Y_t και X_t . Τα δύο VAR υποδείγματα είναι της μορφής:

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu_0 + \alpha_i Y_{t-i} + \beta_i X_{t-i} + u_t \\ X_t &= \lambda_0 + \gamma_i Y_{t-i} + \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Τα παραπάνω υποδείγματα τελούν υπό τις ακόλουθες δύο προϋποθέσεις. Πρώτον, οι τρέχουσες τιμές της Y είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της, καθώς και των προηγούμενων τιμών της X . Το ίδιο ισχύει και για την μεταβλητή X . Και δεύτερον, οι διαταρακτικοί όροι, u_t και ε_t , δε συσχετίζονται.

Οι περιπτώσεις που λαμβάνονται από τα παραπάνω δύο υποδείγματα είναι οι ακόλουθες:

- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των Y_{t-i} δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν (στατιστικά ασήμαντοι), τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger από τη μεταβλητή X προς τη μεταβλητή Y (unidirectional causality).
- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} είναι στατιστικά ασήμαντοι, ενώ οι συντελεστές γ_i των Y_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί, τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger από τη μεταβλητή Y προς τη μεταβλητή X (unidirectional causality).

- Αν συντελεστές αμφότερων των μεταβλητών, Y και X , είναι στατιστικά σημαντικοί και στις δύο παλινδρομήσεις, τότε έχουμε αμφίδρομη σχέση αιτιότητας (bidirectional causality).
- Στην περίπτωση που οι συντελεστές των Y και X δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν και στις δύο παλινδρομήσεις, τότε υπάρχει ανεξαρτησία.

Για τον έλεγχο των παραπάνω περιπτώσεων εφαρμόζεται το κριτήριο της κατανομής F του Wald (1940) για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών με τον ακόλουθο τύπο:

$$F = [(SSR_R - SSR_U)/k] / [SSR_U/(n-2k-1)]$$

Όπου:

SSR_R = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας τη μεταβλητή X μόνον πάνω στις υστερήσεις της).

SSR_U = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης χωρίς περιορισμό.

k = Αριθμός περιορισμών.

n = Μέγεθος του δείγματος.

Οι υποθέσεις αιτιότητας που διαμορφώνονται είναι οι εξής. Όσον αφορά την μεταβλητή X :

- $H_0 : [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_i] = 0$. Δηλαδή, η μεταβλητή X δεν αιτιάζεται (δεν προκαλεί κατά Granger) της Y .
- $H_1 : [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_i] \neq 0$. Δηλαδή, η μεταβλητή X αιτιάζεται (προκαλεί κατά Granger) της Y .

Και για την μεταβλητή Y :

- $H_0 : [\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_i] = 0$. Δηλαδή, η μεταβλητή Y δεν αιτιάζεται (δεν προκαλεί κατά Granger) της X .
- $H_1 : [\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_i] \neq 0$. Δηλαδή, η μεταβλητή Y αιτιάζεται (προκαλεί κατά Granger) της X .

Αν η τιμή του F που υπολογίζεται με βάση τον παραπάνω τύπο, συγκρινόμενη με την τιμή των πινάκων $F_{k,t}$, είναι μεγαλύτερη σ' ένα επίπεδο σημαντικότητας $\alpha\%$, τότε η μηδενική υπόθεση, H_0 , απορρίπτεται και γίνεται αποδεκτή η εναλλακτική, H_1 . Δηλαδή, συμπεραίνεται ότι οι υστερήσεις της μεταβλητής X επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της Y . Στη συνέχεια, για να διαπιστωθεί η μονόδρομη σχέση αιτιότητας της X προς την Y , πρέπει να ελεγχθεί η υπόθεση για τις υστερήσεις της Y πάνω στη μεταβλητή X . Αν η υπολογισμένη τιμή F είναι μικρότερη της κριτικής τιμής της κατανομής F , ισχύει η μηδενική υπόθεση. Δηλαδή, η μεταβλητή X δεν αιτιάζεται της Y για την πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Y δεν αιτιάζεται της X για τη δεύτερη συνάρτηση. Στην περίπτωση που η υπολογισμένη τιμή είναι μεγαλύτερη της κριτικής τιμής σ' ένα επίπεδο σημαντικότητας $\alpha\%$, τότε ισχύει η εναλλακτική. Δηλαδή, η μεταβλητή X αιτιάζεται της Y για την πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Y αιτιάζεται της X για τη δεύτερη συνάρτηση.

Πρέπει να τονιστεί ότι ο αριθμός των μεταβλητών με υστέρηση που περιλαμβάνονται στην παλινδρόμηση, καθώς και η συχνότητα των στοιχείων που χρησιμοποιούνται ενδέχεται να επηρεάσουν την κατεύθυνση της αιτιότητας κατά Granger.

5. ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

5.1. ΓΙΑ ΤΟΝ ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟ ΕΛΕΓΧΟ DICKEY – FULLER

Στο αρχικό στάδιο της έρευνας, ελέγχθηκαν οι λογαριθμημένες χρονοσειρές των υπό εξέταση Αμοιβαίων Καθαρών, Καθαρό Ενεργητικό (LNASSET), Τιμή Μεριδίου (LNPRICE) και επίπεδο Γενικού Δείκτη (LNGI) περί στασιμότητας ή μη με τον Επαυξημένο Έλεγχο Dickey – Fuller. Επελέγησαν οι χρονοσειρές σε επίπεδο και συμπεριλήφθηκε σταθερός όρος στην εξίσωση με τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων (Igs) να ποικίλει. Οι υποθέσεις που εξετάζονται, είναι οι ακόλουθες:

- $H_0 : \beta = 0$. Υπάρχει μοναδιαία ρίζα (μη – στάσιμη χρονοσειρά).
- $H_1 : \beta < 0$. Δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα (στάσιμη χρονοσειρά).

Η χρονοσειρά του Γενικού Δείκτη λαμβάνει τις ίδιες τιμές σε όλα τα A/K , μιλώντας για το ίδιο χρονικό διάστημα. Επομένως, ελέγχοντας για μοναδιαία ρίζα τη

λογαριθμημένη χρονοσειρά (LNGI), η στατιστική τιμή που υπολογίζεται είναι -1,323887 (με τέσσερις χρονικές υστερήσεις), συγκρινόμενη με την κριτική τιμή -2,862580 σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου για τις άλλες δύο χρονοσειρές δίνονται συνοπτικά στον ακόλουθο πίνακα για κάθε A/K ξεχωριστά.

A/K	LNASSET			LNPRICE		
	t – stat	Cr. value (5%)	Lgs	t – stat	Cr. Value (5%)	Lgs
ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού	-2,296061	-2,862580	4	-2,104093	-2,862580	4
Alpha Blue Chips Μετοχικό Εσωτερικού	-0,137575	-2,862578	1	-1,233817	-2,862580	4
Alpha Μετοχικό Εσωτερικού	-0,815102	-2,862578	1	-1,685703	-2,862580	4
HSBC Αναπτυξιακό Μετοχών Εσωτερικού	-2,836501	-2,862591	25	-1,610429	-2,862591	25
HSBC Μεσαίας Κεφαλαιοποίησης	-0,884358	-2,862580	3	-1,337569	-2,862588	18
ING Δυναμικών Επιχειρήσεων	-0,882220	-2,862578	1	-2,178838	-2,862586	16
Interamerican Εταιρ. Αναπτυσσόμενων	-2,376407	-2,862589	21	-2,201295	-2,862589	21
International Επιλογής Μετοχικών Αξιών	-1,429713	-2,862583	10	-1,846654	-2,862580	4
Metrolife Αναπτυξιακό	-1,861767	-2,862580	4	-2,065616	-2,862580	4
Proton Μετοχικό Εσωτερικού	-1,450451	-2,862582	7	-1,726833	-2,862582	7
ΑΤΕ Μετοχικό	-1,193848	-2,862580	4	-1,897259	-2,862580	4
Ευρωπαϊκή Πίστη (Αναπτυξιακό)	-0,865997	-2,862580	4	-1,489785	-2,862580	4
Κύπρου Ελληνικό Μετοχικό	-2,159422	-2,862580	4	-2,723044	-2,862580	4
Πειραιώς Δυναμικών Επιχειρήσεων	-0,009619	-2,862578	0	-2,227691	-2,862586	15
Πειραιώς Μετοχικό Εσωτερικού	-0,307123	-2,862578	0	-1,618537	-2,862580	4

Πίνακας 1: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον Επαυξημένο Έλεγχο Dickey - Fuller

Κατά τη σύγκριση της στατιστικής και της κριτικής τιμής, τα μεγέθη λαμβάνονται σε απόλυτη τιμή. Η στατιστική τιμή δεν υπερβαίνει σε απόλυτη τιμή την κριτική τιμή

που δίνεται. Επομένως, συμπεραίνεται ότι οι εν λόγω χρονοσειρές είναι μη στάσιμες σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Άρα, δε μπορεί ν' απορριφθεί η αρχική υπόθεση (H_0).

5.2. ΓΙΑ ΤΟΝ ΕΛΕΓΧΟ JOHANSEN

Έχοντας διαπιστώσει την ιδιότητα της μη – στασιμότητας των χρονοσειρών, επιβάλλεται να ελεγχθεί το ενδεχόμενο της συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών. Δύο χρονοσειρές συνολοκληρώνονται, εάν και οι δυο είναι ολοκληρωμένες της ίδιας τάξεως, $I(d)$ όπου $d \neq 0$, και ένας γραμμικός συνδυασμός τους είναι στάσιμος ($I(0)$). Αρκετές μεταβλητές είναι μη – στάσιμες, αλλά κινούμενες μαζί στον χρόνο, δημιουργείται μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας συνδέοντας τις δύο χρονοσειρές, έτσι ώστε η σχέση να είναι στάσιμη. Με άλλα λόγια, οι δύο συνολοκληρωμένες μεταβλητές μπορεί να αποκλίνουν της πορείας τους βραχυπρόθεσμα, αλλά επανέρχονται μακροπρόθεσμα.

