

ΕΛΕΓΧΟΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ
ΣΤΗΝ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

66

**ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΑΡΕΞΗΣ ΑΙΤΙΩΔΩΝ
ΣΧΕΣΕΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ
ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΚΑΙ ΤΩΝ ΕΙΣΡΟΩΝ «ΝΕΟΥ
ΧΡΗΜΑΤΟΣ» ΣΤΑ ΑΜΟΙΒΑΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΑ**

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ: ΕΠΙΚ. ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ ΦΙΛΙΠΠΑΣ ΝΙΚΟΛΑΟΣ

ΦΟΙΤΗΤΡΙΑ: ΓΙΑΝΝΟΠΟΥΛΟΥ ΜΑΡΓΑΡΙΤΑ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2001

| | |
|-----------------------|---------------|
| ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ | |
| ΑΡ.ΕΠ. | 40180 |
| ΟΔΩΜ. | 21175 ή 22529 |
| ΤΕ.Π. | 332.042 ΓΙ |
| ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ | |



00140180

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

| | | |
|-------|--|----|
| 1 | ΕΙΣΑΓΩΓΗ..... | 4 |
| 2 | ΟΙ ΕΞΕΛΙΞΕΙΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΚΑΙ ΣΤΗ ΔΙΕΘΝΗ ΑΓΟΡΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ..... | 7 |
| 2.1 | ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ..... | 7 |
| 2.2 | ΔΙΕΘΝΗΣ ΑΓΟΡΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ..... | 13 |
| 3 | Η ΕΞΕΛΙΞΗ ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α. (1996-2000)..... | 15 |
| 4 | ΠΛΕΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ ΑΠΟ ΤΗΝ ΕΠΕΝΔΥΣΗ ΣΕ Α/Κ..... | 19 |
| 5 | ΚΑΤΗΓΟΡΙΕΣ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ..... | 25 |
| 6 | ΕΡΕΥΝΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ..... | 29 |
| 6.1 | ΜΙΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ (MICRO APPROACH)..... | 30 |
| 6.2 | ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ (MACRO APPROACH)..... | 31 |
| 6.2.1 | WARTHER (1995)..... | 31 |
| 6.2.2 | POTTER (1996)..... | 34 |
| 6.2.3 | REMOLONA, KLEIMAN, GRUENSTEIN (1997)..... | 35 |
| 6.2.4 | FORTUNE (1997)..... | 39 |
| 6.2.5 | FORTUNE (1998)..... | 40 |
| 6.2.6 | WERMERS (1999)..... | 46 |
| 6.2.7 | EDELEN, WARNER (2001)..... | 47 |
| 6.2.8 | ΝΙΑΡΧΟΣ, ΑΛΕΞΑΚΗΣ, ΠΑΤΡΑ (ΕΛΛΑΔΑ)..... | 51 |
| 7 | ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ..... | 53 |
| 7.1 | ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER..... | 53 |
| 7.2 | ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ..... | 55 |
| 7.3 | ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΥΠΑΡΞΗ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ Ή ΜΗ..... | 56 |
| 7.3.1 | ΤΟ ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΤΩΝ DICKEY-FULLER..... | 56 |

| | | |
|---------|---|----|
| 7.3.2 | ΤΟ ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟ ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΤΩΝ DICKEY-FULLER (AUGMENTED DICKEY-FULLER)..... | 57 |
| 7.4 | ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ ΑΡΙΘΜΟΥ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ..... | 59 |
| 7.5 | ΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ..... | 60 |
| 7.6 | ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ (COINTEGRATION)..... | 61 |
| 7.6.1 | ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΣΤΑ ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΑ ΜΟΝΤΕΛΑ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ (VAR)..... | 61 |
| 7.6.2 | ΘΕΩΡΙΑ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)..... | 65 |
| 7.6.3 | ΕΛΕΓΧΟΣ JOHANSEN..... | 69 |
| 7.7 | GRANGER NON CAUSALITY..... | 71 |
| 7.7.1 | ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΕΣ ΓΙΑ GRANGER NON CAUSALITY..... | 72 |
| 7.7.1.1 | JOHANSEN..... | 72 |
| 7.7.1.2 | TODA – YAMAMOTO (1995)..... | 72 |
| 7.7.1.3 | CAPORALE – PITTIS (1997)..... | 73 |
| 8 | ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ..... | 76 |
| 9 | ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ..... | 78 |
| 9.1 | ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ..... | 79 |
| 9.2 | ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER ΣΕ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ..... | 81 |
| 9.2.1 | ΜΕΤΟΧΙΚΑ Α/Κ ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΟΥ Χ.Α.Α..... | 81 |
| 9.2.2 | ΜΙΚΤΑ Α/Κ ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΟΥ Χ.Α.Α..... | 83 |
| 9.3 | ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ (COINTEGRATION)..... | 85 |
| 9.3.1 | ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ Α/Κ ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α..... | 86 |

| | | |
|-------|---|-----|
| 9.3.2 | ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΜΙΚΤΩΝ Α/Κ ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α. | 95 |
| 10 | ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ..... | 104 |
| 11 | ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ | 108 |
| 12 | ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ:..... | 113 |

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΗΣ ΥΠΑΡΞΗΣ ΑΙΤΙΩΔΩΝ ΣΧΕΣΕΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ ΚΑΙ ΤΩΝ ΕΙΣΡΟΩΝ «ΝΕΟΥ ΧΡΗΜΑΤΟΣ» ΣΤΑ ΑΜΟΙΒΑΙΑ ΚΕΦΑΛΑΙΑ

1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η τεράστια άνθηση των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στην Ελλάδα κατά την τελευταία δεκαετία οδήγησαν στη συγγραφή της παρούσας μελέτης. Σκοπός της διατριβής είναι να διερευνηθεί το θέμα των αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. και των εισροών «νέου χρήματος» στον κλάδο των Αμοιβαίων Κεφαλαίων. Ουσιαστικά, θα διερευνηθεί το κατά πόσο οι Έλληνες θεσμικοί επενδυτές και οι εκάστοτε κινήσεις τους συμβάλλουν ή όχι στη σταθερότητα της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς.

Επίσης, η σημαντικότητα της μελέτης έγκειται στο ότι αν οι αποδόσεις των μετοχών μπορούν να προβλεφθούν με βάση τις εισροές νέου χρήματος στα Α/Κ αυτό θα οδηγούσε στη κατάρρευση της υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών (Efficient Market Hypothesis). Σύμφωνα με τον Fama (1970, 1976) η χρηματιστηριακή αγορά είναι αποτελεσματική αν οι πληροφορίες του παρελθόντος είναι «άχρηστες» στην πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών και αν η αγορά αντιδρά μόνο σε νέες μη προβλέψιμες πληροφορίες. Σύμφωνα με την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών οι επενδυτές δεν αγνοούν οποιαδήποτε πληροφορία που μπορεί να σχετίζεται με τον προσδιορισμό των τιμών των μετοχών και λειτουργούν σαν να έχουν ορθολογικές προσδοκίες (rational expectations), δηλαδή δεν επηρεάζονται από ψυχολογικούς παράγοντες οι οποίοι δεν προβλέπονται από την οικονομική θεωρία. Από την άλλη αν οι εισροές στα αμοιβαία κεφάλαια

επηρεάζονται από τις περασμένες αποδόσεις της αγοράς αυτό θα οδηγούσε έμμεσα στην κατάρρευση της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών, αφού θα υπονοούσε ότι οι επενδυτές επηρεάζονται από ψυχολογικούς παράγοντες. Για παράδειγμα, μια ανοδική τάση στις τιμές των μετοχών θα μπορούσε να δημιουργήσει αισιοδοξία και εισροές κεφαλαίων στα Α/Κ ενώ μια πτωτική τάση στις τιμές των μετοχών θα οδηγούσε σε απαισιοδοξία και σε εκροές κεφαλαίων.

Όσον αφορά στην παρούσα μελέτη, η διερεύνηση της ύπαρξης αιτιωδών σχέσεων μεταξύ των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. και των εισροών «νέου χρήματος» στον κλάδο των Α/Κ θα βασιστεί στο σύνολο των Μετοχικών και Μικτών Α/Κ (εσωτερικού). Ο λόγος για τον οποίο η εν λόγω μελέτη θα επικεντρωθεί σε αυτές τις δύο κατηγορίες Α/Κ είναι ότι κατέχουν σημαντικό μέρος της αγοράς στον κλάδο (35% στο σύνολο της αγοράς των Α/Κ) αλλά και λόγω της έλλειψης σχετικών «δεικτών αναφοράς» (benchmark indexes) για τις άλλες κατηγορίες Α/Κ¹.

Η περίοδος μελέτης εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 1996 μέχρι τον Ιανουάριο του 2001. Πρόκειται για μια χρονική περίοδο, κατά την οποία η ελληνική κεφαλαιαγορά πέρασε από τις φάσεις τόσο της απότομης ανόδου όσο και της απότομης καθόδου, γεγονός που κάνει την εξεταζόμενη περίοδο να παρουσιάζει ιδιαίτερο ενδιαφέρον. Επιπλέον, για την περίοδο αυτή αυξήθηκε σημαντικά ο αριθμός των Α/Κ που δραστηριοποιούνται στην Ελλάδα, γεγονός που καθιστά πιο σημαντικά τα συμπεράσματα που θα προκύψουν.

Τέλος η μεθοδολογία της παρούσας έρευνας συμπληρώνεται από το υπόδειγμα των Toda-Yamamoto (1995), το οποίο χρησιμοποιείται για πρώτη φορά

¹ Ομολογιακά και Διαχείρισης Διαθεσίμων.

στη μελέτη για την ύπαρξη αιτιότητας μεταξύ των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. και των εισροών «νέου χρήματος» στον κλάδο των Α/Κ, στην Ελλάδα.

Κλείνοντας το πρώτο κεφάλαιο, έχει παρουσιασθεί ο σκοπός της εν λόγω έρευνας καθώς και η χρησιμότητά της. Στη συνέχεια, στο κεφάλαιο 2 παρουσιάζεται η εξέλιξη των Αμοιβαίων Κεφαλαίων στην Ελλάδα και στο διεθνή χώρο. Στο κεφάλαιο 3 παρουσιάζεται η εξέλιξη του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. για την περίοδο που εκτείνεται από τον Ιανουάριο του 1996 έως τον Ιανουάριο του 2000. Στο κεφάλαιο 4 αναφέρονται τα πλεονεκτήματα από την επένδυση σε Α/Κ. Στο κεφάλαιο 5 αναφέρονται οι κατηγορίες των Α/Κ στην Ελλάδα. Στο κεφάλαιο 6 γίνεται μια ανασκόπηση της θεωρητικής και της εμπειρικής βιβλιογραφίας σχετικά με την ύπαρξη αιτιωδών σχέσεων ανάμεσα στις εισροές (εκροές) στα Α/Κ και στις αποδόσεις των αγορών που αυτά επενδύουν. Στο κεφάλαιο 7 αναλύεται η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί, ενώ στο κεφάλαιο 8 περιγράφεται το δείγμα, το οποίο έχει επιλεγεί και πάνω στο οποίο θα βασισθεί η έρευνα. Στο κεφάλαιο 9 αναλύονται τα αποτελέσματα, ενώ το κεφάλαιο 10 περιλαμβάνει τα συμπεράσματα.

2 ΟΙ ΕΞΕΛΙΞΕΙΣ ΣΤΗΝ ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΚΑΙ ΣΤΗ ΔΙΕΘΝΗ ΑΓΟΡΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ

2.1 ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΑΓΟΡΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ

Η είσοδος των Α/Κ στην Ελληνική Κεφαλαιαγορά έγινε τυπικά το 1970 με την υπογραφή του Νομοθετικού Διατάγματος 608/70, ενώ ουσιαστικά έγινε το 1972 με την εισαγωγή δύο Α/Κ (ενός μετοχικού και ενός μικτού). Για τα επόμενα 16 έτη τα δύο αυτά Α/Κ αποτελούσαν ολόκληρη την αγορά των Α/Κ καθώς δεν ιδρύθηκε άλλο Α/Κ.

Οι λόγοι για τους οποίους δεν εισήχθησαν άλλα Α/Κ στην αγορά ανάγονται σε μια σειρά από οικονομικά και πολιτικά γεγονότα, τα οποία οδήγησαν το χρηματιστήριο σε πτωτική πορεία και σε αφάνεια. Αυτή η αρνητική εικόνα του Χ.Α.Α. καθυστέρησε την ανάπτυξη του κλάδου των Α/Κ.

Το ενδιαφέρον για την αγορά των Α/Κ εμφανίζεται ξανά στο τέλος της δεκαετίας του 1980 εξαιτίας α) θεσμικών αλλαγών σε ολόκληρο το χρηματοπιστωτικό σύστημα και β) της ανοδικής πορείας του Χ.Α.Α². Η τάση ανάπτυξης της αγοράς των Α/Κ συνεχίστηκε με ακόμη μεγαλύτερους ρυθμούς στα επόμενα χρόνια με αποτέλεσμα στο τέλος του 2000 η συνολική αξία του ενεργητικού των Α/Κ στην Ελλάδα να αντιστοιχεί στο 46,5% περίπου των συνολικών καταθέσεων στις εμπορικές τράπεζες και τους ειδικούς πιστωτικούς οργανισμούς, έναντι 52,1% στο τέλος του 1999 και μόλις 9,8% στο τέλος του 1994 (βλέπε πίνακα 2.1)

² Βλέπε Μυλωνά (1999)

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1:

Καταθέσεις στις Τράπεζες, κεφαλαιοποίηση στο Χ.Α.Α. και Ενεργητικό των Α/Κ,
1991-2000 (δισ. δρχ.)

| | Συνολικές Καταθέσεις | Κεφαλαιοποίηση στο Χ.Α.Α. | Ενεργητικό των Α/Κ |
|-----------|-------------------------|------------------------------|--------------------|
| Δεκ. 1991 | 9.233,5 | 2.355,2 | 171,5 |
| Δεκ. 1992 | 10.149,0 | 2.044,3 | 223,4 |
| Δεκ. 1993 | 11.084,6 | 3.117,0 | 866,8 |
| Δεκ. 1994 | 13.747,5 | 3.577,8 | 1.343,7 |
| Δεκ. 1995 | 15.766,1 | 4.026,0 | 2.454,1 |
| Δεκ. 1996 | 17.997,1 | 5.944,8 | 3.873,4 |
| Δεκ. 1997 | 19.754,9 | 9.811,3 | 7.325,3 |
| Δεκ. 1998 | 20.073,9 | 22.838,7 | 8.997,7 |
| Δεκ. 1999 | 22.889,0 | 67.306,5 | 11.933,5 |
| Δεκ. 2000 | 22.653,1 (Νοε) | 40.193,6 | 10.525,0 |

Πηγή: Τράπεζα της Ελλάδος, Χ.Α.Α., Ένωση Θεσμικών Επενδυτών.

Όπως δείχνει ο πίνακας 2.2 στο τέλος του 2000 λειτουργούσαν στην ελληνική αγορά 265 Α/Κ, έναντι 208 το 1999. Από τα αμοιβαία αυτά κεφάλαια, 62 ήταν ομολογιακά, 47 ήταν διαχείρισης διαθεσίμων, 120 ήταν μετοχικά και 36 ήταν μικτά αμοιβαία κεφάλαια. Η συνολική αξία ενεργητικού των κεφαλαίων αυτών ανήλθε 10,5 τρις. δρχ., σημειώνοντας μείωση κατά 11,8% σε σχέση με το 1999. Το 2000 χαρακτηρίστηκε από μείωση κατά 46% της αξίας του ενεργητικού των μετοχικών Α/Κ, δηλαδή από 4,9 δισ. δρχ. το 1999 σε 2,6 δισ.δρχ. το 2000, καθώς και από μείωση της συμμετοχής τους στη συνολική αξία του ενεργητικού από 41,6% το 1999 σε 25,5% στο τέλος του 2000. Αντιθέτως, η συμμετοχή των αμοιβαίων κεφαλαίων διαχείρισης διαθεσίμων στη συνολική αξία ενεργητικού αυξήθηκε από 38,4% το 1999 σε 49,7% στο τέλος του 2000. Παρατηρείται δηλαδή ότι η εντυπωσιακή χρηματιστηριακή άνοδος του 1999 συνοδεύτηκε από αύξηση

του ρόλου των μετοχικών αμοιβαίων κεφαλαίων, τα οποία αποτέλεσαν σημαντικούς διαύλους μέσω των οποίων το επενδυτικό κοινό επένδυσε σε μετοχικούς τίτλους, ενώ η χρηματιστηριακή κάμψη του 2000 συνοδεύτηκε από αύξηση του ρόλου των αμοιβαίων κεφαλαίων διαχείρισης διαθεσίμων, καθώς σημαντικό τμήμα των κεφαλαίων από τις ρευστοποιήσεις μετοχών κατευθύνθηκαν σε αυτά. Στην εξέλιξη αυτή συνέβαλαν επίσης οι αναδιαρθρώσεις στην ιδιοκτησία και λειτουργία των ΑΕΔΑΚ κατά το 2000, όπου πολλές θυγατρικές εταιρίες διαχείρισης αμοιβαίων κεφαλαίων, ιδιαίτερα στον χρηματοπιστωτικό κλάδο, υπέστησαν σημαντικές αλλαγές στη μετοχική τους σύνθεση, οργάνωση και εν γένει στον επενδυτικό τους χαρακτήρα, ως αποτέλεσμα της εξαγοράς τους από τις μητρικές τους εταιρίες.

Παρατηρείται επίσης ότι το συνολικό ενεργητικό των αμοιβαίων κεφαλαίων διαμορφώνεται στο 47,5% των συνολικών εμπορικών καταθέσεων τον Αύγουστο του 2000 (βλέπε πίνακα 2.1), επίπεδο που είναι ανάλογο αυτών των ανεπτυγμένων χωρών. Αναφορικά προς τη σύνθεση του ενεργητικού των Α/Κ στην Ελλάδα, όπως δείχνει το γράφημα 2.1, το ενεργητικό των Α/Κ διαχείρισης διαθεσίμων αντιστοιχεί στο 49,66%, των μετοχικών Α/Κ στο 25,49%, των ομολογιακών Α/Κ στο 15,34% και των μικτών Α/Κ στο 9,51% του συνολικού ενεργητικού.

Ο βαθμός συγκέντρωσης ενεργητικού των Α/Κ στην ελληνική αγορά εξακολουθεί να είναι υψηλός καθώς την 31^η Δεκ. 2000, τρεις ΑΕΔΑΚ είχαν υπό τη διαχείρισή τους κεφάλαια ύψους 5 τρις. δρχ., τα οποία αντιπροσώπευαν το 46.9% της συνολικής αξίας ενεργητικού των Α/Κ³.

³ Για αναλυτικό κατάλογο με τον αριθμό των εταιριών ΑΕΔΑΚ και το ύψος κεφαλαίων που αυτές διαχειρίζονται βλέπε Παράρτημα. πίνακα 1.

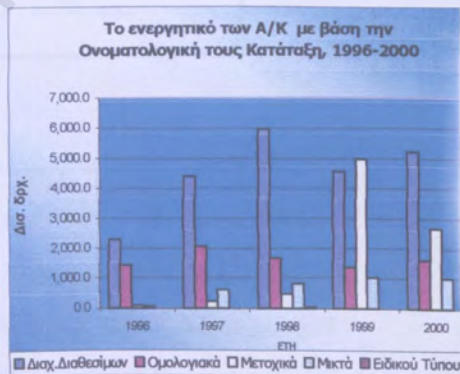
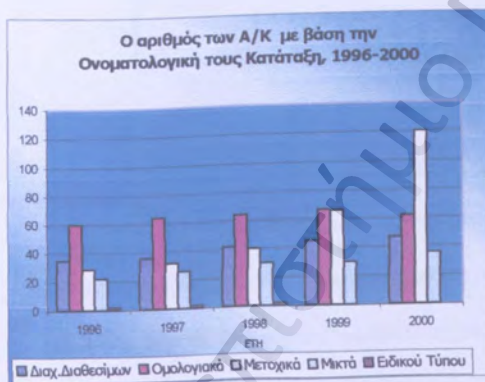
ΠΙΝΑΚΑΣ 2.2:

Ο αριθμός και το ενεργητικό των Α/Κ

με βάση την Ονοματολογική τους Κατάταξη, 1996-2000

| Ονοματολογική Κατάταξη των Α/Κ | 31/12/2000 | | 31/12/1999 | | 31/12/1998 | | 31/12/1997 | | 31/12/1996 | |
|--------------------------------|------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|---------------|
| | Ποσό δισ.δρχ. | Αριθμ. Α/Κ | Ποσό δισ.δρχ. | Αριθμ. Α/Κ | Ποσό δισ.δρχ. | Αριθμ. Α/Κ | Ποσό δισ.δρχ. | Αριθμ. Α/Κ | Ποσό δισ.δρχ. | Αριθμ. Α/Κ |
| Διαχ. Διαθεσίμων | 5.227,1 | 47 | 4.579,2 | 45 | 5.966,8 | 42 | 4.405,0 | 36 | 2.299,0 | 35 |
| Ομολογιακά | 1.614,0 | 62 | 1.363,1 | 67 | 1.680,0 | 64 | 2.063,0 | 64 | 1.435,0 | 60 |
| Μετοχικά | 2.682,6 | 120 | 4.967,6 | 66 | 492,0 | 40 | 237,0 | 32 | 78,0 | 29 |
| Μικτά | 1.001,2 | 36 | 1.023,5 | 30 | 828,0 | 30 | 619,0 | 26 | 59,0 | 22 |
| Ειδικού Τύπου | - | - | - | - | 31,0 | 2 | 4,0 | 2 | 3,0 | 2 |
| Σύνολο | 1.0524,9 | 265 | 11.933,4 | 208 | 8.998,0 | 178 | 7.327,0 | 160 | 3.874,0 | 148 |

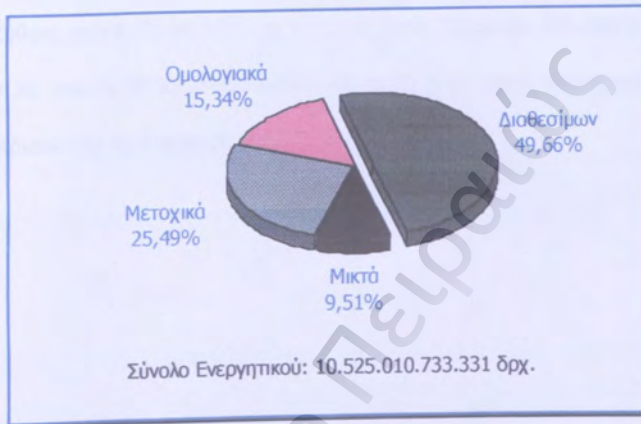
Πηγή: ΕΘΕ, Επεξεργασία: Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς



Οι εξελίξεις στην κεφαλαιαγορά δείχνουν ότι τα Α/Κ διαχειρίσιμα διαθέσιμων κατέχουν το μεγαλύτερο μερίδιο αγοράς, το οποίο αντιστοιχεί στο 49,7% του συνόλου το 2000 έναντι 38,4% το 1999. Το συνολικό ενεργητικό τους αυξήθηκε από 4,6 τρις. δρχ. το 1999 σε 5,2 τρις. δρχ. το 2000, παρουσιάζοντας ετήσια αύξηση κατά 14%. Από τα 47 Α/Κ της κατηγορίας αυτής τα 41 ήταν Α/Κ διαχειρίσιμα διαθέσιμων εσωτερικού, τα 2 ήταν Α/Κ διαχειρίσιμα διαθέσιμων εξωτερικού και τα 4 ήταν διεθνή Α/Κ διαχειρίσιμα διαθέσιμων.

ΓΡΑΦΗΜΑ 2.1:

Σύνθεση Ελληνικής Αγοράς Α/Κ Ανά Βασική Κατηγορία με βάση το Ενεργητικό της 31/12/2000



Κατά το 2000 τα μετοχικά Α/Κ παρουσίασαν φθίνουσα πορεία. Η αξία του ενεργητικού τους μειώθηκε από 4,9 τρις. δρχ. το 1999 σε 2,7 τρις. Δρχ. το 2000, ενώ το μερίδιό τους στην αγορά μειώθηκε από 41,6% το 1999 σε 25,5% το 2000. Η μείωση αυτή αποδίδεται κυρίως στη μετακίνηση κεφαλαίων από τα μετοχικά Α/Κ προς τα Α/Κ διαχείρισης διαθεσίμων. Στο τέλος του 2000 λειτουργούσαν 120 μετοχικά Α/Κ έναντι 66 του 1999, εκ των οποίων τα 78 ήταν μετοχικά Α/Κ εσωτερικού, τα 25 ήταν μετοχικά Α/Κ εξωτερικού και τα 17 ήταν διεθνή μετοχικά Α/Κ.

Τα ομολογιακά Α/Κ κατέχουν μερίδιο αγοράς 15,3% το 2000 έναντι 11,4% το 1999, ενώ η συνολική αξία ενεργητικού τους διαμορφώθηκε σε 1,6 τρις. Δρχ. το 2000 έναντι 1,4 τρις. Δρχ. το 1999, παρουσιάζοντας αύξηση κατά 18,4%. Από τα

62 ομολογιακά Α/Κ που λειτουργούσαν στα τέλη του 2000, τα 38 ήταν εσωτερικού, τα 13 ήταν εξωτερικού και τα 11 ήταν διεθνή.

Τα μικτά Α/Κ παρουσίασαν πτώση 2,2% κατά το 2000. Το ενεργητικό τους μειώθηκε σε 1 τρις. δρχ. έναντι 1,023 τρις. δρχ. το 1999, το δε μερίδιό τους στην αγορά αυξήθηκε από 8,6% το 1999 σε 9,5% το 2000. Τα μικτά Α/Κ στο τέλος του 2000 ήταν 36, έναντι 30 το 1999. Από αυτά τα 25 ήταν μικτά εσωτερικού, τα 4 ήταν εξωτερικού και τα 7 ήταν διεθνή.

| Χώρα | 1999 | 2000 |
|-----------|------|------|
| Ελλάδα | 23,2 | 22,0 |
| Εξωτερικό | 1,8 | 1,5 |
| Διεθνή | 5,0 | 2,5 |
| Σύνολο | 30,0 | 36,0 |

Πηγή: ΕΣΤΕ

2.2 ΔΙΕΘΝΗΣ ΑΓΟΡΑ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ

Σύμφωνα με τα στατιστικά στοιχεία της Ευρωπαϊκής Συνομοσπονδίας Οργανισμών Συλλογικών Επενδύσεων (FEFSI), τον Σεπτέμβριο του 2000 στις πέντε μεγαλύτερες χώρες της Ένωσης λειτουργούσαν 16.696 Α/Κ με συνολικό ενεργητικό 2.779 τρις. Ευρώ (βλέπε πίνακες 2.3 και 2.4). Τα Α/Κ που λειτουργούν στις ΗΠΑ κατέχουν το μεγαλύτερο ποσοστό του παγκόσμιου συνολικού ενεργητικού και ακολουθούν τα Α/Κ των ευρωπαϊκών χωρών, της Ιαπωνίας, του Καναδά, της Βραζιλίας και των λοιπών χωρών.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.3:

Τα Πέντε Ευρωπαϊκά Κράτη-Μέλη της FEFSI, 30/9/2000

| Μέλη Ευρωπαϊκής Ένωσης | Συν. αριθμός Α/Κ | Μετοχικά Α/Κ | Ομολογιακά Α/Κ | Μικτά Α/Κ | Α/Κ Διαχείρισης Διαθεσίμων | Λοιπές Κατηγορίες |
|------------------------|------------------|--------------|----------------|-----------|----------------------------|-------------------|
| Λουξεμβούργο | 5.754 | 2.521 | 1.858 | 699 | 269 | 407 |
| Γαλλία | 7.065 | 2.300 | 1.383 | 2.716 | 666 | 0 |
| Ιταλία | 952 | 431 | 338 | 148 | 35 | 0 |
| Ηνωμ. Βασίλειο | 1.888 | 1.209 | 223 | 261 | 48 | 147 |
| Γερμανία | 1.037 | 454 | 305 | 117 | 41 | 120 |
| Σύνολο | 16.696 | 6.915 | 4.107 | 3.941 | 1.059 | 674 |

Πηγή: FEFSI

Την 30^η Σεπτεμβρίου 2000 στις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης υπήρχαν 23.545 Α/Κ με συνολικό ενεργητικό 3,6 τρις. Ευρώ. Τα μετοχικά Α/Κ αντιστοιχούσαν στο 46,9% της συνολικής αξίας του ενεργητικού, τα μικτά Α/Κ στο 16,2%, τα ομολογιακά Α/Κ στο 23,3%, τα Α/Κ διαχείρισης διαθεσίμων στο 11,8% και οι λοιπές κατηγορίες στο 1,7%. Την πρώτη θέση μεταξύ των χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης κατέχει το Λουξεμβούργο με συνολικό ενεργητικό 825 δις. Ευρώ και 5.754 Α/Κ και ακολουθούν η Γαλλία με συνολικό ενεργητικό 778 δις. Ευρώ και 7.065 Α/Κ, η Ιταλία με συνολικό ενεργητικό 475 δις. Ευρώ και 952 Α/Κ,

η Μεγαλη Βρετανια με συνολικο ενεργητικο 428 δις. Ευρω και 1.799 Α/Κ και η Γερμανια με συνολικο ενεργητικο 273 δις. Ευρω και 964 Α/Κ.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2.4:

Τα Πέντε Πρώτα Ευρωπαϊκά Κράτη-Μέλη της FEFSI σε ενεργητικό Α/Κ, 30/9/1998-30/9/2000

| ΜΕΛΗ ΕΥΡΩΠΑΙΚΗΣ ΕΝΩΣΗΣ | ΣΥΝ. ΕΝΕΡΓΗΤ. (ΔΙΣ.ΕΥΡΩ) 30/9/2000 | ΣΥΝ. ΕΝΕΡΓΗΤ. (ΔΙΣ.ΕΥΡΩ) 30/9/1999 | %Δ 9/2000- 9/1999 | ΣΥΝ. ΕΝΕΡΓΗΤ. (ΔΙΣ.ΕΥΡΩ) 30/9/1998 | %Δ 9/1999- 9/1998 | (%) ΕΠΙ ΣΥΝΟΛΟΥ ¹ |
|------------------------------|--|--|-------------------------|--|-------------------------|---------------------------------|
| Λουξεμβούργο | 824.876 | 434.914 | 89,7 | 351.912 | 23,6 | 23,4 |
| Γαλλία | 778.600 | 655.600 | 18,7 | 513.614 | 27,6 | 22,1 |
| Ιταλία | 475.021 | 454.490 | 4,5 | 333.305 | 36,3 | 13,4 |
| Ηνωμ.Βασίλειο | 428.210 | 306.445 | 39,7 | 213.333 | 43,6 | 12,1 |
| Γερμανία | 273.095 | 196.398 | 39,1 | 149.113 | 31,7 | 7,7 |
| Σύνολο/Μ.Ο. | 2.779.802 | 2.047.847 | 38,3 | 1.561.277 | 32,6 | 15,7 |

Πηγή: FEFSI

3 Η ΕΞΕΛΙΞΗ ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α.

