

ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΔΙΔΑΚΤΙΚΗΣ
ΑΓΟΥΡΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ

ΘΕΜΑ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ:
ΣΥΣΤΕΙΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ
μεταξύ
ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΤΙΜΩΝ
και
ΤΙΜΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

ΙΩΑΝΝΑ Χ. ΖΥΓΚΙΡΗ
Α.Μ. Μ.ΧΡΗ/9714

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ Δ. ΜΑΛΛΙΑΡΟΠΟΥΛΟΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡ. ΠΡ.	36746
ΑΡ. ΤΙΤΛ.	21224
ΑΡ. ΣΗΜ.	332.042 ΖΥ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	



00136746

ΙΟΥΝΙΟΣ 2000

ΕΛΕΓΧΟΣ

ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΔΗΜΟΚΡΑΤΙΑ
ΥΠΟΥΡΓΕΙΟ ΠΑΙΔΕΙΑΣ ΚΑΙ ΘΡΗΣΚΕΥΜΑΤΩΝ

ΘΕΜΑ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ:
ΥΞΕΣΕΙΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ
μεταξύ
ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΤΙΜΩΝ
και
ΤΙΜΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ

ΙΩΑΝΝΑ Χ. ΖΥΓΚΙΡΗ
Α.Μ. Μ.ΧΡΗ/9714

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ Δ. ΜΑΛΛΙΑΡΟΠΟΥΛΟΣ

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ	
ΑΡΙΘ.	36746
ΕΠΩΝ.	21224
ΕΣΤΗ.	382.042 ΖΥ
ΒΙΒΛΙΟΘΗΚΗ	



00136746

ΙΟΥΝΙΟΣ 2000

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

I. ΠΕΡΙΛΗΨΗ

II. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

III. ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

IV. ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ

α) Οι τρεις οικονομικές υποθέσεις

β) Αναδυόμενες αγορές

γ) Διαχρονική επισκόπηση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς και της αγοράς συναλλάγματος

V. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

1. Υπόδειγμα

2. Περιγραφή Δεδομένων

VI. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

VII. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

VIII. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

IX. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

X. ΠΙΝΑΚΕΣ

XI. ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

XII. ΔΙΑΓΡΑΜΜΑΤΑ

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

1. ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην παρούσα εργασία διερευνούμε τις διαχρονικές σχέσεις αιτιότητας μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής έναντι των νομισμάτων ευρώ, δολαρίου ΗΠΑ, αγγλικής λίρας, ιαπωνικού γιεν και της ονομαστικής σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας της, και των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών των κλάδων της ελληνικής οικονομίας καθώς και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, για τη χρονική περίοδο 1990:02-2000:03. Διεξάγουμε ελέγχους των σχέσεων αιτιότητας σύμφωνα με τη μέθοδο Granger-causality, πάνω σε ένα διμεταβλητό υπόδειγμα αυτοπαλινδρόμησης. Τα εμπειρικά αποτελέσματα μας οδηγούν στο συμπέρασμα ότι γενικά δεν υπάρχει αλληλεπίδραση μεταξύ των δύο μεταβλητών, εκτός από μεμονωμένες, πιθανότατα τυχαίες, περιπτώσεις.

II. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η εμπειρική μελέτη έχει ως σκοπό την έρευνα των σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών (EX) της δραχμής, και των χρηματιστηριακών δεικτών (SP) των κλάδων επιχειρήσεων της ελληνικής οικονομίας κατά την περίοδο της τελευταίας δεκαετίας.

Στα πλαίσια αυτά, θα επισημανθούν οι θετικές και αρνητικές επιπτώσεις που έχει επιφέρει η ένταξη της δραχμής στον Ευρωπαϊκό Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ) το Μάρτιο του 1998, καθώς και οι προοπτικές που έχει διαμορφώσει η είσοδος της Ελλάδας στην ΟΝΕ το 2001, στη νομισματική και χρηματιστηριακή εγχώρια αγορά.

Κάνοντας μία αναφορά στο οικονομικό θεωρητικό πλαίσιο και μία σύντομη ανασκόπηση στο παρελθόν, παρατηρεί κανείς την ταχεία εξάπλωση του διεθνούς εμπορίου τη δεκαετία του '70 και την υιοθέτηση του καθεστώτος των ελεύθερα κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών από αναπτυσσόμενες χώρες το 1973. Ο Jorion (1990) επισημαίνει ότι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες διακυμάνθηκαν 4 φορές περισσότερο απ' ό,τι τα επιτόκια, και 10 φορές περισσότερο απ' ό,τι ο πληθωρισμός, κατά τη περίοδο 1971-1987.

Αναπόφευκτα, έχει αυξηθεί σημαντικά η έκθεση των επιχειρήσεων σε συναλλαγματικούς κινδύνους, είτε αυτοί εμφανίζονται όταν οι επιχειρήσεις έχουν επενδύσει σε πάγια στοιχεία ή χρηματοοικονομικά προϊόντα στο εξωτερικό, είτε αυτοί επηρεάζουν τα κέρδη τους λόγω αύξησης του κόστους των εισαγόμενων πρώτων υλών ή λόγω συρρίκνωσης της συνολικής ζήτησης στο εξωτερικό εξαιτίας της απώλειας ανταγωνιστικότητας των προϊόντων τους.

Θα πρέπει πάντως να επισημανθεί ότι μέχρι σήμερα δεν υπάρχει *θεωρητική και εμπειρική σύγκλιση απόψεων* αναφορικά με την ύπαρξη θετικής ή αρνητικής, μονόδρομης ή αμφίδρομης αιτιώδους σχέσης μεταξύ συναλλαγματικών ισοτιμιών και τιμών μετοχών. Το είδος των συσχετίσεων αυτών δεν έχει ερμηνευτεί και οριστικοποιηθεί με σαφήνεια από τους διάφορους αναλυτές.

Συνοπτικά, μπορούν να διατυπωθούν τρεις οικονομικές υποθέσεις ως προς τη σχέση αιτιότητας μεταξύ SP και EX:

1. η σχέση αιτιότητας από SP σε EX μπορεί να είναι *αρνητική*, καθότι, μείωση στις τιμές των μετοχών σημαίνει συρρίκνωση του εισοδήματος και του εγχώριου πλούτου και κατά επέκταση μείωση της εγχώριας ζήτησης χρήματος και πτώση των επιτοκίων. Το φαινόμενο αυτό θα έχει ως αποτέλεσμα την εκροή τόσο εγχώριων όσο και ξένων κεφαλαίων προς αναζήτηση εναλλακτικών πηγών μεγαλύτερων αποδόσεων, αλλά και την αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας (υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος).

Το αντίθετο θα ισχύσει σε περίπτωση αύξησης των τιμών των μετοχών.

2. η σχέση αιτιότητας από EX σε SP μπορεί να είναι *θετική*, καθότι, μία μείωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας (ανατίμηση της αξίας του εγχώριου νομίσματος) έχει ως αποτέλεσμα τη μείωση της κερδοφορίας (σε εγχώριο νόμισμα) των εξαγωγικών

επιχειρήσεων, διότι η αύξηση των τιμών των εξαγόμενων προϊόντων θα επιφέρει μείωση στη ζήτησή τους.
Επίσης, μία ανατίμηση μειώνει την αξία των επιχειρήσεων που έχουν περιουσιακά στοιχεία επενδυμένα σε ξένο νόμισμα.

3. η σχέση αιτιότητας από EX σε SP μπορεί να είναι *αρνητική*, όταν μία ανατίμηση της αξίας του εγχώριου νομίσματος θα φέρει το αντίθετο αποτέλεσμα σε σχέση με την προηγούμενη περίπτωση, για επιχειρήσεις με μεγάλο όγκο εισαγωγών. Το κόστος των πρώτων υλών, οι οποίες είτε εισάγονται είτε γενικά αποτιμώνται στην αγορά σε ξένο νόμισμα, θα συρρικνωθεί και η κερδοφορία στο συγκεκριμένο κλάδο βιομηχανίας θα αυξηθεί.

Στις δύο τελευταίες περιπτώσεις θα μπορούσε να παρατηρήσει κανείς ότι δεν καθίσταται σαφές από την αρχή, πώς η χρηματιστηριακή αξία μιας επιχείρησης θα επηρεαστεί τελικά. Οι διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών θα επιφέρουν τόσο άμεσες όσο και έμμεσες συνέπειες, και τα τελικά αποτελέσματα θα είναι διφορούμενα (κέρδος ή ζημία) για πολυεθνικές ή επιχειρήσεις με μεγάλο ποσοστό των στοιχείων του ισολογισμού τους σε ξένο νόμισμα, και για εγχώριες επιχειρήσεις. Στις πρώτα αναφερόμενες επιχειρήσεις, τα στοιχεία και του ενεργητικού και του παθητικού τους θα αλλάξουν επηρεάζοντας την αξία των εξωτερικών συναλλαγών. Στην περίπτωση των εγχώριων επιχειρήσεων, ο μικρότερος όγκος πωλήσεων εξαγωγικών προϊόντων και το χαμηλότερο κόστος εισαγόμενων πρώτων υλών και βοηθητικών προϊόντων θα έχουν αντικρουόμενες επιδράσεις στα καθαρά κέρδη τους και συνεπώς στη χρηματιστηριακή τους αξία.

Βέβαια, επιχειρήσεις με διεθνή δραστηριοποίηση υπερέχουν των υπολοίπων στο ότι διαθέτουν καλύτερες υπηρεσίες διαφοροποίησης και αντιμετώπισης κινδύνων, καθώς και λήψης προληπτικών μέτρων.

Μακροχρόνια, η απώλεια της ανταγωνιστικότητας των εξαγωγικών προϊόντων λόγω ανατίμησης του εγχώριου νομίσματος θα επηρεάσει αρνητικά την πορεία των τιμών των μετοχών. Αντίθετα, για μία χώρα σαν την Ελλάδα που εισάγει το μεγαλύτερο μέρος των απαραίτητων πρώτων υλών της, η συρρίκνωση του κόστους των εισαγόμενων αυτών αγαθών θα συμβάλλει σημαντικά (πάντα βέβαια σε συνδυασμό άλλων παραγόντων όπως αύξηση του ρυθμού παραγωγικότητας) σε μια αντιστροφή των τιμών της χρηματιστηριακής αγοράς σε θετική κατεύθυνση.

Επισημαίνεται η ποιοτική και ποσοτική, από άποψη κόστους, διαφοροποίηση μεταξύ των συνεπειών των κρίσεων που εκδηλώνονται στις αναπτυγμένες και στις αναπτυσσόμενες χώρες. Μια ανεπτυγμένη οικονομία περιορίζει τις συνέπειες της κρίσης και διαθέτει μεγαλύτερες εναλλακτικές στρατηγικές απεμπλοκής από την περίοδο κρίσης, ενώ αντίθετα στις αναπτυσσόμενες οικονομίες οι συνέπειες έχουν σαν κύρια επίπτωση την οικονομική αποδιοργάνωση.

Μετά τα παραπάνω, είναι εύλογο να συμπεράνει κανείς, ότι πιθανόν θα πρέπει να υπάρχει μία συνεχή ανατροφοδοτούμενη αλληλεπίδραση μεταξύ των δύο μεταβλητών, συναλλαγματικών ισοτιμιών (EX) του εγχώριου νομίσματος και χρηματιστηριακών τιμών μετοχών (SP).

Η επιλογή εφαρμογών διαφόρων πολιτικών, κυρίως νομισματικής πολιτικής, αναμφισβήτητα θα πρέπει να γίνεται με γνώμονα τις μελλοντικές άμεσες ή έμμεσες επιπτώσεις της στη χρηματιστηριακή αγορά. Και αντιστρόφως, η υποτονικότητα στη χρηματιστηριακή αγορά και συνεπώς, η εκροή επενδυτικών κεφαλαίων προς άλλες αγορές με μεγαλύτερες αποδόσεις συγκριτικά, όπως λόγω χάρη αναδυόμενες αγορές, θα ασκήσει έντονες πιέσεις στη συναλλαγματική αγορά για άμεση αντιμετώπιση του κινδύνου. Χαρακτηριστική περίπτωση, η επίσπευση της ανατίμησης της κεντρικής ισοτιμίας της δραχμής το Ιανουάριο του 2000 προκειμένου να αποκατασταθεί η σταθερότητα και ευρωστία στις αγορές.

Οι υπάρχουσες εμπειρικές μελέτες οδηγούν σε μεικτά αποτελέσματα. Ενδεικτικά, αναφέρουμε τον Solnik (1987) και τον Smith (1992), οι οποίοι βρίσκουν θετική την επίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών (EX) του εγχώριου νομίσματος πάνω στις χρηματιστηριακές τιμές μετοχών (SP), ενώ οι Bodnar and Genry (1993) υποστηρίζουν τη χαλαρή συσχέτισή τους στην αγορά της Ιαπωνίας και του Καναδά.

Οι πιο πρόσφατες μελέτες εξετάζουν την αιτιώδη σχέση μεταξύ (EX) και (SP) χρησιμοποιώντας τεχνικές όπως τη μέθοδο του Granger (Granger causality) και αυτή της συνολοκλήρωσης (cointegration). Έτσι, οι Bahmani-Oskooee και Ahmad Sohrabian (1992) καταλήγουν σε μια αμφίδρομη σχέση αιτιότητας σε έρευνά τους στην αμερικανική αγορά, ενώ οι Abdalla και Murinde (1997) βρίσκουν τη σχέση αυτή να είναι μονής κατεύθυνσης για τέσσερις αναδυόμενες αγορές, Ινδία, Κορέα, Πακιστάν και Φιλιππίνες.

Αναλυτικότερα, θα αναφερθούμε στην Ενότητα III στις διαφορετικές θεωρητικές προσεγγίσεις συνοδευόμενες με τα εμπειρικά αποτελέσματά τους, επισημαίνοντας τις δυσκολίες, τα πρακτικά προβλήματα και τις αδυναμίες που παρουσιάζουν οι μεθοδολογίες τους.

Σε γενικές γραμμές, οι διαπιστώσεις και τα συμπεράσματα που εξάγονται από τις εμπειρικές μελέτες, διαφέρουν ποικιλοτρόπως σε αναπτυγμένες και αναπτυσσόμενες χώρες.

Η διατριβή χωρίζεται ως εξής:

Οι Ενότητες I και II περιλαμβάνουν την περίληψη και την εισαγωγή της εμπειρικής μας έρευνας αντίστοιχα. Στην Ενότητα III γίνεται αναφορά σε σχετική αρθρογραφία. Στην Ενότητα IV αναπτύσσουμε το θεωρητικό πλαίσιο με τις τρεις οικονομικές υποθέσεις και περιγράφουμε συνοπτικά ορισμένα χαρακτηριστικά των αναδυόμενων αγορών και της ελληνικής αγοράς. Στην Ενότητα V ασχολούμαστε με τη μεθοδολογική προσέγγιση που χρησιμοποιήθηκε στην έρευνά μας. Στην Ενότητα VI παρουσιάζονται και ερμηνεύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης μας. Στην Ενότητα VI αναφέρονται τα συμπεράσματα.

Στο τέλος της διατριβής επισυνάπτεται παράρτημα με σημειώσεις, βιβλιογραφία, πίνακες, στοιχεία χρονοσειρών και διαγράμματα.

III. ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

Αν και είναι ευρέως αποδεκτό ότι υπάρχει σχέση αιτιότητας και όταν πολλές φορές η μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών οφείλεται κατά ένα αρκετά σημαντικό ποσοστό και στις διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών του εγχώριου νομίσματος, η διεθνής αρθρογραφία, η οποία σημειωτέον έχει ασχοληθεί εκτενώς στην ανάλυση και ερμηνευση της συσχέτισης μεταξύ επιτοκίων ή ρυθμού μεταβολής πληθωρισμού και χρηματιστηριακής τιμής μιας επιχείρησης, εδώ παρουσιάζεται να είναι πολύ μικρή και επιπλέον να οδηγείται συχνά σε αντικρουόμενα συμπεράσματα.

Επίσης, ορισμένες μελέτες αναφέρονται σε συσχετίσεις μεταξύ αποδόσεων αναδυόμενων ή ώριμων αγορών και του συναλλαγματικού κινδύνου ή ενός ευρύτερου αριθμού παγκόσμιων οικονομικών παραγόντων κινδύνων, και ελέγχουν τις σχέσεις αυτές με μονοπαραγοντικά ή πολυπαραγοντικά, στατικά ή διαχρονικά, σε διεθνές περιβάλλον ή όχι, υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων¹.

Τέλος, αρκετές μελέτες έχουν ερευνήσει τις πιθανές πηγές έκθεσης μιας επιχείρησης σε συναλλαγματικό κίνδυνο και την αναγκαιότητα επβολής ασφάλιστρου στη χρηματιστηριακή αγορά.

Σε αυτή την Ενότητα θα ανατρέξουμε σε εμπειρικές μελέτες που διεξήγαν οικονομολόγοι και αναλυτές σε αγορές διαφόρων χωρών και θα παρουσιάσουμε τα εμπειρικά τους αποτελέσματα.

Σε σχετικό πίνακα στο Παράρτημα παραθέτουμε συγκρίσεις των μεθοδολογιών τους.

Ο C. Harvey (1995a)² ερευνά τις διαχρονικές συσχετίσεις μεταξύ αποδόσεων αναδυόμενων αγορών και ενός αριθμού παγκόσμιων οικονομικών παραγόντων κινδύνου (world factors). Για τον υπολογισμό του κινδύνου χρησιμοποιεί ένα πολυπαραγοντικό διεθνές υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (multifactor world Capital Asset Pricing Model (CAPM)) σε προτίμηση με ένα μονοπαραγοντικό υπόδειγμα.

Το δείγμα του αποτελείται από 21 βιομηχανικές χώρες και 20 αναδυόμενες χώρες και αφορά μηνιαίες αποδόσεις αποτιμημένες σε δολάριο ΗΠΑ για την χρονική περίοδο 1976:01 έως 1992:06. Η αποδοχή κάθε αγοράς βασίζεται σε ένα σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο χρεογράφων που διαπραγματεύονται σε αυτή την αγορά. Ο αριθμός των μετοχών που συμπεριλαμβάνονται στο γενικό δείκτη αγοράς κάθε χώρας κυμαίνεται από 17 έως 300.

Αποτελέσματα πάνω στις μηνιαίες διαστρωματικές συσχετίσεις μεταξύ των αναδυόμενων αγορών αλλά και μεταξύ των αναδυόμενων και αναπτυγμένων αγορών, δείχνουν ότι αυτές και στις δύο περιπτώσεις είναι σημαντικά μικρές. Η Ελλάδα έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με την Πορτογαλία (0,36), ενώ με τις αναπτυγμένες χώρες για την ίδια περίοδο, έχει τη μεγαλύτερη συσχέτιση με την Αυστρία (0,27) και με Ισπανία (0,18).

Έτσι, μικρές συσχετίσεις σημαίνουν μεγάλο πλεονέκτημα να περιλαμβάνονται οι αναδυόμενες αγορές σε ένα χαρτοφυλάκιο προκειμένου αυτό να είναι καλά διαφοροποιημένο. Αυτό ισχύει διότι, αν και οι αγορές αυτές, κάθε μία χωριστά, παρουσιάζουν υψηλή διακύμανση στις αποδόσεις τους, η διακύμανση ολόκληρου του χαρτοφυλακίου μειώνεται.