Στον έλεγχο συνολοκλήρωσης κατά Johansen, και συγκεκριμένα στον έλεγχο ίχνους (trace test) που λαμβάνεται εν προκειμένω υπόψη, εξετάζονται δύο υποθέσεις. Έστω ότι υπάρχουν g ζεύγη μη - στάσιμων μεταβλητών, τότε:

- H_0 : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών. Άρα, υπάρχουν r συνολοκληρωμένα διανύσματα, όπου $r = g - 1$.
- H_1 : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών. Άρα, υπάρχουν r συνολοκληρωμένα διανύσματα, όπου $r = g$.

Τα αποτελέσματα από την εφαρμογή του ελέγχου για το πρώτο ζεύγος των μεταβλητών, Ενεργητικού A/K και καθαρής τιμής των μεριδίων τους, έπονται. Όπως είναι εμφανές, στην συντριπτική πλειοψηφία των A/K η στατιστική τιμή του ελέγχου είναι μικρότερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Επομένως, η μηδενική υπόθεση δε μπορεί να απορριφθεί είτε στην περίπτωση που εξετάζεται η ύπαρξη μηδενικής σχέσης συνολοκλήρωσης είτε σ' αυτήν της ύπαρξης το πολύ μιας σχέσης. Αυτό σημαίνει ότι οι μεταβλητές δε συνολοκληρώνονται. Άρα, δε μπορεί να υπολογιστεί υπόδειγμα διόρθωσης λαθών, επειδή δεν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός τους που να είναι στάσιμος.

Εξαιρέση στο σύνολο αποτελούν δύο A/K, το International Επιλογής Μετοχικών Αξιών και το Metrolife Αναπτυξιακό, των οποίων η στατιστική τιμή είναι μεγαλύτερη από την κριτική σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%, ερευνώντας την περίπτωση μη ύπαρξης σχέσης. Σ' αυτήν την περίπτωση, μπορεί ν' απορριφθεί η αρχική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις χρονοσειρές. Οπότε, συμπεραίνεται ότι μεταξύ των δύο μη-στάσιμων μεταβλητών, του Ενεργητικού των A/K και της καθαρής τιμής των μεριδίων τους, εντοπίζεται στάσιμος και γραμμικός συνδυασμός ($r=1$) που τις αναγάγει σε συνολοκληρωμένες στα επίπεδα. Δηλαδή, ανιχνεύεται σταθερή, μακροχρόνια, γραμμική σχέση ισορροπίας μεταξύ τους και μπορεί να υπολογιστεί υπόδειγμα διόρθωσης λαθών.

A/K	Hypothesized No of CE(s)	Trace Statistic	Critical Value (5%)	Test Result
ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού	None	5,926048	15,49471	r = 0
	At most 1	0,543608	3,841466	r = 0
Alpha Blue Chips Μετοχικό Εσωτερικού	None	10,89510	15,49471	r = 0
	At most 1	3,283153	3,841466	r = 0
Alpha Μετοχικό Εσωτερικού	None	10,74439	15,49471	r = 0
	At most 1	0,748256	3,841466	r = 0
HSBC Αναπτυξιακό Μετοχών Εσωτερικού	None	6,086689	15,49471	r = 0
	At most 1	0,158478	3,841466	r = 0
HSBC Μεσαίας Κεφαλαιοποίησης	None	11,26539	15,49471	r = 0
	At most 1	1,373395	3,841466	r = 0
ING Δυναμικών Επιχειρήσεων	None	7,804303	15,49471	r = 0
	At most 1	1,309794	3,841466	r = 0
Interamerican Εταιρ. Αναπτυσσόμενων	None	9,918361	15,49471	r = 0
	At most 1	0,005085	3,841466	r = 0
International Επιλογής Μετοχικών Αξιών	None	30,43288	15,49471	r = 1
	At most 1	1,152822	3,841466	r = 0
Metrolife Αναπτυξιακό	None	31,78344	15,49471	r = 1
	At most 1	0,692914	3,841466	r = 0
Proton Μετοχικό Εσωτερικού	None	9,516207	15,49471	r = 0
	At most 1	0,452036	3,841466	r = 0
ATE Μετοχικό	None	8,736100	15,49471	r = 0
	At most 1	0,877293	3,841466	r = 0
Ευρωπαϊκή Πίστη (Αναπτυξιακό)	None	2,544870	15,49471	r = 0
	At most 1	0,114929	3,841466	r = 0
Κύπρου Ελληνικό Μετοχικό	None	10,01591	15,49471	r = 0
	At most 1	0,228770	3,841466	r = 0
Πειραιώς Δυναμικών Επιχειρήσεων	None	7,440253	15,49471	r = 0
	At most 1	0,446058	3,841466	r = 0
Πειραιώς Μετοχικό Εσωτερικού	None	10,13270	15,49471	r = 0
	At most 1	3,146483	3,841466	r = 0