(1996-2000)

Το 1999 επεφύλαξε μεγάλες συγκινήσεις και υψηλότερες αποδόσεις για μια πληθώρα μετοχών. Ενώ το 1998 σηματοδεύτηκε κυρίως από την άνοδο των μετοχών μεγάλης κεφαλαιοποίησης (blue chips), το 1999 το ενδιαφέρον των επενδυτών εστιάστηκε στις μετοχές μικρής και μεσαίας κεφαλαιοποίησης. Ο Γενικός Δείκτης του Χ.Α.Α. ξεκίνησε την έντονα ανοδική πορεία του την 1^η Αυγούστου 1999 και από τις 4300 μονάδες βρέθηκε στις 6484 μονάδες στις 17 Σεπτεμβρίου 1999, σημειώνοντας άνοδο 51% σε 33 συνεδριάσεις ενώ πολλές μετοχές σημείωσαν απόδοση διπλάσια, τριπλάσια ή και πολλαπλάσια. Τον Αύγουστο του 1999 παρατηρήθηκε το φαινόμενο οι μικροεπενδυτές να οδηγούν την χρηματιστηριακή αγορά, προλαβαίνοντας σε πολλές περιπτώσεις τις κινήσεις των θεσμικών. Το Σεπτέμβριο του 1999 ξεκίνησε η μεγάλη πτώση του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. για να κλείσει στο τέλος του έτους στις 5.710 μονάδες από τις 6.633 μονάδες που ήταν το υψηλότερο του έτους στις 17/9/1999.

Το 2000 αποτέλεσε περίοδο σημαντικής χρηματιστηριακής κάμψης. Στο τέλος του έτους, ο Γενικός Δείκτης Τιμών του Χ.Α.Α.⁴ έκλεισε στις 3.389 μονάδες, σημειώνοντας συνολική ετήσια πτώση κατά 38,8% (βλέπε πίνακα 3.1). Η πτώση αυτή είναι η μεγαλύτερη των τελευταίων είκοσι ετών. Ωστόσο, το 2000 αποτελεί περίοδο σημαντικής κάμψης και για τις περισσότερες χρηματιστηριακές αγορές του κόσμου.

⁴ Ο Γενικός Δείκτης του Χ.Α.Α. (ΓΔΧΑΑ), όπως υπολογίζεται σήμερα δημιουργήθηκε στις 4 Ιανουαρίου 1988 και έχει ως βάση την 31.12.1980 με τιμή βάσης 100.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.1:

Μέση Ετήσια Ποσοστιαία Μεταβολή

του Γενικού Δείκτη Τιμών στο Χ.Α.Α., 1996-2000

| Έτος Απόδοσης | Έτος Τοποθέτησης | | | | |
|------------------|------------------|--------|-------|--------|--------|
| | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 |
| 1996 | 2.1% | | | | |
| 1997 | 27.2% | 58.5% | | | |
| 1998 | 44.2% | 71.30% | 85.1% | | |
| 1999 | 56.9% | 81.0% | 93.4% | 102.2% | |
| 2000 | 30.0% | 38.0% | 31.8% | 11.3% | -38.8% |

Η μέση τιμή κλεισίματος του γενικού δείκτη τιμών κατά το 2000 ήταν 4.279,2 μονάδες. Η υψηλότερη τιμή του δείκτη αυτού σημειώθηκε την 3^η Ιανουαρίου 2000 (5.794,9 μονάδες) ενώ η κατώτερη τιμή σημειώθηκε την 28^η Νοεμβρίου (3.213,4 μονάδες). Η τυπική απόκλιση των ημερήσιων αποδόσεων του γενικού δείκτη ήταν 2,1% έναντι 2,4% το 1999 και 2,5% το 1998. Η μέση διαφορά μεταξύ της μέγιστης και της ελάχιστης ημερήσιας τιμής του Γενικού Δείκτη ανήλθε σε 94,2 μονάδες.

Ο Γενικός Δείκτης Τιμών του Χ.Α.Α. παρουσίασε έντονες διακυμάνσεις τους μήνες Ιανουάριο, Απρίλιο (διενέργεια εθνικών εκλογών), Σεπτέμβριο, λόγω της αρνητικής διεθνούς οικονομικής συγκυρίας (μεγάλη πτώση του ευρώ έναντι του δολαρίου, άνοδος των τιμών του πετρελαίου) και Δεκέμβριο.

Κατά το 2000 όλοι οι κλαδικοί χρηματιστηριακοί δείκτες ακολούθησαν έντονα πτωτική πορεία, σημειώνοντας μέση πτωτική μεταβολή της τάξεως του 52%. Η μεγαλύτερη χρηματιστηριακή απώλεια σημειώθηκε στην Παράλληλη αγορά, της οποίας ο δείκτης τιμών παρουσίασε πτώση κατά 79,8%, διορθώνοντας τη μεγάλη άνοδο κατά 658,5% του έτους 1999.

Το ίδιο έτος μεγάλες χρηματιστηριακές απώλειες σημείωσαν επίσης οι δείκτες τιμών των κλάδων των Εταιριών Χρηματοδοτικής Μίσθωσης (-64,7%), των Κατασκευαστικών Εταιριών (-63,1%), των Ασφαλειών (-62,9%) και των Διαφόρων Εταιριών (-57,5%), των Βιομηχανικών Εταιριών (-39,9%) και των Εταιριών Συμμετοχών (-43,1%). Μόνο ο δείκτης τιμών του κλάδου των Τραπεζών υποχώρησε λιγότερο (-28,1%) σε σχέση με τον Γενικό Δείκτη. Τέλος, ο δείκτης FTSE/ASE 20, ο οποίος αντανakλά την πορεία των τιμών των μετοχών των εταιριών μεγάλης κεφαλαιοποίησης υποχώρησε κατά 33%, ενώ η ετήσια απώλεια του δείκτη FTSE/ASE Mid 40 των εταιριών μεσαίας κεφαλαιοποίησης ανήλθε σε 62,9%.

Η χρηματιστηριακή κάμψη συνοδεύτηκε από μείωση της συνολικής αξίας των χρηματιστηριακών συναλλαγών από 58,9 τρις.δρχ. το 1999 σε 37,8 τρις. δρχ. το 2000, σημειώνοντας πτώση 35,8% (βλέπε πίνακα 3.2). Η μέση ημερήσια αξία των συναλλαγών το 2000 διαμορφώθηκε σε 150,2 δις. δρχ. έναντι 300 δις. δρχ. το 1999. Η μέγιστη ημερήσια αξία συναλλαγών σημειώθηκε στις 4 Φεβρουαρίου και ανήλθε σε 511,4 δις. δρχ.

Κατά το έτος 2000, όπως δείχνει ο πίνακας 3.2, η συνολική αξία των συναλλαγών των εισηγμένων στην Κύρια αγορά μετοχών σημείωσε πτώση κατά 41,6% σε σχέση με το 1999, ενώ η αξία των συναλλαγών των εισηγμένων στην Παράλληλη αγορά μετοχών αυξήθηκε κατά 11,5%, λόγω του μεγάλου αριθμού εταιριών που εισήχθηκαν στην αγορά. Στο έτος αυτό, η αξία των συναλλαγών στην Παράλληλη αγορά του Χ.Α.Α. αντιπροσώπευε το 19% της συνολικής αξίας των συναλλαγών στο Χ.Α.Α. έναντι 10,9% το 1999 και 5,5 % το 1998.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3.2:

Η Ετήσια Αξία των συναλλαγών στο Χ.Α.Α., 1990-2000

| Έτος | Κύρια Αγορά | | Παράλληλη Αγορά | | Γενικό Σύνολο | |
|------|---------------------|------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|------------------------|
| | Ποσό (δισ. δρχ.) | % ετήσιας μεταβολής | Ποσό (δισ. δρχ.) | % ετήσιας μεταβολής | Ποσό (δισ. δρχ.) | % ετήσιας μεταβολής |
| 1990 | 606,9 | | 1,8 | | 608,7 | |
| 1991 | 435,3 | -28,3% | 2,3 | 29,7% | 437,6 | -28,1% |
| 1992 | 305,3 | -29,9% | 2,4 | -10,1% | 307,3 | -29,8% |
| 1993 | 624,3 | 104,5% | 12,8 | 526,5% | 637,1 | 107,3% |
| 1994 | 1.225,6 | 96,3% | 35,8 | 180,1% | 1.262,1 | 98,1% |
| 1995 | 1.257,7 | 2,6% | 150,8 | 321,3% | 1.408,5 | 11,6% |
| 1996 | 1.817,6 | 44,5% | 172,4 | 14,4% | 1.990,1 | 41,3% |
| 1997 | 5.540,3 | 204,8% | 261,7 | 51,8% | 5.802,1 | 191,6% |
| 1998 | 17.490,8 | 215,7% | 1.006,6 | 284,6% | 18.497,4 | 218,8% |
| 1999 | 52.521,9 | 200,3% | 6.432,5 | 539,3% | 58.954,5 | 218,7% |
| 2000 | 30.673,6 | -41,6% | 7.173,2 | 11,5% | 37.846,8 | -35,8% |

4 ΠΛΕΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ ΑΠΟ ΤΗΝ ΕΠΕΝΔΥΣΗ ΣΕ Α/Κ

Τα τελευταία χρόνια η πορεία των Α/Κ στην Ελλάδα παρουσιάζεται ιδιαίτερα επιτυχημένη, γεγονός που οφείλεται στα σημαντικά πλεονεκτήματα που προσφέρουν στο ευρύ επενδυτικό κοινό, τα κυριότερα των οποίων είναι:⁵

1. Ελαχιστοποίηση του Κινδύνου μέσω της Διαφοροποίησης των Επενδύσεων (Diversification)

Το σημαντικότερο πλεονέκτημα που προσφέρουν τα Α/Κ είναι η ελαχιστοποίηση του κινδύνου, η οποία επιτυγχάνεται με την ταυτόχρονη επένδυση σε διαφορετικά περιουσιακά στοιχεία. Είναι γνωστό ότι ο επενδυτικός κίνδυνος ενός περιουσιακού στοιχείου, μπορεί να μετρηθεί σε όρους μεταβλητικότητας (τυπική απόκλιση) των αποδόσεών του. Όσο μεγαλύτερη είναι η μεταβλητικότητα ενός περιουσιακού στοιχείου, τόσο μεγαλύτερος είναι ο επενδυτικός του κίνδυνος.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί, η σύγχρονη θεωρία του χαρτοφυλακίου υποστηρίζει ότι, ο συνολικός κίνδυνος μιας μεμονωμένης επένδυσης μπορεί να διαχωριστεί σε δύο επιμέρους κινδύνους:

- στο συστηματικό κίνδυνο ή κίνδυνο αγοράς και
- στο μη-συστηματικό ή ειδικό κίνδυνο.

Σύγχρονες μελέτες επισημαίνουν ότι ο συνολικός κίνδυνος της μέσης μετοχής συγκροτείται κατά 30% από το συστηματικό κίνδυνο και 70% από το μη-συστηματικό κίνδυνο. Αυτό πρακτικά σημαίνει ότι, το 30% της συνολικής μεταβλητικότητας της τιμής μιας μετοχής οφείλεται στη μεταβλητικότητα της χρηματιστηριακής αγοράς, ενώ το υπόλοιπο 70% οφείλεται σε παράγοντες που σχετίζονται με την εταιρία. Το γεγονός αυτό έχει σημαντικές επιπτώσεις, στο

⁵ Βλέπε Fillipas (1999)

βαθμο που ο μη-συστηματικος κινδυνος μπορει να εξαλειφθει με την κατασκευη αποτελεσματικων χαρτοφυλακιων. Στο βαθμο που ο μη-συστηματικος κινδυνος δεν μειβεται απο την αγορα, οι κατοχοι καλα διαφοροποιημενων χαρτοφυλακιων θα κερδισουν αποδοσεις οι οποιες θα αντιστοιχουν σε αποδοσεις περιουσιακων στοιχειων υψηλου κινδυνου, ενω ταυτοχρονα αναλαμβάνουν μονο το 1/3 του κινδυνου.

Η εμπειρια των αναλυσεων των διεθνων A/K αποκαλυπτει οτι τα A/K, μεσω της αποτελεσματικης διαφοροποιησης, μειωνουν το μη-συστηματικο κινδυνο του χαρτοφυλακιου τους απο 70% σε 15%. Αντιθετα, ενας ιδιωτης ο οποιος κατεχει μια μεμονωμενη μετοχη κάποιου κινδυνου, αναλαμβάνει τρεις φορες υψηλοτερο κινδυνο απο εναν αλλο επενδυτη, ο οποιος κατεχει ενα καλα διαφοροποιημενο χαρτοφυλακιο, το οποιο αποτελειται απο μετοχες του ιδιου επιπεδου κινδυνου.

2. Επιπρόσθετη μείωση του κινδύνου μέσω της διεθνούς διαφοροποίησης (International Diversification)

Σύμφωνα με την ισχύουσα νομοθεσία, ένα A/K μπορει να επενδυει μέχρι και το 100% του συνολικου ενεργητικου του στο εξωτερικο. Η δυνατοτητα αυτη αποτελει ενα ακομη σημαντικό πλεονεκτημα που προσφέρουν τα A/K στους μεριδιούχους τους. Ο λόγος είναι διττός. Κατ' αρχάς, είναι γνωστό οτι μέσω της επένδυσης σε διεθνή χρηματιστήρια επιτυγχάνεται επιπρόσθετη μείωση του κινδύνου, λόγω της διεθνούς διαφοροποίησης.

Επιπροσθέτως, οι Έλληνες επενδυτές αγοράζοντας διεθνικά ή διεθνή A/K στην Ελλάδα, στην ουσία έχουν επενδύσει σε μετοχές και ομολογίες γιγαντιαίων επιχειρήσεων, οι οποίες διαπραγματεύονται σε μεγάλα διεθνή χρηματιστήρια. Η

δυνατότητα αυτή δημιουργεί επιπρόσθετες πιθανότητες αύξησης των αποδόσεων των μεριδίων των Α/Κ μέσω των συναλλαγματικών διαφορών.

3. Συνεχής επαγγελματική διαχείριση των χρημάτων των επενδυτών (Professional Management)

Ένα άλλο εξίσου σημαντικό πλεονέκτημα που προσφέρουν τα Α/Κ στους επενδυτές, είναι η ύπαρξη συνεχούς επαγγελματικής διαχείρισης των χρημάτων τους. Οι διαχειριστές των Α/Κ είναι εξειδικευμένα στελέχη, με σημαντική πείρα στην επιλογή και διαχείριση των επενδύσεων, και συνεπώς οι επενδυτές απαλλάσσονται από το άγχος της συνεχούς παρακολούθησης των εξελίξεων. Τα στελέχη αυτά εργάζονται αποκλειστικά για το συμφέρον των επενδυτών. Οι διαχειριστές των Α/Κ επιλέγουν συγκεκριμένα αξιόγραφα τα οποία πρέπει να αγοραστούν την κατάλληλη χρονική στιγμή, καθώς και τα ποσοστά κάθε κατηγορίας αξιόγραφων που θα περιληφθούν στο χαρτοφυλάκιο τους.

4. Πρόσβαση σε επαγγελματική διαχείριση με μικρό αρχικό κεφάλαιο

Είναι γνωστό ότι τα Αμοιβαία Κεφάλαια είναι η κατάλληλη επένδυση για επενδυτές μικρών και μεσαίων οικονομικών δυνατοτήτων. Ο λόγος είναι ότι η επένδυση σε Α/Κ προσφέρει πρόσβαση σε υψηλής ποιότητας τεχνογνωσία και επαγγελματική διαχείριση με ελάχιστο ποσό χρημάτων. Παρά το γεγονός ότι, κάθε εταιρία διαχείρισης έχει ιδιαίτερη πολιτική στον τομέα αυτό, τα περισσότερα Α/Κ στην Ελλάδα σήμερα έχουν ως χαμηλότερο όριο αγοράς τις 250.000 δρχ. Υπάρχουν όμως και Α/Κ που με 50.000 δρχ. παρέχουν τη δυνατότητα στο επενδυτικό κοινό να έχει πρόσβαση στις εγχώριες και διεθνείς αγορές χρήματος και κεφαλαίου.

5. Ρευστότητα (Liquidity)

Ένα άλλο σημαντικό πλεονέκτημα που προσφέρει ο θεσμός των Α/Κ στους επενδυτές είναι η ρευστότητα. Ρευστότητα σημαίνει να τοποθετήσεις τα χρήματά σου σε μία επένδυση και να μπορείς να τα αποσύρεις εύκολα, γρήγορα και χωρίς κόστος. Επιπλέον, μια επένδυση θεωρείται εύκολα ρευστοποιήσιμη όταν η ικανότητα της να αγορασθεί ή να πωληθεί είναι υψηλή. Με την έννοια αυτή η επένδυση σε μερίδια Α/Κ είναι μια υψηλά ρευστοποιήσιμη επένδυση. Πρέπει να σημειώσουμε ότι δεν υπάρχει ελάχιστο χρονικό όριο πώλησης των μεριδίων. Βάσει της ισχύουσας νομοθεσίας, η εξαγορά των μεριδίων μπορεί να γίνει ανά πάσα στιγμή κατόπιν αίτησης του κομιστή του τίτλου, στην τιμή εξαγοράς της επόμενης εργάσιμης ημέρας από τη λήψη της αίτησης. Το αντίτιμο καταβάλλεται στο δικαιούχο εντός πέντε ημερών.

6. Απλουστευμένες διαδικασίες παρακολούθησης της εξέλιξης της επένδυσης

Ένα πολύ σημαντικό πλεονέκτημα της επένδυσης σε μερίδια Α/Κ είναι η ευκολία παρακολούθησης της εξέλιξης των χρημάτων που έχουν επενδυθεί σε αυτά. Μετά το κλείσιμο του χρηματιστηρίου, υπολογίζονται σε ελάχιστο χρόνο οι καθαρές τιμές, οι τιμές εξαγοράς και οι τιμές διάθεσης των μεριδίων των Α/Κ. Οι τιμές αυτές δημοσιεύονται την επόμενη ημέρα σε όλες τις οικονομικές αλλά και τις πολιτικές εφημερίδες. Ως εκ τούτου, ο μεριδιούχος Α/Κ για να υπολογίσει τη συνολική αξία των χρημάτων του αρκεί να πολλαπλασιάσει τον αριθμό των μεριδίων που κατέχει επί την τιμή εξαγοράς του κάθε μεριδίου. Από την άλλη μεριά, φαντασθείτε έναν επενδυτή του οποίου το χαρτοφυλάκιο περιλαμβάνει 20 με 30 μετοχές. Τα προβλήματα αλλά και τα κόστη παρακολούθησης της απόδοσης των αξιόγραφων αυτών είναι σημαντικά.

Όλα αυτά τα προβλήματα επιλογής και παρακολούθησης των αξιόγραφων αντιμετωπίζονται επενδύοντας σε μερίδια Α/Κ. Το Α/Κ αναλαμβάνει όλες τις γραφειοκρατικές διαδικασίες που αφορούν τα αξιόγραφα (είσπραξη τόκων, μερισμάτων, διανομή δωρεάν μετοχών κ.λ.π.). Τέλος, εάν ζητηθεί από τους μεριδιούχους, το ποσό των μερισμάτων επανεπενδύεται στην καθαρή τιμή ή αποστέλλεται στον μεριδιούχο μέσω μιας απλής επιταγής.

7. Μεταφορά των χρημάτων από το ένα Αμοιβαίο Κεφάλαιο σε άλλο της ίδιας οικογένειας με ελάχιστο ή μηδαμινό κόστος.

Η εξάπλωση των Α/Κ δημιούργησε την ανάγκη ύπαρξης «οικογένειας» Αμοιβαίων Κεφαλαίων. Η προσφορά εναλλακτικών Α/Κ στον επενδυτή είναι ιδιαίτερης σπουδαιότητας στο βαθμό που προσφέρει στον μεριδιούχο δύο επιπλέον δυνατότητες:

1. να εκμεταλλευθεί αποτελεσματικά τις επικρατούσες συνθήκες στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου π.χ. σε μια περίοδο οικονομικής στασιμότητας να μεταφέρει τα χρήματά του σε Α/Κ διαθεσίμων ή ομολογιών ενώ σε μια περίοδο ανάκαμψης της οικονομίας, να μεταφέρει τα χρήματά του σε μετοχικά Α/Κ.
2. να επιλέξει τους δικούς του συνδυασμούς Α/Κ ώστε να επιτύχει ακόμα μεγαλύτερη διαφοροποίηση του κινδύνου.

8. Ευρύ πεδίο επενδυτικών επιλογών

Ένα ακόμα βασικό πλεονέκτημα που προσφέρουν σήμερα τα Α/Κ είναι ότι λόγω της πολύ μεγάλης ποικιλίας που προσφέρουν, μπορούν να καλύψουν μια ευρεία γκάμα επενδυτικών αναγκών. Έτσι κάθε επενδυτής ανάλογα με τον κίνδυνο

που θελει να αναλαβει μπορει να βρει ενα Α/Κ, το οποιο να ταιριαζει στο επενδυτικο του προφιλ. Αν σε αυτο το ευρυ πεδιο επιλογων συνυπολογισουμε τη δυνατοτητα των επενδυτων να δημιουργησουν χαρτοφυλακια Α/Κ, καταλαβαινουμε οτι τα Α/Κ σημερα μπορουν να ικανοποιησουν τις επιθυμιες και τις αναγκες και του πιο απαιτητικου επενδυτη.

9. Άλλα πλεονεκτήματα

Άλλα πλεονεκτήματα που προσφέρουν τα Α/Κ αλλά που θα μπορούσαν να θεωρηθούν μικρότερης σημασίας είναι τα παρακάτω. Λόγω του σημαντικού μεγέθους τους, τα Α/Κ μπορούν να επιτύχουν χαμηλές χρηματιστηριακές προμήθειες ως προς έναν ατομικό επενδυτή. Επιπροσθέτως, λόγω της μεγάλης αγοραστικής δύναμης που διαθέτουν, επιτυγχάνουν καλύτερες τιμές αγοράς ή πώλησης των αξιόγραφων τους. Επιπλέον, οι αγοραστές μεριδίων Α/Κ, έχουν τη δυνατότητα να επενδύσουν τα μερίσματά τους αγοράζοντας μερίδια στην καθαρή τιμή του μεριδίου (χωρίς προμήθεια). Επιτρέπεται η μεταβίβαση μεριδίων Α/Κ εν ζωή χωρίς φορολογική επιβάρυνση, μόνο μεταξύ συζύγων και συγγενών α' και β' βαθμού. Επιτρέπεται η μεταβίβαση μεριδίων Α/Κ «λόγω θανάτου» χωρίς φορολογική επιβάρυνση, ανεξαρτήτως του βαθμού συγγένειας. Οι επενδυτές μπορούν να αγοράζουν μερίδια σε κοινό λογαριασμό, καθώς επίσης να τα ενεχυριάζουν για να πάρουν δάνειο. Τέλος, για τους κατοίκους του εξωτερικού και για όσους έχουν δικαίωμα συναλλάγματος, παρέχεται η δυνατότητα σε περίπτωση αγοράς μεριδίων με εισαγωγή συναλλάγματος, να επανεξάγουν κατά την εξαγορά το αντίτιμο σε συνάλλαγμα μαζί με τα κέρδη.

5 ΚΑΤΗΓΟΡΙΕΣ ΑΜΟΙΒΑΙΩΝ ΚΕΦΑΛΑΙΩΝ ΣΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

Το Αμοιβαίο Κεφάλαιο είναι μια μορφή εταιρείας επενδύσεων (Investment Company), όπου ο βασικός σκοπός της είναι η συγκέντρωση των αποταμιεύσεων των επενδυτών και η τοποθέτησή τους σε χρηματιστηριακούς και άλλους τίτλους. Πρόκειται για ένα τρόπο επένδυσης που δίνει τη δυνατότητα σε διάφορους επενδυτές να ενώσουν τα χρήματά τους έτσι ώστε να δημιουργήσουν μια κοινή περιουσία για την αντιμετώπιση των εκάστοτε επενδυτικών κινδύνων. Τα Α/Κ στην Ελλάδα διαχειρίζονται από ανώνυμες εταιρείες, οι οποίες ονομάζονται Ανώνυμες Εταιρείες Διαχείρισης Αμοιβαίων Κεφαλαίων (Α.Ε.Δ.Α.Κ.). Τα εξειδικευμένα στελέχη των Α/Κ επιλέγουν τους ελκυστικότερους τίτλους, με αντικειμενικό σκοπό τη μεγιστοποίηση της απόδοσής τους. Επιπροσθέτως, μέσω της κατάλληλης διασποράς των κεφαλαίων σε ένα σημαντικό αριθμό αξιόγραφων, επιτυγχάνεται η ελαχιστοποίηση του επενδυτικού κινδύνου.

Με βάση την κατανομή των επενδυμένων κεφαλαίων που πραγματοποιούν τα Α/Κ, έχει επικρατήσει η ανάλογη κατηγοριοποίηση. Συγκεκριμένα τα Α/Κ χωρίζονται σε:⁶

1. **Αμοιβαία Κεφάλαια Διαχείρισης Διαθεσίμων:** Τα Α/Κ του τύπου αυτού επενδύουν σε βραχυπρόθεσμα χρεόγραφα, τα οποία πωλούνται στη χρηματαγορά. Τα χρεόγραφα τα οποία αγοράζουν, είναι σε γενικές γραμμές τα πιο ασφαλή και ταυτόχρονα, έχουν τη μικρότερη χρονική διάρκεια λήξης (maturity). Τέτοιου είδους χρεόγραφα είναι κυρίως τα έντοκα γραμμάτια του Δημοσίου, τα πιστοποιητικά καταθέσεων μεγάλων τραπεζών και τα εμπορικά γραμμάτια. Συνοψίζοντας,

⁶ Βλέπε Filippas (1999)

επισημαίνουμε ότι τα A/K διαχείρισης διαθεσίμων προσφέρουν ελάχιστο κίνδυνο, ασφάλεια και ρευστότητα.

2. **Αμοιβαία Κεφάλαια Ομολογιών:** Τα A/K αυτού του τύπου επενδύουν κυρίως σε μακροχρόνιους τίτλους σταθερού εισοδήματος. Τα χρήματα που εισρέουν σε αυτήν την κατηγορία A/K χρησιμοποιούνται για την αγορά ομολογιών, γεγονός που σημαίνει ότι χρησιμοποιούνται για μακροπρόθεσμα δάνεια, τα οποία έχουν εκδοθεί από το κράτος, από δημόσιες εταιρίες ή από μεγάλες ιδιωτικές εταιρίες.
3. **Μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια:** Τα A/K αυτού του τύπου επενδύουν κυρίως σε κοινές μετοχές. Η κατηγορία αυτών των A/K παρέχει τις πιο σημαντικές ευκαιρίες για μεγαλύτερη υπεραξία από οποιαδήποτε άλλη κατηγορία A/K. Αξίζει να αναφερθεί ότι υπάρχουν διεθνώς πολλοί τύποι A/K κοινών μετοχών, οι οποίοι διαφοροποιούνται ανάλογα με το βαθμό κινδύνου τον οποίο αναλαμβάνουν.

Οι τύποι αυτοί είναι οι εξής:

- i) **επιθετικά υπεραξίας (aggressive growth funds):** Τα A/K του τύπου αυτού έχουν ως επενδυτικό σκοπό την επίτευξη μέγιστων κεφαλαιακών κερδών (υπεραξίας), αναλαμβάνοντας ταυτόχρονα υψηλούς επενδυτικούς κινδύνους. Για την επίτευξη υψηλών κεφαλαιακών κερδών επενδύουν σε μετοχές υψηλού κινδύνου όπως: κερδοσκοπικές μετοχές, μετοχές αναπτυσσόμενων εταιριών, μετοχές εταιριών οι οποίες περνούν προσωρινά δύσκολες στιγμές.
- ii) **A/K υπεραξίας ή αναπτυξιακά A/K (growth funds):** Ο αντικειμενικός σκοπός αυτής της κατηγορίας A/K είναι η

μακροπρόθεσμη αύξηση των κεφαλαιακών κερδών. Τα αναπτυξιακά Α/Κ είναι λιγότερο ευμετάβλητα από τα επιθετικά, στο βαθμό που επιλέγουν μετοχές εταιριών, οι οποίες έχουν καλό παρελθόν, υψηλή κερδοφορία και πολύ καλό όνομα.

iii) Α/Κ εισοδήματος (income funds): Το μεγαλύτερο τμήμα του χαρτοφυλακίου των Α/Κ αυτού του τύπου αποτελείται συνήθως από μετοχές εταιριών, οι οποίες διανέμουν το υψηλότερο ποσοστό των κερδών με τη μορφή μερισμάτων. Το υπόλοιπο τμήμα του χαρτοφυλακίου τους αποτελείται από προνομιούχες μετοχές και ίσως ομολογίες. Είναι προφανές ότι, τα Α/Κ του τύπου αυτού ενέχουν χαμηλότερο κίνδυνο, από τα προαναφερθέντα Α/Κ κοινών μετοχών.

iv) Α/Κ υπεραξίας και εισοδήματος (growth and income funds): Τα Α/Κ της κατηγορίας αυτής επενδύουν κυρίως σε κοινές μετοχές εταιριών, οι οποίες έχουν δείξει σημαντικές παρελθούσες αυξήσεις στις τιμές των μετοχών τους, αλλά και ταυτόχρονα μια σταθερή μερισματική πολιτική. Ο τύπος των Α/Κ αυτών, προσπαθεί να συνδυάσει μακροπρόθεσμα κεφαλαιακά κέρδη και ταυτόχρονα μια σταθερή ροή εισοδήματος υπό την μορφή μερισμάτων. Γενικά, τα Α/Κ του τύπου αυτού επενδύουν κυρίως σε μετοχές εταιριών δημοσίων υπηρεσιών, εταιρικές μετατρέψιμες ομολογίες, καθώς και μετατρέψιμες προνομιούχες μετοχές.

v) κλαδικά Α/Κ (sector funds): Στην κατηγορία των μετοχικών Α/Κ περιλαμβάνονται ορισμένα Α/Κ τα οποία εξειδικεύονται σε

συγκεκριμένους κλάδους όπως ενέργεια, τεχνολογία, νοσοκομειακή περίθαλψη κ.α.

vi) δεικτοποιημένα A/K (index funds): με τον όρο δεικτοποιημένο A/K εννοούμε ένα A/K συνδεδεμένο με ένα δείκτη, δηλαδή μία παράμετρο που εκφράζει την εξέλιξη σε μια ορισμένη αγορά τίτλων.

4. A/K Μικτού Τύπου: Το χαρτοφυλάκιο των A/K του τύπου αυτού περιλαμβάνει κοινές μετοχές, προνομιούχες μετοχές, ομόλογα και ομολογίες και απευθύνεται σε συντηρητικούς επενδυτές.

Τα A/K του τύπου αυτού έχουν τρεις ταυτόχρονους επενδυτικούς σκοπούς:

- i. να διατηρήσουν το αρχικό κεφάλαιο του επενδυτή
- ii. να διανείμουν ένα μέρος στους επενδυτές για την κάλυψη των τρεχουσών αναγκών τους και
- iii. να συμβάλλουν αποφασιστικά στην μακροπρόθεσμη αύξηση, τόσο του αρχικού κεφαλαίου του επενδυτή, όσο και του εισοδήματός του.