O C. Harvey, προκειμένου να υπολογίσει τον κίνδυνο στον οποίο εκτίθενται οι αποδόσεις των χρηματιστηριακών αγορών των αναπτυσσόμενων χωρών, χρησιμοποιεί πρώτα ένα μονοπαραγοντικό μοντέλο, με παράγοντα κινδύνου το beta του MSCI (Morgan Stanley & Co.) χαρτοφυλακίου της διεθνούς αγοράς, το οποίο απορρίπτεται ως ακατάλληλο για την περίπτωση των αναδυόμενων αγορών, εφόσον το διεθνές benchmark χαρτοφυλάκιο είναι στην πραγματικότητα ένα χαρτοφυλάκιο των βιομηχανικών χωρών και μόνον.

Έτσι, παλινδρομεί ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα με 5 διεθνή betas ως παράγοντες κινδύνου στους οποίους εκτίθενται οι μετοχές και οι αποδόσεις τους των παραπάνω αγορών: η μεταβολή της διεθνούς τιμής πετρελαίου, ένας διεθνής δείκτης ξένων νομισμάτων, ο ρυθμός της παγκόσμιας βιομηχανικής ανάπτυξης, το beta του διεθνούς benchmark χαρτοφυλακίου και η μεταβολή του πληθωρισμού διεθνώς. Καταλήγει ότι μόνον ορισμένες χώρες εκτίθενται στατιστικά σημαντικά στους παραπάνω κινδύνους. Όπως έχει ήδη αναφερθεί, αδυναμία στην ανάλυση αυτή αποτελεί το γεγονός ότι αρκετές αγορές δεν έχουν αφομοιωθεί με τη διεθνή αγορά.

Μειονεκτήματα

1. οι δείκτες των αναδυόμενων αγορών *πάσχουν* στο ότι το δείγμα των στοιχείων τους αφορά μια σχετικά μικρή χρονική περίοδο.
2. Στις αναδυόμενες αγορές υπάρχει ανεπαρκής άμεση πρόσβαση στην πληροφόρηση.
3. Το χαρτοφυλάκιο αγοράς ίσως να μην είναι κατάλληλα προσδιορισμένο.
4. Υπάρχουν προβλήματα με τα αποτελέσματα, όπως στην περίπτωση των μικρών διαστρωματικών συσχετίσεων των αποδόσεων μεταξύ των αναδυόμενων αγορών αλλά και μεταξύ των αναδυόμενων και αναπτυσσόμενων αγορών, λόγω της όχι συχνής διαπραγμάτευσης των αντίστοιχων μετοχών.
5. Αρκετές αναδυόμενες αγορές δεν είναι ενσωματωμένες στη διεθνή αγορά.

Οι J. Doukas, P. Hall & L. Lang (1997)³ εξετάζουν τη σχέση μεταξύ αποδόσεων μετοχών της ιαπωνικής αγοράς, ιδιαίτερα επιχειρήσεων με μεγάλο όγκο διεθνών εμπορικών συναλλαγών, και απρόβλεπτων μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος.

Επίσης, ταυτόχρονα ελέγχουν εάν ο συναλλαγματικός κίνδυνος τιμολογείται στη χρηματιστηριακή αγορά της ίδιας χώρας χρησιμοποιώντας μία διαχρονική μέθοδο αποτίμησης χρεογράφων, σύμφωνα με την οποία επιτρέπεται το ασφαλιστρο κινδύνου να μεταβάλλεται στο χρόνο ως απόρροια προκαθορισμένης πληροφόρησης πάνω σε αλλαγές μακροοικονομικών συνθηκών. Εδώ η πρόσβαση στην πληροφόρηση είναι άμεση, στην αρχή κάθε περιόδου, και αντιπροσωπεύεται από μεταβλητές με χρονική υστέρηση, σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες οι οποίες δεν κατάφεραν να εντοπίζουν προσαρμογές των τιμών των μετοχών σε μεταβολές

του δολαρίου ΗΠΑ, λόγω του χρόνου που απαιτείται από τους επενδυτές για ερμηνεία.

Τα αποτελέσματα των ελέγχων τους βρίσκουν μια σημαντική συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και απρόβλεπτων διακυμάνσεων του ιαπωνικού γιεν, καθώς και ότι το ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου αποτελεί ένα ουσιαστικό στοιχείο των αποδόσεων των ιαπωνικών μετοχών.

Επίσης, καταλήγουν ότι:

- οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας με χρονική υστέρηση είναι χωρίς καμία προβλεπτική ικανότητα, διότι δεν επιδρούν σημαντικά στην χρηματιστηριακή αξία μιας επιχείρησης,
- η συνδιακύμανση των αποδόσεων μετοχών και μεταβολών στην αξία του ιαπωνικού γιεν συσχετίζεται θετικά με το βαθμό στον οποίο οι επιχειρήσεις εμπλέκονται σε διεθνείς συναλλαγές, και αρνητικά με το μέγεθος των επιχειρήσεων,
- η έκθεση στο συναλλαγματικό κίνδυνο είναι μεγαλύτερη για πολυεθνικές και μεγάλες εξαγωγικές επιχειρήσεις, παρά για εγχώριες και επιχειρήσεις με μικρό όγκο εξαγωγών. Συνεπώς το ασφάλιστρο κινδύνου θα είναι αρκετά υψηλό για τις πρώτες επιχειρήσεις.

Το δείγμα αποτελείται από 1079 ιαπωνικές επιχειρήσεις οι οποίες ανάλογα με το ποσοστό πωλήσεων εξαγωγικών προϊόντων/συνολικές πωλήσεις, χωρίζονται στις εξής 4 κατηγορίες: α) πολυεθνικές επιχειρήσεις, β) εξαγωγικές επιχειρήσεις με ποσοστό περισσότερο από 20%, γ) εξαγωγικές επιχειρήσεις με ποσοστό περισσότερο από 0% και λιγότερο από 20%, και δ) εγχώριες επιχειρήσεις με ποσοστό 0%.

Επιλέχθηκε το δείγμα από την Ιαπωνία, διότι αποτελεί μία από τις μεγαλύτερες εξαγωγικές βιομηχανικές χώρες, και της οποίας η χρηματιστηριακή αγορά έρχεται δεύτερη παγκοσμίως μετά τις ΗΠΑ ως προς την κεφαλοποίηση.

Το γεγονός ότι οι ιαπωνικές επιχειρήσεις έχουν μεγάλο όγκο εξωτερικών συναλλαγών, ενισχύει την αξιοπιστία της ανάλυσης, καθότι πράγματι οι επιχειρήσεις αυτές επηρεάζονται από απρόβλεπτες μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος.

Όσον αφορά τη μεθοδολογία τους, στο (α) μέρος υπολογίζουν τον παράγοντα του συναλλαγματικού κινδύνου και το μοντέλο αποτίμησης στοιχείων ταυτόχρονα, ενώ στο (β) μέρος υπολογίζουν το ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου ως συνάρτηση ενός συστήματος μεταβλητών, οι οποίοι είναι γνωστοί στην αρχή κάθε περιόδου (μήνα) και αποτελούν την προϋπάρχουσα πληροφορία.

Αναλυτικότερα,

στο (α) μέρος:

τα κατάλοιπα, δηλαδή οι απρόβλεπτες παράμετροι των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος και των αποδόσεων της αγοράς (residual currency and market returns) $\varepsilon(st)$ και $\varepsilon(mt)$ αντίστοιχα, υπολογίζονται από τις παλινδρομήσεις:

$$R(st) = \Phi(0s) + \sum_{j=1}^7 \Phi(js) IV(jt-1) + \sum_{i=1}^2 \beta(is) R(it-1) + \varepsilon(st) \quad (1)$$

$$R(mt) = \Phi(0m) + \sum_{j=1}^7 \Phi(jm) IV(jt-1) + \sum_{i=1}^2 \beta(im) R(it-1) + \beta(sm) \hat{\varepsilon}(st-1) + \varepsilon(mt) \quad (2)$$

όπου $R(st)$ είναι η διακύμανση της ισοτιμίας (JPY/USD), $R(mt)$ η απόδοση της αγοράς, $\Phi(j)$ οι συντελεστές των instrumental μεταβλητών $IV(j)$ (όπως ο απρόβλεπτος πληθωρισμός, η βιομηχανική παραγωγή κλπ) και $R(it-1)$ αντιπροσωπεύει ένα σύνολο από κοινούς μακρο-μεταβλητές των Fama & French (1995).

Τα κατάλοιπα $\varepsilon(st)$ και $\varepsilon(mt)$ των εξισώσεων (1) και (2) χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό της παραμέτρου $\beta_1(i)$ (currency exposure coefficient) που μετράει την ευαισθησία των αποδόσεων των μετοχών σε απρόβλεπτες μεταβολές της ισοτιμίας (JPY/USD) παλινδρομώντας την εξίσωση:

$$R(it) = \beta(0i) + \beta(1i) \hat{\varepsilon}(st) + \beta(2i) \hat{\varepsilon}(mt) + \varepsilon(it) \quad (3)$$

όπου $R(it)$ είναι η απόδοση των μετοχών μιας επιχείρησης.

Έτσι, ελέγχοντας τον συναλλαγματικό κίνδυνο στον οποίο εκτίθενται οι ιαπωνικές επιχειρήσεις με τη βοήθεια της εξίσωσης (3), βασίζεται κανείς πάνω στους απρόβλεπτους παράγοντες $\varepsilon(st)$ και $\varepsilon(mt)$.

Τονίζεται ότι το παραπάνω πόρισμα έρχεται σε αντίθεση με αυτό του ερευνητή Jorion (1990), ο οποίος θεωρεί ότι καμία μεταβολή των τιμών των μετοχών και συναλλαγματικών ισοτιμιών δεν μπορούν να προβλεφθούν.

Χρησιμοποιώντας τη μέθοδο Generalized Method of Moments (GMM) του Hansen υπολογίζονται εάν οι διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επιδρούν πάνω στις τιμές των μετοχών.

Τέλος, στην εξίσωση (3) προστίθενται και μεταβλητές των συναλλαγματικών ισοτιμιών με χρονικές υστερήσεις.

Υπογραμμίζεται η αδυναμία των προηγούμενων μελετών να εντοπίσουν στατιστικά σημαντικές συσχετίσεις μεταξύ μεταβολών στην ισοτιμία του αμερικανικού δολαρίου και αποδόσεων μετοχών την ίδια χρονική στιγμή. Αυτό οφείλεται στη σχετικά σύντομη ιστορία των ελεύθερα κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών και στο χρονικό διάστημα που απαιτείται από τους επενδυτές να επεξεργαστούν τη πολύπλοκη σχέση μεταξύ των αλλαγών σε μία συναλλαγματική ισοτιμία και στην πορεία της επιχείρησης.

στο (β) μέρος:

σε αντίθεση με τις προηγούμενες μελέτες στις οποίες εξετάζεται η παρουσία συναλλαγματικού κινδύνου σε μία αγορά ξέχωρα από το θέμα υπολογισμού του ασφαλιστρού, οι J. Doukas, P. Hall & L. Lang πρωτοτυπούν ερευνώντας το συναλλαγματικό κίνδυνο στα πλαίσια ενός διαχρονικού υποδείγματος αποτίμησης στοιχείων, το οποίο επιτρέπει στο ασφαλιστρού του συναλλαγματικού κινδύνου να κυμαίνεται στο χρόνο (t) και να αποτελεί δεσμευμένη πληροφόρηση (conditioning information) στους επενδυτές. Ο Jorion (1991), σχετικά με την αποτίμηση του συναλλαγματικού κινδύνου στη χρηματιστηριακή αγορά ΗΠΑ, χρησιμοποιεί ως προϋπόθεση ότι το ασφαλιστρού παραμένει αμετάβλητο διαχρονικά. Ίσως αυτό

ευθύνεται για τα αδύνατα αποτελέσματά του, καθώς τα ασφάλιστρο εξαρτάται από τις μεταβαλλόμενες συνθήκες κινδύνου στην αγορά.

Η Μηδενική υπόθεση είναι ότι ο συναλλαγματικός κίνδυνος δεν τιμολογείται στην ιαπωνική αγορά και παίρνει τιμή μηδέν.

Σύμφωνα με τη μεθοδολογία, διεξάγουν παλινδρόμηση μέσω της μεθόδου INSURE (Iterated Nonlinear Seemingly Unrelated Regression Equation) πάνω στο υπόδειγμα the nonlinear multivariate asset pricing model των McElroy και-Burmeister (1988), που απαιτεί ως πρώτο βήμα την παλινδρόμηση ενός σετ από 4 εξισώσεις για να πάρουμε 4 τυχαίους παράγοντες κινδύνου (residual risk factors) που επηρεάζουν την αγορά. Ενδεικτικά, μία από αυτές τις εξισώσεις είναι η ακόλουθη:

$$r(st) = \Phi(0s) + \sum_{j=1}^7 \Phi(js) IV(jt-1) + \sum_{i=1}^3 \beta(is) R(it-1) + f(st)$$

όπου $r(st)$ είναι το premium του συναλλαγματικού κινδύνου, $IV(jt-1)$ οι instrumental μεταβλητές για την ιαπωνική αγορά και $R(it-1)$ αντιπροσωπεύει τις χρονικά υστερούμενες τιμές των μακρομεταβλητών.

Στο δεύτερο βήμα, τα κατάλοιπα από τις παλινδρομήσεις των τεσσάρων εξισώσεων χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό του ασφάλιστρου στις τιμές των μετοχών. Το ασφάλιστρο αυτό είναι συνάρτηση δύο ειδών κινδύνων: των προσδοκώμενων instrumental μεταβλητών και των παραπάνω 4 παραγόντων κινδύνου (συμπεριλαμβανομένου και του συναλλαγματικού κινδύνου). Αυτό το ασφάλιστρο είναι και το απαιτούμενο που αναμένεται να πληρώσουν οι επενδυτές όταν η μετοχή τους είναι έκθετη στους παραπάνω αναφερόμενους κινδύνους.

Η καινοτομία της προσέγγισης αυτής έγκειται στο ότι τα κατάλοιπα που αντιπροσωπεύουν τους παράγοντες κινδύνου, είναι μεταβαλλόμενα στο χρόνο.

Μειονεκτήματα

Το δείγμα των επιχειρήσεων που εξετάζεται είναι ανομοιογενές, διότι αποτελείται από κατηγορίες επιχειρήσεων που δεν έχουν τον ίδιο όγκο συναλλαγών με τις αγορές εξωτερικού.

Επίσης, το ίδιο δείγμα δεν κάνει ομοιόμορφη αντιστάθμιση του συναλλαγματικού κινδύνου μέσω παράγωγων προϊόντων, καθότι η χρήση τους είναι ανάλογη με το μέγεθος της επιχείρησης.

Οι **B. Dumas & B. Solnik(1995)**⁴ ερευνούν για την ύπαρξη ασφάλιστρου συναλλαγματικού κινδύνου στις τέσσερις μεγαλύτερες χρηματιστηριακές αγορές διεθνώς, της Γερμανίας, Αγγλίας, Ιαπωνίας και ΗΠΑ, με κοινό νόμισμα το αμερικανικό δολάριο.

Χρησιμοποιούν ένα «στατικό», δηλ. μίας περιόδου, conditional και international APM (asset pricing model) στα πλαίσια του οποίου, καταλήγουν εμπειρικά ότι η μηδενική υπόθεση (ο συναλλαγματικός κίνδυνος παίρνει την τιμή 0 στις αγορές αυτές) απορρίπτεται. Με άλλα λόγια, το ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου με βάση το δείγμα τους, αποτελεί σημαντικό στοιχείο των αποδόσεων των χρεογράφων στη διεθνή χρηματαγορά. Επίσης καταλήγουν ότι η διεθνή έκδοση APM υπερέρχει της

κλασικής διότι περιέχει επιπρόσθετα στοιχεία που αποτιμούν τον συναλλαγματικό κίνδυνο.

Το πιο αντιπροσωπευτικό υπόδειγμα αποτίμησης θα ήταν ένα conditional international APM καθότι οι επενδυτές θα προεξοφλούν πληροφορίες σχετικές με αλλαγές οικονομικών συνθηκών και μεγεθών και προκειμένου να προσαρμόσουν ανάλογα το χαρτοφυλάκιό τους εκείνη τη χρονική στιγμή και να αντισταθμίσουν τον επερχόμενο κίνδυνο, θα εισάγουν επιπλέον ασφάλιστρα στο APM-που θα στηρίζονται στις συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων των χρεογράφων με τις αλλαγές στις instrumental μεταβλητές.

Οι χώρες είναι $L+1$ και ένα σύνολο από $m=n+L+1$ χρεόγραφα αποτελούνται από n μετοχές ή από χαρτοφυλάκια αυτών των μετοχών. Η εξίσωση είναι:

$$E[r(jt)/\Omega(t-1)] = \sum_{i=1}^L \lambda(i,t-1) \text{cov}[r(jt), r(n+i)/\Omega(t-1)] + \lambda(m,t-1) \text{cov}[r(jt), r(mt)/\Omega(t-1)]$$

όπου $r(jt)$ είναι η ονομαστική απόδοση μετοχής ή του χαρτοφυλακίου (j) από τη χρονική στιγμή $t-1$ σε t , $r(mt)$ είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και $\Omega(t-1)$ είναι οι πληροφορίες που οι επενδυτές χρησιμοποιούν για την επιλογή του χαρτοφυλακίου. Οι συντελεστές $\lambda(i,t-1)$, $i=1, \dots, L$, οι οποίοι είναι διεθνείς τιμές του συναλλαγματικού κινδύνου και $\lambda(m,t-1)$ η τιμή του κινδύνου της αγοράς, μεταβάλλονται χρονικά.

Η παραπάνω εξίσωση περιλαμβάνει το σύνολο όλων των κατηγοριών των επενδύτων, καθώς επενδυτές από διαφορετικές χώρες έχουν πρόσβαση στα προϊόντα σε διαφορετικές τιμές, και κατά συνέπεια, θα προσδοκούν διαφορετικές αποδόσεις. Οι επενδυτές στην ιαπωνική αγορά θα πληρώνουν διαφορετικό ασφάλιστρο από το αντίστοιχο στην αμερικανική αγορά.

Η περίοδος δείγματος είναι 1970-1991 με 264 παρατηρήσεις. Με παλινδρομήσεις μέσω της μεθόδου Generalized method of moments (GMM), ελέγχουν τη σχέση μεταξύ των χρονοσειρών των instrumental μεταβλητών και των συντελεστών που αντιπροσωπεύουν τον τρόπο με τον οποίο οι παγκόσμιες τιμές κινδύνου μεταβάλλονται στο χρόνο, για να δειχθεί ότι:

(α) η conditional έκδοση του κλασικού APM δεν απορρίπτεται, (β) η conditional έκδοση του κλασικού APM εφαρμοσμένο σε διεθνή στοιχεία, απορρίπτεται, (γ) η μηδενική υπόθεση του συναλλαγματικού κινδύνου στην conditional έκδοση του διεθνούς APM απορρίπτεται, και (δ) η υπόθεση ότι η διεθνής τιμή του κινδύνου αγοράς είναι αμετάβλητη στο χρόνο στην conditional έκδοση του διεθνούς APM, απορρίπτεται, καθώς και η υπόθεση ότι οι διεθνείς τιμές των συναλλαγματικών κινδύνων παραμένουν σταθερές επίσης απορρίπτεται.