Πίνακας 2: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο Johansen του ζεύγους του Ενεργητικού των Α/Κ και της καθαρής τιμής των μεριδίων τους

Όσον αφορά το δεύτερο ζεύγος μεταβλητών, Ενεργητικό Α/Κ και επίπεδο του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. τα αποτελέσματα εμφανίζονται συγκεντρωτικά στον ακόλουθο πίνακα.

A/K	Hypothesized No of CE(s)	Trace Statistic	Critical Value (5%)	Test Result
ALLIANZ Μετοχών Εσωτερικού	None	9,510124	15,49471	r = 0
	At most 1	1,031899	3,841466	r = 0
Alpha Blue Chips Μετοχικό Εσωτερικού	None	10,42284	15,49471	r = 0
	At most 1	2,725516	3,841466	r = 0
Alpha Μετοχικό Εσωτερικού	None	11,78789	15,49471	r = 0
	At most 1	2,527957	3,841466	r = 0
HSBC Αναπτυξιακό Μετοχών Εσωτερικού	None	10,20202	15,49471	r = 0
	At most 1	0,785202	3,841466	r = 0
HSBC Μεσαίας Κεφαλαιοποίησης	None	4,205759	15,49471	r = 0
	At most 1	0,871386	3,841466	r = 0
ING Δυναμικών Επιχειρήσεων	None	8,465609	15,49471	r = 0
	At most 1	3,561065	3,841466	r = 0
Interamerican Εταιρ. Αναπτυσσόμενων	None	11,67177	15,49471	r = 0
	At most 1	0,896268	3,841466	r = 0
International Επιλογής Μετοχικών Αξιών	None	12,33383	15,49471	r = 0
	At most 1	0,978137	3,841466	r = 0
Metrolife Αναπτυξιακό	None	32,46447	15,49471	r = 1
	At most 1	0,810742	3,841466	r = 0
Proton Μετοχικό Εσωτερικού	None	5,660901	15,49471	r = 0
	At most 1	1,376254	3,841466	r = 0
ΑΤΕ Μετοχικό	None	4,649277	15,49471	r = 0
	At most 1	0,288278	3,841466	r = 0
Ευρωπαϊκή Πίστη (Αναπτυξιακό)	None	2,808258	15,49471	r = 0
	At most 1	0,073381	3,841466	r = 0
Κύπρου Ελληνικό Μετοχικό	None	11,37507	15,49471	r = 0
	At most 1	0,758962	3,841466	r = 0
Πειραιώς Δυναμικών Επιχειρήσεων	None	8,318270	15,49471	r = 0
	At most 1	2,523180	3,841466	r = 0
Πειραιώς Μετοχικό Εσωτερικού	None	11,41486	15,49471	r = 0
	At most 1	4,153610	3,841466	r = 0

Πίνακας 3: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο Johansen του ζεύγους του Ενεργητικού των Α/Κ και του επιπέδου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

Όπως διακρίνεται από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα, διατηρείται η ίδια εικόνα που παρουσιάστηκε και στο πρώτο ζεύγος. Δηλαδή, στην πλειοψηφία των Αμοιβαίων κεφαλαίων, οι δύο μεταβλητές δε συνολοκληρώνονται. Συγκρίνοντας τη

στατιστική τιμή του ελέγχου με την κριτική τιμή σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5% συμπεραίνεται ότι η μηδενική υπόθεση δε μπορεί να απορριφθεί είτε στην περίπτωση που εξετάζεται η ύπαρξη μηδενικής σχέσης συνολοκλήρωσης είτε σ' αυτήν της ύπαρξης το πολύ μιας σχέσης. Αυτό σημαίνει ότι οι μεταβλητές δε συνολοκληρώνονται.

Η μοναδική περίπτωση που ανιχνεύεται σχέση συνολοκλήρωσης είναι αυτή του Metrolife Αναπτυξιακού A/K, όπου η στατιστική τιμή του ελέγχου είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή σε επίπεδο εμπιστοσύνης 5%, ερευνώντας την περίπτωση μη ύπαρξης σχέσης. Σ' αυτήν την περίπτωση, απορρίπτεται η αρχική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις χρονοσειρές. Οπότε, συμπεραίνεται ότι οι δύο χρονοσειρές, το Ενεργητικό των A/K και ο Γενικός Δείκτης του X.A.A., συνολοκληρώνονται στα επίπεδα και συνδέονται με σταθερή, μακροχρόνια, γραμμική σχέση ισορροπίας μεταξύ τους