5. Διεθνικά A/K: Τα A/K αυτού του τύπου επενδύουν σε διεθνείς μετοχές και ομολογίες. Οι διαχειριστές τους επιτυγχάνουν με αυτόν τον τρόπο διεθνή διαφοροποίηση, παρά το γεγονός ότι στο χαρτοφυλάκιο αυτό ενσωματώνονται δύο πρόσθετοι κίνδυνοι: ο συναλλαγματικός και ο πολιτικός κίνδυνος.

6 ΕΡΕΥΝΑ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Η διεθνής βιβλιογραφία εξετάζει την έννοια των εισροών «νεού χρήματος» στα Α/Κ μέσα από δύο προσεγγίσεις:

- i) την μικροοικονομική προσέγγιση, η οποία ασχολείται με τις εισροές (εκροές) κεφαλαίων σε κάθε Α/Κ ξεχωριστά, ανάλογα με το αν αυτό είχε πραγματοποιήσει κέρδη ή ζημιές κατά την προηγούμενη περίοδο και
- ii) την μακροοικονομική προσέγγιση, η οποία ασχολείται με τις συνολικές εισροές (εκροές) κεφαλαίων σε κάθε κατηγορία Α/Κ χωρίς να δίνεται σημασία στα ξεχωριστά Α/Κ που αποτελούν κάθε κατηγορία.

Εμείς θα ασχοληθούμε με τη μακροοικονομική προσέγγιση, αλλά συνοπτικά αναφερόμαστε και στην μικροοικονομική.

6.1 ΜΙΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ (MICRO APPROACH)

Αρχικά, οι μελέτες πάνω στην αιτιότητα επικεντρώνονταν στις επιδράσεις της παρελθούσης επίδοσης των Α/Κ πάνω στις εισροές που δεχόταν κάθε Α/Κ ξεχωριστά (micro approach). Συνήθως, στην περίπτωση αυτή χρησιμοποιούσαν ενός χρόνου χρονική υστέρηση για να χωρίζει αίτιο και αποτέλεσμα. Για παράδειγμα, ο Ippolito (1992), χρησιμοποίησε ετήσια στοιχεία προκειμένου να δείξει ότι οι επενδυτές αντιδρούν στην επίδοση κάθε Α/Κ με το να κατευθύνουν τις επενδύσεις τους προς τα Α/Κ με τις καλύτερες επιδόσεις κατά το πρόσφατο παρελθόν και με το να τις απομακρύνουν από τα Α/Κ που δεν είχαν καλές αποδόσεις. Επιπλέον, έδειξε ότι αυτή η συμπεριφορά είναι ορθολογική για τους επενδυτές που θέλουν να μεγιστοποιήσουν τις αποδόσεις τους και ότι η στρατηγική αυτή κάνει τους διαχειριστές των Α/Κ πιο προσεκτικούς όσο αφορά τα συμφέροντα των επενδυτών. Οι Sirti και Tufano (1993), χρησιμοποιώντας ετήσια στοιχεία, έδειξαν ότι χρήματα εισρέουν στα Α/Κ με τις καλύτερες επιδόσεις κατά τον προηγούμενο χρόνο, αλλά δεν εκρέουν από εκείνα με τις χειρότερες επιδόσεις. Οι Patel, Zechhauser και Hendricks (1994) κατέληξαν σε παρόμοια συμπεράσματα.

6.2 ΜΑΚΡΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ (MACRO APPROACH)

6.2.1 WARTHER (1995)

Αντικείμενο μελέτης

Ο Warther (1995) μελέτησε τις εισροές και τις αποδόσεις σε μακροοικονομικό επίπεδο, δηλαδή επικέντρωσε την μελέτη του στη σχέση μεταξύ των συνολικών εισροών κεφαλαίων σε όλα τα A/K⁷ και των συνολικών αποδόσεων των αντίστοιχων αγορών. Σε μακροοικονομικό επίπεδο, προσοχή δίνεται στη μετακίνηση κεφαλαίων μεγάλης κλίμακας μέσα και έξω από κάθε κατηγορία A/K χωρίς να δίδεται σημασία στο κάθε A/K ξεχωριστά.

Μεθοδολογία

Ο Warther χρησιμοποίησε μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο 1984 έως τον Δεκέμβριο 1992 (Investment Company Institute's data). Ως μέτρο των εισροών, που δεχόταν κάθε κατηγορία A/K, χρησιμοποίησε τις καθαρές πωλήσεις⁸. Στην συνέχεια, κανονικοποίησε τις καθαρές πωλήσεις διαιρώντας τις με τη συνολική αξία της χρηματιστηριακής αγοράς (NYSE+AMEX+NASDAQ) στο τέλος του προηγούμενου μήνα. Η ανάγκη για κανονικοποίηση των καθαρών πωλήσεων προέκυψε εξαιτίας της ραγδαίας αύξησης που παρουσιάστηκε στην συνολική αξία των αγορών κατά την διάρκεια της περιόδου από το 1984 έως το 1992 (κυρίως εξαιτίας ανατιμήσεων). Επιπλέον, έλεγξε αν οι σειρές είναι στάσιμες χρησιμοποιώντας το Phillips-Perron test για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας,

⁷ Αμοιβαία κεφάλαια, τα οποία ανήκουν στην ίδια κατηγορία, π.χ. μετοχικά, ομολογιακά κ.λπ.

⁸ Ο Warther προκειμένου να βρει τις καθαρές εισροές που αντιστοιχούσαν σε κάθε κατηγορία A/K χρησιμοποίησε το εξής μέτρο για τις καθαρές πωλήσεις: νέες πωλήσεις μείον αποσύρσεις χρημάτων συν τα καθαρά αποτελέσματα από ανταλλαγές μεταξύ των A/K.

σύμφωνα με το οποίο η μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας απορρίφθηκε. Κατόπιν, παρατήρησε έντονες αυτοσυσχετίσεις στις εισροές στα A/K ένδειξη ότι οι εισροές είναι εν μέρη προβλέψιμες. Για το λόγο αυτό διαίρεσε τις εισροές σε αναμενόμενες και μη αναμενόμενες, προκειμένου να διαπιστώσει αν οι αγορές αντιδρούν διαφορετικά στις αναμενόμενες από ότι στις μη αναμενόμενες εισροές. Οι αναμενόμενες εισροές ορίζονται ως συνάρτηση των εισροών του παρελθόντος (για την ίδια ομάδα A/K), ενώ οι μη αναμενόμενες εισροές ορίζονται ως τα κατάλοιπα από την παλινδρόμηση των αναμενόμενων εισροών⁹.

Συμπεράσματα

Ο Warther κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι συνολικές (μηνιαίες) αποδόσεις των μετοχών είναι έντονα συσχετισμένες (highly correlated) με τις ταυτόχρονες μη αναμενόμενες εισροές κεφαλαίων στα αμοιβαία κεφάλαια, αλλά μη συσχετισμένες με τις ταυτόχρονες αναμενόμενες εισροές. Σύμφωνα με τα συμπεράσματα του, μη αναμενόμενη εισροή κεφαλαίων στα μετοχικά A/K ίση με 1% του συνολικού ενεργητικού τους συσχετίζεται με αύξηση ίση με 5,7% του μετοχικού δείκτη. Επιπλέον, βρήκε ότι οι εισροές κεφαλαίων στα A/K είναι συσχετισμένες με τις αποδόσεις των αγορών που «ανήκουν» τα A/K, και όχι με τις αποδόσεις άλλων τύπων αγορών (δηλαδή, οι αποδόσεις των μετοχών είναι συσχετισμένες με τις μη αναμενόμενες εισροές κεφαλαίων στα μετοχικά A/K, και οι αποδόσεις των ομολογιών είναι συσχετισμένες με τις μη αναμενόμενες εισροές κεφαλαίων στα ομολογιακά A/K).

⁹ Οι αναμενόμενες καθαρές πωλήσεις εκτιμούνται χρησιμοποιώντας ένα υπόδειγμα AR(3) ενώ οι μη αναμενόμενες καθαρές πωλήσεις προκύπτουν αν από τις πραγματοποιηθείσες καθαρές πωλήσεις αφαιρέσουμε τις αναμενόμενες.

Επίσης, βρήκε στοιχεία για την ύπαρξη θετικής σχέσης μεταξύ εισροών και επακολουθούμενων αποδόσεων (οι αποδείξεις αυτές στηρίζουν την υπόθεση ότι οι επενδυτές στα A/K έχουν πληροφορίες ή εμπορεύονται προς την ίδια κατεύθυνση σαν να είχαν πληροφορίες) και στοιχεία για την ύπαρξη αρνητικής σχέσης μεταξύ αποδόσεων και επακολουθούμενων εισροών (σε αντίθεση με το τι συμβαίνει σε μικροοικονομικό επίπεδο).

Σύμφωνα με τον Warther υπάρχουν οι εξής εξηγήσεις γιατί μπορεί να υπάρχει συσχέτιση μεταξύ εισροών «νέων κεφαλαίων» στα A/K και επακολουθούμενων αποδόσεων των αγορών, χωρίς να υπάρχει κατ' ανάγκη σχέση αιτιότητας:

α) «αποκάλυψη» πληροφοριών. Η αγορά θεωρεί ότι οι επενδυτές στα A/K κατέχουν πληροφορίες και αντιδρά/προσαρμόζεται στις νέες αυτές πληροφορίες,

β) πιέσεις των τιμών. Σύμφωνα με την προσέγγιση αυτή οι αυξημένες εισροές κεφαλαίων στα μετοχικά A/K ενεργοποιούν μεγαλύτερη ζήτηση για μετοχές με αποτέλεσμα να αυξάνονται οι τιμές των τελευταίων.

γ) το «αίσθημα» των επενδυτών. Αν το «αίσθημα» των επενδυτών είναι μια σημαντική δύναμη στην χρηματιστηριακή αγορά και αν οι εισροές νέων κεφαλαίων στα A/K αποτελούν ένα καλό μέτρο του «αισθήματος» αυτού, (διότι οι επενδυτές στα A/K θεωρούνται από πολλούς ως οι λιγότερο πληροφορημένοι επενδυτές της αγοράς) τότε οι εισροές νέων κεφαλαίων στα A/K πρέπει να έχουν θετική συσχέτιση με τις αποδόσεις των μετοχών. Σύμφωνα με τους Lee, Shleifer and Thaler (1991) το «αίσθημα» των επενδυτών επηρεάζει περισσότερο τις μικρές μετοχές από ότι τις μεγάλες. Οπότε, αν η σχέση μεταξύ των εισροών νέων κεφαλαίων στα A/K και των αποδόσεων οφείλεται στο «αίσθημα» των επενδυτών, τότε μπορεί να θεωρηθεί ότι οι εισροές στα A/K είναι πιο συσχετισμένες με τις

αποδόσεις των μικρών μετοχών από τις αποδόσεις των μεγάλων μετοχών. Συνεπώς, ο Warther έψαξε για αποδείξεις ότι οι αποδόσεις των μικρών μετοχών είναι πιο ευαίσθητες στις εισροές νέων κεφαλαίων στα A/K από ότι των μεγάλων μετοχών γεγονός το οποίο ύστερα από τις έρευνες του δεν επαληθεύτηκε.

Ο Warther μελέτησε την σχέση μεταξύ εισροών νέων κεφαλαίων στα A/K και των περασμένων αποδόσεων της αγοράς καθώς και την ταυτόχρονη σχέση μεταξύ εισροών και σύγχρονων αποδόσεων. Δεν βρήκε καμία απόδειξη ότι οι αποδόσεις του παρελθόντος επηρεάζουν την εισροή νέων κεφαλαίων στα A/K. Δηλαδή, σύμφωνα με τον Warther, οι εισροές στα ομολογιακά A/K δεν επηρεάζονται από τις παρελθούσες αποδόσεις των ομολογιών και οι εισροές στα μετοχικά A/K δεν επηρεάζονται από τις παρελθούσες αποδόσεις των μετοχών. Γενικά, ο Warther κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των αγορών (παρελθούσες ή σύγχρονες) δεν επηρεάζουν τις εισροές κεφαλαίων στα A/K. Επίσης, ανέφερε ότι δεν βρήκε στατιστικά σημαντική επίδραση των παρελθόντων εισροών στα A/K στις σύγχρονες αποδόσεις των αγορών. Συνοψίζοντας, ο Warther απέρριψε και τις δύο σχέσεις αιτιότητας, καταλήγοντας ότι οι αποδόσεις των αγορών ούτε προξενούν, ούτε προξενούνται από τις εισροές νέων κεφαλαίων στα A/K.

6.2.2 POTTER (1996)

Ο Potter (1996), χρησιμοποιώντας την αιτιότητα κατά Granger, εξέτασε την αμφίδρομη σχέση αιτιώδους συνάφειας μεταξύ αποδόσεων και εισροών νέων κεφαλαίων για αρκετές κατηγορίες μετοχικών A/K. Κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι αποδόσεις των μετοχών μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να προβλέψουμε τις εισροές στα επιθετικά υπεραξίας A/K και στα αναπτυξιακά A/K αλλά όχι στα A/K

υπεραξιας και εισοδηματος. Επισης, οπως και προηγουμενως ο Warther, απορριπτει την υποθεση οτι οι εισροες στα μετοχικα A/K καθοδηγουν τις αποδοσεις των μετοχων.

6.2.3 REMOLONA, KLEIMAN, GRUENSTEIN (1997)

Αντικείμενο μελέτης

Οι Remolona, Kleiman, Gruenstein (1997), επηρεασμενοι απο την μεγαλη αναπτυξη των Αμοιβαιων Κεφαλαιων κατα την διαρκεια της δεκαετιας του 1990 προσπαθησαν να δωσουν απαντηση στο ερωτημα αν υπαρχει αμφιδρομη σχεση αιτιοτητας (positive feedback process) μεταξυ των εισροων «νεων κεφαλαιων» στα αμοιβαια κεφαλαια και των αποδοσεων της αγορας, δηλαδη αν οι αποδοσεις της αγορας προκαλουν (cause) τις εισροες στα A/K και αν οι εισροες προκαλουν (cause) τις αποδοσεις.

Μεθοδολογια

Οι Remolona, Kleiman, Gruenstein, χρησιμοποιωντας παρομοια μεθοδολογια με του Warther, βρηκαν οτι υπαρχουν υψηλοι βαθμοι συσχετισης (high correlations) αναμεσα στις αποδοσεις της αγορας και στις συνολικες εισροες κεφαλαιων στα αμοιβαια κεφαλαια. Δηλαδη, νεες εισροες στα A/K τεινουν να συνοδεουν ανοδικες αγορες, ενω εκροες απο τα A/K συνοδεουν καθοδικες αγορες. Η συσχετιση αυτη οφειλεται κατα το μεγαλυτερο μερος στο μη αναμενομενο κομματι των καθαρων εισροων¹⁰. Συγκεκριμενα, βρηκαν οτι η συσχετιση μεταξυ των μη αναμενομενων εισροων στα A/K και των αποδοσεων

¹⁰ Στην προσπαθεια τους να προσδιορισουν τις μη αναμενομενες εισροες κεφαλαιων στα A/K ελαβαν υποψη οχι μονο τις αποδοσεις των αγορων στις οποιες επενδυουν τα A/K, αλλα και τις αποδοσεις αλλων αγορων στις οποιες δεν επενδυουν τα συγκεκριμενα A/K.

των αγορών που αυτά επενδύουν, κυμαίνεται από 31% έως 71%, ενώ αντίθετως η συσχέτιση μεταξύ των αναμενόμενων εισροών και των αποδόσεων είναι κοντά στο μηδέν. Η ύπαρξη συσχέτισης όμως δεν σημαίνει αναγκαστικά ότι υπάρχει positive feedback process. Υπάρχουν τουλάχιστον δύο τρόποι που θα μπορούσε να υπάρχει συσχέτιση χωρίς να υπάρχει σχέση αμφίδρομης αιτιότητας (two-way causation): α) αν ένας τρίτος παράγοντας, όπως το «αίσθημα» των επενδυτών, οδηγούσε εξίσου τις εισροές και τις αποδόσεις. Για παράδειγμα, ένα «αισιόδοξο αίσθημα» μπορεί να ενθάρρυνε τις επενδύσεις στα A/K ενώ συγχρόνως ωθούσε τις τιμές των μετοχών προς τα επάνω, β) μπορεί να υπάρχει συσχέτιση, η οποία όμως να πηγάζει από σχέση αιτιότητας μόνο μίας κατεύθυνσης (δηλαδή οι εισροές μπορεί να επηρεάζουν τις αποδόσεις αλλά να μην συμβαίνει το αντίθετο). Ακόμα και αν οι εισροές είναι μικρές σε σχέση με το μέγεθος της αγοράς μπορεί να επηρεάζουν τις αποδόσεις αν οι άλλοι επενδυτές πιστεύουν ότι οι εισροές αυτές περιέχουν χρήσιμες πληροφορίες.

Οι Remolona, Kleiman, Gruenstein προκειμένου να εξετάσουν αν υπάρχουν σχέσεις αιτιότητας χρησιμοποίησαν instrumental variables. Η τεχνική αυτή χρησιμοποιείται στην μελέτη αιτιότητας και συγκεκριμένα όταν οι παρατηρούμενες μεταβλητές είναι πιθανόν να προσδιορίζονται ταυτόχρονα. Αρχικά, ξεχώρισαν ένα στοιχείο των αποδόσεων το οποίο ήταν σίγουρο ότι δεν είχε προκληθεί από τις εισροές. Στη συνέχεια, εκτίμησαν την επίδραση αυτού του στοιχείου στις εισροές. Με τον τρόπο αυτό απόκτησαν ένα μέτρο της ανεξάρτητης επιρροής των αποδόσεων πάνω στις εισροές. Δηλαδή, οι instrumental variables που χρησιμοποίησαν έπρεπε να είναι ανεξάρτητες από τις εισροές στα A/K και σχετικές με τις αποδόσεις των αγορών. Όμως, με την χρήση των instrumental variables μπορούσαν να εξετάσουν μόνο την πιθανή επίδραση των βραχυχρόνιων

αποδοσεων της αγορας στις εισροες κεφαλαιων στα A/K και οχι το αντιστροφο. Οι Remolona, Kleiman, Gruenstein χρησιμοποισαν τεσσερις μακροοικονομικες μεταβλητες σαν instruments (εκμεταλλευση παραγωγικης ικανοτητας, το δεικτη τιμων καταναλωτη, εγχωρια απασχοληση, το διατραπεζικο επιτοκιο της Κεντρικης Τραπεζας των Η.Π.Α.). Στις παλινδρομησεις τους δεν χρησιμοποισαν στοιχεια με χρονικη υστερηση (lagged data) για τις μακροοικονομικες μεταβλητες αλλα συγχρονα στοιχεια (contemporaneous data), δηλαδη στοιχεια για τον ιδιο μηνα για τον οποιο μετραμε τις αποδοσεις και αυτο γιατι οι αγορες μετοχων και ομολογιων αντιδρουν αμεσως στις μακροοικονομικες μεταβλητες.

Οι Remolona, Kleiman, Gruenstein εστιασαν την προσοχη τους στο πως οι βραχυπροθεσμες αποδοσεις της αγορας επηρεαζουν τις εισροες / εκροες κεφαλαιων στα A/K (και δεν μελετησαν την αντιστροφη σχεση αιτιοτητας). Αυτο το εκαναν γιατι παρα τις μεγαλες εισροες που δεχονται τα A/K, αυτα εξακολουθουν να κατεχουν μικρο μέρος των αγορων που επενδουν (π.χ. στο τελος του 1995 κατειχαν μονο το 12% του corporate equity market). Τα μικρα αυτα μεριδια στις αγορες οδηγουν στην αποψη οτι οι πιεσεις πωλησης απο τα A/K μονες τους ειναι απιθανο να οδηγησουν σε σημαντικη πτωση της αγορας. Άρα, οι εισροες η οι εκροες κεφαλαιων απο τα A/K ασκουν μικρη επιρροη στις αποδοσεις της αγορας.

Οι Remolona, Kleiman, Gruenstein χρησιμοποισαν μηνιαια στοιχεια για τις εισροες κεφαλαιων στα A/K και για τις αποδοσεις της αγορας για την χρονικη περιοδο απο τον Ιουλιο του 1986 εως τον Απριλιο του 1996. Υπολογισαν τις καθαρες εισροες (net flows) ως συνολικες πωλησεις (total sales) μειον εξαγορες (redemptions), συν ανταλλαγες πωλησεων (exchange sales) μειον ανταλλαγες εξαγορων (exchange redemptions). Οι συνολικες πωλησεις και οι εξαγορες

αποτελούν εξωτερικές εισροές/ εκροές, ενώ οι ανταλλαγές πωλήσεων και εξαγορών αποτελούν εισροές / εκροές κεφαλαίων μέσα σε μια συγκεκριμένη οικογένεια A/K. Οι Remolona, Kleiman, Gruenstein δεν περιέλαβαν στην μελέτη τους τα A/K διαχείρισης διαθεσίμων, ούτε τα A/K πολύτιμων μετάλλων γιατί δεν υπόκεινται στους ίδιους κινδύνους με τα μετοχικά και ομολογιακά A/K. Προκειμένου να ελέγξουν την έντονη τάση ανόδου των εισροών κατά την εξεταζόμενη περίοδο, κανονικοποίησαν τις εισροές διαιρώντας τις με την καθαρή αξία του ενεργητικού κάθε A/K κατά τον προηγούμενο μήνα. Άρα, οι εισροές εμφανίζονται ως ποσοστό της καθαρής αξίας του ενεργητικού για κάθε κατηγορία A/K. Οι εισροές σε όλα τα A/K εμφάνισαν ισχυρές αυτοσυσχετίσεις. Αυτές οι αυτοσυσχετίσεις υπονοούν ότι μεγάλο μέρος των εισροών είναι αναμενόμενο με βάση τις εισροές του παρελθόντος. Προκειμένου να διαχωρίσουν τις εισροές σε αναμενόμενες και μη αναμενόμενες, παλινδρόμησαν τις εισροές χρησιμοποιώντας χρονική υστέρηση τριών μηνών (3-months of lags) και τάση (time trend). Άρα, χρησιμοποίησαν τις προβλεπόμενες τιμές (predicted values) από τις παλινδρομήσεις σαν τις αναμενόμενες εισροές και τα κατάλοιπα (residuals) σαν τις μη αναμενόμενες εισροές. Οι αναμενόμενες εισροές παρουσίασαν σχετικά ομαλή και αργή πορεία, ενώ οι μη αναμενόμενες εμφάνισαν μεγαλύτερη βραχυχρόνια αστάθεια¹¹.

Προκειμένου να υπολογίσουν την απόδοση των αγορών, στις οποίες κάθε κατηγορία A/K δραστηριοποιείται, χρησιμοποίησαν χρηματιστηριακούς και ομολογιακούς δείκτες. Υπολόγισαν τις αποδόσεις ως τις μεταβολές των λογαριθμημένων τιμών του δείκτη στο τέλος κάθε μήνα και τις ετησιοποίησαν

¹¹ θεώρησαν τις μη αναμενόμενες εισροές σαν στάσιμη ανέλιξη, γεγονός που τους επέτρεψε να εξάγουν τα κατάλληλα συμπεράσματα από τις παλινδρομήσεις. Πιο συγκεκριμένα, ο επανζημένος έλεγχος Dickey-Fuller απέρριψε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας.

πολλαπλασιάζοντας τις με το δώδεκα. Άρα, η ετησιοποιημένη απόδοση της αγοράς i κατά τον μήνα t δίνεται από τον τύπο: $R_{it} = 12 (\log P_{it} - \log P_{i,t-1})$, όπου το P_{it} συμβολίζει την τιμή του δείκτη της αγοράς i στο τέλος του μήνα t .

Συμπεράσματα

Από τις παλινδρομήσεις των Remolona, Kleiman, Gruenstein φαίνεται ότι οι βραχυχρόνιες αποδόσεις της αγοράς ασκούν μικρή έως καθόλου επιρροή στις εισροές κεφαλαίων στα A/K. Σε περίπτωση που υπάρχει κάποια μικρή επίδραση τότε τα A/K που είναι πιο συγκρατημένα, δηλαδή μικρότερου κινδύνου, φαίνεται να επηρεάζονται και πιο πολύ από τις αποδόσεις. Αυτό σημαίνει ότι οι εισροές των ομολογιακών A/K επηρεάζονται πιο πολύ από τις αποδόσεις της αγοράς από ότι οι εισροές των μετοχικών A/K. Δηλαδή, οι επενδυτές που «απεχθάνονται» τον κίνδυνο φαίνεται να είναι και οι πιο «ευαίσθητοι» στη βραχυχρόνια απόδοση της αγοράς. Από τα μετοχικά A/K πιο πολύ επηρεάζονται τα A/K εισοδήματος από ότι τα A/K υπεραξίας ή τα global equity A/K.

6.2.4 FORTUNE (1997)

Ο Fortune (1997) έκανε μια πρώτη προσπάθεια ανάλυσης του κατά πόσο η μεγάλη ανάπτυξη των A/K (εξαιτίας των αυξημένων νέων εισροών που δέχονταν) μπορούσε να λειτουργήσει «ενάντια» στην οικονομική σταθερότητα. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ήταν ότι τα A/K είναι εξαιρετικά ευπροσάρμοστα. Ακόμα και κατά την κρίση του 1987 στις Η.Π.Α., η ρευστότητα τους παρέμεινε ικανή ώστε να επιτρέψει εξαγορές μεριδίων χωρίς να απειλήσει τις χρηματιστηριακές αγορές.

Παρόλο ότι υπάρχουν στοιχεία ότι οι επενδυτές συμπεριφέρονται με πιθανώς αποσταθεροποιητικούς τρόπους, με το να αγοράζουν σε ανοδικές αγορές

και με το να πωλουν σε πτωτικες, δεν προεκυψαν μακροχρονια στοιχεια οτι αυτη η συμπεριφορα επηρεαζει τη σταθεροτητα των χρηματιστηριακων αγορων. Επιπλεον, τα μετοχικα A/K εμφανιζονται να εχουν πολυ συντομες περιόδους εκροων κεφαλαιων, βεβαιως οχι τετοιας διαρκειας η μεγεθους ωστε να ειναι πιθανον να δημιουργηθουν προβληματα οικονομικης ασταθειας.

6.2.5 FORTUNE (1998)

Αντικείμενο μελέτης

Σκοπός του Fortune (1998) ήταν η εκτίμηση ιστορικών στοιχείων προκειμένου να δει αν η αλληλεπίδραση μεταξύ των εισροών (εκροών) νέων κεφαλαίων στα A/K και των τιμών των μετοχών είναι πιθανόν να προκαλέσει αστάθεια.

Τα ερωτήματα που τίθενται από τον Fortune στην προσπάθεια του να εξηγήσει αν υπάρχει σχέση αλληλεπίδρασης μεταξύ των εισροών στα A/K και των αποδόσεων της αγοράς είναι τα εξής: οι εισροές¹² στα A/K προξενούνται από τις σύγχρονες ή με χρονική υστέρηση αποδόσεις της αγοράς; Η μήπως οι αποδόσεις της αγοράς προξενούνται από τις σύγχρονες ή με χρονική υστέρηση εισροές κεφαλαίων στα A/K; Και αν ναι, μήπως υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας, σύμφωνα με την οποία ένα «σοκ» στις αποδόσεις της αγοράς επηρεάζει τις εισροές, οι οποίες με την σειρά τους επηρεάζουν τις αποδόσεις, και ούτω καθεξής.

Μεθοδολογία

Ο Fortune προκειμένου να εξετάσει την αμφίδρομη σχέση αιτιώδους συνάφειας χρησιμοποίησε ένα μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης

¹² Με τον όρο «εισροές» εννοούμε τις ποσοστιαίες μεταβολές στις εισροές στα A/K.

(Vector Autoregression – VAR model) με επτά μεταβλητές: τις εισροές νέων χρημάτων σε καθεμιά από τις τέσσερις κατηγορίες A/K (σαν ποσοστά του ενεργητικού κάθε A/K κατά τον προηγούμενο μήνα) και τριών δεικτών αποδόσεων. Όπως έχουμε αναφέρει και προηγούμενα οι τέσσερις κατηγορίες A/K είναι οι εξής: A/K Διαχείρισης Διαθεσίμων, Ομολογιακά A/K, Μετοχικά A/K και Μικτά A/K. Ο Fortune χρησιμοποίησε μηνιαία στοιχεία από τον Ιανουάριο 1984 έως τον Δεκέμβριο 1996 (ICI data). Οι τρεις δείκτες απόδοσης που χρησιμοποιήθηκαν είναι οι εξής: ο S&P 500, ο δείκτης πάνω σε μακροχρόνιες ομολογίες (U.S. Treasury bonds) και σε ετήσια βραχυπρόθεσμα χρεόγραφα (U.S Treasury bills). Τόσο το κριτήριο του Akaike όσο και του Schwartz υπέδειξαν χρονική υστέρηση πέντε μηνών. Το μοντέλο αυτό περιορίστηκε (restricted) με διάφορους τρόπους ώστε να γίνουν έλεγχοι εξωγένειας (tests of “block exogeneity”), δηλαδή έλεγχοι του κατά πόσο ένα υποσύνολο των μεταβλητών δεν χρησιμεύει στην πρόβλεψη των υπόλοιπων μεταβλητών. Οι έλεγχοι εξωγένειας αποτελούν μια πολυμεταβλητή εκδοχή των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger.¹³ Αν, για παράδειγμα, βρίσκαμε ότι με το να μην συμπεριλάβουμε τις με χρονική υστέρηση αποδόσεις τόσο των Treasury Bonds όσο και του S&P 500 στις εξισώσεις που εξηγούσαν τις εισροές στα ομολογιακά και στα μετοχικά A/K, δεν επηρεάζονταν σημαντικά οι προβλέψεις μας, τότε θα καταλήγαμε ότι οι αποδόσεις των ομολογίων και των μετοχών δεν προκαλούν κατά Granger τις εισροές στα ομολογιακά και στα μετοχικά A/K.

¹³ Θεωρούμε ότι η μεταβλητή A «προξενεί» κατά Granger την μεταβλητή B αν οι παρελθούσες τιμές της μεταβλητής A περιέχουν χρήσιμες πληροφορίες για την πρόβλεψη της μεταβλητής B. Ενώ, θεωρούμε ότι η μεταβλητή B «προξενεί» κατά Granger την μεταβλητή A αν οι παρελθούσες τιμές της μεταβλητής B περιέχουν χρήσιμες πληροφορίες για την πρόβλεψη της μεταβλητής A.