Μειονεκτήματα

Όσον αφορά την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων τους, οι αναλυτές θεωρούν ότι παραβιάζονται πιθανόν κάποιες υποθέσεις της GMM μεθόδου: το δείγμα είναι πεπερασμένο ενώ οι χ^2 έλεγχοι που χρησιμοποιούνται είναι ασυμπτωτικοί και οι μεταβλητές να είναι μη στάσιμοι.

Επίσης, κατά την εφαρμογή του διεθνούς APM περιλαμβάνονται τα ασφάλιστρα συναλλαγματικού κινδύνου τριών μόνον νομισμάτων (DEM, GBP, JPY). Αυτό πιθανόν να προκαλεί πρόβλημα, αφού οι επενδυτές αντιμετωπίζουν συναλλαγματικό κίνδυνο και από άλλα ξένα νομίσματα. Μία λύση στην εξάλειψη αυτού του προβλήματος προτείνουν οι συγγραφείς τη χρήση ενός σταθμισμένου μέσου όρου των ασφαλιστρών με τις διεθνώς ισχύουσες του 1981 επιβαρύνσεις έναντι του δολαρίου. Όμως, ένα μοναδικό σταθμισμένο risk premium μειώνει δραστικά το p-value του διεθνούς APM, δείχνοντας οι σταθερές επιβαρύνσεις δεν μπορούν να συλλάβουν τη σημαντικότητα του κάθε ασφαλιστρού ξεχωριστά.

Άλλο μειονέκτημα αποτελεί η επιλογή των instrumental μεταβλητών των οποίων ο αριθμός περιορίζεται από την οικονομετρική μεθοδολογία. Η επιλογή τους, εμπειρικά, έχει δείξει ότι επηρεάζει τα αποτελέσματα, λόγω χάρη επιλογή του US bond yield ή του επιτοκίου 1-μηνός για καταθέσεις σε ευρωδολάρια.

Ο P. Jorion (1990)⁵ εξετάζει κατά πόσο οι πολυεθνικές εταιρίες στις ΗΠΑ εκτιθενται σε συναλλαγματικό κίνδυνο. Συμπεραίνει ότι, στην ίδια χρονική περίοδο, οι μεταβολές μεταξύ αποδόσεων μετοχών και συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι θετικά συσχετιζόμενες και εξαρτώνται από το επίπεδο των εξωτερικών συναλλαγών.

Ενώ ο συναλλαγματικός κίνδυνος για εγχώριες επιχειρήσεις δίχως συναλλαγές στη διεθνή αγορά δεν διαφέρει διαστρωματικά, εντόπισε σημαντικές διαστρωματικές διαφορές στο ποσοστό κινδύνου που αντιμετωπίζουν οι πολυεθνικές εταιρίες. Ο λόγος είναι ότι διάφορες παγκόσμιες νομισματικές αναταραχές (shocks) μπορούν να επηρεάζουν τις πολυεθνικές σε διαφορετικό βαθμό και ότι οι ίδιες μπορούν να επηρεάσουν το κόστος κεφαλαίου τους με το να αναδιαρθρώνουν τα στοιχεία του ισολογισμού τους μέσω currency hedging εργαλείων και με το να μεταφέρουν την παραγωγική τους μονάδα από χώρα σε χώρα.

Εκτιμήσεις του συντελεστή συναλλαγματικού κινδύνου δίνονται από την παλινδρόμηση των χρονοσειρών:

$$R_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} R_{st} + \varepsilon_{it}$$

όπου, R_{it} είναι η απόδοση της μετοχής της i εταιρίας και R_{st} είναι η μεταβολή της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας του δολαρίου ΗΠΑ.

Για να δειχθεί η εξάρτηση του συναλλαγματικού κινδύνου από το ποσοστό των εξωτερικών δραστηριοτήτων μιας επιχείρησης, γίνεται η διαστρωματική παλινδρόμηση της β_{1i} με τη γενικευμένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (GLS):

$$\hat{\beta}_{1i} = \gamma_0 + \gamma_1 F_i + u_i$$

όπου F_i είναι η σχέση πωλήσεις στην εξωτερική αγορά ως προς συνολικές πωλήσεις. Το δείγμα καλύπτει περίοδο Ιαν' 1971 - Δεκ' 1987 και αποτελείται από 287 πολυεθνικές εταιρίες στις ΗΠΑ, μη πετρελαιοπαραγωγικές (διότι το πετρέλαιο τιμολογείται σε δολάριο ΗΠΑ διεθνώς) και με έδρα όχι στην αλλοδαπή.

Μειονεκτήματα

Οι συντελεστές κινδύνου είναι ασταθείς στην εξέτασή τους σε τρεις υποπεριόδους και επίσης, η επιλογή του δείγματος έγινε με βάση το ποσοστό των επιχειρησιακών

δραστηριοτήτων στην εξωτερική αγορά, που καθορίζεται από το κλάσμα σύνολο των καταχωρημένων πωλήσεων στο εξωτερικό ως προς το άθροισμα των συνολικών πωλήσεων. Δημιουργούνται όμως προβλήματα μέτρησης (measurement errors), διότι ο προσδιορισμός του παραπάνω κλάσματος δεν είναι σαφής και διαφέρει από επιχείρηση σε επιχείρηση.

Οι **G. Bodnar & W. Genry (1993)**⁶ μοντελοποιούν τον κίνδυνο ως μία γραμμική συνάρτηση των χαρακτηριστικών βιομηχανιών, όπως των χωρών Καναδά, Ιαπωνία & ΗΠΑ (εμπορικοί δείκτες, πρώτες ύλες σε συνάλλαγμα και επενδύσεις στη εξωτερική αγορά), για να ελέγξουν διαστρωματικά εάν η έκθεση ορισμένων βιομηχανιών σε συναλλαγματικό κίνδυνο στις τρεις αυτές χώρες, είναι συστηματικά συνδεδεμένη με τις δραστηριότητές τους.

Στο μοντέλο της αγοράς που χρησιμοποιείται, προστίθενται οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας ως μέτρο του συναλλαγματικού κινδύνου που διατρέχει μία βιομηχανία.

Η εξίσωση που χρησιμοποιείται είναι η ακόλουθη:

$$(R_{i,t} - rf_t) = B_{0,i} + B_{1,i} \cdot (R_{m,t} - rf_t) + B_{2,i} \cdot PCXR_t + \varepsilon_{i,t}$$

όπου $R_{i,t}$ είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου i της βιομηχανίας για τον μήνα t , $PCXR_t$ είναι η ποσοστιαία μεταβολή της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας τον μήνα t και $B_{2,i}$ είναι ο συντελεστής που μετρά τον συναλλαγματικό κίνδυνο μιας βιομηχανίας.

Για να καταλήξουν στα παραπάνω πορίσματα, παλινδρομούν την εξίσωση έχοντας όμως μοντελοποιήσει τον συναλλαγματικό κίνδυνο $B_{2,i}$ ως γραμμική συνάρτηση των χαρακτηριστικών της βιομηχανίας.

Οι Bodnar και Gentry εκτιμούν την παραπάνω εξίσωση, για τις χώρες του Καναδά και των ΗΠΑ, χρησιμοποιώντας την παλινδρόμηση SUR (seemingly unrelated regressions), η οποία στην περίπτωση αυτή είναι η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (GLS), για την περίοδο Ιαν' 1979 - Δεκ' 1988. Για τη χώρα της Ιαπωνίας, χρησιμοποιείται η συνηθισμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (OLS), για κάθε βιομηχανία, για την περίοδο Σεπτ' 1983 - Δεκ' 1988.

Το πόρισμα και για τις τρεις χώρες είναι ότι μόνον περίπου το 20-35% των βιομηχανιών διατρέχουν στατιστικά σημαντικό συναλλαγματικό κίνδυνο και ότι οι διακυμάνσεις του συναλλάγματος επιδρούν πάνω στις αποδόσεις των βιομηχανιών. Μία πιθανή εξήγηση είναι ότι μεγάλος αριθμός επιχειρήσεων μειώνουν τον συναλλαγματικό κίνδυνο μέσω hedging εργαλείων. Επίσης, και για τις τρεις χώρες, η σχέση μεταξύ συναλλαγματικής ισοτιμίας και χρηματιστηριακής αξίας μιας βιομηχανικής μονάδας ποικίλλει κατά συστηματικό τρόπο ανάλογα με τα χαρακτηριστικά του κλάδου.

Μειονεκτήματα

Το γεγονός ότι το ποσοστό του συναλλαγματικού κινδύνου στο οποίο εκτίθενται οι κλάδοι βιομηχανίας, δεν είναι σημαντικό, οφείλεται στη συμμετοχή στο δείγμα επιχειρήσεων με διαφοροποίηση στον όγκο των εξωτερικών συναλλαγών τους.

Επίσης, πολλές μεγάλες επιχειρήσεις αναχαιτίζουν το συναλλαγματικό κίνδυνο με τη χρήση παράγωγων χρηματοοικονομικών προϊόντων. Επιχειρήσεις που εκτίθενται σε μεγάλο ποσοστό συναλλαγματικού κινδύνου, πιθανότατα θα χρησιμοποιούν περισσότερο τα παράγωγα.

Οι E. Bartov and M. Bodnar (1994)⁷ εξετάζουν τη σχέση μεταξύ υπερβολικών (abnormal) αποδόσεων μετοχών και ταυτόχρονων όσο και με-χρονική υστέρηση μεταβολών στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Επιλέγουν ένα δείγμα 208 επιχειρήσεων στις ΗΠΑ για την περίοδο 1978-1989, με 2.264 τριμηνιαίες παρατηρήσεις για κάθε επιχείρηση και με ομοιογένεια στο ποσοστό έκθεσής τους σε συναλλαγματικό κίνδυνο, όπως ακριβώς δηλώνεται στις ετήσιες οικονομικές καταστάσεις τους.

Σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματά τους, οι μεταβολές που σημειώνονται κατά τη χρονική περίοδο t στην ΕΧ δεν έχουν σημαντική συσχέτιση με την ύπαρξη υπερβολικά μεγάλων αποδόσεων (abnormal returns) επιχειρήσεων στην ίδια περίοδο t . Αντίθετα, μία χρονικά υστερούμενη μεταβολή στην αξία του δολαρίου παρουσιάζει μία σημαντικά αρνητική σχέση με τις αποδόσεις τουλάχιστον στις πρώτες υποπεριόδους της δειγματικής χρονικής διάρκειας, η οποία όμως αποδυναμώνεται με την πάροδο του χρόνου.

Το υπόδειγμά τους βασίζεται στην ακόλουθη εξίσωση η οποία δείχνει τη σχέση των υπερβολικά μεγάλων αποδόσεων έναντι ενός σταθερού όρου και ενός σετ από ταυτόχρονες και χρονικά υστερούμενες μεταβολές στην συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου:

$$ASP_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{j=0}^n c_j \Delta CUR_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

$ASP_{i,t}$ = η abnormal απόδοση της μετοχής i για την περίοδο t και,

$\Delta CUR_{i,t-j}$ = η ποσοστιαία μεταβολή στη σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου ΗΠΑ για ταυτόχρονη ($j=0$) και υστερούμενη ($j=1$) χρονική περίοδο.

Οι Bartov and Bodnar επισημαίνουν την αδυναμία των Jorion (1990) και Bodnar & Gentry (1993) στις πρόσφατες αυτές μελέτες τους να βρουν μία σημαντική συσχέτιση μεταξύ ταυτόχρονων μεταβολών στις τιμές μετοχών και διακυμάνσεων US δολαρίου, παρά το μεγάλο όγκο διεθνών δραστηριοτήτων των επιχειρήσεων στις ΗΠΑ. Αποδίδουν την αποτυχία αυτή όχι τόσο στη λάθος διαδικασία επιλογής δείγματος, όπως αρχικά υποστήριζαν, όσο στο γεγονός ότι οι SP δεν αντικατοπτρίζουν πλήρως τις μεταβολές του US δολαρίου που σημειώνονται την ίδια χρονική περίοδο.

Οι προηγούμενες μελέτες παράβλεπαν το πρόβλημα ότι, λόγω της πολυπλοκότητας της σχέσης μεταξύ διακυμάνσεων του δολαρίου και μεταβολών των οικονομικών στοιχείων μιας επιχείρησης, η αγορά δεν αντιδρά άμεσα στις ήδη πραγματοποιηθείσες διακυμάνσεις του νομίσματος στο παρελθόν, διότι οι επενδυτές έκαναν σωστή εκτίμηση των πληροφοριών που τους ήταν διαθέσιμες ή δεν κάνουν πλήρη χρήση των πληροφοριών που ελεύθερα τους διατίθενται έτσι ώστε να μπορούν να εκτιμήσουν τη χρηματιστηριακή αξία μιας επιχείρησης.

Ο **Bruno Solnik (1987)**⁸ μελετά πώς έλεγχοι μοντέλων πάνω σε συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να διεξαχθούν χρησιμοποιώντας τιμές μετοχών, αντί μακροοικονομικά στοιχεία τα οποία χρησιμοποιούνταν στις προηγούμενες μελέτες και τα οποία είχαν προξενήσει προβλήματα λόγω της κακής ποιότητάς τους.

Η καινοτομία του λουπόν ήταν η εισαγωγή στα υποδείγματα αποτίμησης χρηματοοικονομικών τιμών, όπως των τιμών μετοχών, αντί μακροοικονομικών στοιχείων όπως παραγωγή βιομηχανίας, ρυθμός ανάπτυξης ΑΕΠ κλπ.

Εκτιμά έναν απλό διαστρωματικό έλεγχο συσχέτισης μεταξύ μεταβολών παραγωγικότητας (μέσω μέτρησης μεταβολών των τιμών μετοχών), επιτοκίων και συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Το δείγμα αποτελείται από οκτώ ανεπτυγμένες χώρες των οποίων οι κεφαλαιαγορές αντιπροσωπεύουν περισσότερο από το 90% της διεθνούς κεφαλαιαγοράς και χρησιμοποιούνται μηνιαία και τριμηνιαία δεδομένα για την περίοδο Ιουλ' 1973 - Δεκ' 1983. Τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι υπάρχει μία θετική αλλά αδύναμη επίδραση των αποδόσεων μετοχών στις διακυμάνσεις των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Για να εκτιμηθούν οι παράμετροι κάθε χώρας, γίνονται παλινδρομήσεις μέσω της μεθόδου SURE (seemingly unrelated regression equations), των διακυμάνσεων της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας πάνω στις πραγματικές αποδόσεις των μετοχών και στις μεταβολές των επιτοκίων για την παραπάνω αναφερόμενη περίοδο.

Η εξίσωση είναι:

$$DS_t = a + bDRS_t + cDi_t + \varepsilon_t$$

όπου DS_t είναι η μεταβολή στην πραγματική συναλλαγματική ισοτιμία, DRS_t είναι το differential (εγχώριων μείον εξωτερικών) πραγματικών αποδόσεων μετοχών και Di_t είναι η μεταβολή στο differential των επιτοκίων.

Σύμφωνα με τη θεωρία συναλλάγματος, και οι δύο συντελεστές b και c πρέπει να είναι θετικοί.

Η αδύναμη θετική σχέση μεταξύ $DRSt$ και Dst ενισχύεται, όταν περιλαμβάνεται και το Di_t στις παλινδρομήσεις. Για αυτόν το λόγο, επισημαίνεται από τον Solnik η ανάγκη προσδιορισμού ενός πιο πλήρους μοντέλου.

Μειονέκτημα

Πράγματι, η οικονομική ανάπτυξη μιας χώρας έχει θετική επίδραση πάνω στη συναλλαγματική ισοτιμία. Όμως, η συσχέτιση αυτή δεν είναι στατιστικά σημαντική, ίσως διότι οι μετοχές δεν είναι καθαρά αντιπροσωπευτικές (proxies) της πραγματικής ανάπτυξης μιας οικονομίας.

Ο **C. E. Smith (1992)**⁹ χρησιμοποιεί ένα πιο ευρύ μοντέλο, ένα διαχρονικό (intertemporal) υπόδειγμα μεγιστοποίησης αποδόσεων, που περιλαμβάνει στοιχεία όπως μετοχές, ομολογίες και αξία χρήματος, αλλά και περισσότερους μακρο-συντελεστές, όπως το πλεόνασμα του λογαριασμού τρεχουσών συναλλαγών μιας χώρας και το δημόσιο χρέος, ενισχύοντας έτσι τη σχέση αιτιότητας μεταξύ SP και EX. Χρησιμοποιώντας τριμηνιαία στοιχεία για τις χώρες ΗΠΑ, Γερμανία και Ιαπωνία (πηγές: OECD & IMF), για την περίοδο 1974:1-1988:3, το μοντέλο δείχνει την πολύ

σημαντική επίδραση των SP πάνω στις τιμές των δύο εξισώσεων των EX μεταξύ DEM/USD και YEN/USD.

Το μοντέλο αποτελείται από δύο εξισώσεις με εξαρτημένες μεταβλητές τις συναλλαγματικές ισοτιμίες DEM/USD και YEN/USD των δύο χωρών, και ανεξάρτητες μεταβλητές τις τιμές επιτοκίων και μετοχών καθώς και μια σειρά από instrumental μεταβλητές, όπως αναφέρονται παραπάνω.

Η εκτίμηση των εξισώσεων του υποδείγματος γίνεται μέσω μιας instrumental variables cointegrating παλινδρόμησης και F - έλεγχοι δείχνουν ότι, η μηδενική υπόθεση, δηλαδή όλες οι SP πρέπει να είναι ίσες με μηδέν (να εξαιρεθούν), απορρίπτεται σε 95% επίπεδο.

Επίσης, ο C.E. Smith συμπεραίνει ότι οι μετοχές θα πρέπει να συμπεριλαμβάνονται σε υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων διότι οι εμπειρικές ενδείξεις της ανάλυσης του επιβεβαιώνουν τη σημαντική επίδραση των τιμών μετοχών πάνω στον προσδιορισμό των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Με άλλα λόγια θα χαρακτηρίζονταν πολύ περιοριστικές οι επιλογές των επενδυτών μόνον σε ομολογίες ή καταθέσεις, εάν απέκλειαν τις μετοχές από το χαρτοφυλάκιό τους.

Σύμφωνα με τον C.E. Smith, η αδύναμη επίδραση των τιμών τίτλων Δημοσίου και ταμειακών καταθέσεων πάνω στις συναλλαγματικές ισοτιμίες σε προηγούμενες μελέτες οφειλόταν, όχι τόσο σε εσφαλμένη επιλογή του υποδείγματος αποτίμησης, αλλά στη μη συμμετοχή των μετοχικών τίτλων στο υπό εξέταση υπόδειγμα.

Ο P. Jorion (1991)¹⁰ ερευνά την τιμολόγηση του συναλλαγματικού κινδύνου στην αμερικανική κεφαλαιαγορά, χρησιμοποιώντας ένα δυαρογοντικό και ένα πολυπαρογοντικό arbitrage pricing μοντέλο.

Σύμφωνα με ενδείξεις, η συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και αξίας δολαρίου είναι θετική αλλά όχι στατιστικά σημαντική, διαφέρει συστηματικά από κλάδο σε κλάδο βιομηχανίας διότι οι συντελεστές του συναλλαγματικού κινδύνου είναι διαφορετικοί. Σύμφωνα όμως με τα εμπειρικά αποτελέσματα, οι επενδυτές δεν εμφανίζονται να τιμολογούν το συναλλαγματικό κίνδυνο μέσα στις προσδοκώμενες αποδόσεις τους, δηλαδή δεν απαιτούν αποζημίωση για τον ενδεχόμενο συναλλαγματικό κίνδυνο που θα υποστούν. Το ασφάλιστρο στην αμερικανική αγορά είναι περίπου ένα 0,2% ετησίως, το οποίο είναι ασήμαντο από οικονομικής και στατιστικής πλευράς. Ως αποτέλεσμα, οι διάφορες μέθοδοι που εφαρμόζονται από τις επιχειρήσεις για αναχίτηση συναλλαγματικού κινδύνου, δεν μπορούν να επηρεάσουν το κόστος κεφαλαίου, και ο συναλλαγματικός κίνδυνος εμφανίζεται να είναι διαφοροποιήσιμος.