5.3. ΓΙΑ ΤΟΝ ΕΛΕΓΧΟ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER

Το γεγονός ότι ανιχνεύεται συσχέτιση μεταξύ των χρονοσειρών των A/K δεν συνεπάγεται απαραίτητα και σχέση αιτίας – αιτιατού. Για το λόγο αυτό, εφαρμόζεται ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger, προκειμένου να καθοριστεί αρχικά η ύπαρξη και, έπειτα η κατεύθυνση της αιτιότητας. Κατά τον Granger (1969), μία μεταβλητή X_t προκαλεί μία άλλη Y_t , όταν η μεταβλητή X_t συντελεί στην πρόβλεψη της συμπεριφοράς της μεταβλητής Y_t . Αυτό δεν σημαίνει ότι η Y_t είναι αποτέλεσμα της X_t . Εν προκειμένω, όπως έχει προαναφερθεί, ως ανεξάρτητες μεταβλητές, X_t λειτουργούν η καθαρή τιμή των μεριδίων των A/K και το επίπεδο του Γενικού Δείκτη τιμών του X.A.A., ενώ ως εξαρτημένη, Y_t το Ενεργητικό των A/K.

Όσον αφορά το πρώτο ζεύγος μεταβλητών, έχουν εντοπιστεί δύο A/K, στα οποία εντοπίζεται συνολοκλήρωση. Επομένως, η έρευνα προχωρά στο τελευταίο επίπεδο και την εφαρμογή του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger. Τα αποτελέσματα απεικονίζονται στον ακόλουθο πίνακα.

A/K	Null Hypothesis	Prob.	Test Result
International Επιλογής Μετοχικών Αξιών	LNPRICE does not Granger Cause LNASSET	0,0000006	Reject
	LNASSET does not Granger Cause LNPRICE	0,0102	Reject
Metrolife Αναπτυξιακό	LNPRICE does not Granger Cause LNASSET	0,0822	Do not reject
	LNASSET does not Granger Cause LNPRICE	0,5707	Do not reject

Πίνακας 4: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger μεταξύ του Ενεργητικού των A/K και της καθαρής τιμής των μεριδίων τους

Στο A/K International Επιλογής Μετοχικών Αξιών, οι μηδενικές υποθέσεις απορρίπτονται, καθώς οι πιθανότητες (0,0000006 και 0,0102) είναι μικρότερες από το επίπεδο εμπιστοσύνης, 0,05. Οπότε, οι χρονικές υστερήσεις της μεταβλητής X (Y) επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της μεταβλητής Y (X). Παρατηρείται, λοιπόν, μια αμφίδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger (LNPRICE ↔ LNASSET).

Στο A/K Metrolife Αναπτυξιακό, οι υπολογισμένες πιθανότητες (0,0822 και 0,5707) είναι μεγαλύτερες από το επίπεδο σημαντικότητας 0,05. Επομένως, οι μηδενικές υποθέσεις δε μπορούν ν' απορριφθούν και διαπιστώνεται ότι δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας κατά Granger μεταξύ των δύο μεταβλητών, οι οποίες χαρακτηρίζονται ως ανεξάρτητες. Αυτό σημαίνει ότι οι χρονικές υστερήσεις της μεταβλητής X (Y) δεν επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της μεταβλητής Y (X).

Προχωρώντας στο δεύτερο ζεύγος των χρονοσειρών, Ενεργητικό των A/K και επίπεδο Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α., ο έλεγχος αιτιότητας μπορεί να εφαρμοστεί μόνο σε ένα A/K, το Metrolife Αναπτυξιακό.

A/K	Null Hypothesis	Prob.	Test Result
Metrolife Αναπτυξιακό	LNGI does not Granger Cause LNASSET	0,1927	Do not reject
	LNASSET does not Granger Cause LNGI	0,4790	Do not reject

Πίνακας 5: Πίνακας αποτελεσμάτων για τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger μεταξύ Ενεργητικού A/K και του επιπέδου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

Όπως είναι εμφανές από τις πιθανότητες που έχουν υπολογισθεί, ούτε και σ' αυτή την περίπτωση εντοπίζεται σχέση αιτιότητας. Οι πιθανότητες είναι μεγαλύτερες από το επίπεδο εμπιστοσύνης 5%, οπότε γίνονται αποδεκτές οι αρχικές υποθέσεις και οι μεταβλητές χαρακτηρίζονται ως ανεξάρτητες. Επομένως, οι χρονικές υστερήσεις καμίας από τις δύο μεταβλητές δεν επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της άλλης.

6. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην προκειμένη εργασία, διερευνήθηκε η πιθανότητα ύπαρξης σχέσης αιτιότητας μεταξύ του Ενεργητικού των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εσωτερικού και α) της καθαρής τιμής των μεριδίων τους στην Ελληνική αγορά, β) του επιπέδου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. Το χρονικό διάστημα που ελήφθη υπόψη είναι από 01/01/2000 έως και 31/03/2009. Τα αποτελέσματα από τους ελέγχους που διενεργήθηκαν, δε συντέλεσαν στην εξαγωγή ασφαλούς συμπεράσματος, το οποίο θα μπορούσε να γενικευθεί. Δηλαδή, σε δύο από τις τρεις περιπτώσεις που εντοπίστηκε σχέση συνολοκλήρωσης οι μεταβλητές χαρακτηρίστηκαν ανεξάρτητες, ενώ στην τρίτη ανιχνεύτηκε αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών.

Στην ήδη καταγεγραμμένη βιβλιογραφία έχει διαπιστωθεί η ύπαρξη αιτιώδης σχέσης και σε καμία περίπτωση η ανεξαρτησία των μεταβλητών. Ενδεικτικά, κατά τον Warther (1995), εντοπίζεται ισχυρή θετική συσχέτιση, η οποία εξηγείται από την αμφίδρομη αιτιώδη σχέση μεταξύ ροών και αποδόσεων καθώς και ενός τρίτου παράγοντα. Επίσης, ο Potter (1996) ισχυρίζεται ότι μόνο στα Επιθετικά Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια υπάρχει αιτιώδης σχέση με κατεύθυνση από τις χρηματιστηριακές αποδόσεις προς τις κεφαλαιακές ροές. Στην περίπτωση της Ελληνικής πραγματικότητας, άλλοτε καταγράφεται μικρή θετική συσχέτιση μεταξύ ροών προς τα Α/Κ και τις χρηματιστηριακές αποδόσεις (Παπαδάμος, Συριόπουλος, 2002) και άλλοτε αμφίδρομη σχέση μεταξύ του Ενεργητικού των Α/Κ και των Χρηματιστηριακών Αποδόσεων (Αλεξάκης ... Poshakwale, 2004). Δηλαδή, υποστηρίζεται ότι οι πρότερες αποδόσεις προκαλούν ροές προς τα Α/Κ και αντίστροφα.

Λαμβάνοντας υπόψη τα ανωτέρω, τα συμπεράσματά της εργασίας πρέπει να κριθούν επιφυλακτικά, σκεπτόμενοι το ενδεχόμενο ότι η συμπεριφορά της εξεταζόμενης ως εξαρτημένης μεταβλητής ίσως να επηρεάζεται από μια τρίτη ανεξάρτητη. Τέλος, προκειμένου να υπάρχει ολοκληρωμένη εικόνα για τη συμπεριφορά των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων, θα ήταν χρήσιμο να διερευνηθεί και η κατηγορία των Μετοχικών Αμοιβαίων Κεφαλαίων Εξωτερικού.

7. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

7.1. ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Βασιλική Π. Μαλινδρέτου (2002). *Σύγχρονα Χρηματοοικονομικά Προϊόντα*. Αθήνα. Εκδόσεις Παπαζήση.
- Βασιλική Μαλινδρέτου, Παύλος Μαλινδρέτος (2000). *Χρηματιστήριο*. Αθήνα. Εκδόσεις Παπαζήση.
- Γεώργιος Κ. Χρήστου (2004). *Εισαγωγή στην Οικονομετρία*. Τόμος Β΄. 2^η έκδοση. Αθήνα. Εκδόσεις Gutenberg.
- Δημήτριος Ν. Καραπιστόλης. *Διαχείριση Χαρτοφυλακίων και Αξιολόγηση Α/Κ*. Θεσσαλονίκη. Εκδόσεις Ανίκουλα.
- Σοφία Δημελή (2002). *Σύγχρονες Μέθοδοι Ανάλυσης Χρονολογικών Σειρών*. Αθήνα. Εκδόσεις Κριτική.
- Στέφανος Κοτζαμάνης (1998). *Ο Κόσμος των Επενδύσεων (μετοχές – ομόλογα – λοιπές επενδύσεις)*. Τόμος Β΄. Εκδόσεις Finance Invest.
- Χολέβας Κ. Ιωάννης (1989). *Τι πρέπει να ξέρουν πωλητές και αγοραστές για τα Αμοιβαία Κεφάλαια*. Αθήνα. Εκδόσεις Σμπίλιας.

7.2. ΞΕΝΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Chris Brooks (2002). *Introductory Econometrics for Finance*. United Kingdom. Cambridge University Press.
- Christos Alexakis, Nikitas Niarchos, Theopano Patra, Sunil Poshakwale (2005). *The Dynamics between Stock Returns and Mutual Fund Flows: Empirical Evidence from the Greek Market*. International Review of Financial Analysis 14 (2005) 559-569.
- Damodar N. Gujarati (2003). *Basic Econometrics*. 4th edition. New York. International Edition.
- David Rakowski, Xiaoxin Wang (2009). *The Dynamics of Short-Term Mutual Fund Flows and Returns: A Time-Series and Cross-Sectional Investigation*. Journal of Banking & Finance 33 (2009) 2102-2109.
- Natalie Y. Oh, Jerry T. Parwada. (2007). *Relations between Mutual Fund Flows and Stock Market Returns in Korea*. International Financial Markets, Institutions and Money 17 (2007) 140-151.