Στη συνέχεια, θα προσπαθήσουμε να εξηγήσουμε πως λειτουργεί ένα μοντέλο διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης. Έστω ότι έχουμε μια ενδογενή μεταβλητή η οποία επηρεάζεται από τις τρέχουσες και παρελθούσες τιμές όλων των ενδογενών μεταβλητών μέσα σε ένα οικονομικό σύστημα. Αν υπάρχουν N ενδογενείς μεταβλητές, τις οποίες τις συμβολίζουμε με y_{it} συμβολισμός ο οποίος παριστάνει τη i ($i=1,2,\dots,N$) μεταβλητή τη χρονική στιγμή t , και αν το μέγεθος των χρονικών υστερήσεων που περιγράφουν την εξέλιξη κάθε μεταβλητής είναι p περίοδοι, τότε το σύστημα μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$Y_t = A_0 Y_t + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Όπου Y_t είναι το διάνυσμα των τιμών που παίρνει η ενδογενής μεταβλητή την χρονική στιγμή t , ε_t είναι το διάνυσμα των «διαταράξεων» που συμβαίνουν στις ενδογενείς μεταβλητές και A_k ($k=0,1,\dots,p$) είναι ο πίνακας των συντελεστών που δείχνει την επιρροή του Y_{t-k} πάνω στο Y_t . Το ε_t θεωρείται ότι είναι από κοινού κανονικά κατανομημένο με μέσο μηδέν και πίνακα συνδιακυμάνσεων Σ . Ο πίνακας A_0 (contemporaneous covariance matrix) θα έχει μηδενικά τα στοιχεία εκείνα που ο δεξιός δείκτης του στοιχείου ισούται με τον αριστερό, δηλαδή ισχύει ότι $a_{ii} = 0$.

Το παραπάνω σύστημα μπορεί να γραφτεί σαν ένα σύστημα διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (VAR), με το να το λύσουμε ως προς Y_t (εκφράζει το διάνυσμα των τωρινών τιμών των ενδογενών μεταβλητών σαν γραμμική συνάρτηση των με χρονική υστέρηση τιμών) και έχουμε:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

όπου $B_k = (I - A_0)^{-1} A_k$ και $\varepsilon_t = (I - A_0)^{-1} \varepsilon_t$. Το νέο διάνυσμα ε_t έχει μέσο όρο μηδέν και πίνακα συνδιακυμάνσεων Σ^* . Σημειώνουμε ότι ακόμα και αν τα στοιχεία του ε_t είναι ανεξάρτητα κατανομημένα, τα στοιχεία του ε_t δεν θα είναι. Δηλαδή,

πηγαίνοντας στο VAR μοντέλο εισάγουμε ταυτόχρονη συσχέτιση μεταξύ των καταλοίπων των εξισώσεων. Ένα μοντέλο VAR εκτιμάται χρησιμοποιώντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Square).

Ο έλεγχος για την ύπαρξη σχέσεων αιτιώδους συνάφειας κατά Granger μπορεί να πραγματοποιηθεί και σε ένα VAR μοντέλο. Μια ομάδα μεταβλητών δεν προξενεί κατά Granger μια άλλη ομάδα μεταβλητών αν συγκεκριμένα στοιχεία στους πίνακες των συντελεστών είναι μηδενικά. Έστω, ότι θέλουμε να ελέγξουμε την υπόθεση ότι τρεις ενδογενείς μεταβλητές (οι μεταβλητές 3,4 και 5)¹⁴ δεν προκαλούν κατά Granger τις δύο πρώτες μεταβλητές. Δηλαδή, θέλουμε να ελέγξουμε αν τα στοιχεία των δύο πρώτων γραμμών καθώς και των στηλών 3 έως 5 κάθε πίνακα B είναι όλα μηδέν. Η μηδενική υπόθεση είναι ότι δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger. Την υπόθεση αυτή την ελέγχουμε με το να εκτιμήσουμε καταρχήν τις δύο πρώτες εξισώσεις στο unrestricted VAR μοντέλο (2), και μετά επανεκτιμώντας τις εξισώσεις αυτές έχοντας απομακρύνει τις μεταβλητές τρία, τέσσερα και πέντε από την δεξιά πλευρά της εξίσωσης. Τα κατάλοιπα από τις προηγούμενες παλινδρομήσεις χρησιμεύουν στο να προσδιορίσουμε ένα likelihood ratio test: αν το Chi-square statistic είναι αρκετά υψηλό τότε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και καταλήγουμε στο ότι οι μεταβλητές τρία, τέσσερα και πέντε προξενούν κατά Granger τις δυο πρώτες μεταβλητές.

Συμπεράσματα

Ο Fortune κατέληξε στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας, δηλαδή ότι οι αποδόσεις των αγορών επηρεάζουν τις μελλοντικές

¹⁴ Αναφερόμαστε στην εξίσωση 2

εισροές κεφαλαίων στα Α/Κ και ότι οι εισροές σε ορισμένες κατηγορίες Α/Κ επηρεάζουν τις μελλοντικές αποδόσεις των αγορών.

Συγκεκριμένα ο Fortune βρήκε ότι, οι παρελθούσες αποδόσεις του δείκτη S&P 500 επηρεάζουν κατά Granger τις σύγχρονες εισροές κεφαλαίων και στις τέσσερις κατηγορίες Α/Κ (μετοχικά, ομολογιακά, μεικτά και διαχείρισης διαθεσίμων). Επίσης, οι παρελθούσες αποδόσεις των μακροχρόνιων κρατικών ομολογιών (long-term Treasury bonds) επηρεάζουν κατά Granger τις σύγχρονες εισροές κεφαλαίων στα ομολογιακά Α/Κ, στα μεικτά Α/Κ και στα διαχείρισης διαθεσίμων Α/Κ αλλά δεν επηρεάζουν τις εισροές στα μετοχικά Α/Κ. Και τέλος, οι αποδόσεις των Treasury Bills επηρεάζουν κατά Granger τις εισροές στα διαχείρισης διαθεσίμων Α/Κ και στα μικτά Α/Κ. Δηλαδή, διαταράξεις στις αποδόσεις των αγορών έχουν επιπτώσεις τόσο στις μελλοντικές όσο και στις σύγχρονες εισροές κεφαλαίων στα Α/Κ.

Ο Fortune επίσης βρήκε στοιχεία, αν και λιγότερο ισχυρά, που να στηρίζουν την αντίστροφη σχέση αιτιότητας. Οι παρελθούσες εισροές κεφαλαίων στα ομολογιακά Α/Κ μπορούν να χρησιμεύσουν στην πρόβλεψη των αποδόσεων τόσο των ομολογιών όσο και των μετοχών, επίσης οι εισροές στα μικτά Α/Κ μπορούν να χρησιμεύσουν στην πρόβλεψη των αποδόσεων των μετοχών. Ωστόσο, όπως και στις προηγούμενες έρευνες, δεν βρήκε στοιχεία που να αποδεικνύουν ότι οι παρελθούσες εισροές στα μετοχικά Α/Κ επηρεάζουν τις τρέχουσες αποδόσεις είτε των μετοχών είτε των ομολογιών. Συνεπώς, δεν βρέθηκε άμεση επιρροή των εισροών στα μετοχικά Α/Κ στις μελλοντικές αποδόσεις των μετοχών.

Κριτική του Fortune σε προηγούμενες έρευνες

Ο Fortune θεώρησε ότι οι περιορισμοί που έθεσαν ο Warther (1995) και οι Remolona, Kleiman, Gruenstein (1997), προκειμένου να διαχωρίσουν τις εισροές σε αναμενόμενες και μη αναμενόμενες, περιορίζουν τα δυνατά αποτελέσματα που ένα δυναμικό μοντέλο μπορεί να προσφέρει.

Η κριτική του Fortune στους προηγούμενους - Warther (1995) και Remolona, Kleiman, Gruenstein (1997) - ήταν ότι εκτιμούσαν ένα περιορισμένο VAR (restricted VAR) αφαιρώντας κάποιες μεταβλητές αυθαίρετα. Κατά συνέπεια, τα αποτελέσματα που προέκυπταν λειτουργούσαν μεροληπτικά υπέρ του να απορρίπτουν την υπόθεση ότι οι παρελθούσες αποδόσεις των αγορών μπορεί να εξηγούν τις εισροές στα Α/Κ. Για παράδειγμα, ο Warther αρχικά εκτίμησε παλινδρόμηση των σύγχρονων εισροών στα Α/Κ με τις εισροές των τελευταίων τριών μηνών, θεωρώντας τις σειρές που προέκυπταν ως μέτρο των αναμενόμενων εισροών και τα κατάλοιπα ως μέτρο των μη αναμενόμενων εισροών. Στη συνέχεια, έλεγε την συσχέτιση μεταξύ των μη αναμενόμενων εισροών και των σύγχρονων αλλά και παρελθουσών αποδόσεων, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι οι σύγχρονες αποδόσεις είναι σημαντικές ενώ οι παρελθούσες δεν είναι. Αυτή η μέθοδος αποκλείει με αυθαίρετο τρόπο τις παρελθούσες αποδόσεις από το να έχουν οποιαδήποτε επίδραση στις αναμενόμενες εισροές, τοποθετώντας οποιαδήποτε επίδραση των παρελθουσών αποδόσεων στα κατάλοιπα.

Τα αποτελέσματα του Fortune διαφέρουν από τα αποτελέσματα του Warther (1995) και των Remolona, Kleiman και Gruenstein (1997) κυρίως για τους εξής δύο λόγους: Πρώτον, διότι ο Fortune εκτίμησε ένα unrestricted VAR μοντέλο, ενώ οι προηγούμενοι έθεταν αυθαίρετους περιορισμούς που μπορεί να επιδρούσαν στα αποτελέσματα του μοντέλου. Και δεύτερον, διότι στην

προσπαθεια του ο Fortune να βρει αν οι αποδοσεις επηρεαζουν τις εισροες χρησιμοποισε τρεις διαφορικούς δείκτες απόδοσης, δηλαδή εξέτασε πως οι αποδοσεις των διαφορετικών αγορών επηρεάζουν τις εισροές που δέχεται κάθε κατηγορία A/K. Σύμφωνα με την οικονομική θεωρία, οι επενδυτές επιλέγουν σε ποια αγορά θα τοποθετήσουν τα χρήματά τους αφού συγκρίνουν τις σχετικές αποδόσεις των διαφορετικών αγορών, ο Warther όμως προκειμένου να προβλέψει τις εισροές σε κάθε A/K χρησιμοποίησε τις αποδόσεις μόνο της ίδιας αγοράς που το A/K επενδύει. Από την άλλη οι Remolona, Kleiman και Gruenstein (1997) χρησιμοποίησαν την απόδοση της ίδιας της αγοράς, που το συγκεκριμένο A/K επενδύει συν την απόδοση μόνο άλλης μιας αγοράς που το συγκεκριμένο A/K δεν επενδύει.

6.2.6 WERMERS (1999)

Ο Wermers (1999), ο οποίος ασχολήθηκε με το κατά πόσο το “herding” στα A/K (δηλ. όταν τα A/K εμπορεύονται προς την ίδια κατεύθυνση) επηρεάζει τις τιμές των μετοχών, εξέτασε και την σχέση μεταξύ των εισροών νέων κεφαλαίων στα A/K και του herding στις μετοχές. Σύμφωνα με τα συμπεράσματά του υπάρχουν περιορισμένα στοιχεία όσον αφορά στην ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ των επιπέδων του herding και είτε των αναμενόμενων, είτε των μη αναμενόμενων εισροών στα A/K. Άρα, συμπέρανε ότι το feedback trading (δηλ. επενδύσεις με βάση τις αποδόσεις του παρελθόντος) και οι επιρροές του στις αποδόσεις των μετοχών είναι αποτέλεσμα των αποφάσεων των διαχειριστών των A/K, και όχι στρατηγικών κινήσεων εκείνων που επενδύουν στα A/K.

6.2.7 EDELEN, WARNER (2001)

Εισαγωγή

Οι Edelen και Warner (2001), μελέτησαν τη σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις της αγοράς και στις συνολικές εισροές¹⁵ κεφαλαίων στα μετοχικά Αμοιβαία Κεφάλαια¹⁶, χρησιμοποιώντας ημερήσιες παρατηρήσεις. Επικέντρωσαν την προσοχή τους σε μια σχετικά μικρή περίοδο, η οποία εκτείνεται χρονικά από τις 2 Φεβρουαρίου 1998 έως τις 30 Ιουνίου 1999.

Αρχικά, οι Edelen και Warner παρατήρησαν θετική σχέση ανάμεσα στις συνολικές ημερήσιες εισροές στα Α/Κ και στις παράλληλες αποδόσεις της αγοράς. Για παράδειγμα, μέρες με θετικές (αρνητικές) μη αναμενόμενες εισροές παρουσίασαν υπερβάλλουσες αποδόσεις της τάξης των 25 (-25) μονάδων βάσης (basis points). Η θετική αυτή σχέση μεταξύ των συνολικών εισροών στα μετοχικά Α/Κ και των αποδόσεων της αγοράς δεν συνεπάγεται κατά ανάγκη ότι οι εισροές επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών. Μπορεί οι αποδόσεις να επηρεάζουν τις εισροές, ή εναλλακτικά μπορεί και οι εισροές και οι αποδόσεις να αντιδρούν σε νέες πληροφορίες χωρίς να υπάρχει άμεση σχέση αιτιότητας μεταξύ τους. Τα ημερήσια στοιχεία που χρησιμοποιήσαν εξαιτίας της υψηλής συχνότητας που παρουσίαζαν ήταν ιδιαίτερος κατάλληλα για να εξετάσουν αυτό το θέμα. Μέσα από τους έλεγχους τους οποίους έκαναν, εξέτασαν τις σύγχρονες αλλά και με χρονική υστέρηση ημερήσιες σχέσεις ανάμεσα σε εισροές και αποδόσεις. Η ταυτόχρονη σχέση που προέκυψε είναι θετική. Σύμφωνα με την σχέση αυτή, οι εισροές επηρεάζουν τις ταυτόχρονες αποδόσεις. Επίσης, οι συνολικές εισροές ακολουθούν τις αποδόσεις της αγοράς με χρονική υστέρηση μιας ημέρας. Η

¹⁵ Οι εισροές εκφράζονται ως ποσοστό του ενεργητικού της προηγούμενης ημέρας.

¹⁶ Η μελέτη τους αφορά τα μετοχικά Α/Κ που δραστηριοποιούνται στις Η.Π.Α.

καθυστερημένη αυτή επίδραση στις εισροές οφείλεται είτε στο ότι τόσο οι εισροές όσο και οι αποδόσεις επηρεάζονται από «νέες» πληροφορίες, είτε στην ύπαρξη positive feedback trading (δηλ. οι επενδυτές επενδύουν σε κάποια αγορά σύμφωνα με τις αποδόσεις του παρελθόντος).

Μεθοδολογία και αποτελέσματα

Με τις παλινδρομήσεις που έκαναν οι Edelen και Warner θέλησαν να εξετάσουν : α) την εξάρτηση των εισροών στα A/K από τις εισροές του παρελθόντος, καθώς και από τις παράλληλες αλλά και από τις με χρονική υστέρηση αποδόσεις της αγοράς και β) την εξάρτηση των αποδόσεων της αγοράς από τις παράλληλες καθώς και από τις με χρονική υστέρηση εισροές κεφαλαίων στα A/K. Στις παλινδρομήσεις αυτές χρησιμοποίησαν την διάσπαση των εισροών στα A/K σε αναμενόμενες¹⁷ και μη αναμενόμενες. Ο λόγος για τον οποίο προέβησαν σε αυτό τον διαχωρισμό είναι ότι οι εισροές παρουσιάζονται ιδιαίτερα προβλέψιμες, καταρχήν διότι εμφανίζονται να είναι συσχετισμένες με τις εισροές του παρελθόντος και κατά δεύτερον διότι εξαρτώνται και από τις παρελθούσες αποδόσεις.

Οι Edelen και Warner καταρχήν παλινδρόμησαν τις εισροές στα A/K με τις παρελθούσες αποδόσεις της αγοράς και κατέληξαν ότι οι αποδόσεις που παρουσιάζουν χρονική υστέρηση εξηγούν περίπου το 48% των μεταβολών των ημερήσιων εισροών στα A/K. Άρα, το πρώτο συμπέρασμα στο οποίο οδηγήθηκαν είναι ότι οι ημερήσιες εισροές στα A/K επηρεάζονται από τις αποδόσεις του παρελθόντος. Στην συνέχεια, στην προηγούμενη παλινδρόμηση προσέθεσαν και

¹⁷ Οι αναμενόμενες εισροές προκύπτουν από την παλινδρόμηση των ημερήσιων εισροών με τις προκαθορισμένες μεταβλητές, δηλ. με τις παρελθούσες αποδόσεις της αγοράς και τις εισροές του παρελθόντος.

τις εισροές στα A/K, που παρουσίαζαν χρονική υστέρηση και κατέληξαν ότι η προσθήκη αυτή αύξησε την επεξηγηματική δύναμη της παλινδρόμησης, η οποία έφτασε να εξηγεί το 53,1% των συνολικών μεταβολών των ημερήσιων εισροών. Συνεπώς, το δεύτερο συμπέρασμα τους ήταν ότι οι εισροές στα A/K επηρεάζονται και από τις εισροές του παρελθόντος. Στη συνέχεια, χρησιμοποίησαν στην παλινδρόμηση και τις σύγχρονες αποδόσεις (δηλ. τις αποδόσεις που δεν παρουσίαζαν χρονική υστέρηση). Από την παλινδρόμηση αυτή προέκυψε ότι η σχέση μεταξύ ταυτόχρονων εισροών και αποδόσεων - παρότι θετική - δεν εξηγεί σημαντικό μέρος της μεταβολής των εισροών¹⁸ και αυξάνει την επεξηγηματική δύναμη της παλινδρόμησης, όσον αφορά στην μεταβολή των εισροών, μόνο στο 55,4%.

Το επόμενο βήμα των Edelen και Warner ήταν να παλινδρομήσουν τις αποδόσεις της αγοράς με τις αναμενόμενες και τις μη αναμενόμενες εισροές στα A/K. Κατέληξαν στο ότι οι αποδόσεις σχετίζονται μόνο με τις ταυτόχρονες μη αναμενόμενες εισροές (δηλ. δεν εμφανίζεται συσχέτιση με τις αναμενόμενες εισροές). Αξίζει να σημειωθεί ότι η συσχέτιση που προκύπτει μεταξύ των αποδόσεων και των ταυτόχρονων μη αναμενόμενων εισροών δεν σημαίνει απαραίτητα και την ύπαρξη αιτιότητας.

Συμπεράσματα

Από την ανάλυση των Edelen και Warner το συμπέρασμα το οποίο προέκυψε είναι το εξής: οι συνολικές εισροές κεφαλαίων στα μετοχικά A/K είναι συσχετισμένες με τις ταυτόχρονες αποδόσεις της αγοράς σε ημερήσια βάση. Αυτή

¹⁸ Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των Edelen και Warner, αν οι αποδόσεις μεταβληθούν κατά 1.13% (μια τυπική απόκλιση) τότε οι εισροές θα μεταβληθούν κατά 1.9 basis points, όταν η τυπική απόκλιση των εισροών είναι ίση με 13 basis points.

η καθημερινη σχεση θα μπορουσε να γινει κατανοητη εξαιτιας της αντιδρασης των εισροων είτε στις αποδοσεις, είτε στις πληροφοριες που επηρεαζουν τις αποδοσεις κατα την διαρκεια της ιδιας ημερας. Παρολα αυτα περαιτερω ελεγκχοι απερριψαν τις εναλλακτικες αυτες εξηγησεις προκειμενου να δεχτουν σχεση αιτιοτητας απο τις εισροες προς τις αποδοσεις. Όταν οι ημερησιες αποδοσεις διασπώνται, ανάλογα με την χρονική στιγμή που παρατηρούνται, σε αποδοσεις που σημειώνονται στην αρχή της συνεδρίασης και σε αποδοσεις που σημειώνονται προς το τέλος της, τότε οι αποδοσεις κατά τις τελευταίες ώρες της συνεδρίασης παρουσιάζουν και τις υψηλότερες συσχετίσεις με τις εισροές της συγκεκριμένης ημέρας. Συγκεκριμένα, η εξάρτηση των τελευταίων αποδόσεων από τις μη αναμενόμενες εισροές της ημέρας είναι πολύ μεγαλύτερη και πιο σημαντική από την εξάρτηση των πρώτων αποδόσεων. Άρα, οι αποδοσεις παρουσιάζονται να ακολουθούν τις εισροές κατά την διάρκεια της ίδιας ημέρας, γεγονός που συγκλίνει με την ύπαρξη σχέσης αιτιότητας από τις εισροές προς τις αποδοσεις. Τα αποτελέσματα αυτής της μελέτης υποδηλώνουν ότι οι κινήσεις των θεσμικών επενδυτών επηρεάζουν τις αποδοσεις της αγοράς. Επίσης, οι Edelen και Warner βρήκαν ισχυρή σχέση ανάμεσα στις εισροές στα A/K και στις αποδοσεις της αγοράς της προηγούμενης ημέρας. Σύμφωνα με την σχέση αυτή, οι εισροές αντιδρούν στις αποδοσεις, ή στις πληροφορίες που κατευθύνουν τις αποδοσεις αλλά χρειάζονται την πάροδο μίας ημέρας προκειμένου να αντιδράσουν.

Οι Edelen και Warner δεν εξέτασαν το αθροιστικό αποτέλεσμα των επίμονων θετικών εισροών, αλλά ούτε και την σύνδεση ανάμεσα στις εισροές στα A/K και στην έντονη άνοδο των τιμών των μετοχών κατά την διάρκεια της δεκαετίας του 1990. Οι αποδείξεις τους ότι οι ημερησιες μη αναμενόμενες εισροές επηρεάζουν τις τιμές των μετοχών αυξάνουν την πιθανότητα ενός αθροιστικού

αποτελέσματος. Το αποτέλεσμα αυτό μπορεί να είναι ιδιαίτερης σημασίας, αλλά παρόλα αυτά τα μακροχρόνια αποτελέσματα δεν εξετάζονται από τους Edelen και Warner.

6.2.8 ΝΙΑΡΧΟΣ, ΑΛΕΞΑΚΗΣ, ΠΑΤΡΑ (ΕΛΛΑΔΑ)

Στην Ελλάδα οι πρώτοι που μελέτησαν την ύπαρξη «σχέσεων αιτιώδους συνάφειας» μεταξύ των εισροών νέου χρήματος στα Α/Κ και των αποδόσεων της αγοράς ήταν οι Νιάρχος, Αλεξάκης, Πάτρα (The dynamics between Stock Returns and Mutual Fund Flows: Empirical Evidence from the Greek Market). Στην ανάλυση τους χρησιμοποίησαν ημερήσιες παρατηρήσεις από τις 30/6/1994 έως τις 30/8/1999, του Γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) καθώς και των εισροών νέων κεφαλαίων στα μετοχικά Α/Κ (όπως εκφράζονται από την καθαρή αλλαγή των μεριδίων κάθε Α/Κ). Δηλαδή πήραν 1230 παρατηρήσεις για κάθε χρονοσειρά.

Οι Νιάρχος, Αλεξάκης και Πάτρα κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των εισροών νέων κεφαλαίων στα μετοχικά Α/Κ και των αποδόσεων της αγοράς. Δηλαδή, κατέληξαν στο ότι οι αποδόσεις των μετοχών (με χρονική υστέρηση) «προξενούν» τις εισροές κεφαλαίων στα Α/Κ, ενώ συγχρόνως οι εισροές στα Α/Κ «προξενούν» τις αποδόσεις των μετοχών.

Οι Νιάρχος, Αλεξάκης και Πάτρα εξήγησαν την αμφίδρομη σχέση αιτιώδους συνάφειας που προέκυψε, με βάση τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της ελληνικής πραγματικότητας. Καταρχήν, το γεγονός ότι οι εισροές στα Α/Κ «προξενούνται» από τις αποδόσεις των μετοχών εξηγείται από το «αίσθημα» των επενδυτών (investor sentiment), το οποίο είναι ιδιαίτερης σημασίας για την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά (Νιάρχος και Αλεξάκης, 1998). Αυτό σημαίνει

ότι μετά από μια αύξηση των τιμών, αν οι επενδυτές διαβλέπουν τάσεις στις τιμές των μετοχών, τότε πιστεύουν ότι οι τιμές τους θα συνεχίσουν να αυξάνονται, οπότε αγοράζουν μερίδια Α/Κ και άρα προκαλούν εισροές νέων κεφαλαίων στα Α/Κ. Ακριβώς το αντίθετο θα συμβεί αν οι τιμές των μετοχών σημειώσουν πτώση.

Η αντίστροφη σχέση αιτιότητας, δηλαδή ότι οι εισροές στα Α/Κ «προξενούν» τις αποδόσεις των μετοχών εξηγείται από τον τρόπο λειτουργίας των Α/Κ στην Ελλάδα. Συγκεκριμένα, τα Α/Κ είναι υποχρεωμένα να επενδύουν ένα συγκεκριμένο ποσοστό του ενεργητικού τους σε μετοχές. Άρα οι εισροές κεφαλαίων στα Α/Κ δίνει στους διαχειριστές τους τη δυνατότητα να αγοράσουν μετοχές και συνεπώς να προκαλέσουν την άνοδο των τιμών τους. Από την άλλη, οι εκροές κεφαλαίων από τα Α/Κ αναγκάζουν τους διαχειριστές τους να πουλήσουν μετοχές για να αντεπεξέλθουν στη ζήτηση ρευστών, με αποτέλεσμα οι τιμές των μετοχών να μειώνονται

7 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

7.1 ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER

Η αρχική ιδέα των «σχέσεων αιτιώδους συνάφειας» (causality) συναντάται στον Wiener (1948). Ο Granger (1969), ωστόσο, είναι εκείνος ο οποίος συνέδεσε την έννοια της σχέσεως «αιτιώδους» συνάφειας με την δυνατότητα διατύπωσης προβλέψεων. Σύμφωνα με τον Granger, μέσα σε ένα δεδομένο σύνολο πληροφοριών που περιλαμβάνει τις μεταβλητές X και Y , εννοούμε ότι η μεταβλητή X «προξενεί» (causes) τη μεταβλητή Y , εάν η τωρινή μεταβλητή Y μπορεί να προβλεφθεί καλύτερα χρησιμοποιώντας τις παρελθούσες τιμές της μεταβλητής X . Οπωσδήποτε, η σχέση αυτή μπορεί να είναι και αμφίδρομη. Η αιτιότητα κατά Granger αναφέρεται λοιπόν κυρίως στη χρησιμότητα μιας μεταβλητής για την πρόβλεψη κάποιας άλλης και όχι τόσο στο αν η μεταβλητή αυτή πραγματικά προξενεί την άλλη.¹⁹

Η σχέση της αιτιώδους συνάφειας εκτιμάται με την εφαρμογή δυτών παλινδρομήσεων:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^n b_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n c_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$X_t = a + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i Y_{t-i} + u_t$$

Εάν στην πρώτη εξίσωση, $c_i = 0$ για $i=1,2,\dots,n$ τότε συμπεραίνουμε ότι η μεταβλητή X αποτυγχάνει σύμφωνα με τον Granger να «προξενήσει» τη μεταβλητή Y .

Επίσης, εάν στην δεύτερη εξίσωση $\gamma_i = 0$ για $i=1,2,\dots,n$, τότε η μεταβλητή Y

¹⁹ Μπορεί η μεταβλητή A να «προξενεί» κατά Granger την μεταβλητή B , ενώ στην πραγματικότητα η μεταβλητή B να προξενεί την μεταβλητή A . Για παράδειγμα, σύμφωνα με τα ιστορικά στοιχεία οι αυξήσεις στους μισθούς προηγούνται του πληθωρισμού (και άρα των προκαλούν κατά Granger). Ενώ στην πραγματικότητα οι αυξήσεις στους μισθούς εξαρτώνται από τις προβλέψεις για τον πληθωρισμό, και άρα η πραγματική σχέση μπορεί να είναι ότι αύξηση στον μελλοντικό πληθωρισμό (αν έχει προβλεφθεί σωστά) προξενεί αύξηση στους τρέχοντες μισθούς.

αποτυγχάνει να «προξενήσει» τη μεταβλητή X . Το τελικό συμπέρασμα είναι ότι οι δύο μεταβλητές δεν συσχετίζονται.

Εάν $c_i \neq 0$ για $i = 1, 2, \dots, n$ στην πρώτη εξίσωση και $\gamma_i = 0$ για $i = 1, 2, \dots, n$ στην δεύτερη εξίσωση τότε η μεταβλητή X «προξενεί» τη μεταβλητή Y . Ομοίως, εάν $c_i = 0$ για $i = 1, 2, \dots, n$ και $\gamma_i \neq 0$ για $i = 1, 2, \dots, n$ τότε η μεταβλητή Y «προξενεί» τη μεταβλητή X . Τέλος, εάν c_i και γ_i είναι διαφορετικά από το μηδέν τότε συμπεραίνουμε ότι μεταξύ των μεταβλητών X και Y υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιώδους συνάφειας.

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

7.2 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ

Συνήθως, οι σχέσεις αιτιώδους συνάφειας κατά Granger εφαρμόζονται σε μεταβλητές που είναι στάσιμες. Μια χρονολογική σειρά Y_t χαρακτηρίζεται σαν στάσιμη αν ικανοποιούνται οι παρακάτω τρεις στατιστικές ιδιότητες: α) Ο μέσος της χρονολογικής σειράς δεν μεταβάλλεται διαχρονικά (σταθερός μέσος: $E(Y_t) = E(Y_{t+s}) = E(Y_{t-s}) = \mu_y$) β) Η διακύμανση της χρονολογικής σειράς δεν μεταβάλλεται διαχρονικά (σταθερή διακύμανση: $\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(Y_{t+s}) = \text{Var}(Y_{t-s}) = \sigma_y^2$) και γ) Η συνδιακύμανση των τιμών της χρονολογικής σειράς σε δύο χρονικά σημεία εξαρτάται από τη απόσταση ανάμεσα στα δύο αυτά χρονικά σημεία και όχι από το χρονικό σημείο καθαυτό ($\text{Cov}(Y_t, Y_{t+s}) = \text{Cov}(Y_{t+m}, Y_{t+s+m}) = \gamma_s$). Αντίθετα, μια χρονολογική σειρά δεν είναι στάσιμη όταν μια ή περισσότερες από τις στατιστικές της ιδιότητες μεταβάλλονται διαχρονικά.

7.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΥΠΑΡΞΗ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ Ή ΜΗ

Προκειμένου να ελέγξουμε αν μία χρονοσειρά είναι στάσιμη χρησιμοποιούμε το κριτήριο των Dickey-Fuller, το οποίο αναλύουμε στη συνέχεια.

7.3.1 ΤΟ ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΤΩΝ DICKEY-FULLER²⁰

Ας θεωρήσουμε ένα αυτοπαλίνδρομο σχήμα 1^{ου} βαθμού AR(1) :

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

όπου τα μ και ρ είναι παράμετροι και το ε_t είναι ανέλιξη «λευκού θορύβου» (white noise). Η χρονοσειρά y είναι στάσιμη αν $-1 < \rho < 1$. Αν το $\rho = 1$, τότε η χρονοσειρά y είναι μη στάσιμη (τυχαίος περίπατος με τάση). Αν η απόλυτη τιμή του ρ είναι μεγαλύτερη της μονάδας, τότε η χρονοσειρά δεν έχει ιδιαίτερη οικονομική σημασία.²¹ Συνεπώς, η υπόθεση για την ύπαρξη στασιμότητας σε μία χρονοσειρά, μπορεί να ελεγχθεί εξετάζοντας αν η απόλυτη τιμή του ρ είναι αυστηρά μικρότερη της μονάδας. Δηλαδή ελέγχουμε τη μηδενική υπόθεση $H_0: \rho = 1$, ενάντια στην εναλλακτική υπόθεση $H_1: \rho < 1$.