Στο πρώτο μοντέλο, ένα δυαρογοντικό όπως το APT του Ross's (1976), το οποίο ο Solnik (1983) διεύρυνε σε διεθνές περιβάλλον, χρησιμοποιούνται ως παράγοντες κινδύνου ένα σταθμισμένο χαρτοφυλάκιο αγοράς και τη σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία του δολαρίου ΗΠΑ. Το δυαρογοντικό αυτό υπόδειγμα αποτίμησης υπονοεί μία γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και της ευαισθησίας σε μεταβολές της αγοράς και της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Ο συναλλαγματικός κίνδυνος θα τιμολογείται εάν ο συντελεστής του είναι μη μηδενικός.

$$E(R_i) = \delta_0 + \delta_1 \beta_i^m + \delta_s \beta_i^s$$

Το δεύτερο μοντέλο είναι ένα πολυπαραγοντικό μοντέλο, διότι υπάρχει η υπόθεση ότι οι μεταβολές στη συναλλαγματική ισοτιμία αντικατοπτρίζουν μεταβολές σε υποκείμενα θεμελιώδη μεγέθη της οικονομίας. Αποτελείται, εκτός του συναλλαγματικού κινδύνου, από έξι επιπλέον οικονομικούς παράγοντες όπως έχουν καθορισθεί από τους Chen, Roll & Ross (1986) (όπως ανάπτυξη βιομηχανικής παραγωγής, μεταβολές στον πληθωρισμό κλπ).

$$E(R_i) = \delta_0 + \sum_{j=1}^6 \delta_j \beta_i^j + \delta_s \beta_i^s$$

Το δείγμα καλύπτει περίοδο από το έτος έναρξης εφαρμογής κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών 1971 έως 1987.

Μειονεκτήματα

Οι εμπειρικοί έλεγχοι έγιναν υπό την υπόθεση ότι το ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου δεν μεταβάλλεται στο χρόνο, και επομένως το unconditional risk premium εμφανίζεται πάντα μη-μηδενικό.

Οι **W. Ferson & C. Harvey (1994)**¹¹ αναζητούν τις πηγές οικονομικών παραγόντων κινδύνων σε διεθνή κλίμακα και ερευνούν κατά πόσο αυτοί οι παράγοντες κινδύνου μπορούν να εξηγήσουν τις διακυμάνσεις στις επιμέρους κεφαλαιαγορές. Ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα για προσδοκώμενες αποδόσεις σε 18 χρηματιστηριακές αγορές εξετάζεται.

Σε αντίθεση με τις προηγούμενες έρευνες στις οποίες τα betas της διεθνούς αγοράς δεν επεξηγούν σε ικανοποιητικό βαθμό τις διαστρωματικές διαφορές στις μέσες αποδόσεις, οι Ferson & Harvey πολυπαραγοντικά betas υποδείγματα τα οποία είναι περισσότερο ερμηνευτικά.

Οι παράγοντες κινδύνου υπολογίζονται μέσω των αποδόσεων ενός διεθνούς χαρτοφυλακίου (MSCI ή Morgan Stanley Capital International), ενός παγκόσμιου μέτρου για τον υπολογισμό του συναλλαγματικού κινδύνου, επιτοκίων, ενός μέτρου για τον παγκόσμιο πληθωρισμό, των μεταβολών της τιμής του αργού πετρελαίου και της ανάπτυξης της παραγωγής της βιομηχανίας.

Τα πορίσματα στα οποία κατέληξαν είναι ότι, τα betas της διεθνούς αγοράς ερμηνεύουν ελλιπώς τις μέσες αποδόσεις σε διαστρωματική ανάλυση αγορών χωρών. Οι διεθνείς παράγοντες κινδύνου οι οποίοι έχουν επιλεγεί εκ των πρωτέρων, μπορούν να εξηγήσουν από 15% έως 86% τις διακυμάνσεις στις μηνιαίες αποδόσεις των παραπάνω αγορών του δείγματος για την περίοδο 1970-1989. Το διεθνές χαρτοφυλάκιο αγοράς από μόνο του μπορεί να ερμηνεύσει το 16%-71%, αναλόγως τη χώρα.

Επίσης διερευνήθηκαν μέσω unconditional beta pricing models τα ασφάλιστρα (premiums) των παγκόσμιων κινδύνων και βρέθηκε ότι τα ασφάλιστρα που σχετίζονται με το διεθνή δείκτη τιμών μετοχών (MSCI world equity index) και με τις συναλλαγματικές διακυμάνσεις, είναι τα μόνα σημαντικά.

Η διαφορά με προηγούμενες προσεγγίσεις αναλυτών είναι ότι εξετάζουν την τιμολόγηση των συναλλαγματικών κινδύνων σε εθνικό επίπεδο και βρίσκουν λίγες ενδείξεις ότι πράγματι συμβαίνει, ενώ εδώ εξετάζεται η τιμολόγηση ενός παγκόσμιου συναλλαγματικού κινδύνου κοινού για όλες τις αγορές, στα πλαίσια ενός υποδείγματος αποτίμησης χρεογράφων που συμπεριλαμβάνει πολλές χώρες.

Κατά συνέπεια, η μελέτη εξετάζει, α) πρώτα ένα υπόδειγμα με δύο betas (το διεθνές χαρτοφυλάκιο και έναν ενοποιημένο διεθνή συναλλαγματικό κίνδυνο) και κατόπιν, ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα, εφόσον ένας αριθμός κινδύνων διεθνούς εμβέλειας ίσως επηρεάζουν σε σημαντικό βαθμό τις αποδόσεις των εγχώριων κεφαλαιαγορών. Παλινδρομούνται οι εξισώσεις των εθνικών δεικτών τιμών των μετοχών κάθε χώρας με τη μέθοδο generalized method of moments (GMM).
β) υπολογίζει ένα υπόδειγμα τιμολόγησης betas, το restricted seemingly unrelated regression model (SURM), παλινδρομώντας το με τη μέθοδο generalized method of moments (GMM).

Για την α) περίπτωση, η εξίσωση κάθε χώρας είναι:

$$r_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} F_{jt} + u_{it}$$

όπου r_{it} είναι η παραπάνω απόδοση σε μια χώρα i από τη μηνιαία απόδοση από κατάθεση σε USD. Τα β_{ij} είναι τα betas (εκφράζουν την ευαισθησία στους κινδύνους) των r_{it} για F_{jt} παράγοντες κινδύνου και τέλος, τα u_{it} εκφράζουν τις μη-συστηματικές επιπλέον αποδόσεις που σχετίζονται με τους διεθνείς παράγοντες κινδύνων.

Για την β) περίπτωση, έχουμε:

$$r_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_{ij} (f_{jt} + \lambda_{jt}) + u_{it}$$

όπου f_{jt} είναι η διαφορά από τη μέση τιμή των παραγόντων κινδύνου και λ_{jt} είναι τα αναμενόμενα ασφάλιστρα κινδύνων.

Ο C. Harvey (1995b)¹² ασχολείται με την προβλεψιμότητα των αποδόσεων και καταλήγει ότι η προσθήκη χρεογράφων αναδυόμενων αγορών σε ένα χαρτοφυλάκιο αυξάνει σημαντικά τις προσδοκίες για υψηλότερες αποδόσεις και, ότι οι αποδόσεις των τίτλων στις αναδυόμενες αγορές είναι περισσότερο επιρρεπείς στις εγχώριες πληροφορίες από ότι οι αποδόσεις στις ώριμες αγορές. Αυτό το συμπέρασμα το οφείλουν πιθανότητα στο γεγονός ότι οι αναδυόμενες αγορές δεν έχουν αφομοιωθεί πλήρως (segmented) στις παγκόσμιες αγορές. Ένας δεύτερος λόγος είναι ότι οι κίνδυνοι στις αναδυόμενες αγορές μεταβάλλονται στο χρόνο. Σε χώρες με ανεπτυγμένες οικονομίες οι παράγοντες κινδύνου παραμένουν σταθεροί. Δεν συμβαίνει το ίδιο σε αναπτυσσόμενες χώρες, όπου ο συνολικός κίνδυνος μιας οικονομίας, ο οποίος είναι ο μέσος σταθμικός όλων των εγχώριων επιχειρήσεων, μεταβάλλεται όσο το επίπεδο της ανάπτυξης μετατίθεται.

Έτσι, οι αναδυόμενες χώρες προσφέρουν επενδυτικές ευκαιρίες για υψηλές προσδοκώμενες αποδόσεις αλλά με μεγάλη μεταβλητότητα. Επίσης οι αναδυόμενες κεφαλαιαγορές παρουσιάζουν μικρές συσχετίσεις με τις αντίστοιχες ώριμες, και μικρή επίδραση στους κινδύνους (συμπεριλαμβανομένου και του συναλλαγματικού

κινδύνου) με παγκόσμια εμβέλεια. Για αυτούς τους λόγους, η συμμετοχή τους σε ένα παγκόσμιο χαρτοφυλάκιο επενδύτων μειώνει το συνολικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

Το δείγμα αποτελείται από μηνιαίες παρατηρήσεις περισσότερων από 800 μετοχές 20 αναπτυσσόμενων χωρών.

Η μεθοδολογική προσέγγιση γίνεται πρώτα μέσω ενός μονοπαραγοντικού μοντέλου, όπου η επιπλέον προσδοκώμενη απόδοση (excess return) επιδρά πάνω σε ένα διεθνές χαρτοφυλάκιο αγοράς (MSCI world market portfolio), και το οποίο μοντέλο είναι συνεπές με το μοντέλο του Harvey(1991) και με ένα από τα μοντέλα των Dumas & Solnik(1995).

Στη συνέχεια εξετάζεται ένα διμεταβλητό μοντέλο, όπου δύο πηγές κινδύνου επιδρούν πάνω στις αναμενόμενες αποδόσεις, η απόδοση της διεθνούς αγοράς και η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου σε ξένο συνάλλαγμα.

Στα παραπάνω μοντέλα αποτίμησης λαμβάνεται υπόψη η επίδραση της παρελθούσης πληροφόρησης. Οι προσδοκώμενες αποδόσεις είναι συναρτήσεις διεθνών και εγχώριων πληροφοριών, τα ασφάλιστρα των διεθνών κινδύνων εξαρτώνται από τη διεθνή πληροφόρηση και ο ίδιος ο κίνδυνος είναι συνάρτηση και των δύο ειδών πληροφόρησης. Τα premiums, τα betas και οι αναμενόμενες αποδόσεις μεταβάλλονται στο χρόνο

Σύμφωνα με τα πορίσματά του, οι διαστρωματικές συσχετίσεις των αποδόσεων των αναδυόμενων αγορών είναι ασήμαντες, σε αντίθεση με αυτές των αναπτυγμένων αγορών. Επιπλέον, οι διαστρωματικές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των αναδυόμενων και των ώριμων αγορών είναι επίσης μικρές. Αποτέλεσμα, χρεόγραφα των αναδυόμενων αγορών θα μειώσουν σημαντικά σε ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο τη διακύμανσή του και θα αυξήσουν τις αναμενόμενες αποδόσεις.

Μειονεκτήματα

Στην περίπτωση εξέτασης αναδυόμενων αγορών, η ανάλυση των παραγόντων κινδύνου με τη βοήθεια ενός asset pricing μοντέλου, οδηγεί σε εσφαλμένες εκτιμήσεις, καθότι η χρήση του μοντέλου αυτού προϋποθέτει την ύπαρξη μιας πλήρως ενοποιημένης παγκόσμιας κεφαλαιαγοράς.

Οι **I. Abdalla & V. Murinde (1997)**¹³, σε αντίθεση με τις παραπάνω αναφερόμενες έρευνες οι οποίες διεξάχθηκαν σε αναπτυγμένες χώρες, διερευνούν τη σχέση μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών (EX) και τιμών μετοχών (SP) σε ορισμένες αναπτυσσόμενες αγορές, όπως της Κορέας, των Ινδίων, του Πακιστάν και των Φιλιππίνων.

Σύμφωνα με το πόρισμά τους, εμφανίζεται μία μονόδρομη θετική σχέση αιτιότητας, με χρονική υστέρηση, από τις τιμές των συναλλαγματικών ισοτιμιών προς τις τιμές μετοχών σε όλο το δείγμα εκτός από τις Φιλιππίνες.

Εφαρμόζονται έλεγχοι αιτιότητας σύμφωνα με τον Granger πάνω σε ένα διμεταβλητό vector AR μοντέλο με μηνιαίες παρατηρήσεις του IFC (International Finance

Corporation) δείκτη μετοχών και των πραγματικών συναλλαγματικών ισοτιμιών για την περίοδο 1985:1 - 1994:7.

$$SP_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j EX_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j SP_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$EX_t = \sum_{j=1}^m \gamma_j EX_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_j SP_{t-j} + \mu_t$$

Για δύο χώρες, συγκεκριμένα για τις Ινδίες και Φιλιππίνες, χρησιμοποιήθηκε ένα error correction μοντέλο (ECM) προκειμένου να ελεγχθούν οι σχέσεις αιτιότητας, εφόσον λόγω του φαινομένου συνολοκλήρωσης των μεταβλητών δεν μπορούσε να εφαρμοστεί ο standard έλεγχος Granger-causality.

Από τα αποτελέσματα συμπεραίνει κανείς ότι: (α) οι EX επιδρούν σύμφωνα με τον Granger πάνω στις SP για τις αγορές της Κορέας, Πακιστάν και Ινδιών, ενώ (β) οι SP επιδρούν σύμφωνα με τον Granger πάνω στις EX για τις Φιλιππίνες.

Και μάλιστα όχι μόνον είναι δυνατή η ένδειξη για την σχέση αιτιότητας EX Granger cause SP, αλλά είναι και σύμφωνη με τα πορίσματα προηγούμενων ερευνών για ανεπτυγμένες αγορές.

Οι **M. Bahmani-Oskooee & A. Sohrabian (1992)**¹⁴ ερευνούν τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών (EX) και τιμών μετοχών (SP) και καταλήγουν ότι είναι δυνατόν και οι τιμές μετοχών να επηρεάζουν με τις μεταβολές τους τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Οι εμπειρικές τους ενδείξεις συμπληρώνουν τα πορίσματα των προηγούμενων ερευνητών οι οποίοι παλινδρομώντας τις σειρές των τιμών μετοχών πάνω στις συναλλαγματικές ισοτιμίες βρήκαν επίδραση από τις EX στις SP. Έτσι, οι εδώ ερευνητές αναφέρονται σε ύπαρξη αμφίδρομων σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των δύο μεταβλητών τουλάχιστον βραχυχρόνια.

Κατά την εμπειρική προσέγγισή τους, διενεργούν ελέγχους αιτιότητας και συνολοκλήρωσης χρησιμοποιώντας δείγμα με 186 μηνιαίες παρατηρήσεις για την περίοδο 1973-1988 στην αμερικανική αγορά, χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα αυτοπαλινδρόμησης προκειμένου να ελέγξουν την επίδραση που πιθανόν να έχουν μεταβολές των τιμών μετοχών πάνω στις πραγματικές τιμές των συναλλαγματικών ισοτιμιών:

$$EX_t = a + \sum_{j=1}^m b_j EX_{t-j} + \sum_{j=1}^n c_j SP_{t-j} + u_t$$

Συγκρίσεις-αντιπαραθέσεις

Προσπάθειες στο παρελθόν για την εκτίμηση του συναλλαγματικού κινδύνου με το διεθνές APM (Solnik (1974)) έχουν γίνει με δίχως επιτυχή αποτελέσματα, καθώς η ανάλυση βασίστηκε στην «unconditional» έκδοση του παραπάνω υποδείγματος.

Οι *Bernard Dumas & Bruno Solnik (1995)* όμως έλαβαν υπόψη τους τις πληροφορίες του παρελθόντος υπό μορφή *instrumental variables*, στις οποίες οι επενδυτές έχουν άμεση πρόσβαση προκειμένου να προσαρμόζουν σχετικά το χαρτοφυλάκιό τους.

Με τη χρήση του παραπάνω «*conditional multi period asset pricing model*» συμφωνούν και οι *J. Doukas, P. Hall & L. Lang (1997)* διότι αυτό το υπόδειγμα επιτρέπει στο ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου που τιμολογείται στη διεθνή αγορά, να μεταβάλλεται στο χρόνο, λαμβάνοντας υπόψη την ήδη γνωστή πληροφόρηση διαθέσιμη στους επενδυτές στην αρχή κάθε περιόδου αναφοράς. Επίσης, οι *Bernard Dumas & Bruno Solnik (1995)* και οι *J. Doukas, P. Hall & L. Lang (1997)* καταλήγουν στο ίδιο πόρισμα, δηλαδή, οι επενδυτές απαιτούν μεγαλύτερη απόδοση έναντι μεγαλύτερου συναλλαγματικού κινδύνου στην περίπτωση των πολυεθνικών και των μεγάλων εξαγωγικών επιχειρήσεων.

Έρχονται όμως οι *J. Doukas, P. Hall & L. Lang (1997)* σε αντίθεση με τον *Jorion (1991)*, ο οποίος καταλήγει στη μη συστηματική συσχέτιση μεταξύ των τιμών των μετοχών στην αγορά των ΗΠΑ και του συναλλαγματικού κινδύνου. Με άλλα λόγια, οι επενδυτές εμφανίζονται να μην απαιτούν αποζημίωση για το συναλλαγματικό κίνδυνο που θα υποστούν. Οι πρώτοι υποστηρίζουν ότι το πόρισμα αυτό του *Jorion* οφείλεται στην υπόθεση που έχει θέσει σχετικά με την σταθερότητα που παρουσιάζει ο συναλλαγματικός κίνδυνος διαχρονικά.

Σε άλλη μελέτη του *Jorion (1990)* στην αμερικανική αγορά με δείγμα 287 επιχειρήσεις, την περίοδο 1971-1987, τα πορίσματα είναι παρεμφερή με εκείνα των *J. Doukas, P. Hall & L. Lang (1997)*. Οι διαφορές οφείλονται πιθανότατα στο μικρό μέγεθος του δείγματος του *Jorion* και στο γεγονός ότι, η δειγματοληπτική περίοδος είναι ασύμμετρη (*skewed*) ως προς τα πρώτα χρόνια από τότε που επικράτησε το καθεστώς των κυμαινόμενων ισοτιμιών συναλλάγματος. Το σύστημα αυτό εφαρμόστηκε από τις περισσότερες αναπτυγμένες χώρες το 1973 περίπου και έχει ως αποτέλεσμα να υπάρχει δυσκολία στον προσδιορισμό των σχέσεων μεταξύ χρηματιστηριακής αξίας μιας επιχείρησης και συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος στην κοντινή περίοδο πριν και μετά το 1973. Έτσι ο *Jorion* αδυνατεί να εντοπίσει μία στατιστικά σημαντική συσχέτιση ταυτόχρονη μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Επίσης, οι *Bartov & Bodnar (1994)* επισημαίνουν μία μη αξιολογη σχέση μεταξύ απρόβλεπτων μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας και υπέρ του κανονικού αποδόσεων (*abnormal returns*) για μετοχές 208 επιχειρήσεων στην αμερικανική αγορά με μεγάλο όγκο εξωτερικών συναλλαγών. Το επιχειρήμα τους είναι ότι πρέπει να μεσολαβήσει κάποιο χρονικό διάστημα προτού οι διακυμάνσεις της τιμής του συναλλάγματος επιδράσουν στη χρηματιστηριακή αξία μιας επιχείρησης.