- Philippas D. Nikolaos. *The Interaction of Mutual Funds Flows and Security Returns in Emerging Markets: The Case of Greece*. Department of Financial and Banking Management, University of Piraeus. Greece.
- Roger M. Edelen, Jerold B. Warner (2001). *Aggregate Price Effects of Institutional Trading: A Study of Mutual Fund Flow and Market Returns*. Journal of Financial Economics, 59, 195-220.
- Vincent A. Warther (1995). *Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns*. Journal of Financial Economics 39 (1995) 209-235.

7.3. ΔΙΑΔΙΚΤΥΑΚΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Ανδρέας Αναστασίου (2009). *Αμοιβαία Κεφάλαια – Σημαντικές Εισροές & Αποδόσεις το 2009*. Χρήμα – Μηνιαίο Οικονομικό & Επενδυτικό Περιοδικό. Τεύχος 356. Από: <http://www.hrima.gr/searcharticle.asp?view=800&ref=782>
- Δημήτριος Χατζηνικολάου. *Ερμηνεία των Ελέγχων Αιτιότητας κατά Granger*. Πανεπιστήμιο Ιωαννίνων. Τμήμα Οικονομικών Επιστημών. Μεταπτυχιακό Πρόγραμμα Σπουδών. Σημειώσεις Μακροοικονομικής. Από: http://users.uoi.gr/dhatzini/%CC%E5%F4%E1%F0%F4%CC%E1%EA%F1%EF/Granger_Cause.pdf
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2002). *Δελτίο Τύπου – Στα 26,79 Δις Ευρώ η Αγορά Αμοιβαίων Κεφαλαίων στο τέλος Δεκεμβρίου 2001*. Από: http://www.agii.gr/files/pdf/AEDAK_31.12.2001.pdf
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2002). *Δελτίο Τύπου – Στατιστικά Μηνός Δεκεμβρίου – Σχολιασμός Έτους 2002*. Από: http://www.agii.gr/files/pdf/_200317145228.pdf
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2004). *Δελτίο Τύπου – Η Ελληνική Αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στο τέλος 2003*. Από: http://www.agii.gr/files/pdf/_200417134629.pdf
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2005). *Δελτίο Τύπου – Η Αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων το Δεκέμβριο 2004*. Από: http://www.agii.gr/files/pdf/_200511095850.pdf
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2006). *Δελτίο Τύπου – Η Αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων το Δεκέμβριο 2005*. Από: http://www.agii.gr/files/pdf/_20062714145.pdf

- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2007). *Δελτίο Τύπου – Η Αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων το Δεκέμβριο 2006*. Από: <http://www.agii.gr/files/pdf/20071416537.doc>
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2008). *Δελτίο Τύπου – Η Αγορά των Αμοιβαίων Κεφαλαίων το Δεκέμβριο 2007*. Από: <http://www.agii.gr/files/pdf/20081410425.doc>
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2009). *Δελτίο Τύπου – Η Εξέλιξη της Αγοράς των Αμοιβαίων Κεφαλαίων 4^ο Τριμήνου 2008*. Από: <http://www.agii.gr/files/pdf/2009113162030.pdf>
- Ένωση Θεσμικών Επενδυτών (2009). *Δελτίο Τύπου – Θετικές Ενδείξεις στη Θεσμική Αγορά Κεφαλαίων*. Από: <http://www.agii.gr/files/pdf/200942292023.pdf>
- Θεοδώρα Λιακοπούλου (2005). *Προσεχώς, Πενταετία Απογείωσης της Ελληνικής Οικονομίας Αμοιβαίων Κεφαλαίων*. Kathimerini.gr – Οικονομία & Αγορές. Από: http://news.kathimerini.gr/4dcgi/w_articles_economyepix_1_10/07/2005_14992_3
- Θωμάς Α. Κιούσης (2001). *Σε πτώση η Αγορά Αμοιβαίων Κεφαλαίων*. Kathimerini.gr – Οικονομία & Αγορές. Από: http://news.kathimerini.gr/4dcgi/w_articles_economyepix_2_09/06/2001_50054_57
- Θωμάς Α. Κιούσης (2001). *Συρρίκνωση της Ελληνικής Αγοράς Αμοιβαίων Κεφαλαίων*. Kathimerini.gr – Οικονομία & Αγορές. Από: http://news.kathimerini.gr/4dcgi/w_articles_economyepix_2_01/09/2001_6947
- Κωνσταντούλα Σταμοπούλου (2007). *Έλεγχος μη Γραμμικής Αιτιότητας μεταξύ Αποδόσεων Μετοχών και Μεταβολών του Όγκου Συναλλαγών Παρουσία Χαοτικής Δυναμικής*. Πανεπιστήμιο Ιωαννίνων – Τμήμα Οικονομικών Επιστημών. Μεταπτυχιακή Διατριβή. Από: http://www.econ.uoi.gr/metaptixiakes_spoudes/ergasies%20Msc/2006_07/stamopoulou/stamopoulou.pdf
- Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών. *ADF Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας*. Από: www.econ.uoa.gr/UA/files/962914799..doc
- Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών. *Αιτιότητα..* Από: http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson_12_eidika.pdf

- Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών. *Εισαγωγή – Βασικές Έννοιες*. Από: [http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%203\(MSc%20Inf\).pdf](http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%203(MSc%20Inf).pdf)
- Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών. *Επαυξημένος Έλεγχος των Dickey – Fuller (ADF)*. Από: http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson_7_eidika.pdf
- Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών. *Συνολοκλήρωση*. Από: http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson_9_eidika.pdf
- Πανεπιστήμιο Μακεδονίας Οικονομικών και Κοινωνικών Επιστημών. *Συνολοκλήρωση (Έννοιες, Ορισμοί)*. Από: [http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%209\(MSc%20Inf\).pdf](http://users.uom.gr/~drits/lessons/Lesson%209(MSc%20Inf).pdf)
- Πειραιώς Asset Management Α.Ε.Δ.Α.Κ. *Αμοιβαία Κεφάλαια*. Από: <http://www.piraeusaedak.gr/ecportal.asp?id=248&nt=18>
- Ρόη Χάικου (2009). *Η «Αφύπνιση» των Αμοιβαίων Κεφαλαίων*. Capital.gr. – Αγορές. Από: <http://www.capital.gr/News.asp?id=821149>
- Στέφανος Κοτζαμάνης (2006). *Αμοιβαία Κεφάλαια – Επενδυτικά Προϊόντα*. Χρήμα – Μηνιαίο Οικονομικό & Επενδυτικό Περιοδικό. Τεύχος 319. Από: <http://www.hrima.gr/searcharticle.asp?view=98&ref=93>
- Χρήμα – Μηνιαίο Οικονομικό & Επενδυτικό Περιοδικό. Τεύχος 308 (2005). *Αμοιβαία Κεφάλαια*. Από: <http://www.hrima.gr/searcharticle.asp?view=231&ref=228>
- Andrea Frazzini, Owen A. Lamont (2006). *Dumb Money: Mutual Fund Flows and the Cross-Section of Stock Returns*. Από: http://www.kellogg.northwestern.edu/finance/faculty/seminars/lamont_03012006.pdf
- Eleni Thanou, Dikaios Tserkezos. *Returns and Mutual Fund Flows: Additional Empirical Evidence from the Athens Stocks Exchange*. 5th Annual Conference of the Hellenic Finance and Accounting Association. Από: http://economics.soc.uoc.gr/wpa/docs>Returns_trivar.pdf
- Eli M. Remolona, Paul Kleiman, Debbie Gruenstein (1997). *Market Returns and Mutual Fund Flows*. FRBNY Economic Policy Review. Από: <http://www.newyorkfed.org/research/epr/97v03n2/9707remo.pdf>

- Investment Company Institute (2009). *Recent Mutual Fund Trends*. Investment Company Fact Book. Από: http://www.icifactbook.org/fb_sec2.html
- Investorguide. *Types of Stock Mutual Funds*. Από: <http://www.investorguide.com/igu-article-481-mutual-fund-basics-types-of-stock-mutual-funds.html>
- Katsuya Ito (2008). *Oil Price and the Russian Economy: A VEC Model Approach*. International Research Journal of Finance and Economics. Issue 17 (2008). Από: <http://www.eurojournals.com/Pages%20from%20irjfe17ito.pdf>
- Li Lian Ong, Amadou Sy (2004). *The Role of Mature Market Mutual Funds in Emerging Markets: Myth or Mayhem?* International Monetary Fund – International Capital Markets Department. Από: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp04133.pdf>
- Paul Turner (2009). *Testing for cointegration using the Johansen approach: are we using the correct critical values?* Journal of Applied Econometrics. Volume 24, Issue 5, pages 825-831. Από: <http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/122304754/PDFSTART>
- Walter Sosa Escudero. (2000). *A Primer on Unit-Roots and Cointegration*. Universidad Nacional de la Plata. Departamento Economía. Από: <http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/trabdoce/docen3.pdf>
- Wikipedia. *Unit Root Test*. Από: http://en.wikipedia.org/wiki/Unit_root_test
- Wikipedia. *Dickey – Fuller Test*. Από: http://en.wikipedia.org/wiki/Dickey%E2%80%93Fuller_test
- Wikipedia. *Augmented Dickey – Fuller Test*. Από: http://en.wikipedia.org/wiki/Augmented_Dickey%E2%80%93Fuller_test