Προκειμένου να προβούμε στον έλεγχο, εκτιμούμε μία νέα εξίσωση, η οποία έχει προκύψει αφαιρώντας το y_{t-1} και από τις δύο πλευρές της εξίσωσης (1):

$$\Delta y_t = \mu - \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου $\gamma = \rho - 1$ και η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση είναι

$$H_0: \gamma = 0, H_1: \gamma < 0.$$

Ενώ φαίνεται ότι ο έλεγχος μπορεί να γίνει με τη διεξαγωγή ενός t-test στο εκτιμημένο γ , το t-statistic δεν ακολουθεί τη συνηθισμένη κατανομή t, κάτω από τη μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μίας μοναδιαίας ρίζας. Οι Dickey και Fuller

²⁰ Βλέπε Dickey-Fuller (1979).

²¹ Σε αυτήν την περίπτωση η χρονοσειρά είναι explosive.

(1979) έδειξαν ότι η κατανομή κάτω από τη μηδενική υπόθεση δεν είναι η συνηθισμένη κατανομή t και βρήκαν (μέσω προσομοιώσεων) τις κριτικές τιμές για επιλεγμένα μεγέθη δειγμάτων. Πιο πρόσφατα, ο McKinnon (1991) κάνοντας χρήση μεγαλύτερου συνόλου προσομοιώσεων, επέτρεψε τον υπολογισμό των κριτικών τιμών Dickey-Fuller για οποιοδήποτε μέγεθος δείγματος.

7.3.2 ΤΟ ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟ ΚΡΙΤΗΡΙΟ ΤΩΝ DICKEY-FULLER (AUGMENTED DICKEY-FULLER)

Ο έλεγχος που περιγράψαμε παραπάνω ισχύει μόνο όταν οι σειρές που εξετάζουμε ακολουθούν αυτοπαλινδρομο σχήμα 1^{ου} βαθμού AR(1). Αν οι σειρές επιδεικνύουν συσχέτιση για περισσότερες από μία χρονικές υστερήσεις, τότε δεν ισχύει η υπόθεση ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν μια ανέλιξη «λευκού θορύβου». Ο ADF έλεγχος κάνει μια παραμετρική διόρθωση για υψηλότερης τάξης συσχέτιση, υποθέτοντας ότι η χρονοσειρά y ακολουθεί μια ανέλιξη AR(p).

Η προσέγγιση ADF λαμβάνει υπόψη τη συσχέτιση που εμφανίζεται σε υψηλότερες τάξεις προσθέτοντας διαφορές χρονικών υστερήσεων (lagged difference terms) της εξαρτημένης μεταβλητής y στη δεξιά πλευρά της παλινδρόμησης:

$$\Delta y_t = \mu + \beta y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t$$

Αυτή η επαυξημένη μετατροπή χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις:

$$H_0: \beta = 0$$

$$H_1: \beta < 0$$

σε αυτή την παλινδρόμηση. Ένα σημαντικό αποτέλεσμα που βρήκε ο Fuller είναι ότι η ασυμπτωτική κατανομή του t -statistic στο β είναι ανεξάρτητη του αριθμού των υστερημένων πρώτων διαφορών που συμπεριλαμβάνονται στην ADF παλινδρόμηση. Επιπλέον, ενώ η παραμετρική υπόθεση ότι το y ακολουθεί μια αυτοπαλινδρομη στοχαστική διαδικασία είναι περιοριστική, οι Said και Dickey (1984) δείχνουν ότι ο ADF έλεγχος παραμένει αξιόπιστος ακόμη και όταν η χρονοσειρά ακολουθεί σχήμα Κινητού Μέσου (MA), με την προϋπόθεση ότι αρκετές διαφορές χρονικών υστερήσεων (lagged difference terms) εισάγονται στην παλινδρόμηση. Εκτός από το να καθορίσουμε τον αριθμό των διαφορών χρονικών υστερήσεων (lagged difference terms) πρέπει επίσης να αποφασίσουμε για το αν θα συμπεριλάβουμε σταθερά, τάση ή και τα δύο στην επαυξημένη παλινδρόμηση. Η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μιας μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται προς όφελος της εναλλακτικής εάν το t -statistic είναι μικρότερο της κριτικής τιμής.

7.4 ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΟΥ ΚΑΤΑΛΛΗΛΟΥ ΑΡΙΘΜΟΥ ΧΡΟΝΙΚΩΝ ΥΣΤΕΡΗΣΕΩΝ

Το κριτήριο του Akaike, γνωστό στη βιβλιογραφία των χρονολογικών σειρών σαν κριτήριο πληροφοριών του Akaike (Akaike Information Criterion: AIC) εφαρμόζεται για την επιλογή του καλύτερου δυνατού υποδείγματος ανάμεσα σε υποδείγματα με διαφορετικό αριθμό συντελεστών και κατά κανόνα, τον ίδιο αριθμό παρατηρήσεων. Το υπόδειγμα το οποίο επιλέγεται είναι εκείνο που ελαχιστοποιεί το AIC που ορίζεται ως εξής:

$$AIC = N \ln(\sigma_e^*) + 2k$$

Όπου:

N = Αριθμός παρατηρήσεων του δείγματος.

k = Αριθμός συντελεστών στο υπόδειγμα

σ_e^* = Εκτιμητής της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου²²

Θα χρησιμοποιήσουμε το κριτήριο Akaike έτσι ώστε να καθορίσουμε τον άριστο αριθμό χρονικών υστερήσεων στην εξίσωση της ADF παλινδρόμησης. Το υπόδειγμα που θα επιλέξουμε θα είναι αυτό με τη μικρότερη τιμή Akaike.

²² Βλέπε Akaike (1973)

7.5 ΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ

Το πρόβλημα που δημιουργείται στην ερμηνεία οικονομετρικών υποδειγμάτων με μη στάσιμες χρονολογικές σειρές μπορεί να αποφευχθεί με την μετατροπή των χρονολογικών σειρών από μη στάσιμες σε στάσιμες. Αυτή η μετατροπή επιτυγχάνεται όταν εκφράσουμε τις χρονολογικές σειρές σε διαφορές. Ο αριθμός των διαφορών που απαιτείται για την στασιμότητα μιας χρονολογικής σειράς εξαρτάται από τις χαρακτηριστικές ρίζες του πολυωνύμου που αντιστοιχεί σε μια δεδομένη χρονολογική σειρά. Για παράδειγμα πολυώνυμα με μια μοναδιαία ρίζα απαιτούν για στασιμότητα πρώτες διαφορές, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$. Πολυώνυμα με δύο με δύο μοναδιαίες ρίζες απαιτούν για στασιμότητα δεύτερες διαφορές, κ.ο.κ. Αν η χρονολογική σειρά θα πρέπει να εκφραστεί d φορές σε διαφορές για να γίνει στάσιμη, τότε λέμε ότι η χρονολογική σειρά είναι ολοκληρωμένη (Integrated) σε d βαθμό (Order) και συμβολίζεται ως εξής: $Y_t \rightarrow I(d)$. Για παράδειγμα, αν μια χρονολογική σειρά Y_t , η οποία δεν ικανοποιεί τις στατιστικές ιδιότητες στασιμότητας, μπορεί να γίνει στάσιμη αν εκφραστεί σε πρώτες διαφορές τότε η χρονοσειρά αυτή είναι ολοκληρωμένη σε πρώτο βαθμό και συμβολίζεται με $I(1)$. Αντιστοίχως, ο συμβολισμός $I(0)$ σημαίνει ότι η χρονοσειρά που εξετάζω είναι στάσιμη. Όμως, βασικό μειονέκτημα της διαδικασίας που ακολουθήσαμε προκειμένου να προκύψει στασιμότητα, είναι ότι μπορεί να οδηγηθούμε σε απώλεια πληροφοριών σχετικά με την μακροχρόνια σχέση ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις χρονολογικές σειρές δίνεται από τα επίπεδα και όχι από τις διαφορές των χρονολογικών σειρών.

7.6 ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ (COINTEGRATION)

Η συνολοκλήρωση επανεισάγει με ένα στατιστικά αποδεκτό τρόπο, τις μακροχρόνιες πληροφορίες. Η βασική ιδέα της συνολοκλήρωσης είναι η εξής: όταν δύο ή περισσότερες σειρές μετατοπίζονται μακροπρόθεσμα κατά τον ίδιο τρόπο, τότε η διαφορά τους είναι στάσιμη, ακόμα και αν αυτές οι σειρές παρουσιάζουν τάση. Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις συνολοκληρωμένες σειρές σαν να προσδιορίζουν μια μακροχρόνια συνθήκη ισορροπίας, η οποία οφείλεται στο ότι η μεταξύ τους διαφορά είναι στάσιμη.

Οι συνολοκληρωμένες μεταβλητές στη διμεταβλητή περίπτωση πρέπει να εμφανίζουν αιτιότητα κατά Granger τουλάχιστον μιας κατεύθυνσης, διότι δυο σειρές προκειμένου να εμφανίζουν μακροχρόνια ισορροπία θα πρέπει να συνδέονται με κάποια σχέση αιτιώδους συνάφειας (Engle and Granger 1987). Άρα, γενικεύοντας το συμπέρασμα αυτό μπορούμε να καταλήξουμε στο ότι, αναγκαία συνθήκη για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης είναι η ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger τουλάχιστον μιας κατεύθυνσης, ανάμεσα σε τουλάχιστον δύο μεταβλητές.

7.6.1 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ ΣΤΑ ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΑ ΜΟΝΤΕΛΑ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ (VAR)

Προκειμένου να ορίσουμε την έννοια της συνολοκλήρωσης, αρχικά θα αναφερθούμε στην έννοια της στασιμότητας (ή της μη στασιμότητας) στα διανυσματικά μοντέλα αυτοπαλινδρόμησης (VAR).

Εστω το VAR(p):

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + U_t \quad (1),$$

όπου Z_t είναι διάνυσμα $(n \times 1)$ όπου n είναι ο αριθμός των μεταβλητών που συμμετέχουν στο διανυσματικό μοντέλο αυτοπαλινδρόμησης, και

$$E(U_t) = 0$$

$$E(U_t U_s') = \begin{cases} \Omega & t=s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

Χωρίς να κάνουμε καμιά επιπλέον υπόθεση (π.χ. για τον αριθμό των μοναδιαίων ριζών) η εξίσωση (1) μπορεί να γραφτεί σαν υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Mechanism) ως εξής:

$$\Delta Z_t = A_0 + \Pi Z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + U_t \quad (2),$$

$$\text{όπου } \Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_n - I_n = \rho - I_n \quad \left. \vphantom{\Delta Z_t} \right\} \text{ E.C.M.}$$

Η εξίσωση (1) μπορεί να γραφτεί και ως εξής²³,

$$[I_n - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p] Z_t = A_0 + U_t, \text{ όπου το}$$

$|I_n - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p| = 0$, είναι το χαρακτηριστικό πολυώνυμο το οποίο έχει $n \cdot p$ ρίζες $(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n, \dots, \lambda_{np})$ Σημείωση: αν όλες οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου είναι μικρότερες της μονάδας τότε η ανέλιξη Z_t είναι στάσιμη (στάσιμο VAR), ενώ αν έστω και μία ρίζα είναι ίση με τη μονάδα τότε το πολυώνυμο είναι μη στάσιμο (μη στάσιμο VAR).

Σημαντικό ρόλο παίζει ο πίνακας Π , ο οποίος είναι $(n \times n)$ και έχει ιδιοτιμές (Eigenvalues) $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n$.²⁴ Ο βαθμός του πίνακα Π , ο οποίος συμβολίζεται με $r(\Pi)$ και εκφράζει τον αριθμό των γραμμικά ανεξάρτητων γραμμών ή στηλών, ισούται με τον αριθμό των μη μηδενικών ιδιοτιμών του πίνακα Π . Επιπλέον, ιδιαίτερης σημασίας είναι η σχέση $\rho_i = 1 - \lambda_i$, η οποία

²³ Όπου L = τελεστής υστέρησης (lag operator): $LZ_t = Z_{t-1}$ = μία χρονική υστέρηση

²⁴ ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ (EIGENVALUES): Έστω πίνακας B $(k \times k)$ τότε για $|I_k - B\mu| = 0$, τα $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k$ είναι οι ιδιοτιμές του πίνακα B .

εκφράζει την σχέση μεταξύ των n πρώτων ριζών του χαρακτηριστικού πολυωνύμου (δηλ. των μεγαλύτερων $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$) και των ιδιοτιμών του πίνακα Π (δηλ. των $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n$).

Υπάρχουν συγκεκριμένα μονομεταβλητά υποδείγματα για κάθε στοιχείο του διανυσματικού μοντέλου αυτοπαλινδρόμησης (Z_t). Αν δύο σειρές (X_{1t}, X_{2t}) απεικονίζονται με ένα VAR, τότε το VAR αυτό προσδιορίζει και τις απεικονίσεις των X_{1t}, X_{2t} .

Από τα προηγούμενα μπορούμε να συμπεράνουμε:

- εάν όλες οι ρίζες²⁵ $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ του χαρακτηριστικού πολυωνύμου είναι μικρότερες από την μονάδα τότε το Z_t (VAR) είναι στάσιμο. Επίσης, όλες οι ιδιοτιμές του πίνακα Π είναι διάφορες του μηδενός, όπως προκύπτει από την σχέση $\rho_i = 1 - \lambda_i$. Ο βαθμός του πίνακα Π είναι $r(\Pi) = n$ και ο πίνακας Π λέμε ότι είναι “of full rank”. Επίσης, όλα τα n μονομεταβλητά υποδείγματα είναι στάσιμα.
- εάν μια μόνο ρίζα του χαρακτηριστικού πολυωνύμου (έστω η λ_1) είναι ίση με την μονάδα και όλες οι υπόλοιπες ($n - 1$) ρίζες είναι μικρότερες της μονάδα τότε το Z_t (VAR) είναι μη στάσιμο. Επίσης, μια ιδιοτιμή του πίνακα Π , όπως προκύπτει από την σχέση $\rho_i = 1 - \lambda_i$, είναι ίση με μηδέν (έστω η ρ_1) και όλες οι υπόλοιπες ($n - 1$) διάφορες του μηδενός. Ο βαθμός του πίνακα Π , ο οποίος προκύπτει από τον αριθμό των μη μηδενικών ιδιοτιμών του Π , είναι $r(\Pi) = n - 1$ και ο πίνακας Π λέμε ότι είναι “of reduced rank”. Επίσης, τουλάχιστον ένα (μπορεί και όλα) μονομεταβλητό υπόδειγμα θα είναι μη στάσιμο.
- εάν δυο ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου (έστω η λ_1 και η λ_2) είναι ίσες με την μονάδα και όλες οι υπόλοιπες ($n - 2$) ρίζες είναι μικρότερες της μονάδας

²⁵ Σε απόλυτες τιμές

τότε το Z_1 (VAR) είναι μη στάσιμο. Επίσης, δυο ιδιοτιμές του πίνακα Π , όπως προκύπτει από την σχέση $\rho_i = 1 - \lambda_i$, είναι ίσες με μηδέν (έστω η ρ_1 και η ρ_2) και όλες οι υπόλοιπες ($n - 2$) διαφορες του μηδενός. Ο βαθμός του πίνακα Π , ο οποίος προκύπτει από τον αριθμό των μη μηδενικών ιδιοτιμών του Π , είναι $r(\Pi) = n - 2$ και ο πίνακας Π λέμε ότι είναι “of reduced rank”. Επίσης, τουλάχιστον δυο (μπορεί και όλα) μονομεταβλητά υποδείγματα θα είναι μη στάσιμα.

- εάν οι n πρώτες ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου είναι ίσες με την μονάδα ($\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n = 1$), τότε το Z_1 (VAR) είναι μη στάσιμο. Επίσης, όλες οι ιδιοτιμές του πίνακα Π , όπως προκύπτει από την σχέση $\rho_i = 1 - \lambda_i$, είναι ίσες με μηδέν ($\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n = 0$). Στην περίπτωση αυτή, που έχουμε n μοναδιαίες ρίζες, το μοντέλο VAR μπορεί να γραφτεί σαν εξίσωση πρώτων διαφορών. Ο βαθμός του πίνακα Π , ο οποίος προκύπτει από τον αριθμό των μη μηδενικών ιδιοτιμών του Π , είναι $r(\Pi) = 0$ και ο πίνακας Π είναι ο μηδενικός. Επίσης, όλα τα μονομεταβλητά υποδείγματα θα είναι μη στάσιμα.

Όταν ο πίνακας Π ($n \times n$) είναι “of reduced rank”, που σημαίνει ότι ο βαθμός του (r) είναι μικρότερος του n (δηλαδή του αριθμού των μεταβλητών που αποτελούν το VAR), τότε υπάρχουν πίνακες c και b ($n \times r$), τέτοιοι ώστε να ισχύει $\Pi = c * b'$. Ο πίνακας c είναι το διάνυσμα του οποίου τα στοιχεία αντιπροσωπεύουν το βαθμό προσαρμογής κάθε μεταβλητής στη μακροχρόνια ισορροπία και ονομάζεται συντελεστής προσαρμογής (adjustment coefficient) ενώ ο πίνακας b ονομάζεται διάνυσμα συνολοκλήρωσης (cointegrated vector).

Παρατηρούμε ότι ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών στο VAR καθορίζει τον ελάχιστο αριθμό των μη στάσιμων μονομεταβλητών υποδειγμάτων. Όταν το VAR έχει n μοναδιαίες ρίζες, τότε ο αριθμός αυτός είναι ίσος με το ελάχιστο άθροισμα των μοναδιαίων ριζών στα μονομεταβλητά υποδείγματα. Όταν στα

μονομεταβλητά υποδείγματα έχω δέκα μοναδιαίες ρίζες τότε στο VAR έχω από τουλάχιστον μια μοναδιαία ρίζα έως το πολύ δέκα μοναδιαίες ρίζες. Μπορώ δηλαδή να ξεκινήσω με δέκα μοναδιαίες ρίζες στα μονομεταβλητά υποδείγματα και να καταλήξω σε ένα συνδυασμό στο VAR με μια μοναδιαία ρίζα, μπορεί βέβαια να έχω και στο VAR δέκα μοναδιαίες ρίζες. Ο μηχανισμός μέσω του οποίου χάνονται οι μοναδιαίες ρίζες όταν μεταφερόμαστε από τα μονομεταβλητά υποδείγματα στα διανυσματικά μοντέλα αυτοπαλινδρόμησης είναι η συνολοκλήρωση.

7.6.2 ΘΕΩΡΙΑ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ (COINTEGRATION)

Σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987) και Granger (1988) η συνολοκλήρωση μπορεί να οριστεί ως εξής:

Έστω δύο σειρές X_t και Y_t οι οποίες είναι μη στάσιμες $I(1)$ ανεπίξεις. Αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των X και Y :

$$Z_t = X_t - \alpha Y_t \quad (1)$$

ο οποίος είναι στάσιμος $I(0)$, λέμε ότι οι X και Y είναι συνολοκληρωμένες, και ότι το α είναι η παράμετρος συνολοκλήρωσης.

Ο όρος Z_t ονομάζεται μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος (error correction mechanism) διότι εμποδίζει τις μεταβλητές X_t και Y_t να απομακρυνθούν. Δηλαδή, αν οι υπό εξέταση μεταβλητές αποκλίνουν από την κατάσταση ισορροπίας, εξαιτίας για παράδειγμα κάποιου τρίτου παράγοντα, ο εξισορροποιητικός όρος θα μειώσει την απόκλιση και θα οδηγήσει τις μεταβλητές πίσω στην μακροχρόνια ισορροπία.

Στη συνέχεια, θα προσπαθήσουμε να εξηγήσουμε πως λειτουργεί η συνολοκλήρωση (cointegration) μέσα από ένα παράδειγμα.:

Εστω ότι έχουμε VAR(1) το οποίο αποτελείται από τις εξής τρεις μεταβλητές: X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} ($n=3$). Επίσης, έστω ότι δύο ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου ισούνται με την μονάδα ($\lambda_1=\lambda_2=1$), ενώ όλες οι υπόλοιπες είναι μικρότερες της μονάδας. Τότε ο πίνακας Π θα έχει δυο ιδιοτιμές ίσες με μηδέν ($\rho_1=\rho_2=0$) και ο βαθμός του θα είναι $r(\Pi)=1$. Επίσης, από τη στιγμή που ο πίνακας Π είναι “of reduced rank”, αφού ο βαθμός του είναι μικρότερος από τον αριθμό των μεταβλητών στο VAR, μπορεί να γραφτεί ως $\Pi=c*b'$, όπου c είναι το διάνυσμα του οποίου τα στοιχεία δείχνουν το βαθμό προσαρμογής κάθε μεταβλητής στη μακροχρόνια ισορροπία και b είναι το διάνυσμα συνολοκλήρωσης (cointegrated vector). Όπως δείξαμε και παραπάνω το VAR(1) μπορεί να γραφτεί και σαν E.C.M. ως εξής:

$$\Delta Z_t = A_0 + \Pi Z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + U_t \Rightarrow$$

$$\Delta Z_t = A_0 + c*b' Z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + U_t \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \Delta X_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{01} \\ \alpha_{02} \\ \alpha_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{21} \\ c_{31} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{1t-1} \\ \Delta X_{2t-1} \\ \Delta X_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \\ U_{3t} \end{bmatrix}$$

$$\Delta X_{1t} = \alpha_{01} + c_{11}(b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}) + \gamma_{11}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{12}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{13}\Delta X_{3t-1} + U_{1t}$$

$$\Delta X_{2t} = \alpha_{02} + c_{21}(b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}) + \gamma_{21}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{22}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{23}\Delta X_{3t-1} + U_{2t}$$

$$\Delta X_{3t} = \alpha_{03} + c_{31}(b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}) + \gamma_{31}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{32}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{33}\Delta X_{3t-1} + U_{3t}$$

Η σχέση $b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}$ ονομάζεται σχέση συνολοκλήρωσης και αντικατοπτρίζει την μακροχρόνια σχέση (long-run dynamics) μεταξύ των μεταβλητών.

Το c_{11} συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής της πρώτης μεταβλητής στη μακροχρόνια ισορροπία, το c_{21} συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής της δεύτερης μεταβλητής στη μακροχρόνια ισορροπία και το c_{31} συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής της τρίτης μεταβλητής στη μακροχρόνια ισορροπία.

Στην πρώτη εξίσωση το $\gamma_{11}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{12}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{13}\Delta X_{3t-1}$ συμβολίζει την προσαρμογή της πρώτης μεταβλητής στην βραχυχρόνια ισορροπία (short-run dynamics), ενώ τα $\gamma_{21}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{22}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{23}\Delta X_{3t-1}$ και $\gamma_{31}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{32}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{33}\Delta X_{3t-1}$ συμβολίζουν την προσαρμογή της δεύτερης και τρίτης μεταβλητής αντίστοιχα, στην βραχυχρόνια ισορροπία.

Επίσης, υποθέτουμε ότι και οι τρεις μεταβλητές X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} στα μονομεταβλητά υποδείγματα είναι μη στάσιμες, ενώ στο VAR έχουμε δυο μοναδιαίες ρίζες. Δηλαδή, ενώ τα X_{1t-1} , X_{2t-1} , X_{3t-1} είναι μη στάσιμα υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός τους, $b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}$, ο οποίος είναι στάσιμος. Αυτό σημαίνει ότι υπάρχει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των τριών αυτών μεταβλητών X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} . Θεωρούμε, δηλαδή, ότι έχουμε ένα δυναμικό σύστημα, του οποίου αν διαταραχτεί η ισορροπία θα πρέπει μια ή δυο μεταβλητές να κινηθούν ώστε να το επαναφέρουν σε ισορροπία. Με δεδομένο ότι έχουμε μια σχέση συνολοκλήρωσης, ο ελάχιστος αριθμός μεταβλητών που πρέπει να μετακινηθεί ώστε να επανέλθει η ισορροπία είναι μια μεταβλητή.

Το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (E.C.M) εμφανίζει σχέσεις αιτιότητας οι οποίες μπορεί να προκύψουν από δύο πηγές: α) από τα γ_{ij} τα οποία αναφέρονται στην κλασική έννοια της αιτιότητας κατά Granger και αφορούν την βραχυχρόνια

πληροφορία και β) από τα c_{ij} τα οποία ενσωματώνουν την μακροχρόνια πληροφορία.

Έστω τώρα ότι αλλάζουμε την προηγούμενη υπόθεση και ότι τώρα ο βαθμός του πίνακα Π είναι ίσος με δυο ($\tau(\Pi)=2$), δηλαδή μια ιδιοτιμή του πίνακα Π είναι ίση με μηδέν και άρα μια ρίζα του χαρακτηριστικού πολυωνύμου είναι ίση με την μονάδα. Στην καινούργια υπόθεση που κάναμε οι τρεις μοναδιαίες ρίζες στα μονομεταβλητά υποδείγματα, έγιναν μια μοναδιαία ρίζα στο VAR. Άρα, έχουμε δυο χαμένες ρίζες με το πέρασμα από τα μονομεταβλητά υποδείγματα στο VAR και άρα δυο cointegrated vectors. Δηλαδή, δυο διαφορετικές σχέσεις ισορροπίας. Ο πίνακας Π μπορεί πάλι να εκφραστεί ως γινόμενο των πινάκων c και b των οποίων το μέγεθος καθορίζεται σύμφωνα με την σχέση ($n \times \tau(\pi)$), δηλαδή το μέγεθός τους στην συγκεκριμένη περίπτωση είναι (3×2) . Οπότε το VAR(1) με τρεις μεταβλητές και μια μοναδιαία ρίζα γράφεται ως εξής:

$$\begin{bmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \Delta X_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{01} \\ \alpha_{02} \\ \alpha_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \\ c_{31} & c_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{31} \\ b_{12} & b_{22} & b_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{1t-1} \\ \Delta X_{2t-1} \\ \Delta X_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \\ U_{3t} \end{bmatrix}$$

$$\Delta X_{1t} = \alpha_{01} + c_{11}(b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}) + c_{12}(b_{12}X_{1t-1} + b_{22}X_{2t-1} + b_{32}X_{3t-1}) + \gamma_{11}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{12}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{13}\Delta X_{3t-1} + U_{1t}$$

$$\Delta X_{2t} = \alpha_{02} + c_{21}(b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}) + c_{22}(b_{12}X_{1t-1} + b_{22}X_{2t-1} + b_{32}X_{3t-1}) + \gamma_{21}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{22}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{23}\Delta X_{3t-1} + U_{2t}$$

$$\Delta X_{3t} = \alpha_{03} + c_{31}(b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}) + c_{32}(b_{12}X_{1t-1} + b_{22}X_{2t-1} + b_{32}X_{3t-1}) + \gamma_{31}\Delta X_{1t-1} + \gamma_{32}\Delta X_{2t-1} + \gamma_{33}\Delta X_{3t-1} + U_{3t}$$

Παρατηρούμε ότι τώρα έχουμε δυο σχέσεις συνολοκλήρωσης ($b_{11}X_{1t-1} + b_{21}X_{2t-1} + b_{31}X_{3t-1}$ και $b_{12}X_{1t-1} + b_{22}X_{2t-1} + b_{32}X_{3t-1}$) ενώ στην προηγούμενη

περίπτωση που εξετάσαμε είχαμε μόνο μια. Άρα, ο βαθμός του πίνακα Π μου καθορίζει και τον αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης. Στην περίπτωση που εξετάζουμε, στην οποία ο βαθμός του Π είναι δυο, πρέπει τουλάχιστον δυο από τις μεταβλητές να προσαρμόζονται και άρα τουλάχιστον δυο γραμμές από τον πίνακα C να είναι μη μηδενικές (διαφορετικά προσαρμόζεται μόνο μια μεταβλητή και στις δυο σχέσεις ισορροπίας). Αν, για παράδειγμα, μια γραμμή του C είναι ίση με μηδέν έστω η $c_{11}=c_{12}=0$, τότε η X_{1t} δεν προσαρμόζεται και άρα μπορώ να τη θεωρήσω εξωγενή και να μειώσω τις παραμέτρους ενδιαφέροντος από τρεις σε δυο.

7.6.3 ΕΛΕΓΧΟΣ JOHANSEN

Ο Johansen (1988,1990,1991) προκειμένου να ελέγξει την μηδενική υπόθεση ότι η μεταβλητή X_{1t} είναι ασθενώς εξωγενής, για $c_{11}=c_{12}=0$ προτείνει την εξής διαδικασία:

$$LR = \log L^n - \log L^R - \chi^2(n)$$

Καταρχήν, εκτιμά το μοντέλο χωρίς περιορισμούς με την μέθοδο της μεγίστης πιθανοφάνειας, και στην συνέχεια βάζει τους περιορισμούς $c_{11}=c_{12}=0$ και επανεκτιμά το μοντέλο. Προκειμένου να απορρίψουμε ή να μην απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση σημασία έχει η απόσταση μεταξύ του μοντέλου χωρίς τους περιορισμούς και του μοντέλου με τους περιορισμούς. Αν η απόσταση είναι μεγάλη τότε απορρίπτουμε την H_0 και κάνουμε έλεγχο κατά πόσο η σειρά $[c_{21} \ c_{22}] = 0$ ή κατά πόσο η σειρά $[c_{31} \ c_{32}] = 0$, δηλαδή κατά πόσο κάποια από τις μεταβλητές X_{2t} ή X_{3t} είναι εξωγενείς. Η πιο σημαντική υπόθεση που έχουμε κάνει μέχρι στιγμής είναι ότι ο βαθμός του πίνακα Π είναι δυο ($r(\Pi)=2$). Άρα, όλη η μεθοδολογία του Johansen στηρίζεται στο ότι έχουμε καθορίσει σωστά το βαθμό

του Π (δηλαδή ότι έχουμε εντοπίσει τον σωστό αριθμό μοναδιαίων ριζών στο VAR)²⁶.

²⁶ Η μεθοδολογία του Johansen εφαρμόζεται αν έχω μη μηδενικές ιδιοτιμές.

7.7 GRANGER NON CAUSALITY

Έστω ότι έχουμε VAR(2) το οποίο αποτελείται από τρεις μεταβλητές:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ X_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{01} \\ \alpha_{02} \\ \alpha_{03} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} & a_{13,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} & a_{23,1} \\ a_{31,1} & a_{32,1} & a_{33,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,2} & a_{12,2} & a_{13,2} \\ a_{21,2} & a_{22,2} & a_{23,2} \\ a_{31,2} & a_{32,2} & a_{33,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-2} \\ X_{2t-2} \\ X_{3t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \\ U_{3t} \end{bmatrix}$$

Θεωρούμε ότι η μεταβλητή X_{2t} δεν προκαλεί τη μεταβλητή X_{1t} ($H_0: X_{2t} \nrightarrow X_{1t}$)

όταν $a_{12,1} = a_{12,2} = 0$.

Ομοίως, η μεταβλητή X_{3t} δεν προκαλεί τη μεταβλητή X_{2t} ($H_0: X_{3t} \nrightarrow X_{2t}$) όταν

$a_{23,1} = a_{23,2} = 0$.

•Περίπτωση Στασιμότητας

Σε περίπτωση στασιμότητας χρησιμοποιούμε το F test, όταν έχουμε δυο ή περισσότερες παραμέτρους, προκειμένου να ελέγξουμε τη μηδενική υπόθεση (ή το T test όταν έχουμε μια παράμετρο).