Αντίθετα, οι *Bodnar & Gentry (1993)*, οι οποίοι βασίζονται στην υπόθεση ότι οι κεφαλαιαγορές αντιδρούν πλήρως και άμεσα σε μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας του δολαρίου ΗΠΑ, βρίσκουν σημαντική την έκθεση σε συναλλαγματικό κίνδυνο 39 κλάδων της αμερικανικής βιομηχανίας στην ίδια χρονική στιγμή *t*, παίρνοντας όμως υπόψη συνολικά τα χαρτοφυλάκια των κλάδων και χωρίς να εξαιρούν καμία επιχείρηση με ανομοιογενή χαρακτηριστικά. Κατι όμως που πρόσεξαν ιδιαίτερα στο δείγμα τους οι *Bartov & Bodnar (1994)*, αφού οι επιχειρήσεις που επέλεξαν έχουν παρόμοιο ποσοστό κινδύνου.

Επιπλέον, οι *J. Doukas, P. Hall & L. Lang (1997)* περιέλαβαν στο δείγμα τους, όχι μόνον πολυεθνικές και μεγάλες εξαγωγικές επιχειρήσεις, αλλά και μικρές εξαγωγικές καθώς και επιχειρήσεις με καμία δραστηριότητα στο εξωτερικό, καθώς όλες οι προηγούμενες μελέτες αγνόησαν τις συνέπειες του συναλλαγματικού κινδύνου και για αυτές τις επιχειρήσεις. Σύμφωνα με τους *J. Doukas, P. Hall & L. Lang*, πιθανόν να οφείλεται η αδυναμία των αποτελεσμάτων του *Jorion (1990)* ακριβώς στο γεγονός ότι, περιέλαβε στο δείγμα του μόνον πολυεθνικές και μεγάλες εξαγωγικές επιχειρήσεις, οι οποίες επιπλέον προέβαιναν σε εκτεταμένη χρήση χρηματοοικονομικών προϊόντων για αναχαίτιση του συναλλαγματικού κινδύνου, και μάλιστα σε σχετικά πολύ χαμηλό κόστος για το μέγεθός τους, με αποτέλεσμα να είναι δύσκολη η εντόπιση του καθαρού ποσοστού έκθεσής τους σε συναλλαγματικούς κινδύνους.

Όσον αφορά το θέμα της συσχέτισης μεταξύ των απρόβλεπτων μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος και των διακυμάνσεων στη χρηματιστηριακή αξία μιας επιχείρησης την ίδια χρονική στιγμή t (όπως συμπεραίνουν οι *Barinov & Bodnar (1994)*) ή όχι ταυτοχρόνως, οι *J. Doukas, P. Hall & L. Lang (1997)* αναφέρουν ότι στην μέχρι τότε αρθρογραφία δεν είχε εντοπιστεί το γεγονός ότι η προσαρμογή των τιμών των μετοχών σε μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας απαιτεί χρόνο, έτσι ώστε οι επενδυτές να μπορέσουν να επεξεργάζονται τις συνέπειες στην πολύπλοκη σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών.

IV. ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ

α) Οι τρεις οικονομικές υποθέσεις

Σε αυτό το Κεφάλαιο της διατριβής, θα προσπαθήσουμε να αναλύσουμε εκτενέστερα τις τρεις οικονομικές υποθέσεις ως προς τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ SP και EX.

A) η σχέση αιτιότητας από SP σε EX μπορεί να είναι *αρνητική*, καθότι μείωση στις τιμές των μετοχών σημαίνει συρρίκνωση του εισοδήματος και του εγχώριου πλούτου και κατά επέκταση μείωση της εγχώριας ζήτησης χρήματος και πτώση των επιτοκίων.

Η ισοτιμία μεταξύ των νομισμάτων επηρεάζεται κυρίως από το ισοζύγιο πληρωμών.
Ισχύει:

BP (balance of payments) = CA (current account = trade in goods & services) + CF (capital flows = trade in assets).

Σε μια χώρα με ελλειμματικό ισοζύγιο η ζήτηση για ξένο συνάλλαγμα θα υπερτερεί της προσφοράς. Θα πωλεί δηλαδή το δικό της νόμισμα για να αποκτήσει το απαιτούμενο νόμισμα προκειμένου να αποπληρώσει τις υποχρεώσεις της που προκύπτουν στα πλαίσια των διεθνών συναλλαγών και δεν καλύπτονται από τις δικές της αντίστοιχες εισπράξεις. Αποτέλεσμα θα είναι η υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Το αντίθετο συμβαίνει στην περίπτωση που μια χώρα έχει πλεονασματικό ισοζύγιο.

Η κατάσταση του ισοζυγίου, η πολιτική αύξησης επιτοκίου με σκοπό την αύξηση του ρυθμού εισροής ξένων κεφαλαίων και την κάλυψη ελλειμμάτων, αλλά με επίπτωση τη μείωση των επενδύσεων και γενικά την πτώση της οικονομικής δραστηριότητας (ίσως και σοβαρή ύφεση σε περίπτωση παρατεταμένης περιόδου υψηλών επιτοκίων), η μεταβολή της κερδοφορίας των επιχειρήσεων ως απόρροια λόγου χάρη συρρίκνωσης της εξωτερικής ζήτησης εξαιτίας οικονομικής κρίσης της χώρας που εισάγει ή εξαιτίας αφηνίδιων αναταραχών στην παγκόσμια οικονομία, ή ως απόρροια επίσης πολιτικού προσανατολισμού των εμπορικών συναλλαγών, διακρατικών συμφωνιών και κοινοτικών οδηγιών, και γενικά η πολιτική και οικονομική προοπτική μιας χώρας είναι παράγοντες που επηρεάζουν τις προτιμήσεις των επενδυτών ως προς το νόμισμα που θα επιλέξουν για να τοποθετήσουν τον πλούτο τους. Και στην προκειμένη περίπτωση, οι παραπάνω δυσμενείς συνθήκες που θα επιφέρουν δίχως άλλο πτώση των τιμών στη χρηματιστηριακή αγορά, θα αποτρέψουν τους επενδυτές και θα επιφέρουν υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος (αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας του).

B) η σχέση αιτιότητας από EX σε SP μπορεί να είναι *θετική*. Η πτώση της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος έναντι ενός άλλου νομίσματος (ανατίμηση της αξίας του εγχώριου νομίσματος) καθιστά τα εξαγόμενα προϊόντα της χώρας αυτής ακριβότερα με αποτέλεσμα την απώλεια της ανταγωνιστικότητάς τους στην εξωτερική αγορά, τη συρρίκνωση του όγκου των εξαγωγών, και την πτώση της

χρηματιστηριακής αξίας των επιχειρήσεων που έχουν μεγάλο όγκο εξωτερικών συναλλαγών και συνεπώς μεγάλο ποσοστό έκθεσης σε συναλλαγματικό κίνδυνο.

Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να αναφέρουμε ότι, σύμφωνα με τις εμπειρικές ενδείξεις υποτιμήσεις τυπικά δεν οδηγούν βραχυχρόνια σε βελτίωση του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών. Άμεση επίπτωση αποτελεί η αύξηση των τιμών των εισαγόμενων προϊόντων σε εγχώριο νόμισμα χωρίς να μεταβάλλεται ο όγκος τους, και επομένως η εγχώρια δαπάνη για εισαγόμενα να αυξάνεται δυσχεραίνοντας το-εμπορικό ισοζύγιο. Μακροπρόθεσμα, όμως μειώνεται σταδιακά. Παράδειγμα αποτελεί η αυτοκινητοβιομηχανία Toyota, η οποία αντιμετώπισε την ύφεση της τιμής του δολαρίου και των αυξανόμενων τιμών των εισαγόμενων προϊόντων της στην αγορά των ΗΠΑ, μειώνοντας σταδιακά τις εξαγωγές της και επιχειρώντας απευθείας επενδύσεις με τη μεταφορά της ίδιας της παραγωγής της στην αμερικανική αγορά.

Γ) η σχέση αιτιότητας από EX σε SP μπορεί να είναι *αρνητική*. Μία ανατίμηση της αξίας του εγχώριου νομίσματος (μείωση της συναλλαγματικής ισοτιμίας) στην περίπτωση αυτή, θα ευνοήσει τις εισαγωγικές επιχειρήσεις διότι τα εισαγόμενα προϊόντα καθίστανται φθηνότερα. Επακόλουθο είναι η μείωση του κόστους των πρώτων και βοηθητικών υλών, η ενίσχυση της εγχώριας επιχειρηματικής δραστηριότητας, η αύξηση της κερδοφορίας και συνεπώς η άνοδος της χρηματιστηριακής αξίας των επιχειρήσεων με μεγάλο όγκο εισαγωγών.

Εξάλλου, σύμφωνα με τη μακροοικονομική θεωρία, οι εξαγωγές αυξάνονται όσο αυξάνεται το εισόδημα της χώρας που δέχεται τις εξαγωγές, ενώ μειώνονται όσο αυξάνεται η αξία της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος. Με την ίδια συλλογική, οι εισαγωγές αυξάνονται όσο αυξάνεται το εγχώριο εισόδημα και η αξία της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος.

Παρόλα αυτά, μόνο ένα μέρος της αυξανόμενης κατανάλωσης (λόγω της αύξησης του εγχώριου εισοδήματος) θα ικανοποιηθεί από τον αυξανόμενο όγκο εισαγωγών. Το μεγαλύτερο μέρος θα καλυφθεί από την εγχώρια παραγωγή. Εξάλλου, οι κυβερνήσεις για να μετριάσουν τις επιπτώσεις των διακυμάνσεων του συναλλάγματος πάνω στην εγχώρια παραγωγή, παρεμβαίνουν (λόγω χάρη, μέσω φόρων, ρητρών και άλλων επιβαρύνσεων) προκειμένου να διατηρήσουν την ανταγωνιστικότητα των εγχώριων προϊόντων. Στη δεκαετία '80 οι αυτοκινητοβιομηχανίες στις ΗΠΑ ζήτησαν να ληφθούν προστατευτικά μέτρα έναντι του εισαγόμενου ανταγωνισμού επειδή το δολάριο είχε δραστικά ανατιμηθεί.

Πάντως σήμερα, στο όνομα της παγκοσμιοποίησης της αγοράς, έχουν αρχίσει να αίρονται τα παραπάνω εμπόδια και να απαλείφεται κάθε περιορισμός στο διεθνές εμπόριο.

Οι κεντρικές τράπεζες παρεμβαίνουν στην αγορά συναλλάγματος, κυρίως για τους εξής τρεις λόγους: (1) ανησυχούν για την ύπαρξη κερδοσκοπικών τάσεων ικανών να προκαλέσουν ανισορροπίες και στη χρηματιστηριακή αγορά. Αντιπροσωπευτικό παράδειγμα αποτελεί το τελευταίο δίμηνο του 1997, κατά το οποίο εκδηλώθηκαν μαζικές εκροές επενδυτικών κεφαλαίων από την ελληνική αγορά με αποτέλεσμα να ασκηθούν έντονες πιέσεις στη δραχμή, και αυτό κυρίως εξαιτίας των μεγάλων προσδοκιών που καλλιεργήθηκαν στους επενδυτές ενόψει της ένταξης της δραχμής στο Ευρωπαϊκό Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ). Τελικά, η ένταξη της το Μάρτιο του 1998 συνδυάστηκε με την υποτίμησή της. (2) Όταν θέλουν να

επηρεάσουν τις εμπορικές συναλλαγές, και (3) όταν πρέπει να αντιμετωπισθεί ο πληθωρισμός. Αυτό συνέβη στην ελληνική αγορά στα πρόσφατα χρόνια, όπου ασκήθηκε μια συναλλαγματική πολιτική με βασικό στόχο την αποκλιμάκωση του πληθωρισμού, κριτήριο απαραίτητο για την ένταξη της δραχμής στο ΜΣΙ.

Μια εναλλακτική τακτική αποτελεί η διατήρηση της μεταβλητότητας των συναλλαγματικών ισοτιμιών μέσα σε προκαθορισμένες ζώνες όπως ακριβώς ισχύει για τα μέλη-κράτη της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Για την επίτευξη της στρατηγικής αυτής θα πρέπει να αναγνωρίζεται η αλληλοεπίδραση μεταξύ των αγορών και να προϋποθέτει το συντονισμό στις οικονομικές πολιτικές τους. Διότι, όταν η χώρα Α με την πολιτική της αύξησης των επιτοκίων προκαλεί εισροές ξένων επενδυτικών κεφαλαίων, το εγχώριο νόμισμά της ανατιμάται ενώ τα ξένα νομίσματα υποτιμούνται και η διεθνής ζήτηση μετατίθεται από τα όχι πλέον ανταγωνιστικά προϊόντα της Α προς τα προϊόντα της Β χώρας, με αποτέλεσμα την ώθηση της οικονομίας της Β χώρας.

Οι διεθνείς συναλλαγές περιλαμβάνουν τόσο τις εισαγωγές/εξαγωγές αγαθών όσο και τις αγοροπωλησίες περιουσιακών και χρηματοοικονομικών προϊόντων. Μία ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος (μείωση της αξίας της συναλλαγματικής ισοτιμίας του) μειώνει την αξία των επιχειρήσεων που έχουν επενδύσει σε ξένα περιουσιακά στοιχεία είτε αυτά είναι καταθέσεις στο εξωτερικό ή μετοχές που διαπραγματεύονται σε χρηματιστήριο άλλης χώρας είτε αυτά είναι πάγια στοιχεία που αποφέρουν εισροές σε ξένο νόμισμα.

Στο σημείο αυτό θα επισημανθεί ο ρόλος της αγοράς των παράγωγων χρηματοοικονομικών προϊόντων, ο οποίος, εντός του διεθνούς συστήματος των εμπορικών συναλλαγών, είναι σημαντικός για τις επιχειρήσεις στην αντιμετώπιση του συναλλαγματικού κινδύνου.

Για να αντιμετωπίσουν το συναλλαγματικό κίνδυνο, ιδιαίτερα οι μεγάλες επιχειρήσεις και οι πολυεθνικές εταιρίες έχουν τη μοναδική δυνατότητα, με μετακίνηση της παραγωγικής τους βάσης (production shifting), να προβούν σε απευθείας επένδυση στο εξωτερικό προς αναζήτηση ελαχιστοποίησης του λειτουργικού τους κόστους. Για άμεση όμως αναχίτηση του συναλλαγματικού κινδύνου, γίνεται η χρήση των παράγωγων χρηματοοικονομικών προϊόντων.

Επιχειρήσεις μεγάλου μεγέθους θα είναι ταυτόχρονα και λιγότερο ευάλωτες στον απρόβλεπτο παράγοντα του συναλλαγματικού κινδύνου, διότι κάνουν συγκριτικά μεγαλύτερη χρήση αυτών των εργαλείων, σε χαμηλότερο κόστος και με αρτιότερη γνώση και σύστημα εποπτείας τους.

Σε αυτό το σημείο αναφερόμαστε τη μία θεωρία (modern portfolio theory), σύμφωνα με την οποία οι επενδυτές δεν είναι πρόθυμοι να πληρώσουν ασφάλιστρο συναλλαγματικού κινδύνου για μετοχές επιχειρήσεων που κάνουν ευρέως hedging διότι ο κίνδυνος θα μπορεί να διαφοροποιείται. Η άλλη πιο πρόσφατη θεωρία όμως υποστηρίζει ότι, εφόσον η οικονομία περιγράφεται από έναν αριθμό οικονομικών παραγόντων, τότε αυτοί αποτιμούνται μέσα στα κεφαλαιουχικά στοιχεία, διότι οι επενδυτές θα είναι πρόθυμοι να πληρώσουν σχετικά ασφάλιστρα προς αποφυγή όλων αυτών των πηγών κινδύνων, άρα και του συναλλαγματικού κινδύνου. Τότε, οι στρατηγικές των hedging θα είναι πράγματι αποτελεσματικές στη μείωση του κόστους κεφαλαίου των επιχειρήσεων¹⁵.

Εξάλλου, οι επενδυτές αντιμετωπίζουν μία αβεβαιότητα όσον αφορά την πολυπλοκότητα των σχέσεων μεταξύ συναλλαγματικών διακυμάνσεων και οικονομικών στοιχείων μιας επιχείρησης, αφού δεν είναι πάντα ενήμεροι για τις δραστηριότητες των επιχειρήσεων σχετικά με τον τρόπο αναχίτησης του συναλλαγματικού κινδύνου. Αυτή η αβεβαιότητα συνεπάγεται «συστηματικά» λάθη στις προσδοκίες των επενδυτών και κακή εκτίμηση των τιμών μετοχών. Θα έχουν πλήρη εικόνα για τις επιδράσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών εφόσον θα τους είναι διαθέσιμη όλη η σχετική πληροφόρηση του παρελθόντος, γεγονός που οδηγεί σε συσχετίσεις μεταξύ των μεταβολών των τιμών μετοχών και συναλλαγματικών ισοτιμιών με χρονική υστέρηση.

Όταν η αγορά διαθέσει περισσότερα στοιχεία χρονοσειρών και αποκτήσει μεγαλύτερη εμπειρία πάνω στις εν λόγω συσχετίσεις, οι εσφαλμένες εκτιμήσεις από πλευράς επενδυτών θα μειώνονται και συνεπώς, καθοριστικότερο ρόλο θα παίζουν όχι πλέον οι σχέσεις με χρονική υστέρηση αλλά εκείνες που διαμορφώνονται στον ίδιο χρόνο t μεταξύ τιμών μετοχών και συναλλαγματικών ισοτιμιών.

β) Αναδυόμενες αγορές

Πολλοί αναλυτές, όπως οι Ferson & Harvey(1993), Solnik(1983), Smith(1992), Dumas & Solnik(1995), οι οποίοι περιγράφουν διεθνή υποδείγματα αποτίμησης χρεογράφων (international asset-pricing models), υποστηρίζουν ότι για να κάνουν διαστρωματική και διαχρονική ανάλυση των προσδοκώμενων προσδοκιών, χρειάζεται να παρατηρούν όχι μόνον το συναλλαγματικό κίνδυνο, αλλά μια ομάδα από διεθνείς παράγοντες κινδύνου, τις «instrumental variables», όπως τον πληθωρισμό, τις τιμές αγαθών παγκοσμίως, το ρυθμό βιομηχανικής ανάπτυξης, τις απρόβλεπτες και απότομες μεταβολές (shocks) της τιμής του πετρελαίου (αρνητικές επιδράσεις στις μετοχές των αγορών των χωρών αυτών) κλπ.

Σύμφωνα με τον C. R. Harvey¹⁶, οι αναδυόμενες δείχνουν πολύ μικρή έως καμία ευαισθησία σε κινδύνους που διέπουν τις διεθνείς αγορές. Αυτό ίσως οφείλεται στο ότι οι αναδυόμενες κεφαλαιαγορές δεν είναι ενσωματωμένες στις διεθνείς αγορές (επιβολή φόρων και forex περιορισμών, κίνδυνος πολιτικής σταθερότητας, ελλιπή αξιόπιστη πληροφόρηση, ρηχές αγορές). Όμως η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των αναδυόμενων αγορών και των διεθνών κινδύνων μεταβάλλεται με το χρόνο και η συμμετοχή των αναδυόμενων αγορών στο διεθνές χαρτοφυλάκιο των ώριμων αγορών μεγαλώνει.

Επίσης, ο C. R. Harvey¹⁷ υποστηρίζει ότι η ραγδαία ανάπτυξη τα τελευταία χρόνια των νέων κεφαλαιαγορών στην Ευρώπη, Λατινική Αμερική, Ασία, Μέση Ανατολή και Αφρική, προσφέρει στους επενδυτές ένα νέο φάσμα ευκαιριών υψηλού μεν κινδύνου, μεγάλων δε αναμενόμενων αποδόσεων. Οι αποδόσεις αυτές όμως είναι επιρρεπείς κατά κύριο λόγο στην εγχώρια πληροφόρηση και κατόπιν στη διεθνή πληροφόρηση, λόγω της απομόνωσης των αναδυόμενων αγορών σχετικά με τις διεθνείς ώριμες. Επιπρόσθετα, όμως, είναι επιρρεπείς στο μέσο σταθμικό όρο των κινδύνων στους οποίους εκτίθενται οι επιχειρήσεις που συμμετέχουν στον γενικό δείκτη της εγχώριας αγοράς. Ο παράγοντας αυτός κινδύνου είναι ευμετάβλητος ανάλογα με την ανάπτυξη της βιομηχανίας μιας χώρας, διότι αντίστοιχα μεταβάλλεται και το ποσοστό έκθεσης των επιχειρησιακών μονάδων στον κίνδυνο αυτό. Είναι εύλογο ότι, οι αναπτυσσόμενες χώρες με σταθεροποιημένο ρυθμό ανάπτυξης δεν αντιμετωπίζουν τέτοιο παράγοντα κινδύνου.

Οι αναδυόμενες κεφαλαιαγορές θεωρούνται ελκυστικές διότι παρουσιάζουν υψηλές μέσες αποδόσεις και χαμηλές συσχετίσεις με τις ώριμες αγορές. Έτσι, μικρές συσχετίσεις σημαίνει μεγάλο πλεονέκτημα να συμπεριλαμβάνονται οι αναδυόμενες αγορές σε ένα διεθνές χαρτοφυλάκιο προκειμένου αυτό να είναι καλά διαφοροποιημένο. Αυτό ισχύει διότι, αν και οι αγορές αυτές, κάθε μία χωριστά, παρουσιάζουν υψηλή διακύμανση στις αποδόσεις τους, η διακύμανση ολόκληρου του χαρτοφυλακίου μειώνεται.

Η άποψη ότι ο κίνδυνος μπορεί να ερμηνευτεί ως η ευαισθησία σε μεταβολές αποδόσεων και μεταβολών διεθνών παραγόντων, έχει να κάνει με την υπόθεση της παγκοσμιοποίησης της αγοράς. Σε μια τέτοια αγορά, η ευαισθησία σε γεγονότα της εγχώριας αγοράς μπορεί να αναχαιτισθεί μέσω ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου.

Στη σχετική βιβλιογραφία μέχρι τώρα λίγα έχουν αναφερθεί για τον τρόπο *υπολογισμού* του επενδυτικού κινδύνου σε αναδυόμενες αγορές.

Γενικά, για να υπολογίσει κανείς τον κίνδυνο σε ικανοποιητικό βαθμό, ένα υπόδειγμα αποτίμησης χρεογράφων είναι αναγκαίο. Στη διεθνή έκδοση του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model (CAPM)) του Sharpe (1964) και Lintner (1965), υπάρχει η υπόθεση ότι, οι επενδυτές έχουν ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο μετοχών από όλες τις επιμέρους αγορές χωρών, έχουν με άλλα λόγια ένα διεθνές χαρτοφυλάκιο.

Σύμφωνα με το CAPM, χρεόγραφα με μεγάλες διακυμάνσεις στις αποδόσεις τους θα απαιτούν και υψηλότερες αποδόσεις.

Μια εναλλακτική προσέγγιση από το παγκόσμιο CAPM για την αποτίμηση του κινδύνου στον οποίο εκτίθενται οι χρηματιστηριακές αγορές, είναι ένα πολυπαραγοντικό παγκόσμιο υπόδειγμα CAPM (multifactor world CAPM), όπως προτείνει ο C. Harvey (1995). Οι παράγοντες αυτοί συχνά αντιπροσωπεύουν μακροοικονομικά μεγέθη ευρείας κλίμακας. Ο κίνδυνος κάθε χρεογράφου ή κάθε εγχώριας αγοράς μπορεί να χαρακτηριστεί από έναν αριθμό betas που αντιπροσωπεύουν ακριβώς αυτή την ευαισθησία τους σε μεταβολές των παραπάνω παραγόντων κινδύνων.

Στην περίπτωση των επιχειρήσεων με διεθνείς εμπορικές συναλλαγές, μία μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία θα επιφέρει αλλαγή, θετική ή αρνητική, και στην αξία αυτών των συναλλαγών τους, και κατά προέκταση θα επηρεάσει τα στοιχεία του ετήσιου ισολογισμού τους έχοντάς ως καθαρή θέση, κέρδος ή ζημία. Με τη δημοσίευση των αποτελεσμάτων χρήσεώς τους, η τιμή της μετοχής τους θα δεχθεί και την ανάλογη επίπτωση.

Εάν μία επιχείρηση με έδρα στην εγχώρια αγορά, εξάγει το προϊόν της, τότε θα ευνοηθεί άμεσα από μία υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος. Οι τιμές της θα γίνουν ανταγωνιστικές και ο όγκος των εξαγωγών της θα αυξηθεί. Άνοδος των πωλήσεων σημαίνει αύξηση κερδών και άνοδο της χρηματιστηριακής της αξίας.

Από την άλλη πλευρά, εάν μία επιχείρηση εισάγει τις πρώτες ύλες, υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος θα αυξήσει το κόστος παραγωγής και θα συρρικνώσει τα κέρδη της επιχείρησης, με αποτέλεσμα την άμεση πτώση στην τιμή της μετοχής της.

Στην περίπτωση που μία επιχείρηση δραστηριοποιείται και στους δύο τομείς, εισαγωγικό και εξαγωγικό, όπως άλλωστε συμβαίνει σε εκείνες τις ελληνικές επιχειρήσεις, οι οποίες αν και εξαγωγικές, εισάγουν πάντα τις πρώτες ύλες τους, η μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών θα κινείται αναλόγως ως προς δύο κατευθύνσεις.

Εάν στη συνέχεια εξετάσουμε τις επιπτώσεις των μεταβολών της τιμής της μετοχής πάνω στη συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας, θα δούμε ότι αυξητική τάση στις τιμές των μετοχών μιας αγοράς θα οδηγήσει σε αύξηση της εισροής επενδυτικών κεφαλαίων και ζήτηση σε εγχώριο νόμισμα. Η αυξανόμενη αγορά του εγχώριου νομίσματος, θα έχει ως αποτέλεσμα την ανατίμησή του.

Επίσης, διαμέσου άλλης προσέγγισης, όταν εξωγενείς παράγοντες επηρεάσουν τις τιμές των εγχώριων προϊόντων (εισαγόμενος πληθωρισμός), όπως λόγω πετρελαϊκής κρίσης θα σημειωθεί αύξηση τιμών, με συνέπεια αύξηση του πλούτου και της συνολικής ζήτησης χρήματος προς κατανάλωση (εφόσον οι παραγωγικές διαδικασίες

δεν υπακούουν άμεσα στην αυξανόμενη ζήτηση αγαθών). Προς αντιμετώπιση των πληθωριστικών τάσεων, αυξάνονται τα επιτόκια με αποτέλεσμα την προσέλκυση ξένων επενδυτών και συνεπώς την αύξηση της ζήτησης του εγχώριου νομίσματος.

Στις βιομηχανικές χώρες, όπως στην Ιαπωνία, υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων μετοχών και απρόβλεπτων διακυμάνσεων της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος. Η σχέση αιτιότητα από την ΕΧ στην ΣΡ είναι μάλιστα εντονότερη για επιχειρήσεις με μεγάλο ποσοστό εξωτερικών συναλλαγών σχετικά με επιχειρήσεις με περιορισμένες εξωτερικές δραστηριότητες ή δίχως καμία σύνδεση με την εξωτερική αγορά. Οι διακυμάνσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος μπορεί να έχουν επιπτώσεις πάνω σε εγχώριες επιχειρήσεις των οποίων τα προϊόντα ανταγωνίζονται τα αντίστοιχα εισαγόμενα, ή σε επιχειρήσεις που εισάγουν τις πρώτες ύλες τους ή που χρησιμοποιούν πρώτες ύλες διαθέσιμες στην εγχώρια αγορά αλλά των οποίων οι τιμές καθορίζονται στις διεθνείς αγορές. Επίσης, εγχώριες επιχειρήσεις θα δέχονται έμμεσα τις δυσμενείς επιπτώσεις, καθότι η γενική συρρίκνωση του εγχώριου πλούτου και της συνολικής ζήτησης θα επιδράσει και αυτές.

Επιχειρήσεις που επενδύουν στο εξωτερικό, διαθέτουν ορισμένα επιπρόσθετα πλεονεκτήματα σε σχέση με τις επιχειρήσεις που απευθύνονται ή που επενδύουν μονάχα στην εγχώρια αγορά.

Έτσι, πολυεθνικές επιχειρήσεις θα οφείλουν τα μεγαλύτερα οφέλη τους σε ανάπτυξη καλύτερων μάρκετινγκ τεχνικών, σε διαφοροποιήσεις προϊόντων και μεγάλες οικονομίες κλίμακας, σε κτήση διεθνούς τεχνογνωσίας και πατέντας, σε καλή οργάνωση και καλά εξειδικευμένο προσωπικό, σε άμεσες προσβάσεις στις κεφαλαιαγορές και σε απολαβή ευνοϊκών διατάξεων, σε σχέση με τους εγχώριους ανταγωνιστές τους. Όλα αυτά τα πλεονεκτήματα προβάλλονται στην τρέχουσα τιμή της μετοχής τους.

Μελετητές έχουν εμπειρικές ενδείξεις ότι οι επενδυτές εκτιμούν τον όγκο εξωτερικών συναλλαγών που έχει μία επιχείρηση, αλλά δεν έχουν καταφέρει να αποδείξουν εάν πράγματι οι εξωτερικές αυτές δραστηριότητες επηρεάζουν θετικά την αξία της μετοχής. Επίσης, δυσκολία υπάρχει ακόμη στη συμφωνία πάνω στον υπολογισμό του ποσοστού τους. Προτιμάται από πολλούς το ποσοστό των πωλήσεων στις εξωτερικές αγορές, άλλοι χρησιμοποιούν το ποσοστό των εισροών από πηγές σε ξένο συνάλλαγμα.

Η συγχώνευση επιμέρους αγορών σε μία ενοποιημένη κεφαλαιαγορά σίγουρα θα έχει επίπτωση στις μετοχές, καθώς οι επενδυτικές ευκαιρίες θα είναι περισσότερες και οι προτιμήσεις των επενδυτών από χώρα σε χώρα θα εξομοιώνονται.

Όπως εμφανίζεται σήμερα η διεθνή κεφαλαιαγορά, η δομή της βρίσκεται κάπου μεταξύ της πλήρους παγκοσμιοποίησης και της πλήρους τεμαχιοποίησης (segmentation) λόγω της διατήρησης περιορισμών στην ελεύθερη διακίνηση κεφαλαίων και προϊόντων.

γ) Διαχρονική επισκόπηση της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς και αγοράς συναλλάγματος

I. ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1990-1997

Η ελληνική οικονομία δεν αποτέλεσε εξαίρεση και γνώρισε και εκείνη όπως και οι υπόλοιπες ευρωπαϊκές χώρες τη μεγάλη ύφεση κατά το έτος 1993, για να ανακάμψει ακολούθως το 1994 και 1995. Η μεγάλη άνοδος σημειώθηκε στην παραγωγικότητα του βιομηχανικού κλάδου, η οποία είχε πτωτική τάση στην περίοδο 1990-93, ανοδική το 1994 για να επιταχυνθεί ο ρυθμός της σε 2,1% το 1995 και έπειτα.

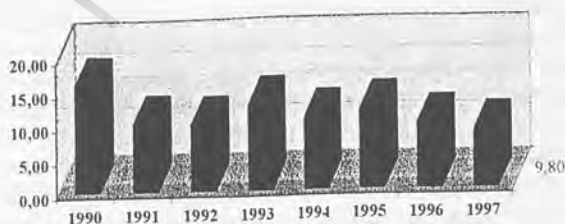
Ο πληθωρισμός υποχωρεί σταδιακά σε μονό αριθμό το 1995, για πρώτη φορά από το 1973, και η διολίσθηση της δραχμής παρουσιάζει επιβράδυνση σε σχέση με το ECU από 12% το 1990 σε 3% το 1995.

Η δραχμή δέχθηκε πιέσεις το 1994 λόγω αβεβαιότητας των πολιτικών συνθηκών και των εξελίξεων στην τραπεζική αγορά με την απελευθέρωση της αγοράς του συναλλάγματος. Παρόλα αυτά, η αγορά έδειξε εμπιστοσύνη στην πολιτική της σκληρής δραχμής που ακολουθήθηκε.

Το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών είχε μία μεγάλη άνθιση από πλευράς κερδοσκοπικών ευκαιριών το 1990, όταν οι διεθνείς θεσμικοί επενδυτές ανακάλυψαν για πρώτη φορά την ελληνική κεφαλαιαγορά. Ακολούθησε κάμψη λόγω κυρίως της στασιμότητας, ή και επιβράδυνσης κατά περιόδους, του ρυθμού ανάπτυξης της ελληνικής οικονομίας. Όμως, στα επόμενα έτη, η σταθερή ευθυγράμμιση της ελληνικής οικονομίας προς το πρόγραμμα σύγκλισης των οικονομιών των ευρωπαϊκών χωρών και η βελτίωση των οικονομικών δεικτών της ελληνικής αγοράς, συντέλεσαν σε πιο μακροπρόθεσμη ανάκαμψη της χρηματιστηριακής αγοράς.

Το P/E των μετοχών κατά μέσο όρο ήταν στο 10,9 το Μάρτιο του 1996, όταν το αντίστοιχο P/E για το δείκτη MSCI Emerging Markets Free Index ήταν 18,5. Η Ελλάδα αναδείχθηκε ως η πέμπτη αποδοτικότερη μεταξύ των αναδυόμενων αγορών σύμφωνα με τον παραπάνω δείκτη.

Μέση τιμή P/E για τις εισηγμένες στο ΧΑΑ επιχειρήσεις



Αναφορές σε νομισματικές και χρηματιστηριακές εξελίξεις

(1) Μετά από μια σχετικά περιορισμένη δραστηριότητα στην ελληνική κεφαλαιαγορά κατά τη διάρκεια του 1989, η εκδήλωση έντονης ζήτησης με δεδομένη τη μικρή προσφορά μετοχικών τίτλων οδήγησε σε σημαντική αύξηση των τιμών των μετοχών και δημιουργία υψηλών κερδών σε σύντομο χρονικό διάστημα κατά το έτος 1990. Ιδιαίτερα συνέτειναν τα αυξημένα κέρδη των τραπεζών κατά το 1989 και οι προσδοκίες για ακόμη καλύτερες αποδόσεις στο 1990.

Σημαντικός αριθμός επιχειρήσεων προσέφυγε σε άντληση κεφαλαίων μέσω του Χρηματιστηρίου με διάθεση μετοχών.

Επίσης, θεσμικά μέτρα ελήφθησαν κατά τη διάρκεια του 1990 για τον εκσυγχρονισμό του ΧΑΑ ενόψει της ενοποίησης των χρηματοπιστωτικών αγορών των ευρωπαϊκών χωρών, όπως η λειτουργία του Αποθετηρίου ονομαστικών τίτλων και η λειτουργία της παράλληλης αγοράς.

Όμως, ο γενικός δείκτης άρχισε να υποχωρεί σταδιακά στο β' εξάμηνο του 1990. Δύο πρόσθετοι παράγοντες που άσκησαν πτωτική επίδραση στις τιμές των μετοχών ήταν, η κρίση στον Περσικό Κόλπο και η αποτυχία της ανάληψης της Ολυμπιάδας του 1996 από την Ελλάδα.

Για ολόκληρο το έτος 1990 ο δείκτης τιμών των μετοχών αυξήθηκε τελικά κατά 102,9%, έναντι κατά 64,3% το 1989. Ειδικότερα, ο δείκτης τιμών των τραπεζικών μετοχών σημείωσε αύξηση κατά 128% (62,8% το 1989) και ο δείκτης τιμών των εμποροβιομηχανικών μετοχών κατά 62% (70% το 1989).

(2) Η έντονη δραστηριότητα που σημειώθηκε στη χρηματιστηριακή αγορά στη διάρκεια του 1990, συνεχίστηκε και στο πρώτο τρίμηνο του 1991, αλλά στη συνέχεια τόσο ο όγκος των συναλλαγών όσο και οι τιμές υποχώρησαν σημαντικά. Ενώ στα έτη 1989 και 1990 ο γενικός δείκτης τιμών των μετοχών αυξήθηκε κατά 102,9% και 64,3% αντίστοιχα, η απομάκρυνση της προοπτικής για γρήγορη ανάκαμψη της οικονομίας, η σημαντική μετατόπιση κεφαλαίων προς τους τίτλους του Δημοσίου λόγω των υψηλών αποδόσεών τους, αλλά και εξωτερικοί παράγοντες όπως οι κοινωνικοπολιτικές ανακατατάξεις στις χώρες της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης, οδήγησαν σε πτώση των τιμών κατά 13,1% έναντι του 1990 στο τέλος του έτους.

(3) Η ύφεση της ελληνικής και της ευρωπαϊκής αγοράς καθώς και η συνεχιζόμενη κρίση στα Βαλκάνια το 1993, επηρεάζουν αρνητικά τον όγκο των ελληνικών εξαγόμενων προϊόντων. Η κάμψη της βιομηχανικής παραγωγής συνεχίζεται για τέταρτη χρονιά, και γενικά ο βιομηχανικός κλάδος αντιμετωπίζει εξωτερικό αλλά και εσωτερικό ανταγωνισμό.

Η πτώση των εισαγωγών συνδέεται κυρίως με την υποχώρηση της εσωτερικής ζήτησης, αλλά σε ορισμένους κλάδους, και με την υποκατάστασή τους από εγχώρια προϊόντα των οποίων η παραγωγή αυξήθηκε αλλά και των οποίων οι τιμές παρέμειναν σταθερές (κλάδος τροφίμων).

Η διολίσθηση της δραχμής παρουσίασε επιβράδυνση. Η σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής μειώθηκε κατά 7,8% έναντι 10,1% το 1992. Υποτιμήθηκε σε σχέση με το ECU κατά 6,6%, έναντι 9,9% το 1992 και σε σχέση με το δολάριο ΗΠΑ κατά 13,9%, έναντι 18,3% το 1992. Μεγαλύτερη υποτίμηση σημείωσε η δραχμή έναντι του ιαπωνικού γιεν κατά 22,8%. Το 1992 είχε ήδη εγκαταλείψει η στερλίνα το ΜΣΙ.