•Περίπτωση Μη Στασιμότητας

Όταν έχουμε μοναδιαίες ρίζες στο VAR δεν μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το F test για να κάνουμε έλεγχο υποθέσεων.

Εάν το VAR έχει η μοναδιαίες ρίζες, τότε γράφεται σαν πρώτες διαφορές, και τότε δεν υπάρχει πρόβλημα με το Granger Causality.

Εάν ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών στο VAR είναι μικρότερος του n , τότε διατυπώνω το Granger non causality σε όρους του cointegrated VAR (c,b,Γ).

Στο προηγούμενο παράδειγμα, όπου και οι τρεις μεταβλητές (δηλ. όλες οι μεταβλητές) συμμετείχαν και στα δυο cointegrated vectors, για να συμπεράνουμε

ότι η μεταβλητή X_{2t} δεν προκαλεί κατά Granger τη μεταβλητή X_{1t} , θα πρέπει $\gamma_{12}=0$ (δηλ. να μην υπάρχει βραχυχρόνια επίδραση) και $c_{11}=c_{12}=0$ (εφόσον η δεύτερη μεταβλητή συμμετέχει και στα δυο cointegrated vectors).

7.7.1 ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΕΣ ΓΙΑ GRANGER NON CAUSALITY

7.7.1.1 JOHANSEN

Όπως αναφέραμε και παραπάνω το τεστ που πρότεινε ο Johansen (1988, 1990, 1991) εξαρτάται από το σωστό υπολογισμό του βαθμού του πίνακα Π. Δηλαδή, υπάρχει εξάρτηση της μεθοδολογίας από την ύπαρξη ή μη μοναδιαίων ριζών. Άρα, το ζητούμενο ήταν η ύπαρξη ενός τεστ το οποίο θα μας έδινε Granger Causality ή Granger Non Causality χωρίς να επηρεάζεται από την ύπαρξη (ή όχι) και τον αριθμό μοναδιαίων ριζών. Ένα τέτοιο τεστ προτάθηκε από τους Toda και Yamamoto.

7.7.1.2 TODA – YAMAMOTO²⁷ (1995)

Η μεθοδολογία των Toda και Yamamoto έχει ως εξής: αρχικά, εκτιμάμε τον μέγιστο βαθμό ολοκλήρωσης (maximum order of integration) των στοιχείων του VAR. Συνήθως, όλα είναι I(1) και σε ελάχιστες εξαιρέσεις είναι I(2).

Εστω VAR(k): $Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + U_t$

Προκειμένου να επιλέξουμε το σωστό k χρησιμοποιούμε τα κριτήρια του Akaike και του Schwarz.

Στη συνέχεια, εκτιμάμε το

$$\text{VAR}(k+d): Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + \underbrace{A_{k+1} Z_{t-k-1} + \dots + A_p Z_{t-p}}_d + U_t$$

²⁷ Οι Toda και Yamamoto στην μελέτη αιτιότητας δεν χρησιμοποιούν E.C.M. αλλά επωξημένο VAR

όπου d είναι ο μέγιστος βαθμός ολοκλήρωσης. Τα d επιπλέον lags απομακρύνουν την αβεβαιότητα του αν έχουμε ή δεν έχουμε μοναδιαίες ρίζες (ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών είναι άγνωστος). Επόμενο μας βήμα είναι να διατυπώσουμε το Granger Non Causality σε όρους a_{ij} μέχρι το σημείο k (ο πραγματικός βαθμός του VAR), δηλαδή δε λαμβάνουμε υπόψη μας στη μελέτη αιτιότητας τους συντελεστές των d τελευταίων διανυσμάτων. Άρα, έχω ένα τεστ το οποίο λειτουργεί ανεξάρτητα από το αν έχουμε στάσιμο ή μη VAR. Το μόνο υποκειμενικό στοιχείο που συναντάται στην προσέγγιση αυτή είναι η σωστή επιλογή του k . Τα κριτήρια του Akaike και του Schwarz λειτουργούν σωστά όχι μόνο σε στάσιμο αλλά και σε μη στάσιμο περιβάλλον. Αν το VAR είναι στάσιμο και δεν το ξέρω και κάνω artificial augmentation τότε το τεστ αυτό θα έχει χαμηλότερη ισχύ από το σωστό μοντέλο (δηλαδή αν ήξερα ότι το VAR είναι στάσιμο). Το κόστος αυτό είναι ανεκτό γιατί πρόκειται για το επιθυμητό λάθος τύπου I.²⁸ (βλέπε Caporale – Pittis, 1999)

7.7.1.3 CAPORALE – PITTIS (1997)

Οι Caporale και Pittis (1997) εξέτασαν πως επηρεάζεται η μελέτη της αιτιότητας αν σε ένα διμεταβλητό VAR το οποίο αποτελείται από τις μεταβλητές $y(t)$ και $x(t)$ παραλείψουμε μια τρίτη μεταβλητή $w(t)$, η οποία μπορεί να επηρεάζει:

α) καμία από τις μεταβλητές, β) μια από τις μεταβλητές, και γ) και τις δύο μεταβλητές $y(t)$ και $x(t)$.

Οι Caporale και Pittis κατέληξαν στα εξής:

²⁸ Λάθος τύπου I: Απορρίπτω τη μηδενική υπόθεση H_0 , ενώ αυτή είναι σωστή.

1^η περίπτωση: η μεταβλητή $w(t)$ επηρεάζεται και από τις δύο μεταβλητές $y(t)$ και $x(t)$

Εάν η μεταβλητή που έχουμε παραλείψει $w(t)$ επηρεάζει και τις δύο μεταβλητές $y(t)$ και $x(t)$, τότε δεν μπορούμε να μελετήσουμε αιτιότητα κατά Granger σε αυτό το ατελές σύστημα.

1. Εάν η μεταβλητή που έχουμε παραλείψει $w(t)$ επηρεάζει τη μία από τις δύο μεταβλητές (π.χ. τη $x(t)$ και όχι τη $y(t)$) τότε μπορούμε να μελετήσουμε αιτιότητα κατά Granger μόνο προς μία κατεύθυνση ($x(t) \Rightarrow y(t)$), και όχι προς την αντίθετη κατεύθυνση ($y(t) \Rightarrow x(t)$).
2. Εάν η μεταβλητή που έχουμε παραλείψει $w(t)$ δεν επηρεάζει καμία από τις δύο μεταβλητές $y(t)$ και $x(t)$, τότε μπορούμε να μελετήσουμε αιτιότητα κατά Granger σε αυτό το ατελές σύστημα και προς τις δύο κατευθύνσεις. Να σημειωθεί ότι ακόμη και σε αυτή την περίπτωση το διμεταβλητό σύστημα παραμένει ατελές, αφού η $w(t)$ επηρεάζεται τόσο από την $y(t)$ όσο και από την $x(t)$.

2^η περίπτωση: η μεταβλητή $w(t)$ δεν επηρεάζεται από καμία από τις μεταβλητές $y(t)$ και $x(t)$

Κατέληξαν σε παρόμοια με την 1^η περίπτωση συμπεράσματα, με μόνη διαφορά ότι στην περίπτωση που η μεταβλητή που έχουμε παραλείψει $w(t)$ δεν επηρεάζει καμία από τις δύο μεταβλητές $y(t)$ και $x(t)$ τότε το σύστημα δεν χαρακτηρίζεται ως ατελές.

Γενικά μπορούμε να πούμε ότι όταν φτιάχνουμε ένα VAR και δεν έχουμε λάβει υπόψη μία παράμετρο (έστω την παράμετρο X_{4t}) από ένα σύνολο παραμέτρων (π.χ. X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} , X_{4t}), τότε το Granger Causality παραμένει σωστό

αν η μεταβλητη X_{4t} δεν επηρεαζει καμια απο τις μεταβλητες X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} , αλλα
μπορει να επηρεαζεται απο αυτες.

Η ερωτηση ειναι βεβαιως αν η μεταβλητη X_{4t} επηρεαζεται απο τις μεταβλητες X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} και μετα
αυτην η μεταβλητη X_{4t} επηρεαζει τις μεταβλητες X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} .
Επισης η ερωτηση ειναι αν η μεταβλητη X_{4t} επηρεαζεται απο τις μεταβλητες X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} και μετα
αυτην η μεταβλητη X_{4t} επηρεαζει τις μεταβλητες X_{1t} , X_{2t} , X_{3t} .

- Στην ημερησια ελεγχου κλειστων αγορων...
- Στις ημερησιες κλειστων αγορων...
- Στις ημερησιες κλειστων αγορων...

Το ελεγχουμε με τον εξημερησιο κλειστο αγορα...
Το ελεγχουμε με τον εξημερησιο κλειστο αγορα...
Το ελεγχουμε με τον εξημερησιο κλειστο αγορα...

Το ελεγχουμε με τον εξημερησιο κλειστο αγορα...
Το ελεγχουμε με τον εξημερησιο κλειστο αγορα...
Το ελεγχουμε με τον εξημερησιο κλειστο αγορα...

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

8 ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Η έρευνα θα βασιστεί σε χρονολογική σειρά στατιστικών δεδομένων για τα μετοχικά και μικτά (εσωτερικού) Αμοιβαία Κεφάλαια στην Ελλάδα που καλύπτουν την χρονική περίοδο από 02/01/1996 έως 29/01/2001 (συνολικά 1275 ημερήσιες παρατηρήσεις για κάθε χρονοσειρά)²⁹. Ειδικότερα, ο κύριος όγκος των στοιχείων πάνω στα οποία θα βασιστεί η έρευνα αναφέρεται στις παρακάτω μεταβλητές:

- Στον ημερήσιο αριθμό κυκλοφορούντων μεριδίων για κάθε Α/Κ.
- Στις αρχικές τιμές των μεριδίων των Α/Κ.
- Στις ημερήσιες τιμές κλεισίματος του γενικού δείκτη τιμών του Χ.Α.Α., ο οποίος καταγράφει τη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών που διαπραγματεύονται στη χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών.

Ένα Α/Κ διαιρείται σε ισότιμα τμήματα τα οποία ονομάζονται μερίδια. Η καθαρή τιμή του μεριδίου σε μια συγκεκριμένη ημέρα προκύπτει από την διαίρεση του καθαρού ενεργητικού της ημέρας αυτής με τον αριθμό των κυκλοφορούντων μεριδίων:

$$\text{Καθαρή Τιμή Μεριδίου} = \frac{\text{Σύνολο καθαρού ενεργητικού}}{\text{Αριθμός κυκλοφορούντων μεριδίων}}$$

Το καθαρό ενεργητικό είναι η συνολική αξία των κινητών αξιών στις οποίες είναι επενδεδυμένη η περιουσία του Α/Κ, συν τυχόν απαιτήσεις (προκαταβολές, δεδουλευμένοι τόκοι κλπ.) μείον τις υποχρεώσεις (αμοιβές

²⁹ Για περισσότερες λεπτομέρειες σχετικά με τον κατάλογο των μετοχικών και μικτών Α/Κ καθώς και τις τιμές των αρχικών τους μεριδίων βλέπε τους πίνακες 2 και 3 του παραρτήματος.

Θεματοφύλακα, αμοιβές χρηματιστών και χρηματιστηριακών εταιρειών, δάνεια κλπ). Όπως είναι φυσικό, το καθαρό ενεργητικό ενός A/K μεταβάλλεται καθημερινά, στο βαθμό που οι τιμές των αξιογράφων τα οποία περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο του A/K μεταβάλλονται καθημερινά. Άρα, δεν μπορούμε να οδηγηθούμε σε κάποιο συμπέρασμα σχετικά με την ύπαρξη εισροών ή εκροών από τα A/K παρατηρώντας το σύνολο του καθαρού ενεργητικού τους. Αυτό το οποίο θα μας βοηθήσει να παρατηρήσουμε τις εισροές ή εκροές κεφαλαίων από τα A/K είναι η καθαρή μεταβολή στον ημερήσιο αριθμό κυκλοφορούντων μεριδίων σε κάθε A/K. Δηλαδή, αύξηση του αριθμού κυκλοφορούντων μεριδίων σημαίνει ότι παρατηρούνται εισροές «νέου χρήματος» στα A/K, ενώ αντιστοίχως μείωση του αριθμού κυκλοφορούντων μεριδίων σημαίνει ότι παρατηρούνται εκροές κεφαλαίων από τα A/K. Έστω ότι έχουμε δυο A/K το A και το B. Αν για παράδειγμα, ο αριθμός των κυκλοφορούντων μεριδίων του A/K A αυξηθεί από 10 σε 15 τότε έχουμε εισροή κεφαλαίων. Αντίστροφα, αν ο αριθμός των κυκλοφορούντων μεριδίων του A/K B μειωθεί από 15 σε 10 έχουμε εκροή. Επιπλέον, αν η αρχική τιμή μεριδίου για το A/K A είναι 1000 δρχ. και για το A/K B είναι 2000 δρχ. τότε αυτό σημαίνει ότι ισάριθμη αύξηση (μείωση) των κυκλοφορούντων μεριδίων και για τα δύο A/K δεν μεταφράζεται ως ισόποση εισροή (εκροή) κεφαλαίων. Συγκεκριμένα, η εισροή (εκροή) κεφαλαίων στο A/K B θα είναι διπλάσια από ότι στο A/K A. Έτσι προέκυψε η ανάγκη προσαρμογής του αριθμού κυκλοφορούντων μεριδίων για κάθε A/K ξεχωριστά, με βάση την αρχική τιμή μεριδίου.

9 ΑΝΑΛΥΣΗ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Η παρούσα έρευνα επικεντρώνεται στις συνολικές εισροές (εκροές) κεφαλαίων στα μετοχικά και μικτά Α/Κ, οι οποίες προκύπτουν αν αθροίσουμε τις τιμές των προσαρμοσμένων³⁰ κυκλοφορούντων μεριδίων αυτών των Α/Κ. Τα αποτελέσματα βασίζονται σε ημερήσιες παρατηρήσεις του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και των συνολικών εισροών στα μετοχικά και μικτά Α/Κ, από τις 02/01/1996 έως τις 29/01/2001 (συνολικά 1275 παρατηρήσεις για κάθε χρονοσειρά).

Οι φυσικοί λογάριθμοι των τιμών θα χρησιμοποιηθούν για τους ελέγχους. Οι σειρές των λογαρίθμων για τις εισροές (εκροές) στα μετοχικά Α/Κ και στα Μικτά Α/Κ θα συμβολίζονται ως ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΜΙΚΤΑ αντίστοιχα. Η ίδια λογαριθμική προσαρμογή έχει γίνει και για τη χρονοσειρά του Γενικού δείκτη του Χ.Α.Α., η οποία θα συμβολίζεται ως ΔΕΙΚΤΗΣ.

³⁰ Προσαρμοσμένα με βάση την αρχική τιμή μεριδίου.

9.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑΣ

Επόμενο βήμα είναι να εξετάσουμε αν οι χρονοσειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ, ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ είναι στάσιμες. Αυτό γίνεται μέσω του Augmented Dickey – Fuller ελέγχου τα αποτελέσματα του οποίου αναφέρονται στους πίνακες 8.1.1 και 8.1.2.

ΠΙΝΑΚΑΣ 8.1.1 :

Αποτελέσματα Augmented Dickey-Fuller ελέγχου στο επίπεδο

| ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ | t_b^* | t_i^* | t^* | LAGS** |
|--------------------|-----------|-----------|----------|--------|
| ΔΕΙΚΤΗΣ | -0,650554 | -1,412139 | 1,232079 | 1 |
| ΜΕΤΟΧΙΚΑ | -1,916062 | -0,000246 | 2,261995 | 16 |
| ΜΙΚΤΑ | -1,073798 | -1,784363 | 1,462806 | 43 |
| 1% (κριτική τιμή) | -3,9704 | -3,4383 | -2,5673 | |
| 5% (κριτική τιμή) | -3,4158 | -2,8643 | -1,9396 | |
| 10% (κριτική τιμή) | -3,1298 | -2,5682 | -1,6157 | |

* Τα αντίστοιχα t-statistics για τα t_b (με τάση και σταθερά), t_i (μόνο με σταθερά), t (χωρίς τάση, χωρίς σταθερά).

** Ο κατάλληλος αριθμός χρονικών υστερήσεων (lags) υποδεικνύεται από το κριτήριο Akaike (AIC)

Η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται προς όφελος της εναλλακτικής υπόθεσης, αν το t-statistic είναι μικρότερο από την κριτική τιμή. Όπως παρατηρούμε στον πίνακα 8.1.1 ο έλεγχος ADF αποτυγχάνει να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στο επίπεδο, για όλες τις χρονοσειρές (ΔΕΙΚΤΗΣ, ΜΕΤΟΧΙΚΑ, ΜΙΚΤΑ) σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας. Αντίθετα, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε πρώτες διαφορές (βλέπε πίνακα 8.1.2) και κατά συνέπεια οι εν λόγω σειρές έχουν μία μοναδιαία ρίζα και είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού, δηλ. είναι I(1).

ΠΙΝΑΚΑΣ 8.1.2 :

Αποτελέσματα Augmented Dickey-Fuller ελέγχου σε πρώτες διαφορές

| ΜΕΤΑΒΑΗΤΗ | t_b^* | t_i^* | t^* | LAGS** |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|--------|
| ΔΕΙΚΤΗΣ | -23,44270 | -29,38665 | -29,34630 | 0 |
| ΜΕΤΟΧΙΚΑ | -5,454348 | -5,412852 | -4,907662 | 15 |
| ΜΙΚΤΑ | -4,988063 | -4,780479 | -4,547605 | 42 |
| 1% (κριτική τιμή) | -3,9704 | -3,4383 | -2,5673 | |
| 5% (κριτική τιμή) | -3,4158 | -2,8643 | -1,9396 | |
| 10% (κριτική τιμή) | -3,1298 | -2,5682 | -1,6157 | |

* Τα αντίστοιχα t-statistics για τα t_b (με τάση και σταθερά), t_i (μόνο με σταθερά), t (χωρίς τάση, χωρίς σταθερά).

** Ο κατάλληλος αριθμός χρονικών υστερήσεων (lags) υποδεικνύεται από το κριτήριο Akaike (AIC)

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

9.2 ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER ΣΕ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

Είδαμε προηγουμένως ότι οι υπό μελέτη χρονοσειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού, άρα ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger μπορεί να πραγματοποιηθεί στις πρώτες διαφορές των αρχικών χρονοσειρών.

9.2.1 ΜΕΤΟΧΙΚΑ Α/Κ ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΟΥ Χ.Α.Α.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger για την ύπαρξη ή μη σχέσεων αιτιώδους συνάφειας μεταξύ των εισροών που δέχονται τα Μετοχικά Α/Κ και των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. παρουσιάζονται στον πίνακα 8.2.1 και δείχνουν ότι³¹:

- i. απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή παρελθούσες μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. δεν προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις εισροές (εκροές) νέου χρήματος στα Μετοχικά Α/Κ, για όλες τις χρονικές υστερήσεις σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.
- ii. απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι παρελθούσες μεταβολές στις εισροές (εκροές) στα Μετοχικά Α/Κ δεν προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α., όταν λαμβάνουμε μέχρι τρεις χρονικές υστερήσεις, (για διαφορετικά όμως επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας). Όταν όμως λάβουμε υπόψη περισσότερες από τρεις χρονικές υστερήσεις τότε αποτυγχάνουμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση ότι δηλαδή, παρελθούσες μεταβολές στις εισροές

³¹ Αφού ο έλεγχος της αιτιότητας κατά Granger γίνεται σε πρώτες διαφορές, να διευκρινιστεί ότι με τον όρο «εισροές» εννοούμε τις ποσοστιαίες μεταβολές στις εισροές στα Α/Κ και με τον όρο «τιμές» εννοούμε ποσοστιαίες μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

(εκροές) στα Μετοχικά Α/Κ δεν προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

Συνεπώς, με τον έλεγχο της αιτιότητας κατά Granger σε πρώτες διαφορές προκύπτει το συμπέρασμα ότι οι παρελθούσες μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μεταβολών στις εισροές στα Μετοχικά Α/Κ. Το αντίθετο δεν ισχύει παρά μόνο για περιορισμένο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Δηλαδή, οι παρελθούσες μεταβολές στις εισροές στα Μετοχικά Α/Κ μπορούν να χρησιμοποιηθούν στην πρόβλεψη μεταβολών των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α., για το πολύ τρεις χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 8.2.1: Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger

| ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER | | |
|---|-------------|-------------|
| Μηδενική υπόθεση: | F-Statistic | Πιθανότητα* |
| Χρονικές υστερήσεις: 1 | | |
| D(MΕΤΟΧΙΚΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 8.62072 | 0.00338 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(MΕΤΟΧΙΚΑ) | 260.967 | 0.00000 |
| Χρονικές υστερήσεις: 2 | | |
| D(MΕΤΟΧΙΚΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 3.97687 | 0.01898 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(MΕΤΟΧΙΚΑ) | 135.722 | 0.00000 |
| Χρονικές υστερήσεις: 3 | | |
| D(MΕΤΟΧΙΚΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 2.57872 | 0.05227 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(MΕΤΟΧΙΚΑ) | 94.7659 | 0.00000 |
| Χρονικές υστερήσεις: 4 | | |
| D(MΕΤΟΧΙΚΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 1.84205 | 0.11839 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(MΕΤΟΧΙΚΑ) | 71.5084 | 0.00000 |

*Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η Πιθανότητα είναι μικρότερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας που εξετάζουμε (1%, 5%, 10%)

9.2.2 ΜΙΚΤΑ A/K ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ ΤΟΥ Χ.Α.Α.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger για την ύπαρξη ή μη σχέσεων αιτιώδους συνάφειας μεταξύ των εισροών που δέχονται τα Μικτά A/K και των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. δείχνουν ότι:

- i. Αδυνατούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή παρελθούσες μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. δεν προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις εισροές (εκροές) νέου χρήματος στα Μικτά A/K, για όλες τις χρονικές υστερήσεις σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.
- ii. Αδυνατούμε να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση, ότι δηλαδή παρελθούσες μεταβολές στις εισροές (εκροές) νέου χρήματος στα Μικτά A/K δεν προκαλούν κατά Granger μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α., για όλες τις χρονικές υστερήσεις σε όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας.

Συνεπώς, με τον έλεγχο της αιτιότητας κατά Granger σε πρώτες διαφορές προκύπτει το συμπέρασμα ότι οι παρελθούσες μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μεταβολών στις εισροές στα Μικτά A/K. Ομοίως, οι μεταβολές στις εισροές στα Μικτά A/K δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μεταβολών στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

Ο πίνακας 8.2.2 αναφέρει τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger για την ύπαρξη ή μη σχέσεων αιτιώδους συνάφειας μεταξύ των εισροών που δέχονται τα Μικτά A/K και των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.,

ενδεικτικά μέχρι τέσσερις χρονικές υστερήσεις. Τα αποτελέσματα δεν αλλάζουν και για μεγαλύτερο αριθμό χρονικών υστερήσεων.

Πίνακας 8.2.2: Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger

| ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER | | |
|--|-------------|-------------|
| Μηδενική υπόθεση: | F-Statistic | Πιθανότητα* |
| Χρονικές υστερήσεις: 1 | | |
| D(ΜΙΚΤΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 0.34149 | 0.55907 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΜΙΚΤΑ) | 0.55401 | 0.45682 |
| Χρονικές υστερήσεις: 2 | | |
| D(ΜΙΚΤΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 0.59310 | 0.55277 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΜΙΚΤΑ) | 0.84212 | 0.43104 |
| Χρονικές υστερήσεις: 3 | | |
| D(ΜΙΚΤΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 0.46177 | 0.70903 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΜΙΚΤΑ) | 0.96688 | 0.40755 |
| Χρονικές υστερήσεις: 4 | | |
| D(ΜΙΚΤΑ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΔΕΙΚΤΗΣ) | 1.01060 | 0.40073 |
| D(ΔΕΙΚΤΗΣ) δεν προκαλούν κατά Granger D(ΜΙΚΤΑ) | 0.93010 | 0.44553 |

*Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η Πιθανότητα είναι μικρότερη από το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας που εξετάζουμε (1%, 5%, 10%)

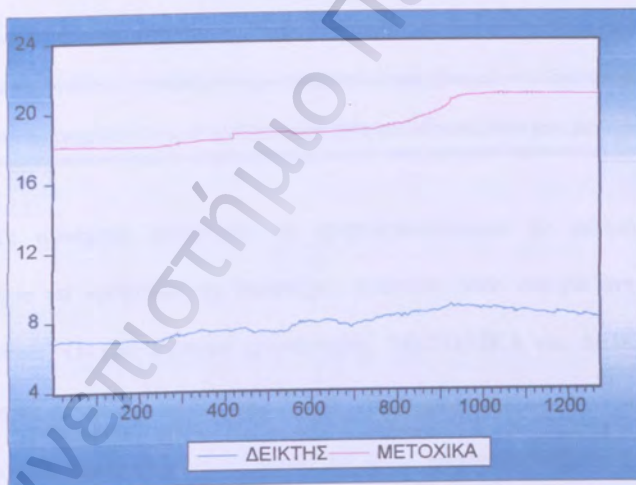
9.3 ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΧΡΟΝΟΛΟΓΙΚΩΝ ΣΕΙΡΩΝ (COINTEGRATION)

Βασικό μειονέκτημα της διαδικασίας που ακολουθήσαμε προκειμένου να προκύψει στασιμότητα – δηλ. ότι κάναμε τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger στις πρώτες διαφορές των υπό εξέταση χρονοσειρών - είναι ότι μπορεί να οδηγηθούμε σε απώλεια πληροφοριών σχετικά με την μακροχρόνια σχέση ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις χρονολογικές σειρές δίνεται από τα επίπεδα και όχι από τις διαφορές των χρονολογικών σειρών. Η συνολοκλήρωση επανεισάγει, με ένα στατιστικά αποδεκτό τρόπο, τις μακροχρόνιες πληροφορίες.

9.3.1 ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΜΕΤΟΧΙΚΩΝ Α/Κ ΚΑΙ ΤΟΥ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α.

Όπως φαίνεται από το γράφημα 8.3.1α οι χρονοσειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ μετατοπίζονται μακροπρόθεσμα κατά τον ίδιο τρόπο, δηλαδή η διαφορά τους είναι στάσιμη, ακόμα και αν οι χρονοσειρές παρουσιάζουν τάση. Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις συνολοκληρωμένες χρονοσειρές σαν να προσδιορίζουν μια μακροχρόνια συνθήκη ισορροπίας, η οποία οφείλεται στο ότι η μεταξύ τους διαφορά είναι στάσιμη.

Γράφημα 8.3.1α



Προκειμένου να ορίσουμε την έννοια της συνολοκλήρωσης, προβαίνουμε στην εκτίμηση ενός διανυσματικού μοντέλου αυτοπαλινδρόμησης (VAR). Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων του VAR πρέπει να είναι τέτοιος έτσι ώστε τα κατάλοιπα να ακολουθούν μία ανέλιξη «λευκού θορύβου» (white noise). Στο εν λόγω VAR τόσο το κριτήριο Akaike όσο και το κριτήριο Schwarz υποδεικνύουν

ως βέλτιστο αριθμό χρονικών υστερήσεων τις δύο. Έτσι, η μορφή που παίρνει το υπό εκτίμηση VAR(2) είναι η ακόλουθη:

$$M_t = 1,359884M_{t-1} - 0,361767M_{t-2} + 0,185853\Delta_{t-1} - 0,181191\Delta_{t-2} + 0,001369 + \varepsilon_{1,t}$$

(57,0528***) (-15,2378***) (16,3094***) (-15,8280***) (0,31726)

$$\Delta_t = -0,180165M_{t-1} + 0,177835M_{t-2} + 1,190299\Delta_{t-1} - 0,187435\Delta_{t-2} + 0,023816 + \varepsilon_{2,t}$$

(-3,12957***) (3,10135***) (43,2478***) (-6,77923***) (2,28505**)

Στις παρενθέσεις αναφέρονται τα t-statistics

***Στατιστικά σημαντικό σε 1%

**Στατιστικά σημαντικό σε 5%

Όπου M και Δ αντιπροσωπεύουν τις σειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗ αντίστοιχα. Η μόνη εξωγενής μεταβλητή που χρησιμοποιήσαμε στο μοντέλο μας είναι μία σταθερά και αντιπροσωπεύει το επίπεδο πρόβλεψης όταν όλες οι άλλες ανεξάρτητες μεταβλητές είναι ίσες με το μηδέν.

Στη συνέχεια, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το εκτιμημένο VAR προκειμένου να προβούμε σε περαιτέρω ανάλυση όσον αφορά στην αιτιότητα κατά Granger. Οι υπό εξέταση χρονοσειρές, ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ, όπως δείξαμε προηγουμένως με το ADF test είναι μη στάσιμες. Αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός τους ο οποίος να είναι στάσιμος τότε οι υπό εξέταση χρονοσειρές θα είναι συνολοκληρωμένες σύμφωνα με τους Engle και Granger (1987). Επίσης, σύμφωνα πάντα με τους ίδιους, οι συνολοκληρωμένες μεταβλητές πρέπει να εμφανίζουν αιτιότητα κατά Granger τουλάχιστον μιας κατεύθυνσης, προκειμένου να εμφανίζουν μακροχρόνια ισορροπία.

Επόμενο βήμα είναι να εξετάσουμε αν οι μη στάσιμες χρονοσειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ είναι συνολοκληρωμένες. Η μεθοδολογία που χρησιμοποιούμε στο E-Views είναι η μεθοδολογία που προτάθηκε από τον

Johansen (1991,1995) και ελέγχει τους περιορισμούς που τίθενται από τη συνολοκλήρωση στο μη περιορισμένο VAR. Στη συγκεκριμένη περίπτωση που έχουμε δύο ενδογενείς μεταβλητές (ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ), οι οποίες έχουν από μία μοναδιαία ρίζα, μπορεί να υπάρχουν από 0 έως 1 σχέσεις συνολοκλήρωσης.

Αν δεν υπάρχει καμία σχέση συνολοκλήρωσης, τότε χρησιμοποιούμε τις πρώτες διαφορές των υπό εξέταση χρονοσειρών για την ανάλυση των στοιχείων. Αν υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης, τότε κάνουμε χρήση του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (Vector Error Correction) και έχουμε ένα γραμμικό συνδυασμό στα επίπεδα των ενδογενών σειρών. Τέλος, αν υπάρχουν δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης, τότε καμία από τις υπό εξέταση χρονοσειρές δεν έχει μοναδιαία ρίζα (δηλαδή είναι στάσιμες) και τότε μπορούμε να προβούμε σε οποιαδήποτε ανάλυση στα επίπεδα των υπό εξέταση χρονοσειρών. Στην περίπτωση αυτή πρέπει να διευκρινιστεί ότι εφόσον ο ADF έλεγχος έχει δείξει ότι οι υπό εξέταση χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες, δεν είναι δυνατόν να υπάρχουν δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης.

Κατόπιν, προκειμένου να εξακριβώσουμε τις ντετερμινιστικές τάσεις των στοιχείων μας κάνουμε το Johansen Cointegration Test και για τα πέντε πιθανά υποδείγματα που μπορεί να περιγράφουν τη σχέση που ισχύει ανάμεσα στις χρονοσειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ. Αυτά τα πέντε πιθανά υποδείγματα είναι:

1. Οι υπό εξέταση χρονοσειρές δεν έχουν ντετερμινιστικές τάσεις και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης δεν έχουν σταθερές.
2. Οι υπό εξέταση χρονοσειρές δεν έχουν ντετερμινιστικές τάσεις και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν σταθερές.