Η ανάκαμψη της χρηματιστηριακής αγοράς το 1993 συγκριτικά με το 1992 οφείλεται αφενός στην άνοδο των πραγματικών επιτοκίων δανεισμού των επιχειρήσεων στην τραπεζική αγορά, αφετέρου στη σημαντική άνοδο του ποσοστού συμμετοχής των τραπεζικών σε μετοχές του βιομηχανικού κλάδου και του τραπεζικού κλάδου που καλύπτουν το 58,5% και το 29,5% των συνολικών συναλλαγών αντίστοιχα. Οι τιμές των τραπεζικών μετοχών σημείωσαν άνοδο κατά 24,2% σε σχέση με το 1992, καθώς οι προοπτικές του κλάδου αυτού διαγράφονται θετικές για τον λόγο ότι, η σχεδόν ολοκλήρωση της απελευθέρωσης των επιτοκίων και του τραπεζικού συστήματος γενικότερα, η πλήρη μελλοντική κατάργηση των περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων και, τέλος η ενοποίηση των χρηματοπιστωτικών αγορών στην Ευρωπαϊκή Ένωση μεταβάλλουν ριζικά τις συνθήκες λειτουργίας του ελληνικού πιστωτικού συστήματος.

(4) Σε αντίθεση με το 1993, τα κύρια χαρακτηριστικά της χρηματιστηριακής αγοράς στη διάρκεια του 1994 ήταν, η πρωτική πορεία των τιμών των μετοχών κατά 9,4% και η μεγάλη προσφορά νέων μετοχών, λόγω της σημαντικής άντλησης κεφαλαίων μέσω του ΧΑΑ από ήδη εισηγμένες αλλά και από νέες επιχειρήσεις (46 νέες επιχειρήσεις που ανήκουν σε νέους κλάδους όπως της πληροφορικής και της ναυτιλίας, εισηγάγαν τις μετοχές τους στο ΧΑΑ). Στη δύσμενη αυτή εξέλιξη της χρηματιστηριακής αγοράς συντέλεσε και η συναλλαγματική αναταραχή του Μαΐου 1994.

Η πτώση του Γενικού Δείκτη τιμών των μετοχών προήλθε από όλους τους επιμέρους κλάδους, με εξαίρεση τον κλάδο των τραπεζών λόγω της ανόδου κερδοφορίας του κλάδου αυτού.

(5) Η ανοδική τάση του δολαρίου ΗΠΑ το 1996, μία διορθωτική κίνηση μετά την πτώση του το 1995 σε συνδυασμό με τη θετική συνολική μακροοικονομική πορεία των κρατών-μελών, συνέβαλε στη σταθερότητα των συναλλαγματικών ισοτιμιών μέσα στο Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ). Μόνο η στερλίνα δέχθηκε εντονότερες αυξητικές πιέσεις το τελευταίο τετράμηνο του έτους.

Στην ανοδική πορεία του δολαρίου ΗΠΑ συνέβαλαν όχι μόνο ο δυναμισμός της αμερικανικής οικονομίας τα τελευταία πέντε χρόνια, αλλά και τα υψηλότερα επιτόκια σε σύγκριση με αυτά της Ευρωπαϊκής Ένωσης και της Ιαπωνίας και η μεγάλη άνοδος του χρηματιστηρίου της Ν. Υόρκης, που προσέκλυσαν σημαντικά ξένα κεφάλαια.

Η διολίσθηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής έναντι του ECU ήταν 1%, ενώ το 1995 έφθασε στο 3%. Έναντι του δολαρίου ΗΠΑ υποχώρησε κατά 3,8%, αντίθετα ανατιμήθηκε έναντι του ιαπωνικού γιεν κατά 11,8%. Η σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής, η οποία αντανακλά τις συναλλαγές με τους κυριότερους εμπορικούς εταίρους της ελληνικής αγοράς, μειώθηκε κατά μέσο όρο 1,1%.

Η σχετικά σταθερή συναλλαγματική πολιτική και η πτώση διεθνώς των τιμών των πρώτων υλών και άλλων βασικών προϊόντων συνέβαλαν στη μείωση του κόστους των εισαγόμενων πρώτων υλών. Η μείωση αυτή σε συνδυασμό με την πίεση του ανταγωνισμού στην ελληνική αγορά, οδήγησαν σε μείωση του ρυθμού με τον οποίο αυξήθηκαν οι τιμές πώλησης των εγχώριων βιομηχανικών προϊόντων (από 8,7% το 1995 σε 6,1% το 1996). Επίσης, οι εξαγωγικές επιχειρήσεις, προκειμένου να διατηρήσουν τα μερίδιά τους στην εξωτερική αγορά, προχώρησαν σε μειωμένα ποσοστά αύξησης των τιμών των προϊόντων τους. Τα μειωμένα περιθώρια κέρδους τους όμως αντισταθμίστηκαν, αφενός από το χαμηλότερο κόστος των εισαγόμενων πρώτων υλών, αφετέρου από το μειωμένο χρηματοδοτικό κόστος (αυξημένο επίπεδο δανεισμού σε συνάλλαγμα, αφού τα δραχμικά επιτόκια δεν υποχώρησαν σημαντικά).

Η χρηματιστηριακή αγορά το 1996 σε σχέση με το 1995 είχε έντονες διακυμάνσεις και, αν και ήταν μεγάλη η εισροή ξένων κεφαλαίων, επηρεάστηκε αρνητικά από την επιβράδυνση της πτωτικής τάσης των ονομαστικών επιτοκίων το πρώτο εξάμηνο. Η άνοδος του Γενικού Δείκτη ΧΑΑ προήλθε κυρίως από την αύξηση των τιμών των τραπεζικών μετοχών λόγω της αυξημένης κερδοφορίας που παρουσίασε ο τραπεζικός κλάδος τη τελευταία διετία. Αντίθετα, οι τιμές των μετοχών του βιομηχανικού κλάδου, του οποίου ο όγκος των εξαγωγών μειώθηκε σε σχέση με το προηγούμενο έτος (λόγω μειωμένης διεθνούς ζήτησης για τα ελληνικά προϊόντα και κάμψης της οικονομίας χωρών όπως των βαλκανικών), παρουσίασαν πτώση 3,5% σε σχέση με το 1995.

(6) Το 1997 ήταν ένα κρίσιμο έτος για τις οικονομίες των κρατών-μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης επειδή στο έτος αυτό έπρεπε να επιτύχουν οικονομική σύγκλιση ώστε να μπορούν να πληρούν τις προϋποθέσεις για την υιοθέτηση του ενιαίου ευρωπαϊκού νομισματός. Η Ελλάδα, παρά το γεγονός ότι δεν ικανοποίησε τα κριτήρια σύγκλισης, επέτυχε όχι μόνον μία σημαντική πρόοδο προς τη σταθεροποίηση των μεγεθών της, αλλά επιτάχυνε την οικονομική ανάπτυξή της με ρυθμούς ταχύτερους από τους αντίστοιχους μέσους ρυθμούς των άλλων χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Όμως οι ταχύτερες εξελίξεις από την παγκοσμιοποίηση των αγορών και τη διεύρυνση των διεθνών συναλλαγών, οι επιπτώσεις από τη συνεχώς μειωμένη ανταγωνιστικότητα των εγχώριων προϊόντων και υπηρεσιών σε συνδυασμό των διαρθρωτικών αδυναμιών της ελληνικής αγοράς, επέδρασαν αρνητικά στην αντιμετώπιση εξωγενών νομισματικών αναταραχών, όπως τη κρίση της Ανατολικής Ασίας. Αποτέλεσμα ήταν το Μάρτιο του 1998 η ένταξη της δραχμής στον Ευρωπαϊκό Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών και την ταυτόχρονη προσαρμογή της ισοτιμίας της.

Το 1997, η δραχμή ανατιμήθηκε ελαφρώς (κατά 0,2%-2,8%) έναντι των νομισμάτων των χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, με εξαίρεση τη λίρα Αγγλίας, η οποία ανατιμήθηκε έναντι όλων των νομισμάτων (έναντι της δραχμής κατά 10,6%). Η εξέλιξη της ισοτιμίας της δραχμής έναντι της λίρας Αγγλίας είχε ως αποτέλεσμα να υποχωρήσει η δραχμή κατά 1,7% έναντι του ECU το 1997 έναντι 1% το 1996.

Η σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής υποχώρησε το 1997 κατά 1,5% ενώ το 1996 είχε ανατιμηθεί κατά 0,4%.

Γενικά, οι διεθνείς οικονομικές συνθήκες το 1997 ήταν ευνοϊκότερες από αυτές του 1996, με τις χώρες-μέλη του ΟΟΣΑ να σημειώνουν τον υψηλότερο από το 1989 ρυθμό αύξησης του ακαθάριστου εγχώριου προϊόντος, με τις ΗΠΑ επίσης να

παρουσιάζουν υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης, και τέλος με τα κράτη-μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης να επιταχύνουν το ρυθμό αύξησης του ΑΕΠ από 1,7% το 1996 σε 2,6% το 1997.

Οι οικονομικές επιπτώσεις της ασιατικής κρίσης, αν και περιορισμένες χάρις στην κατάλληλη αντιμετώπιση από τις αγορές των ανεπτυγμένων χωρών, ήταν σοβαρές για το εξαγωγικό εμπόριο. Η μείωση της εγχώριας ζήτησης στις ασιατικές χώρες που επλήγησαν από την κρίση, σε συνδυασμό της σημαντικής βελτίωσης της ανταγωνιστικότητάς τους μετά την υλοτίμηση που υπέστησαν τα νομίσματά τους, έπληξαν σημαντικά τον όγκο των εξαγωγών των ευρωπαϊκών χωρών.

Η εφαρμογή πολιτικής για σταθερή συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής επηρέασε ευνοϊκά τις τιμές των εισαγόμενων αγαθών (τελικών και πρώτων υλών), οι οποίες τελικά σημείωσαν μικρή μόνον άνοδο, ενώ παράλληλα οι επιχειρήσεις αναγκάστηκαν να συγκρατήσουν τις τιμές των εγχωρίως παραγόμενων αγαθών προκειμένου να διατηρήσουν την ανταγωνιστικότητά τους. Συνέπεια της συγκράτησης των τιμών και της μείωσης του πληθωρισμού σε συνδυασμό ένα σταθερό εγγώριο νόμισμα ήταν η υποχώρηση των δραχμικών επιτοκίων, και άρα του κόστους δανεισμού για τις επιχειρήσεις, ιδιαίτερα του βιομηχανικού κλάδου που παρουσίασε μειωμένο ετήσιο ρυθμό αύξησης των τιμών χονδρικής πώλησης από 6,8% το 1996 σε 3,1% το 1997. Παρόλο την οικονομική ανάπτυξη της εγχώριας αγοράς και την αύξηση του πλούτου το 1997, όπως ήδη αναφέρθηκε, η συνολική ζήτηση δεν άσκησε ιδιαίτερη πίεση στις τιμές, εφόσον υπήρχαν ακόμη περιθώρια για εξάντληση της αγοράς.

Τα κύρια χαρακτηριστικά της χρηματιστηριακής αγοράς το 1997 σε σύγκριση με το 1996 ήταν η εντυπωσιακή άνοδος των τιμών των μετοχών και η σημαντική άντληση κεφαλαίων μέσω του ΧΑΑ με μεγάλη προσφορά νέων μετοχών. Το μήνα Φεβρουάριο ο γενικός δείκτης ΧΑΑ ξεπέρασε για πρώτη φορά από το 1991 τις 1200 μονάδες.

Παράδειγμα αποτελεί ο βιομηχανικός κλάδος. Η αύξηση των πωλήσεων σε συνδυασμό με τη μικρή άνοδο της παραγωγής στο βιομηχανικό κλάδο το 1997 οδήγησαν σε περιορισμό των βραχυπρόθεσμων κεφαλαιακών αναγκών του και σε υποκατάσταση των τραπεζικών δανείων με άλλες μορφές χρηματοδότησης. Η προσφυγή των βιομηχανικών επιχειρήσεων στο ΧΑΑ κατά τη διάρκεια του 1997 ήταν σημαντικά αυξημένη.

Η άνοδος του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ θα ήταν μεγαλύτερη εάν δεν προέκυπτε, όπως αναφέρθη παραπάνω, η νομισματική αναταραχή στις αγορές της Νοτιοανατολικής Ασίας στο τέλος του έτους, καθώς και η μεγάλη διακύμανση των τιμών των μετοχών στις μεγάλες χρηματιστηριακές αγορές του εξωτερικού που επακολούθησε. Ωστόσο, θετικά επέδρασαν επιπλέον άλλοι παράγοντες, όπως η αποκλιμάκωση του πληθωρισμού, η πτωτική πορεία των επιτοκίων στους πρώτους εννέα μήνες, η άνοδος των κερδών των περισσότερων επιχειρήσεων με μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο, η αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου του ΟΤΕ, καθώς και γεγονότα όπως η ανάληψη της διοργάνωσης των Ολυμπιακών Αγώνων. Τέλος, αυξημένες ήταν οι εισροές και εκροές ξένων κεφαλαίων από θεσμικούς επενδυτές, πολλαπλάσιες εκείνων της περιόδου του 1996.

Η άνοδος των τιμών των μετοχών και η εισαγωγή μετοχών στο Χρηματιστήριο από νέες αλλά και από ήδη εισηγμένες επιχειρήσεις, είχε ως αποτέλεσμα τη σημαντική άνοδο της χρηματιστηριακής αξίας των εισηγμένων μετοχών (αύξηση του ποσοστού

της χρηματιστηριακής αξίας των μετοχών στο ΑΕΠ σε 30% το 1997, από 20% το 1996 και 15% το 1995). Ο γενικός δείκτης ΧΑΑ έκλεισε κατά 62% υψηλότερα από το 1996 και η κεφαλαιοποίηση της αγοράς ήταν στο τέλος του 1997 1,6 φορές μεγαλύτερη από το τέλος του 1996.

Η αύξηση του γενικού δείκτη τιμών των μετοχών προήλθε από την άνοδο των τιμών των μετοχών όλων των επιμέρους κλάδων. Ιδιαίτερα σημαντική ήταν η άνοδος των τιμών των μετοχών του τραπεζικού κλάδου, των ασφαλειών, των εταιριών επενδύσεων χαρτοφυλακίου και των βιομηχανικών επιχειρήσεων, λόγω κυρίως της αύξησης της κερδοφορίας τους. Για τις βιομηχανικές επιχειρήσεις επιπλέον λόγω της αύξησης των τιμών των προϊόντων τους, εκμεταλλευόμενες τη μικρή διολίσθηση της δραχμής έναντι του δολαρίου, την ταχύτερη άνοδο της εξωτερικής ζήτησης και της σταθερότητας των τιμών των εισαγόμενων πρώτων υλών.

II. ΠΕΡΙΟΔΟΣ 1998-1999 - ΕΝΤΑΞΗ ΤΗΣ ΔΡΑΧΜΗΣ ΣΤΟ ΜΗΧΑΝΙΣΜΟ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΣΟΤΙΜΙΩΝ (ΜΣΙ)

α) Νομισματικές εξελίξεις

Ο πρωταρχικός σκοπός της νομισματικής πολιτικής για το 1999 ήταν η σταθερότητα του γενικού επιπέδου των τιμών που θα μπορούσε να επιτευχθεί με τη συγκράτηση του επιπέδου του πληθωρισμού κάτω από 2% ετησίως, έτσι ώστε να ικανοποιούταν το σχετικό με τον πληθωρισμό κριτήριο σύγκλισης της Συνθήκης του Μάαστριχτ, προϋπόθεση για τη συμμετοχή της Ελλάδας στη ζώνη του ευρώ τον Ιανουάριο του 2001¹⁸.

Η δραχμή εντάχθηκε στο Μηχανισμό Συναλλαγματικών Ισοτιμιών II (ΜΣΙ II) τον Ιανουάριο του 1999 με κεντρική ισοτιμία 353,109 δρχ. ανά ευρώ και με περιθώρια διακύμανσης +/-15%, ενώ στις 17 Ιανουαρίου του τρέχοντος έτους η κεντρική ισοτιμία ανατιμήθηκε κατά 3,5% και διαμορφώθηκε στις 340,75 δρχ. ανά ευρώ.

Η τελευταία αυτή προσαρμογή της ισοτιμίας της δραχμής από το επίπεδο των 331,8 δρχ. ανά ευρώ, όπου βρισκόταν αμέσως πριν από τον επαναπροσδιορισμό της κεντρικής ισοτιμίας (14.1.2000), σε 340,75 δρχ. ανά ευρώ έως το τέλος του έτους περιορίζει το ποσοστό της διολίσθησης της ισοτιμίας σε 2,6% από 6% που θα απαιτείτο αν η κεντρική ισοτιμία της δραχμής είχε παραμείνει στις 353,109 δρχ. ανά ευρώ¹⁹.

Η προσαρμογή αυτή διευκολύνει την αντιπληθωριστική νομισματική πολιτική ενόψει της βαθμιαίας υποχώρησης των εγχώριων επιτοκίων στο επίπεδο των αντίστοιχων επιτοκίων της ζώνης του ευρώ. Ενθαρρυντικό στοιχείο στην άσκηση της πολιτικής αυτής ήταν η υποχώρηση του πυρήνα του πληθωρισμού, που υπολογίζεται με βάση το δείκτη τιμών καταναλωτή χωρίς καύσιμα και νωπά οπωροκηπευτικά, σε επίπεδο που δεν υπερβαίνει το 2% στο τέλος του 1999.

Αν και η αύξηση της διεθνούς τιμής του πετρελαίου τον Οκτώβριο του 1999, σε συνδυασμό με την άνοδο της συναλλαγματικής ισοτιμίας του δολαρίου έναντι του ευρώ, είχε δυσμενή επίδραση στο γενικό επίπεδο των τιμών, η νομισματική πολιτική μέσω της διατήρησης των εγχώριων επιτοκίων σε υψηλά επίπεδα, των παρεμβάσεων της Τράπεζας της Ελλάδος στη διατραπεζική αγορά χρήματος και συναλλάγματος, των ειδικών μέτρων περιορισμού της πιστωτικής επέκτασης, αλλά και των ευνοϊκών εξελίξεων και προοπτικών της ελληνικής οικονομίας, περιόρισαν τη μεταβλητότητα της ισοτιμίας της δραχμής έναντι του ευρώ, και κατά συνέπεια τις πληθωριστικές πιέσεις που συνδέονται με την προσέγγιση της τρέχουσας ισοτιμίας προς την κεντρική μέχρι το τέλος του τρέχοντος έτους.

β) Συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής έναντι του ευρώ και η πορεία της κατά το 1998- 1999

Στο διάστημα των δύο ετών από την είσοδό της στο μηχανισμό μέχρι το τέλος του 1999, η δραχμή γενικά δεν δέχθηκε πιέσεις που να διακινδύνευαν τη διασφάλιση της σταθερότητας των τιμών.

Από την είσοδο της δραχμής στον ΜΣΙ στις 16 Μαρτίου 1998 και μέχρι το τέλος του 1998, ανατιμήθηκε έναντι του ECU από 2,2% έως 8,5%, κατά το 1999 όμως η μεταβλητότητα της ισοτιμίας της έναντι του EYPQ παρουσίασε πτωτική τάση.