3. Οι υπό εξέταση χρονοσειρές έχουν γραμμική τάση και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν μόνο σταθερές.
4. Τόσο οι υπό εξέταση χρονοσειρές όσο και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν γραμμική τάση.
5. Οι υπό εξέταση χρονοσειρές έχουν τετραγωνική (quadratic) τάση και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης έχουν γραμμική τάση.

Στον πίνακα 8.3.1α εμφανίζεται μία σύνοψη του Ελέγχου συνολοκλήρωσης κατά Johansen, η οποία θα μας βοηθήσει στην επιλογή της κατάλληλης υπόθεσης για την όσο το δυνατόν σωστότερη περιγραφή του υποδείγματος μας. Όπως φαίνεται από τον εν λόγω πίνακα, οι υποθέσεις 3 και 5 οδηγούν σε δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης (Βαθμός=2) και συνεπώς όπως έχει ήδη αναφερθεί δεν είναι οι κατάλληλες υποθέσεις που να περιγράφουν το υπόδειγμα μας.

Πίνακας 8.3.1α: Σύνοψη Ελέγχου Συνολοκλήρωσης κατά Johansen

| ΥΠΟΘΕΣΗ | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------------|------------------|------------|------------|------------|-------------|
| Τάση σειρών: | Καμία | Καμία | Γραμμική | Γραμμική | Τετραγωνική |
| Βαθμός ή Αριθμός Σ.Σ. | Χωρίς σταθερά | Σταθερά | Σταθερά | Σταθερά | Σταθερά |
| | Χωρίς Τάση | Χωρίς Τάση | Χωρίς Τάση | Τάση | Τάση |
| Κριτήριο Akaike | | | | | |
| 0 | -11.73848 | -11.73848 | -11.75277 | -11.75277 | -11.75433 |
| 1 | -11.77237 | -11.77135 | -11.77040 | -11.77157 | -11.77141 |
| 2 | -11.76675 | -11.76792 | -11.76792 | -11.76914 | -11.76914 |
| Κριτήριο Schwarz | | | | | |
| 0 | -11.70610 | -11.70610 | -11.71230 | -11.71230 | -11.70576 |
| 1 | -11.72380 | -11.71873 | -11.71373 | -11.71086 | -11.70665 |
| 2 | -11.70199 | -11.69506 | -11.69506 | -11.68819 | -11.68819 |
| L.R. Έλεγχος: | Βαθμός = 1 | Βαθμός = 1 | Βαθμός = 2 | Βαθμός = 1 | Βαθμός = 2 |

Τα αποτελέσματα του L.R. Ελέγχου (Likelihood Ratio test) είναι στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο 5%.

Σ.Σ. Σχέση συνολοκλήρωσης (Cointegrating Equation)

Σύμφωνα με τα κριτήρια Akaike και Schwarz το υπόδειγμα το οποίο περιγράφει καλύτερα τη σχέση που ισχύει ανάμεσα στις χρονοσειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ, είναι αυτό το οποίο υποθέτει ότι οι υπό εξέταση χρονοσειρές δεν έχουν ντετερμινιστικές τάσεις και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης δεν έχουν σταθερές, δηλαδή η υπόθεση 1.

Στη συνέχεια κάνουμε τον Έλεγχο Συνολοκλήρωσης κατά Johansen (σύμφωνα με την πρώτη υπόθεση), τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στον πίνακα 8.3.1β. Η πρώτη στήλη περιέχει τις ιδιοτιμές (eigenvalues), η δεύτερη τον λόγο πιθανοφάνειας (Likelihood Ratio), η τρίτη και τέταρτη τις κριτικές τιμές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και 1% αντίστοιχα και η στήλη 5 περιέχει τη μηδενική υπόθεση, δηλαδή τον υποθετικό αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης (Σ.Σ.)

Πίνακας 8.3.1β: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης κατά Johansen

| ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ (EIGENVALUES) | ΛΟΓΟΣ ΠΙΘΑΝΟΦΑΝΕΙΑΣ | ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ 5% | ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ 1% | ΥΠΟΘΕΤΙΚΟΣ ΑΡΙΘΜΟΣ Σ.Σ. |
|---|------------------------|-----------------|-----------------|----------------------------|
| 0.039388 | 51.96948 | 12.53 | 16.31 | Καμία ** |
| 0.000671 | 0.854238 | 3.84 | 6.51 | Το πολύ 1 |
| *(**) υποδηλώνει την απόρριψη της υπόθεσης σε επίπεδο στατ. Σημαντικότητας 5%(1%) | | | | |

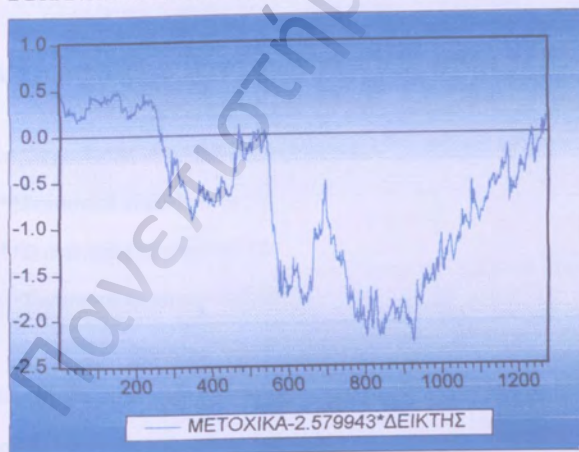
Προκειμένου να προσδιορίσουμε τον αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης, ακολουθούμε την εξής διαδικασία: αρχικά ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση για την μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης και αν την απορρίψουμε ελέγχουμε τη νέα μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης. Και στις δύο περιπτώσεις η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι υπάρχουν δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης.

Όπως φαίνεται από τον πίνακα 8.3.1β απορρίπτεται η υπόθεση για την ύπαρξη καμιάς σχέσης συνολοκλήρωσης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 1%. Ο έλεγχος πιθανοφάνειας (L.R. test) υποδεικνύει ότι υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, η οποία μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\text{ΜΕΤΟΧΙΚΑ} - 2,579943 * \text{ΔΕΙΚΤΗΣ}$$

Το γράφημα 8.3.1β απεικονίζει τη σχέση συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις εισροές στα Μετοχικά Α/Κ και στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. Το γράφημα δείχνει ότι οι εισροές στα Μετοχικά Α/Κ ήταν μικρότερες από το μακροχρόνιο επίπεδο για την περίοδο από το Δεκέμβριο του 1996 έως το τέλος του 2000.

ΓΡΑΦΗΜΑ 8.3.1Β: ΣΧΕΣΗ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ



Εκτίμηση του Υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (Vector Error Correction)

Από τη στιγμή που έχουμε βρει ότι οι σειρές μας είναι συνολοκληρωμένες και ότι υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης προσπαθούμε να εκτιμήσουμε το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (VEC). Το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος είναι ένα περιορισμένο VAR, το οποίο έχει περιορισμούς συνολοκλήρωσης. Η συνεισφορά του έγκειται στο ότι η μακροχρόνια συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών (δηλ. ΜΕΤΟΧΙΚΑ, ΔΕΙΚΤΗΣ) περιγράφεται μέσα από τη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ παράλληλα λαμβάνει υπόψη τις βραχυχρόνιες πληροφορίες. Έτσι, η μορφή που παίρνει το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος είναι η ακόλουθη:

$$DM_t = -0.0016(M_{t-1} - 2.5799\Delta_{t-1}) + 0.3331DM_{t-1} + 0.0663DM_{t-2} + 0.1841D\Delta_{t-1} + 0.0048D\Delta_{t-2} + U_{1t} \quad (1)$$

(-6,9643***) (-101,037***) (11,9068***) (2,5672**) (15,8455***) (0,3759)

$$D\Delta_t = -0.0011(M_{t-1} - 2.5799\Delta_{t-1}) - 0.1473DM_{t-1} - 0.0588DM_{t-2} + 0.1907D\Delta_{t-1} - 0.0034D\Delta_{t-2} + U_{2t} \quad (2)$$

(-1,8902*) (-101,037***) (-2,1705**) (0,9376) (6,7659***) (-0,1094)

Στις παρενθέσεις αναφέρονται τα t-statistics ³²

***Στατιστικά σημαντικό σε 1%

**Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*Στατιστικά σημαντικό σε 10%

Όπου Μ και Δ αντιπροσωπεύουν τις σειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗ αντίστοιχα, ενώ το D υποδηλώνει ότι έχουμε πρώτες διαφορές

³² Να διευκρινιστεί ότι χρησιμοποιούμε τις κριτικές τιμές της κανονικής κατανομής, αφού το υπό εξέταση δείγμα είναι πολύ μεγάλο (1274 παρατηρήσεις) και συνεπώς η κατανομή t ταυτίζεται με την κανονική κατανομή.

Η σχέση συνολοκλήρωσης δηλαδή $(M_{t-1} - 2.5799 * \Delta_{t-1})$ αντικατοπτρίζει τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των εισροών στα Μετοχικά A/K και των τιμών του Γενικού Δείκτη του X.A.A. Η παράμετρος -0.0016 συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής των μεταβολών των εισροών στα Μετοχικά A/K στη μακροχρόνια ισορροπία και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%. Η παράμετρος $-0,0011$ συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του X.A.A στη μακροχρόνια ισορροπία και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Το γεγονός ότι αυτή η παράμετρος προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία είναι στατιστικά σημαντική μόνο σε επίπεδο 10% σημαίνει ότι υπάρχουν ασθενείς ενδείξεις ότι οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A. προσαρμόζονται στη μακροχρόνια ισορροπία. Κατά συνέπεια η ερμηνεία του εν λόγω αποτελέσματος πρέπει να γίνει με επιφύλαξη.

Στην εξίσωση (1) τα $0.3331 * DM_{t-1} + 0.0663 * DM_{t-2} + 0.1841 * D\Delta_{t-1}$ συμβολίζουν την προσαρμογή των μεταβολών των εισροών στα Μετοχικά A/K στην βραχυχρόνια ισορροπία, ενώ στην εξίσωση (2) τα $-0.1473 * DM_{t-1} + 0.1907 * D\Delta_{t-1}$ συμβολίζουν την προσαρμογή των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του X.A.A. στη βραχυχρόνια ισορροπία.

TODA – YAMAMOTO (1995)

Μέχρι τώρα έχουμε εκτιμήσει το βαθμό ολοκλήρωσης των χρονοσειρών ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ και έχουμε βρει ότι οι εν λόγω χρονοσειρές είναι ολοκληρωμένες 1^{ου} βαθμού, δηλαδή I(1). Ακόμη σύμφωνα με τα κριτήρια Akaike και Schwarz έχουμε υποθέσει ένα VAR(2).

Στη συνέχεια, σύμφωνα με τα όσα έχουν προτείνει οι Toda-Yamamoto (1995) προβαίνουμε στην εκτίμηση ενός VAR(3). Η μία επιπλέον χρονική

υστέρηση απομακρύνει την αβεβαιότητα του αν έχουμε ή δεν έχουμε μοναδιαίες ριζες (ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών είναι άγνωστος). Η μορφή που παίρνει το VAR(3) είναι η ακόλουθη:

$$M_t = 1,3314M_{t-1} - 0,2671M_{t-2} - 0,0660M_{t-3} + 0,1882\Delta_{t-1} - 0,1794\Delta_{t-2} - 0,0045\Delta_{t-3} + 0,0009 + \varepsilon_{1,t}$$

(47,4748***) (-5,9336***) (-2,5526**) (16,2035***) (-9,6231***) (-0,3539) (0,2029)

$$\Delta_t = -0,1493M_{t-1} + 0,0820M_{t-2} + 0,0648M_{t-3} + 1,1887\Delta_{t-1} - 0,1935\Delta_{t-2} + 0,0081\Delta_{t-3} + 0,0244 + \varepsilon_{2,t}$$

(-2,1996**) (0,7526) (1,0352) (42,2924***) (-4,2895***) (0,2624) (2,3295**)

Στις παρενθέσεις αναφέρονται τα t-statistics

***Στατιστικά σημαντικό σε 1%

**Στατιστικά σημαντικό σε 5%

Όπου M και Δ αντιπροσωπεύουν τις σειρές ΜΕΤΟΧΙΚΑ και ΔΕΙΚΤΗ αντίστοιχα.

Επόμενο μας βήμα είναι να διατυπώσουμε το Granger Non Causality μέχρι τις δύο χρονικές υστερήσεις, δηλαδή τον πραγματικό βαθμό του VAR. Δε λαμβάνουμε υπόψη μας στη μελέτη αιτιότητας τους συντελεστές που αναφέρονται στην τρίτη χρονική υστέρηση.

Σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Toda-Yamamoto, τα συμπεράσματα που προκύπτουν είναι τα εξής:

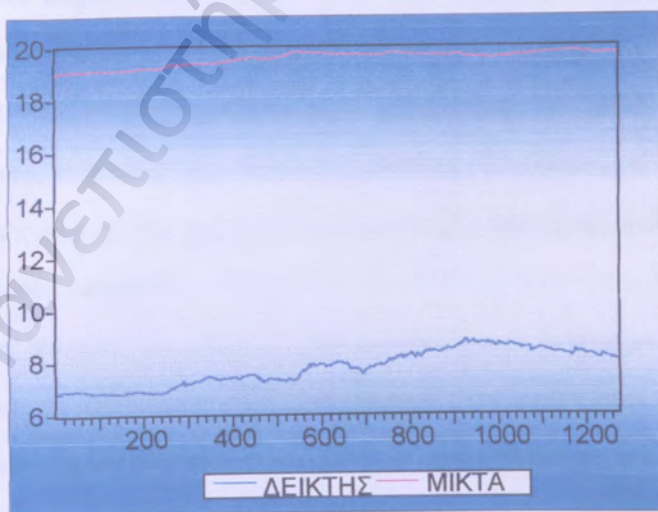
- Οι εισροές στα Μετοχικά Α/Κ επηρεάζονται τόσο από τις με χρονική υστέρηση εισροές, όσο και από τις με χρονική υστέρηση τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

- Οι τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. επηρεάζονται από τις με χρονική υστέρηση τιμές του ίδιου του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α., καθώς επίσης και από τις εισροές στα Μετόχικα Α/Κ της προηγούμενης μέρας.

9.3.2 ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΜΙΚΤΩΝ Α/Κ ΚΑΙ ΓΕΝΙΚΟΥ ΔΕΙΚΤΗ ΤΟΥ Χ.Α.Α.

Όπως φαίνεται από το γράφημα 8.3.2α οι χρονοσειρές ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ μετατοπίζονται μακροπρόθεσμα κατά τον ίδιο τρόπο, δηλαδή η διαφορά τους είναι στάσιμη, ακόμα και αν οι χρονοσειρές παρουσιάζουν τάση. Άρα, μπορούμε να θεωρήσουμε τις συνολοκληρωμένες χρονοσειρές σαν να προσδιορίζουν μια μακροχρόνια συνθήκη ισορροπίας, η οποία οφείλεται στο ότι η μεταξύ τους διαφορά είναι στάσιμη.

Γράφημα 8.3.2^α



Προκειμένου να ορίσουμε την έννοια της συνολοκλήρωσης, προβαίνουμε στην εκτίμηση ενός διανυσματικού μοντέλου αυτοπαλινδρόμησης (VAR). Ο

αριθμός των χρονικών υστερήσεων του VAR πρέπει να είναι τέτοιος έτσι ώστε τα κατάλοιπα να ακολουθούν μία ανέλιξη «λευκού θορύβου» (white noise). Στο εν λόγω VAR το κριτήριο Akaike υποδεικνύει ως βέλτιστο αριθμό χρονικών υστερήσεων τις έξι ενώ το κριτήριο Schwarz υποδεικνύει τις δύο.

Εξαιτίας της διαφωνίας μεταξύ των κριτηρίων Akaike και Schwarz υπολογίζουμε το L.R. test statistic για τη μηδενική υπόθεση των δύο χρονικών υστερήσεων ενάντια στην εναλλακτική υπόθεση των έξι. Το L.R test statistic υπολογίζεται ως εξής:

$L.R. = -2(l_2 - l_6)$, όπου l είναι το log likelihood για δύο και έξι χρονικές υστερήσεις, αντίστοιχα. Το L.R. test statistic ακολουθεί την κατανομή χ^2 , με τόσους βαθμούς ελευθερίας, όσους και ο αριθμός των υπό έλεγχο περιορισμών. Στην προκειμένη περίπτωση υπάρχουν 16 μηδενικοί περιορισμοί για να μεταφερθούμε από το VAR(6) στο VAR(2), έτσι ώστε το LR test statistic κατανέμεται ασυμπτωτικά με βάση την χ^2 (16) κατανομή. Προκειμένου να ελέγξουμε τη μηδενική υπόθεση συγκρίνουμε το L.R. test statistic με τις κριτικές τιμές από τους πίνακες κατανομής χ^2 ή υπολογίζουμε το p-value που στη συγκεκριμένη περίπτωση είναι 0,0000449. Συνεπώς, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης δύο χρονικών υστερήσεων, προς όφελος της εναλλακτικής για έξι χρονικές υστερήσεις.

Στη συνέχεια, μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το εκτιμημένο VAR(6) προκειμένου να προβούμε σε περαιτέρω ανάλυση όσον αφορά στην αιτιότητα κατά Granger. Οι υπό εξέταση χρονοσειρές, ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ, όπως δείξαμε προηγουμένως με το ADF test είναι μη στάσιμες.

Επόμενο βήμα είναι να εξετάσουμε αν οι μη στάσιμες χρονοσειρές ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ είναι συνολοκληρωμένες. Ακολουθούμε και πάλι τη μεθοδολογία

που προτάθηκε από τον Johansen (1991,1995). Στη συγκεκριμένη περίπτωση που έχουμε δύο ενδογενείς μεταβλητές (ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ), οι οποίες έχουν από μία μοναδιαία ρίζα, μπορεί να υπάρχουν από 0 έως 1 σχέσεις συνολοκλήρωσης. Αν δεν υπάρχει καμία σχέση συνολοκλήρωσης, τότε χρησιμοποιούμε τις πρώτες διαφορές των υπό εξέταση χρονοσειρών για την ανάλυση των στοιχείων.

Κατόπιν, προκειμένου να εξακριβώσουμε τις ντετερμινιστικές τάσεις των στοιχείων μας κάνουμε το Johansen Cointegration Test και για τα πέντε πιθανά υποδείγματα³³ που μπορεί να περιγράφουν τη σχέση που ισχύει ανάμεσα στις χρονοσειρές ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ.

Στον πίνακα 8.3.2α εμφανίζεται μία σύνοψη του Ελέγχου συνολοκλήρωσης κατά Johansen, η οποία θα μας βοηθήσει στην επιλογή της κατάλληλης υπόθεσης για την όσο το δυνατόν σωστότερη περιγραφή του υποδείγματος μας. Όπως φαίνεται από τον εν λόγω πίνακα, οι υποθέσεις 2 έως 5 οδηγούν σε καμία σχέση συνολοκλήρωσης (Βαθμός=0), ενώ σύμφωνα με την υπόθεση 1 μπορεί να υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης, η ύπαρξη της οποίας θα οδηγήσει σε αιτιότητα κατά Granger τουλάχιστον μιας κατεύθυνσης.

Σύμφωνα με τα κριτήρια Akaike και Schwarz το υπόδειγμα το οποίο περιγράφει καλύτερα τη σχέση που ισχύει ανάμεσα στις σειρές ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ, είναι αυτό το οποίο υποθέτει ότι οι υπό εξέταση σειρές δεν έχουν ντετερμινιστικές τάσεις και οι εξισώσεις συνολοκλήρωσης δεν έχουν σταθερές, δηλαδή η υπόθεση 1.

³³ Αυτά τα πέντε πιθανά υποδείγματα έχουν αναφερθεί στην ανάλυση που έγινε στο κομμάτι 8.3.1

Πίνακας 8.3.2α: Σύνοψη Ελέγχου Συνολοκλήρωσης κατά Johansen

| ΥΠΟΘΕΣΗ | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|------------------|------------|------------|------------|-------------|
| Τάση σειρών: | Καμία | Καμία | Γραμμική | Γραμμική | Τετραγωνική |
| Βαθμός ή Αριθμός Σ.Σ. | Χωρίς σταθερά | Σταθερά | Σταθερά | Σταθερά | Σταθερά |
| | Χωρίς Τάση | Χωρίς Τάση | Χωρίς Τάση | Τάση | Τάση |
| Κριτήριο Akaike | | | | | |
| 0 | -12.23573 | -12.23573 | -12.23688 | -12.23688 | -12.23739 |
| 1 | -12.23980 | -1223849 | -12.23704 | -12.23549 | -12.23722 |
| 2 | -1223349 | -1223400 | -12.23400 | -12.23374 | -12.23374 |
| Κριτήριο Schwarz | | | | | |
| 0 | -12.13835 | -12.13835 | -12.13137 | -12.13137 | -12.12377 |
| 1 | -12.12618 | -12.12081 | -12.11531 | -12.10970 | -12.10737 |
| 2 | -12.10364 | -12.09603 | -12.09603 | -12.08766 | -12.08766 |
| L.R. Έλεγχος: | Βαθμός = 1 | Βαθμός = 0 | Βαθμός = 0 | Βαθμός = 0 | Βαθμός = 0 |

Τα αποτελέσματα του L.R. Ελέγχου (Likelihood Ratio test) είναι στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο 5%.

Σ.Σ. Σχέση συνολοκλήρωσης (Cointegrating Equation)

Στη συνέχεια κάνουμε τον Έλεγχο Συνολοκλήρωσης κατά Johansen (σύμφωνα με την πρώτη υπόθεση), τα αποτελέσματα του οποίου παρουσιάζονται στον πίνακα 8.3.2β. Η πρώτη στήλη περιέχει τις ιδιοτιμές (eigenvalues), η δεύτερη τον λόγο πιθανοφάνειας (Likelihood Ratio), η τρίτη και τέταρτη τις κριτικές τιμές σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5% και 1% αντίστοιχα και η στήλη 5 περιέχει τον υποθετικό αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης (Σ.Σ.)

Πίνακας 8.3.2β: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης κατά Johansen

| ΙΔΙΟΤΙΜΕΣ (EIGENVALUES) | ΛΟΓΟΣ ΠΙΘΑΝΟΦΑΝΕΙΑΣ | ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ 5% | ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΙΜΗ 1% | ΥΠΟΘΕΤΙΚΟΣ ΑΡΙΘΜΟΣ Σ.Σ. |
|---|---------------------|-----------------|-----------------|-------------------------|
| 0.010321 | 13.15553 | 12.53 | 16.31 | Καμία * |
| 0.000000153 | 0.000195 | 3.84 | 6.51 | Το πολύ 1 |
| *(**) υποδηλώνει την απόρριψη της υπόθεσης σε επίπεδο στατ. Σημαντικότητας 5%(1%) | | | | |

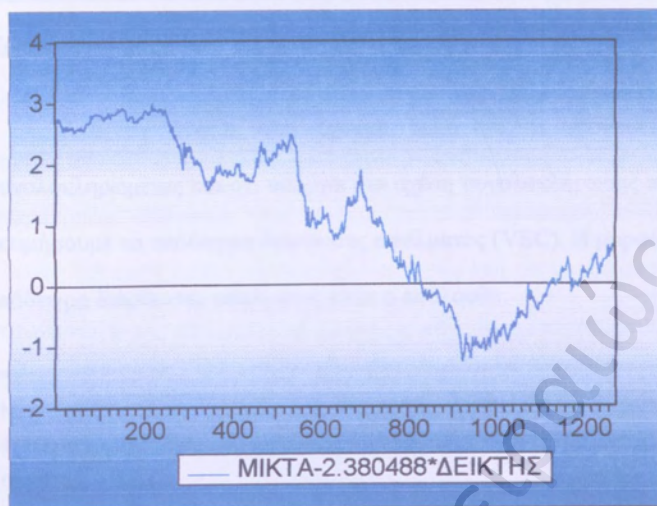
Προκειμένου να προσδιορίσουμε τον αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης, ακολουθούμε την εξής διαδικασία: αρχικά ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση για την μη ύπαρξη συνολοκλήρωσης και αν την απορρίψουμε ελέγχουμε τη νέα μηδενική υπόθεση για την ύπαρξη μίας σχέσης συνολοκλήρωσης. Και στις δύο περιπτώσεις η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι υπάρχουν δύο σχέσεις συνολοκλήρωσης.

Όπως φαίνεται από τον πίνακα 8.3.2β απορρίπτεται η υπόθεση για την ύπαρξη καμιάς σχέσης συνολοκλήρωσης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Ο έλεγχος πιθανοφάνειας (L.R. test) υποδεικνύει ότι υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, η οποία μπορεί να γραφτεί ως εξής:

$$\text{ΜΙΚΤΑ} - 2,380488 * \text{ΔΕΙΚΤΗΣ}$$

Το γράφημα 8.3.2β απεικονίζει τη σχέση συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις εισροές στα Μικτά Α/Κ και στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. Το γράφημα δείχνει ότι οι εισροές στα Μικτά Α/Κ ήταν μικρότερες από το μακροχρόνιο επίπεδο για την περίοδο από το Απρίλιο του 1999 έως τον Αύγουστο του 2000. Εντούτοις, για το μεγαλύτερο διάστημα της εξεταζόμενης περιόδου οι εισροές στα Μικτά Α/Κ ήταν μεγαλύτερες από το μακροχρόνιο επίπεδο.

Γράφημα 8.3.2β: Σχέση συνολοκλήρωσης



Πανεπιστήμιο Πελοποννήσου

Εκτίμηση του Υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος (Vector Error Correction)

Από τη στιγμή που έχουμε βρει ότι οι χρονοσειρές μας είναι συνολοκληρωμένες και ότι υπάρχει μία σχέση συνολοκλήρωσης προσπαθούμε να εκτιμήσουμε το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (VEC). Η μορφή που παίρνει το υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος είναι η ακόλουθη:

$$DM_t = -0.0003(M_{t-1} - 2.3805\Delta_{t-1}) + 0.0078DM_{t-1} + 0.0113DM_{t-2} + 0.0516DM_{t-3} + 0.0262DM_{t-4} + 0.1575DM_{t-5} - 0.0123DM_{t-6} + 0.0024D\Delta_{t-1} + 0.0085D\Delta_{t-2} + 0.0062D\Delta_{t-3} + 0.0116D\Delta_{t-4} - 0.0077D\Delta_{t-5} - 0.0045D\Delta_{t-6} + U_{1t} \quad (1)$$

$$D\Delta_t = -0.0006(M_{t-1} - 2.3805\Delta_{t-1}) - 0.0856DM_{t-1} + 0.0655DM_{t-2} + 0.0210DM_{t-3} + 0.1251DM_{t-4} - 0.0592DM_{t-5} + 0.0631DM_{t-6} + 0.1967D\Delta_{t-1} - 0.0306D\Delta_{t-2} - 0.0135D\Delta_{t-3} - 0.0272D\Delta_{t-4} - 0.0009D\Delta_{t-5} + 0.0052D\Delta_{t-6} + U_{2t} \quad (2)$$

Οι παράμετροι -0.0003 και -0.0006 και 0.1967 είναι στατιστικά σημαντικές σε 1%, 10% και 1%, αντίστοιχα.³⁴

Όπου M και Δ αντιπροσωπεύουν τις σειρές ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗ αντίστοιχα, ενώ το D υποδηλώνει ότι έχουμε πρώτες διαφορές

Η σχέση συνολοκλήρωσης δηλαδή $(M_{t-1} - 2.3805\Delta_{t-1})$ αντικατοπτρίζει τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των εισροών στα Μικτά A/K και των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. Η παράμετρος -0.0003 συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής των μεταβολών των εισροών στα Μικτά A/K στη μακροχρόνια ισορροπία. Παρατηρούμε ότι η συγκεκριμένη παράμετρος είναι στατιστικά

³⁴ Να διευκρινιστεί ότι χρησιμοποιούμε τις κριτικές τιμές της κανονικής κατανομής, αφού το υπό εξέταση δείγμα είναι πολύ μεγάλο (1274 παρατηρήσεις) και συνεπώς η κατανομή t ταυτίζεται με την κανονική κατανομή.

σημαντική σε επίπεδο 1%, αλλά βρίσκεται κοντά στο μηδέν, κάτι που δείχνει ότι η ταχύτητα προσαρμογής των μεταβολών των εισροών στα Μικτά A/K στη μακροχρόνια ισορροπία είναι πολύ μικρή. Η παράμετρος $-0,0006$ συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του X.A.A στη μακροχρόνια ισορροπία και είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Το γεγονός ότι αυτή η παράμετρος προσαρμογής στη μακροχρόνια ισορροπία είναι στατιστικά σημαντική μόνο σε επίπεδο 10% σημαίνει ότι υπάρχουν ασθενείς ενδείξεις ότι οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη προσαρμόζονται στη μακροχρόνια ισορροπία. Κατά συνέπεια η ερμηνεία του εν λόγω αποτελέσματος πρέπει να γίνει με επιφύλαξη. Επιπλέον και αυτή η παράμετρος βρίσκεται κοντά στο μηδέν, κάτι που δείχνει ότι η ταχύτητα προσαρμογής των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του X.A.A. στη μακροχρόνια ισορροπία είναι πολύ μικρή.

Όσον αφορά στη βραχυχρόνια ισορροπία, το μόνο που μπορεί να αναφερθεί είναι ότι οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A. φαίνεται να επηρεάζονται από τις με μία χρονική υστέρηση αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A.

TODA –YAMAMOTO (1995)

Μέχρι τώρα έχουμε εκτιμήσει το βαθμό ολοκλήρωσης των χρονοσειρών ΜΙΚΤΑ και ΔΕΙΚΤΗΣ και έχουμε βρει ότι οι εν λόγω χρονοσειρές είναι ολοκληρωμένες 1^{ου} βαθμού, δηλαδή είναι I(1). Ακόμη σύμφωνα με τα κριτήρια Akaike και το L.R. test statistic έχουμε υποθέσει ένα VAR(6).

Στη συνέχεια, σύμφωνα με τα όσα έχουν προτείνει οι Toda-Yamamoto (1995) προβαίνουμε στην εκτίμηση ενός VAR(7). Η μία επιπλέον χρονική

υστέρηση απομακρύνει την αβεβαιότητα του αν έχουμε ή δεν έχουμε μοναδιαίες ρίζες (ο αριθμός των μοναδιαίων ριζών είναι άγνωστος).

Επόμενο μας βήμα είναι να διατυπώσουμε το Granger Non Causality μέχρι τις έξι χρονικές υστερήσεις, δηλαδή τον πραγματικό βαθμό του VAR. Δε λαμβάνουμε υπόψη μας στη μελέτη αιτιότητας τους συντελεστές του τελευταίου διανύσματος.

Σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Toda-Yamamoto, τα συμπεράσματα που προκύπτουν είναι τα εξής:

- Οι εισροές στα Μικτά A/K επηρεάζονται από τις με μία χρονική υστέρηση εισροές στα Μικτά A/K και όχι από τις με χρονική υστέρηση τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A.
- Οι τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A. επηρεάζονται από τις με χρονική υστέρηση τιμές του ίδιου του Γενικού Δείκτη του X.A.A. (μέχρι δύο χρονικές υστερήσεις), καθώς επίσης και από τη σταθερά.

10 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στη μελέτη αυτή εξετάζουμε την πιθανότητα ύπαρξης σχέσεων αιτιώδους συνάφειας ανάμεσα στις εισροές στα Μετοχικά και Μικτά Αμοιβαία Κεφάλαια και στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. Για τη διερεύνηση αυτής της πιθανής σχέσης χρησιμοποιήθηκε η αιτιότητα κατά Granger, η ανάλυση συνολοκλήρωσης καθώς και η ανάλυση σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Toda - Yamamoto.

Με τον έλεγχο της αιτιότητας κατά Granger σε πρώτες διαφορές προκύπτει το συμπέρασμα ότι οι παρελθούσες μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μεταβολών στις εισροές στα Μετοχικά Α/Κ. Το αντίθετο δεν ισχύει παρά μόνο για περιορισμένο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Δηλαδή, οι παρελθούσες μεταβολές στις εισροές στα Μετοχικά Α/Κ μπορούν να χρησιμεύσουν στην πρόβλεψη μεταβολών των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α., για το πολύ μέχρι τρεις χρονικές υστερήσεις.

Η σχέση συνολοκλήρωσης αντικατοπτρίζει τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των εισροών στα Μετοχικά Α/Κ και των τιμών του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. Οι μεταβολές των εισροών στα Μετοχικά Α/Κ προσαρμόζονται στη μακροχρόνια ισορροπία, από τη στιγμή που ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 1%. Επίσης, όσον αφορά στις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α. υπάρχουν ασθενείς ενδείξεις ότι προσαρμόζονται στη μακροχρόνια ισορροπία, από τη στιγμή που ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%. Το συγκεκριμένο συμπέρασμα έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger, ο οποίος δε λαμβάνει υπόψη τις μακροχρόνιες πληροφορίες, οι οποίες περιέχονται στα επίπεδα των χρονοσειρών και όχι στις πρώτες διαφορές τους.

Όσον αφορά στη βραχυχρόνια ισορροπία, τόσο οι μεταβολές στις εισροές στα Μετοχικά A/K επηρεάζονται από τις παρελθούσες αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A., όσο και οι αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A. επηρεάζονται από τις μεταβολές στις εισροές στα Μετοχικά A/K.

Τα παραπάνω συμπεράσματα ενισχύονται από την ανάλυση σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Toda-Yamamoto, η οποία γίνεται στα επίπεδα και όχι στις πρώτες διαφορές των υπό εξέταση χρονοσειρών. Συγκεκριμένα προέκυψε ότι οι εισροές στα Μετοχικά A/K επηρεάζονται από τις με χρονική υστέρηση τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A., ενώ οι τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A. επηρεάζονται από τις εισροές στα Μετοχικά A/K της προηγούμενης μέρας.

Όσον αφορά στα Μικτά A/K, ο έλεγχος της αιτιότητας κατά Granger σε πρώτες διαφορές έδειξε ότι οι παρελθούσες μεταβολές στις τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A. δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μεταβολών στις εισροές στα Μικτά A/K. Ομοίως, οι μεταβολές στις εισροές στα Μικτά A/K δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την πρόβλεψη των μεταβολών στις τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A.

Ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος, που συμβολίζει το βαθμό προσαρμογής των μεταβολών των εισροών στα Μικτά A/K στη μακροχρόνια ισορροπία, είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 1%. Εντούτοις, ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος βρίσκεται κοντά στο μηδέν, κάτι που δείχνει ότι η ταχύτητα προσαρμογής των εισροών στα Μικτά A/K στη μακροχρόνια ισορροπία είναι πολύ μικρή. Επίσης, όσον αφορά στις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A. υπάρχουν ασθενείς ενδείξεις ότι προσαρμόζονται στη μακροχρόνια ισορροπία, από τη στιγμή που ο συντελεστής διόρθωσης σφάλματος είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 10%. Επιπλέον και αυτή η παράμετρος βρίσκεται κοντά στο μηδέν,

κάτι που δείχνει ότι η ταχύτητα προσαρμογής των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του X.A.A. στη μακροχρόνια ισορροπία είναι πολύ μικρή.

Όσον αφορά στη βραχυχρόνια ισορροπία, δεν παρατηρείται καμία σχέση αιτιώδους συνάφειας μεταξύ των μεταβολών των εισροών στα Μικτά A/K και των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του X.A.A.

Η μεθοδολογία των Toda-Yamamoto (η οποία όπως έχουμε ήδη επισημάνει γίνεται στα επίπεδα των υπό μελέτη χρονοσειρών) έρχεται να ενισχύσει τα συμπεράσματα που προέκυψαν από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, ο οποίος έγινε σε πρώτες διαφορές. Συγκεκριμένα, προέκυψε ότι οι εισροές στα Μικτά A/K δεν επηρεάζονται από τις με χρονική υστέρηση τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A., καθώς επίσης και ότι οι τιμές του Γενικού Δείκτη του X.A.A. δεν επηρεάζονται από τις με χρονική υστέρηση εισροές στα Μικτά A/K.

Οι σχέσεις αιτιώδους συνάφειας που παρατηρούνται μεταξύ των αποδόσεων του Γενικού Δείκτη του X.A.A. και των μεταβολών των εισροών στα Μετοχικά A/K, ίσως να μπορούν να ερμηνευθούν ως εξής:

- Η αιτιότητα που έχει κατεύθυνση από τις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A. προς τις μεταβολές στις εισροές στα Μετοχικά A/K ενδέχεται να οφείλεται στο αίσθημα των επενδυτών, αφού προηγούμενες μελέτες έχουν δείξει ότι αυτό παίζει σημαντικό ρόλο στην Ελληνική κεφαλαιαγορά. Συγκεκριμένα, αν οι επενδυτές είναι αισιόδοξοι ή απαισιόδοξοι ως προς την πορεία του Γενικού Δείκτη του X.A.A., τότε αγοράζουν ή πωλούν μερίδια Μετοχικών A/K.
- Η αιτιότητα που έχει κατεύθυνση από τις μεταβολές στις εισροές στα Μετοχικά A/K προς τις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη του X.A.A. ίσως να βρίσκει εξήγηση στο θεσμικό πλαίσιο που διέπει την ελληνική

- 1) **BIB**: αγορά των Α/Κ. Συγκεκριμένα τα Μετοχικά Α/Κ στην Ελλάδα υποχρεούνται να επενδύουν το μεγαλύτερο μέρος του ενεργητικού τους σε μετοχές που διαπραγματεύονται στο Χ.Α.Α. Συνεπώς είναι πιθανό οι εισροές (εκροές) στα Μετοχικά Α/Κ να προκαλούν την ανοδική (καθοδική) πορεία του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α.

2) Caporale G.M. and Fildes R. (1997) "Forecasting Exchange Rates Using Vector Autoregressive Models" *Journal of Economic Surveys*, 11(2), 107-122.

3) Caporale G.M. and Fildes R. (1998) "Forecasting Exchange Rates Using Systems" *Journal of Forecasting*, 17(1), 1-15.

4) Dickey D.A. (1979) "A Simple Parity Test for the Long-Run Behavior of Exchange Rates" *Journal of International Money and Finance*, 8(2), 121-132.

5) Edges R. (1997) "Exchange Rates and International Trade: A Panel Data Approach" *Economic Letters*, 55(1), 1-6.

6) Engle R. and Granger C. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*, 55(2), 351-386.

7) Fama E. (1974) "Filter Rules and Foreign Exchange Markets" *Journal of Empirical Research*, 1(1), 1-16.

11 ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- 1) Akaike H (1973), "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle", in B.N. Petrov and Csaki (eds.), 2nd International Symposium on Information Theory (Budapest: Akademia Kiado).
- 2) Caporale G.M. and Pittis N. (1999), "Efficient Estimation of Cointegrating Vectors and Testing for Causality in Vector Autoregressions", Journal of Economic Surveys, Vol 13, No.1, 1 - 35.
- 3) Caporale G.M. and Pittis N. (1997), "Causality and Forecasting in Incomplete Systems", Journal of Forecasting, Vol 16, 425-437.
- 4) Dickey D.A. and W.A. Fuller (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.
- 5) Edelen R. and Warner J. (2001), "Aggregate price effects of institutional trading: a study of mutual fund flow and market returns", Journal of Financial Economics, 59, 195-220.
- 6) Engle R. and Granger C.W.S. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation Estimation and Testing", Econometrica, 55, 251-276.
- 7) Fama E. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of the Theory and Empirical Work", Journal of Finance, 25, 383-416.

- 16) Johnson S. (1982), "Empirical Analysis of Collaborative Markets", *Journal of Finance*, 37, 143-145.
- 8) Fama E. (1976), "Efficient Capital Markets: Reply", *Journal of Finance*, 31, 143-145.
- 17) Johnson S. (1982), "Empirical Analysis of Collaborative Markets", *Journal of Finance*, 37, 143-145.
- 9) Filippas N., (1999), Mutual Funds and Stock Market Environment, *Globus Invest*
- 10) Fortune P. (1997) "Mutual Funds, Part I: Reshaping the American Financial System", *New England Economic Review*, July/August, 45-72.
- 11) Fortune P. (1998), "Mutual Funds, Part II: Fund Flows and Security Returns", *New England Economic Review*, January/ February, 3-22.
- 12) Granger C.W. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross Spectral", *Econometrica*, 37, 24-36.
- 13) Granger C.W. (1988), "Some Recent Developments in the concept of «causality»", *Journal of Econometrics*, 39, 194-211.
- 14) Hall S.G. and Hendry S.G.B. (1998), "Macroeconomic Modeling", Chapter 2.
- 15) Ippolito R. (1992), "Consumer Reaction to Measures of Poor Quality: Evidence from the Mutual Fund Industry", *Journal of Law and Economics*, 35, 45-70.

- 16) Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- 17) Johansen S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- 18) Johansen S. (1995), "Likelihood-based inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford University Press.
- 19) Johansen S. and Juselius K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Application to the Demand of Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 196-210.
- 20) Lee C., Shleifer A. and Thaler R. (1991), "Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle", *Journal of Finance*, 46, 75-109.
- 21) MacKinnon J.G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests", Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R.F. Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press.
- 22) Milonas N. (1999) "Greek Mutual Funds – Theory and Practice", Greek Bank Association, Athens, Sakkoulas Publishing, 1999.

- 23) Niarchos N. and Alexakis C. (1998), "Stock Market Prices Causality and Efficiency. Evidence from the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, 8, 167-174.
- 24) Niarchos N., Alexakis C. and Patra T. "The dynamics between Stock Returns and Mutual Fund Flows: Empirical Evidence from the Greek Market"
- 25) Patel J., Zeckhauser R.J. and Hendricks D. (1994), "Investment Flows and Performance: Evidence from Mutual Funds, Cross-Border Investments, and New Issues." In Ryuzo Sato, Richard Levish, and Rama Ramachandran, eds., *Japan, Europe, and International Financial Markets: Analytical and Empirical Perspectives*, 51-72. Cambridge: Cambridge University Press.
- 26) Potter M., (1996) "The Dynamic Relationship Between Security Returns and Mutual Fund Flows." University of Massachusetts-Amherst Ph.D. Dissertation Chapter, Mimeo, October.
- 27) Remolona E., Kleiman P. and Gruenstein D. (1997), "Market Returns and Mutual Fund Flows." FRBNY Economic Policy Review, Federal Reserve Bank of New York, July, 33-52.
- 28) Sirri E.R. and Tufano P. (1993), "Buying and Selling Mutual Funds: Flows, Performance, Fees and Services.", Harvard Business School Working Paper.

29) Toda H.Y. and Yamamoto T. (1995) "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes" Journal of Econometrics, 66, 225-250.

30) Warther V.A. (1995), "Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns", Journal of Financial Economics, 39, 209-235.

31) Wermers R. (1999), "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices", The Journal of Finance, Vol. LIV, No 2, April 1999, 581-622.

| Αποδοτικότητα | Αριθμός | Επιχειρήσεις | Μηνιαία | Ετήσια | Περίοδος |
|-------------------|---------|----------------|--------------|---------------|---------------|
| Διαστήματα | Α/Κ | Α/Κ | Επιχειρήσεις | Αποδοτικότητα | Αποδοτικότητα |
| ΑΤΚ | 7 | 21.170.000.000 | 1,10% | 12,80% | 1,80% |
| CIT | 4 | 12.100.000.000 | 1,20% | 1,10% | 1,10% |
| ALPHA TRUST | 14 | 18.110.000.000 | 0,40% | 2,00% | 1,00% |
| NATIONAL EXPRESS | 9 | 18.110.000.000 | 14,20% | 1,10% | 1,00% |
| TELECH | 9 | 18.110.000.000 | 14,20% | 1,00% | 1,00% |
| HISDC (ΕΘΝΑΕ) ΑΕ | 9 | 18.110.000.000 | 22,80% | 1,00% | 1,00% |
| ΕΙΣΠΑΤΙΑ | 18 | 18.110.000.000 | 26,00% | 1,00% | 1,00% |
| ALLIANCE EUROPEAN | 18 | 18.110.000.000 | 24,20% | 1,00% | 1,00% |
| ΑΣΠΙΣ | 9 | 18.110.000.000 | 1,80% | 0,80% | 0,80% |
| ABN AMRO | 4 | 12.100.000.000 | 3,00% | 0,70% | 0,70% |
| INTERNATIONAL | 18 | 18.110.000.000 | 18,10% | 0,90% | 0,90% |
| KYTIPOY | 4 | 12.100.000.000 | 2,00% | 0,80% | 0,80% |
| KARCLAYS | 4 | 12.100.000.000 | 14,20% | 1,00% | 1,00% |
| ETBA ΠΑ | 18 | 18.110.000.000 | 21,20% | 1,00% | 1,00% |
| MARKET | 4 | 12.100.000.000 | 2,00% | 0,70% | 0,70% |
| EYPONIA (ΕΥΡΩΠΑ) | 4 | 12.100.000.000 | 2,00% | 0,70% | 0,70% |
| MARKET | 4 | 12.100.000.000 | 2,00% | 0,70% | 0,70% |
| MARKET (S) | 4 | 12.100.000.000 | 2,00% | 0,70% | 0,70% |
| ΕΥΡΩΠΑ | 18 | 18.110.000.000 | 1,80% | 0,70% | 0,70% |

12 ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ:

ΠΙΝΑΚΑΣ 1: Στατιστικά στοιχεία για τις ΑΕΔΑΚ

| Εταιρείες Διαχείρισης Αμοιβαίων Κεφαλαίων | No Α/Κ | Ενεργητικό | Μεταβολή | Μερίδιο | Μερίδιο |
|---|------------|---------------------------|-----------------------------|----------------------|----------------------|
| | | Α/Κ 31/12/2000 | Ενεργητικού από 31/12/99 | Αγοράς 31/12/1999 | Αγοράς 31/12/2000 |
| ALPHA (9) | 26 | 2.206.900.756.439 | 25,74% | 14,71% | 20,97% |
| ΔΙΕΘΝΙΚΗ (8) | 15 | 1.766.652.735.803 | 106,51% | 7,17% | 16,79% |
| EFG (2),(10) | 17 | 965.662.846.807 | -4072,53% | 0,19% | 9,17% |
| ΕΡΜΗΣ | 11 | 917.371.600.967 | -11,89% | 8,73% | 8,72% |
| ALICO-EUROBANK | 9 | 905.268.151.966 | -6,23% | 8,09% | 8,60% |
| INTERTRUST | 21 | 852.598.331.904 | -29,06% | 10,07% | 8,10% |
| ΠΕΙΡΑΙΩΣ (7) | 17 | 751.020.534.267 | 130,75% | 2,73% | 7,14% |
| ΑΤΕ | 9 | 413.489.488.499 | -14,65% | 4,06% | 3,93% |
| CITI | 4 | 201.975.305.515 | 12,31% | 1,51% | 1,92% |
| ALPHA TRUST | 14 | 193.038.195.254 | -44,69% | 2,92% | 1,83% |
| NATIONALE-NEDERL. | 9 | 192.177.107.636 | -24,79% | 2,14% | 1,83% |
| ΓΕΝΙΚΗ | 9 | 172.891.390.228 | -14,29% | 1,69% | 1,64% |
| HSBC (ΕΛΛΑΣ) (1) | 8 | 169.563.929.504 | -22,94% | 1,84% | 1,61% |
| ΕΓΝΑΤΙΑ | 9 | 146.546.489.374 | -20,62% | 1,55% | 1,39% |
| ALLIANZ ΕΛΛΗΝΙΚΗ | 13 | 138.500.394.884 | -30,29% | 1,66% | 1,32% |
| ΑΣΠΙΣ | 6 | 97.302.980.308 | -7,82% | 0,88% | 0,92% |
| ABN AMRO | 4 | 76.435.782.977 | -8,66% | 0,70% | 0,73% |
| INTERNATIONAL | 10 | 67.247.999.213 | -43,10% | 0,99% | 0,64% |
| ΚΥΠΡΟΥ | 5 | 66.562.068.794 | 23,49% | 0,45% | 0,63% |
| BARCLAYS | 5 | 42.580.133.118 | -23,38% | 0,47% | 0,40% |
| ΕΤΒΑ Π&Κ (4) | 6 | 38.244.300.995 | 101,32% | 0,16% | 0,36% |
| ΛΑΪΚΗ | 4 | 37.585.229.647 | -47,58% | 0,60% | 0,36% |
| ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ | 9 | 34.942.956.572 | -21,56% | 0,37% | 0,33% |
| ΤΕΛΕΣΙΣ (6) | 6 | 31.775.667.489 | -19,22% | 0,33% | 0,30% |
| SG ASSET MANAG'T GR (3) | 8 | 31.190.546.023 | -21,40% | 0,33% | 0,30% |
| MARFIN (5) | 11 | 7.485.799.148 | 835,72% | | 0,07% |
| ΣΥΝΟΛΑ | 265 | 10.525.010.723.331 | -11,80% | 74,35% | 100,00% |

(1) ΑΛΛΑΓΗ ΕΠΩΝΥΜΙΑΣ ΑΠΟ MIDLAND Α.Ε.Δ.Α.Κ. 12/11/99

(2) ΑΛΛΑΓΗ ΕΠΩΝΥΜΙΑΣ ΑΠΟ HANWHA HELLAS Α.Ε.Δ.Α.Κ. 29/11/99

- (3) ΑΛΛΑΓΗ ΕΠΩΝΥΜΙΑΣ ΑΠΟ ΚΟΣΜΟΣ SOGEN. 6/12/99
- (4) ΑΛΛΑΓΗ ΕΠΩΝΥΜΙΑΣ ΑΠΟ ΕΤΒΑ NATWEST 1/12/99
- (5) ΎΝΑΡΞΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ. 14/12/1999
- (6) ΑΛΛΑΓΗ ΕΠΩΝΥΜΙΑΣ ΑΠΟ ΔΩΡΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ. 15/3/2000
- (7) ΑΠΟ 1/8/00 ΤΑ Α/Κ ΤΗΣ ΧΙΟΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ. ΚΑΙ ΤΗΣ ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ ΘΡΑΚΗΣ ΤΑ ΔΙΑΧΕΙΡΙΖΕΤΑΙ Η ΠΕΙΡΑΙΩΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ.
- (8) ΑΠΟ 30/6/00 Η ΚΤΗΜΑΤΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ. ΣΥΓΧΩΝΕΥΘΗΚΕ ΜΕ ΤΗ ΔΙΕΘΝΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ.
- (9) ΑΠΟ 19/10/00 Η ΙΟΝΙΚΗ Α.Ε.Δ.Α.Κ. ΣΥΓΧΩΝΕΥΘΗΚΕ ΜΕ ΤΗΝ ΑΛΦΑ Α.Ε.Δ.Α.Κ.
- (10) Από 10/11/2000 τα Αμοιβαία Κεφάλαια της ΕΡΓΑΣΙΑΣ Α.Ε.Δ.Α.Κ. τα διαχειρίζεται η ΕΦΓ Α.Ε.Δ.Α.Κ.

ΠΗΓΗ: ΕΝΩΣΗ ΘΕΣΜΙΚΩΝ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ - Επιτροπή Οικονομικών και Στατιστικών Θεμάτων

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

| ΚΩΔΙΚΟΣ | ΟΝΟΜΑ | ΕΙΔΟΣ | ΠΡΟΣΤΑΣΙΑ |
|---------|-------|---------------|---------------|
| 1 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 2 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 3 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 4 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 5 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 6 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 7 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 8 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 9 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 10 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 11 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 12 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 13 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 14 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 15 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 16 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 17 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 18 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 19 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 20 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 21 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 22 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 23 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 24 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 25 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 26 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 27 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 28 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 29 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 30 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 31 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 32 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 33 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 34 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 35 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 36 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 37 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 38 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 39 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 40 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 41 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 42 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 43 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 44 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 45 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 46 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 47 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 48 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 49 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 50 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 51 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 52 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 53 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 54 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 55 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 56 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 57 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 58 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 59 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 60 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 61 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 62 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 63 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 64 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 65 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 66 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 67 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 68 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 69 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 70 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 71 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 72 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 73 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 74 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 75 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 76 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 77 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 78 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 79 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 80 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 81 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 82 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 83 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 84 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 85 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 86 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 87 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 88 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 89 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 90 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 91 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 92 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 93 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 94 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 95 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 96 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 97 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 98 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 99 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |
| 100 | ΑΕΠ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ | ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΙΑΚΑ |

ΠΙΝΑΚΑΣ 2: Μετοχικά Α/Κ και τιμές των αρχικών μεριδίων.

| ΜΕΤΟΧΙΚΑ Α/Κ | ΑΡΧΙΚΑ ΜΕΡΙΔΙΑ |
|---|----------------|
| 1 ALPHA ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 2 ΑΣΠΙΣ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 3 ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ | 1000 |
| 4 ΕΡΜΗΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ | 2000 |
| 5 INTERAMERICAN ΔΥΝΑΜΙΚΟ | 2000 |
| 6 NATIONALE NEDERLANDEN ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤΟΧ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 7 ALPHA TRUST ΑΝΑΠΤ. ΜΕΤ. ΕΣ. | 2000 |
| 8 MIDLAND ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 9 ΔΗΛΟΣ BLUE CHIPS | 1000 |
| 10 SOGEN INVEST ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 11 ΔΩΡΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 12 ALICO-EUROBANK ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 2000 |
| 13 ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 14 ΕΓΝΑΤΙΑ-ΟΛΥΜΠΙΑ ΑΝΑΠΤΥΞ. ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣ. | 1000 |
| 15 ΙΟΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 16 ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 17 ALIANZ ΕΠΙΘ. ΣΤΡΑΤ. ΜΕΤ. ΕΣ. | 1500 |
| 18 ΧΙΟΣ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΛΛ. ΑΝΑΠΤΥΞΗΣ | 1000 |
| 19 ΕΥΡΩΕΛΛΗΝΙΚΟ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 20 ABN AMRO ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ | 1000 |
| 21 METROLIFE ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ | 2000 |
| 22 ALLIANZ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 23 ALPHA TRUST ΥΠΟΔΟΜΗΣ ΜΕΤΟΧ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 24 ALPHA TRUST ΝΕΩΝ ΕΠΙΧ. ΜΕΤ. | 1000 |
| 28 ΕΤΒΑ NATWEST ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 25 ΙΟΝΙΚΗ ATHENS INDEX FUND ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 26 EUROBANK GROWTH INDEX ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1500 |
| 27 EUROBANK GENESIS ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 28 ΓΕΝΙΚΗ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 29 SIGMA ATHENS INDEX FUND (IFCI GREECE) | 1000 |
| 30 ΔΕΛΦΟΙ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 31 BARCLAYS ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ. FTSE/ASE-20 | 2000 |
| 32 INTERNATIONAL ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 2000 |
| 33 ΚΥΠΡΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 34 ΛΑΙΚΗ ΤΕΛΕΣΣ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 35 INTERAMERICAN ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΩΝ ΕΤΑΙΡΙΩΝ | 2000 |
| 36 ΧΙΟΣ SMALL CAP | 2000 |
| 37 CITIFUND EQUITY | 1000 |
| 38 ALPHA ΔΥΝΑΜΙΚΟ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 39 ΠΡΩΤΕΥΣ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 40 ΔΕΛΦΟΙ SMALL CAP ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 41 MIDLAND ATHENS INDEX FUND ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |

| | | |
|----|--|------|
| 42 | INTERNATIONAL ET.ΜΕΣΑΙΑΣ ΚΕΦΑΛΑΙΩΣ ΜΕΤ.ΕΣ. | 2000 |
| 43 | INTERNATIONAL SMALL CAP ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 2000 |
| 44 | INTERAMERICAN ΟΛΥΜΠΟΝΙΚΗΣ | 2000 |
| 45 | ΓΕΝΙΚΗ ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜΕΝΩΝ ΕΤΑΙΡΙΩΝ ΜΕΤ.ΕΣ. | 1000 |
| 46 | INTERNATIONAL BLUE CHIP ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 2000 |
| 47 | ΝΑΤ. NEDERLANDEN ΔΥΝΑΜΙΚΩΝ ΕΠΙΧ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 48 | ΕΥΡΩΠ. ΠΙΣΤΗ ΑΝΑΠΤΥΣΣΟΜ. ΕΠΙΧ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 49 | BARCLAYS ΑΝΑΠΤΥΞΙΑΚΟ ΜΕΤΟΧΩΝ ΕΣΩΤ. | 2000 |
| 50 | ΕΙΓΝΑΤΙΑ-ΑΘΗΝΑ ΑΝΑΠΤΥΞ. ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 51 | ΕΙΓΝΑΤΙΑ-ΘΗΣΕΑΣ FTSE ASE 20 ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 52 | ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΔΥΝΑΜΙΚΟ ΜΕΤΟΧ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 53 | ΔΗΛΟΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡ. & ΤΕΧΝ.(HI-TECH) | 1000 |
| 54 | INTERNATIONAL Ε.Δ.Ε.Γ.(REAL ESTATE)ΜΕΤ.ΕΣ. | 2000 |
| 55 | ΑΣΠΙΣ 21ος ΑΙΩΝ ΜΕΤ. ΕΣΩΤ | 5000 |
| 56 | ΕΤΒΑ Π&Κ CAPITAL ΠΛ&ΤΕΧΝ. ΜΕ | 1000 |
| 57 | ΑΤΤΙΚΗΣ ΜΕΤΟΧΙΚΟ ΕΣΩΤ | 1000 |
| 58 | ΑΤΕ ΜΕΤΟΧΙΚΟ(ΜΕΣΑΙΑΣ & ΜΙΚΡΗΣ Κ/ΣΗΣ) ΕΣΩΤ | 1000 |
| 59 | ΔΗΛΟΣ TOP-30 | 1000 |
| 60 | ALFA TRUST ΝΕΑΣ ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΑΣ ΜΕΤ. ΕΣΩΤ | 1000 |
| 61 | ΑΣΠΙΣ ΒΟΡΕΙΟΥ ΕΛΛΑΔΟΣ | 5000 |
| 62 | ΒΕΡΓΙΝΑ MID CUP ΜΕΤ ΕΣΩΤ | 1000 |
| 63 | ALLIANZ MILLENNIUM NEW TECHNOLOGIES | 1000 |
| 64 | ALLIANZ MILLENNIUM GOLD MEDAL | 1000 |
| 65 | ΔΗΛΟΣ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΤΑΙΡΕΙΩΝ (FINANCIAL) | 1000 |
| 66 | MARFIN MAXIMUM | 1000 |
| 67 | ΑΚΡΟΠΟΛΙΣ MID CAP | 1000 |
| 68 | ΚΥΠΡΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΔΥΝΑΜΙΚΟ ΜΕΤ. ΕΣ. | 1000 |
| 69 | ΕΥΡΩΠΑΙΚΗ ΠΙΣΤΗ ΝΕΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ | 1000 |
| 70 | ΕΥΡΩΠΑΙΚΗ ΠΙΣΤΗ ΟΛΥΜΠΙΑΚΗ ΦΛΟΓΑ | 1000 |
| 71 | ΛΑΙΚΗ ΕΠΙΛΕΓΜΕΝΩΝ ΑΞΙΩΝ ΜΕΤ. ΕΣ. | 1000 |
| 72 | NOVABANK BLUE CHIPS | 1000 |
| 73 | NOVABANK SMALL CAP | 1000 |
| 74 | ΕΡΜΗΣ ΠΡΩΤΟΠΟΡΟΣ | 1000 |
| 75 | MARFIN PREMIUM ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 76 | MARFIN CONSERVATIVE ΜΕΤ.ΕΣΩΤ | 1000 |
| 77 | MARFIN BETA PLUS ΜΕΤ.ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 78 | MARFIN MEDIUM ΜΕΤ.ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 79 | MARFIN GROWTH ΜΕΤ. ΕΣΩΤ. | 1000 |

ΠΙΝΑΚΑΣ 3: Μικτά Α/Κ και τιμές των αρχικών μεριδίων.

| ΜΙΚΤΑ Α/Κ | ΑΡΧΙΚΑ ΜΕΡΙΔΙΑ |
|--|----------------|
| 1 ΔΗΛΟΣ ΜΙΚΤΟ | 1500 |
| 2 INTERAMERICAN ΕΛΛΗΝΙΚΟ | 2000 |
| 3 ALPHA ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 4 ΔΕΛΦΟΙ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 5 HELVETIA ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 6 INTERNATIONAL ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 7 ΕΡΜΗΣ ΜΙΚΤΟ | 1000 |
| 8 ALLIANZ ΜΙΚΤΟ | 1000 |
| 9 ΒΕΡΙΤΝΑ ΜΙΚΤΟ | 1000 |
| 10 ΕΡΓΟΕΠΕΝΔΥΣΗ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 11 ΤΡΙΤΩΝ ΜΙΚΤΟ | 1000 |
| 12 ALPHA TRUST EUROSTAR ΜΙΚΤΟ | 1000 |
| 13 ΑΤΤΙΚΗΣ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 14 ALLIANZ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ.(UNIT LINKED) | 1000 |
| 15 ΓΕΝΙΚΗ ΑΠΟΤΑΜ.-ΣΥΝΤΑΞ. ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 16 ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΚΕΦ. & ΥΠΕΡ. ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 17 ΔΗΛΟΣ ΣΥΛΛΟΓΙΚΟ | 1000 |
| 18 ΓΕΝΙΚΗ ΜΙΚΤΟ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 19 NAT. NEDERLANDEN ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 20 ALPHA ΟΙΚΟΓΕΝΕΙΑΚΟ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 21 ΕΥΡΩΠΑΙΚΗ ΠΙΣΤΗ EUROINVEST ΜΙΚΤΟ ΕΣ.(U/L) | 1000 |
| 22 CITIFUND BALANCED | 1000 |
| 23 MARFIN GREEK FOCUS ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤ. | 1000 |
| 24 ΚΥΠΡΟΥ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΜΙΚΤΟ ΕΣ. | 1000 |
| 25 DF ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |
| 26 ΠΗΓΑΣΟΣ ΜΙΚΤΟ ΕΣΩΤΕΡΙΚΟΥ | 1000 |