Αναλυτικότερα, το πρώτο δίμηνο του 1999, ασκήθηκαν ανατιμητικές πιέσεις της τάξεως 8,5%-9% στη δραχμή. Σημειώθηκαν σημαντικές εισροές κεφαλαίων από το εξωτερικό λόγω των υψηλών διαφορών αποδόσεων μεταξύ ελληνικών και ξένων χρεογράφων αλλά και λόγω των διαγραφόμενων προοπτικών σύγκλισης των ελληνικών επιτοκίων προς το χαμηλότερο επίπεδο των επιτοκίων στη ζώνη του ευρώ. Στα τέλη Μαρτίου του 1999 σημειώθηκαν εκροές κεφαλαίων, κυρίως λόγω της κρίσης στο Κοσσυφοπέδιο, και η ανατίμηση της δραχμής περιορίστηκε στο 7,5%-8% μέχρι το τέλος Μαΐου 1999. Στο δίμηνο Ιουνίου-Ιουλίου 1999, εποχικοί παράγοντες στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών και εισροές κεφαλαίων ισχυροποίησαν πάλι τη δραχμή, ενώ από τον Αύγουστο έως το Δεκέμβριο του 1999, η απόκλιση της δραχμής από την κεντρική της ισοτιμία μειώθηκε σταδιακά στο 6,5%.

γ) Συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής έναντι νομισμάτων εκτός της ζώνης του ευρώ κατά το 1998-1999

Η εξέλιξη της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής έναντι νομισμάτων εκτός της ζώνης του ευρώ, και συγκεκριμένα έναντι του αμερικανικού δολαρίου, του ιαπωνικού γιεν και της αγγλικής λίρας, ακολούθησε πιστά την αντίστοιχη εξέλιξη της ισοτιμίας του ευρώ έναντι αυτών των νομισμάτων, εφόσον στόχος ήταν η σχετική σταθερότητα της ισοτιμίας του ελληνικού νομίσματος έναντι του ευρώ (βλ. Διάγραμμα 1).

Σε σχέση με το αμερικανικό δολάριο, η ισοτιμία της δραχμής υποχώρησε στη διάρκεια του 1999 και διαμορφώθηκε στις 328,4 δρχ. ανά δολάριο στο τέλος του έτους από 282,6 δρχ. ανά δολάριο στο τέλος του 1998. Η πορεία του αμερικανικού νομίσματος αντανακλά τη δυναμική εξέλιξη της οικονομίας των ΗΠΑ και τη διεύρυνση της διαφοράς επιτοκίων μεταξύ των ΗΠΑ και της ζώνης του ευρώ.

Ως προς το γιεν Ιαπωνίας, στους πρώτους πέντε μήνες του 1999 η ισοτιμία της δραχμής κυμάνθηκε περίπου στις 250 δρχ. ανά 100 γιεν, ενώ στους υπόλοιπους μήνες, λόγω της βελτίωσης των οικονομικών συνθηκών στην ιαπωνική αγορά, το γιεν ισχυροποιήθηκε έναντι των κυριότερων νομισμάτων, με αποτέλεσμα η ισοτιμία του να διαμορφωθεί στο τέλος του 1999 σε 322,3 δρχ. ανά 100 γιεν.

Η ανατιμημένη αγγλική λίρα, αντανακλά τη τους πολύ καλούς οικονομικούς δείκτες της αγγλικής οικονομίας και επιβεβαιώνονται οι στόχοι για ανάπτυξη και σταθερότητα των εγχώριων τιμών. Ακολουθεί συχνά την πορεία του αμερικανικού δολαρίου. Το πρώτο μισό της δεκαετίας υπήρχε αρνητική συσχέτιση μεταξύ των δύο νομισμάτων, αλλά κατά την τελευταία περίοδο εξελίχθηκε σε θετική και ισχυρή.

Η σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής²⁰ παρουσίασε μια σχετική σταθερότητα στους περισσότερους μήνες του 1999, υποχώρησε όμως στο τελευταίο δίμηνο του έτους λόγω της ανατίμησης του γιεν Ιαπωνίας και του αμερικανικού δολαρίου. Κατά μέσο όρο το 1999, η σταθμισμένη ισοτιμία μειώθηκε κατά 0,9%, γεγονός που συντέλεσε στον περιορισμό των εγχώριων πληθωριστικών πιέσεων.

δ) Χρηματοσηριακές εξελίξεις

Η παραπάνω αναφερόμενη σταθερότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής μείωσε το συναλλαγματικό κίνδυνο για επιχειρήσεις με σημαντικό όγκο συναλλαγών με τη διεθνή αγορά, έχοντας ως τελική συνέπεια την ανοδική τάση της τιμής της μετοχής τους.

Από την άλλη πλευρά, ταυτοχρόνως η αρχική μείωση και στη συνέχεια η σταθεροποίηση που παρουσίασαν τα επιτόκια των δανείων προς τις επιχειρήσεις καθώς και τα επιτόκια των στεγαστικών δανείων, έδωσε κάποια θετική ώθηση στην πορεία των δεικτών των αντίστοιχων κλάδων βιομηχανίας στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ), έχοντας ως αποτέλεσμα την ισχυροποίηση της ελληνικής οικονομίας στο διεθνή στίβο, καθώς και του ελληνικού νομίσματος έναντι των ξένων νομισμάτων.

Ας σημειωθεί ότι, το 1994 είχαμε την πλήρη απελευθέρωση του δανεισμού σε συνάλλαγμα με την κατάργηση και των τελευταίων περιορισμών, προκειμένου οι ιδιωτικές και δημόσιες επιχειρήσεις να χρηματοδοτήσουν τις επενδύσεις τους και να καλύψουν τις κεφαλαιακές τους ανάγκες.

Το γεγονός αυτό σε συνδυασμό με τη γενικότερη απελευθέρωση της ελληνικής τραπεζικής αγοράς, αλλά και με τη μεγαλύτερη αξιοπιστία της νομισματικής πολιτικής κατά τα πρόσφατα έτη, όσον αφορά τη σταθερότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής, συντέλεσε στην αύξηση των δανείων σε συνάλλαγμα προς τον ιδιωτικό τομέα κατά την περίοδο 1994-1999. Το εμπόριο κατέχει την πρώτη θέση, ενώ ακολουθεί η βιομηχανία. Οι εισαγωγικές επιχειρήσεις είναι κυρίως εκείνες οι οποίες αύξησαν το δανεισμό τους σε συνάλλαγμα, αλλά και κλάδοι με πόρους σε συνάλλαγμα όπως ο τουρισμός.

Μόνον το δεύτερο εξάμηνο του 1997 υπήρξε αντιστροφή της τάσης αυτής λόγω των προσδοκιών για υποτίμηση της δραχμής που επικράτησαν την περίοδο αυτή και επίσης λόγω της επιβολής της εισφοράς του Ν.128/75 στα δάνεια σε συνάλλαγμα. Τέλος, η υποτίμηση της δραχμής το Μάρτιο του 1998 έστρεψε την αγορά στα δραχμικά δάνεια.

Η μείωση οικονομικών μεγεθών, όπως των επιτοκίων δανεισμού, λόγω της ένταξης της Ελλάδος στο ΜΣΙ, θα περιορίσει το κόστος για πολλές επιχειρήσεις και θα ενθαρρύνει τις επενδύσεις.

Παρά τις δυσμενείς διεθνείς συγκυρίες (η χρηματοπιστωτική κρίση της Βραζιλίας στις αρχές του 1999, ο πόλεμος στη Γιουγκοσλαβία κατά το δεύτερο τρίμηνο του ίδιου έτους και η αβεβαιότητα λόγω του ιού 2000), η εγχώρια αγορά συνέχισε τις προσπάθειές της για τη σύγκλιση της με τις αντίστοιχες αγορές της ζώνης του ευρώ. Αποτέλεσμα της συνεχιζόμενης βελτίωσής της ήταν η αναβάθμιση, από διεθνείς οργανισμούς, της πιστοληπτικής ικανότητας της Ελλάδος, γεγονός που συντέλεσε αναμφισβήτητα στην εισροή ξένων επενδυτικών κεφαλαίων.

Το έτος 1999 χαρακτηρίστηκε ιδιαίτερα από μεγάλη άντληση κεφαλαίων και μία εντυπωσιακή άνοδο των τιμών των μετοχών και της αξίας των συναλλαγών.

Οι εξελίξεις αυτές στη χρηματιστηριακή αγορά οφείλονται στην προοπτική ένταξης της Ελλάδος στη ζώνη του ευρώ με συνέπεια τη σύγκλιση των μακροοικονομικών μεγεθών, τη σταθεροποίηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής και κατά προέκταση τη σταθερότητα των τιμών (την οποία βέβαια μπορούν να επηρεάσουν αρνητικά εξωγενείς παράγοντες όπως, η ανοδική πορεία της τιμής του πετρελαίου καθώς και άλλων πρώτων υλών στην παγκόσμια αγορά, ή μια πιθανή συνέχιση της ανατίμησης του δολαριού έναντι του ευρώ με συνέπεια την άνοδο των τιμών των εισαγόμενων προϊόντων).

Από την άλλη πλευρά οφείλονται και στην υψηλή κερδοφορία των περισσότερων κλάδων της ελληνικής οικονομίας, λόγω της σημαντικής πτώσης των επιτοκίων αλλά και λόγω του ότι, η άμεση αντιμετώπιση του αυξανόμενου διεθνούς ανταγωνισμού απαιτούσε αναδιαρθρώσεις μέσω συγχωνεύσεων και εξαγορών.

Η εφαρμογή διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων όπως εκσυγχρονισμός του δημόσιου τομέα, συγχωνεύσεις επιχειρήσεων και μετοχοποιήσεις δημόσιων επιχειρήσεων και τραπεζών, επενδύσεις σε μεγάλα έργα υποδομής και η απελευθέρωση ορισμένων αγορών όπως ενέργειας, τηλεπικοινωνιών και μεταφορών, έχει ως αποτέλεσμα την ταχύτερη αύξηση της παραγωγικότητας.

Η ανοδική τάση των τιμών των μετοχών η οποία εμφανίστηκε από τις αρχές του 1999, έγινε εντονότερη κατά το δίμηνο Αυγούστου-Σεπτεμβρίου λόγω της αυξημένης ζήτησης μετοχών από νέους αποταμιευτές και επενδυτές, ενώ σταθεροποιήθηκε ως το τέλος του έτους σε χαμηλότερα επίπεδα, με μεγάλες όμως διακυμάνσεις κατά περιόδους. Η συνολική άνοδος του Γενικού Δείκτη τιμών των μετοχών έφθασε το 493% κατά την τριετία 1997-99, ενώ αυξήθηκε κατά μέσο όρο κατά 108,1% μέσα στο 1999.

Μεγάλη ήταν η διαφοροποίηση που παρατηρήθηκε στην αύξηση των τιμών των μετοχών των επιμέρους κλάδων. Τη μικρότερη άνοδο σημείωσαν οι τιμές των μετοχών των τραπεζικών και των βιομηχανικών επιχειρήσεων, κατά 83% και 96,8% αντίστοιχα. Αντίθετα, υψηλός ήταν ο ρυθμός αύξησης των τιμών των μετοχών των κατασκευαστικών εταιριών και στην παράλληλη αγορά (657,5% και 741,7%

αντίστοιχα). Ακολουθούν ο κλάδος των ασφαλειών κατά 377,8%, των διαφόρων κατά 267,1% και των συμμετοχών κατά 247,1%.

Σημαντικά αυξημένη ήταν και η προσφυγή στη χρηματιστηριακή αγορά επιχειρήσεων για άντληση κεφαλαίων, γεγονός που διευρυνε την κεφαλαιακή βάση τους, μείωσε τα χρηματοοικονομικά τους έξοδα και συνεπώς ώθησε ανοδικά την επενδυτική δραστηριότητά τους, όλα αυτά οδηγώντας σε αύξηση της χρηματιστηριακής τους αξίας.

Ολοκληρώνοντας την ανασκόπηση μας στην ελληνική αγορά, την τελευταία δεκαετία, ως επισημάνουμε τα κάτωθι:

* Η παγκοσμιοποίηση και η απελευθέρωση των αγορών σε πολλές χώρες έχουν δημιουργήσει έντονες ανταγωνιστικές συνθήκες, οι οποίες συμβάλλουν στη συγκράτηση των τιμών και του κόστους διεθνώς. Σε ορισμένες χώρες, οι οποίες χαρακτηρίζονται από ευέλικτες αγορές εργασίας, έχουν επιτευχθεί υψηλοί ρυθμοί ανάπτυξης με χαμηλούς ρυθμούς πληθωρισμού.

* Τα τελευταία χρόνια ο ρυθμός οικονομικής ανάπτυξης στην ελληνική αγορά ήταν υψηλότερος από το μέσο όρο των άλλων εταίρων στην ΕΕ και η συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής έναντι των κυριότερων νομισμάτων της ΕΕ διατηρήθηκε σταθερή. Από την άλλη πλευρά όμως, σημειώθηκε μείωση της ανταγωνιστικότητας των τιμών των ελληνικών προϊόντων και υπηρεσιών, χαμηλή παραγωγικότητα που σε συνδυασμό με την αύξηση των εισοδημάτων συνέβαλε στο να αυξηθεί ο όγκος των εισαγόμενων προϊόντων με ταχείς ρυθμούς. Αυξητική επίδραση στον όγκο των εισαγωγών επίσης άσκησαν και οι σχετικές τιμές, λόγω μεγαλύτερης απόδοσης των εγχώριων τιμών έναντι των τιμών των εισαγόμενων αγαθών.

* Από την άλλη πλευρά, στη βελτίωση της ανταγωνιστικότητας των ελληνικών εξαγωγών αναμένεται να συντελέσουν τόσο η μείωση των διεθνών τιμών αργού πετρελαίου και άλλων καυσίμων, όσο η μικρή άνοδος της οικονομικής ανάπτυξης στην Ευρωπαϊκή Ένωση και η ανάκαμψη των αγορών των βαλκανικών χωρών.

V. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Η παρούσα εργασία βασίζεται σε έρευνα που διεξήγαγαν οι I.S.A. Abdalla και V. Murinde (1997) στις αναδυόμενες αγορές των χωρών Ινδίες, Κορέα, Πακιστάν και Φιλιππίνες, προκειμένου να ερευνηθεί το είδος των σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των τιμών της χρηματιστηριακής αγοράς και της αγοράς συναλλάγματος.

Με βάση τις εμπειρικές ενδείξεις που έλαβαν παρατηρώντας τα μηνιαία στοιχεία στις αγορές αυτές για την περίοδο 1985:01-1994:07, συμπέραναν ότι υπάρχει μονόδρομη θετική σχέση σύμφωνα με τον έλεγχο Granger, με χρονική υστέρηση από τις τιμές συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος προς τις τιμές των μετοχών για όλες τις χώρες του δείγματος εκτός από τις Φιλιππίνες.

Η μέθοδος τους περιελάμβανε τη χρήση ενός διμεταβλητού μοντέλου με μεταβλητές τις τιμές των μετοχών και των συναλλαγματικών ισοτιμιών, για την εφαρμογή των ελέγχων Granger Causality μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών.

Είναι η πρώτη φορά που πραγματοποιείται έρευνα σε τέτοιες αγορές για τον έλεγχο του είδους των σχέσεων αιτιότητας μεταξύ χρηματιστηριακών και συναλλαγματικών τιμών. Για μια ακόμη φορά επισημαίνεται η αδυναμία των ερευνητών σε κοινή αποδοχή συμπερασμάτων και σε ανάπτυξη ίδιων ή παρεμφερών μεθοδολογικών διαδικασιών. Μέχρι σήμερα, δεν έχει αποσαφηνιστεί εάν είναι οι τιμές των μετοχών αυτές που με τις διακυμάνσεις τους επηρεάζουν τις τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας του εγχώριου νομίσματος της υπό εξέταση αγοράς ή αντιστρόφως, ή συμβαίνουν και οι δύο περιπτώσεις, για την ίδια χρονική στιγμή ή με κάποια χρονική υστέρηση, και εάν αυτή η επίδραση χαρακτηρίζεται θετική ή αρνητική.

Στην παρούσα εργασία θα ερευνησουμε την ελληνική χρηματιστηριακή αγορά και την αγορά συναλλάγματος, με σκοπό να παρατηρήσουμε, σε μηνιαία βάση, κατά πόσον μεταβολές στις αποδόσεις των κλαδικών δεικτών της ελληνικής οικονομίας καθώς και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών μπορούσαν να ερμηνευθούν από διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής έναντι των ξένων νομισμάτων EUR, USD, YEN, GBP για την ίδια χρονική στιγμή t ή $t-j$, όπου $j = 1, \dots, 12$, καθώς εξετάζονται χρονικές υστερήσεις για κύκλο μέχρι και 12 μήνες.

Η επιλογή της διεξαγωγής αυτής της έρευνας έγινε με βάση το γεγονός ότι, η δεκαετία '90, και ιδιαίτερα μετά το έτος 1994, αποτέλεσε για την Ελλάδα μία κρίσιμη περίοδος η οποία χαρακτηρίστηκε από έντονες νομισματικές και χρηματιστηριακές εξελίξεις όπως, η απελευθέρωση του χρηματοπιστωτικού τομέα και κατάργηση των περιορισμών στην κίνηση κεφαλαίων, η θεσμική προσαρμογή της χρηματιστηριακής αγοράς στα νέα δεδομένα, η αντιμετώπιση του ευρωπαϊκού και διεθνούς ανταγωνισμού από το ελληνικό πιστωτικό σύστημα μέσω μεγάλων συγχωνεύσεων και συνεργασιών, η παγκοσμιοποίηση και απελευθέρωση των αγορών διεθνώς, η προσπάθεια οικονομικής σύγκλισης προς τις οικονομίες των κρατών μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, και τέλος, η ένταξη της δραχμής στο Μηχανισμό

Συναλλαγματικών Ισοτιμιών (ΜΣΙ) του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος σε συνδυασμό με την υποτίμηση της δραχμής το Μάρτιο 1998.

Μια από τις κύριες συνιστώσες της οικονομικής πολιτικής αποτέλεσε η σταθεροποίηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής έναντι των κυριότερων νομισμάτων της ζώνης του ευρώ και των άλλων νομισμάτων στα οποία περισσότερο βασίζεται το εμπορικό ισοζύγιο της Ελλάδας.

1. Υπόδειγμα

Προκειμένου να προσδιορισθεί το είδος της σχέσης μεταξύ διακυμάνσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών (EX) και μεταβολών των αποδόσεων κλαδικών δεικτών (SP), καθώς και του Γενικού Δείκτη Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, θα πρέπει να ελεγχθεί εάν διακυμάνσεις στις συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής έναντι των νομισμάτων του αμερικανικού δολαρίου (USD), του ιαπωνικού γιεν (YEN), της αγγλικής λίρας (GBP), του ευρωπαϊκού νομίσματος (EURO) και της ονομαστικής σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας (GENIND), επιφέρουν μεταβολές στις αποδόσεις των κλαδικών δεικτών και του γενικού δείκτη ΧΑΑ, και αντιστρόφως, εάν μεταβολές στις αποδόσεις των κλαδικών δεικτών και του γενικού δείκτη ΧΑΑ προκαλούν διακυμάνσεις στις συναλλαγματικές ισοτιμίες των παραπάνω νομισμάτων έναντι της δραχμής.

Αν και υπάρχουν πολλές μεθοδολογικές προσεγγίσεις για τη μοντελοποίηση των παραπάνω διαχρονικών σχέσεων αιτιότητας (ενδεικτικά αναφέρουμε το 3-χωρών διαχρονικό υπόδειγμα αγοράς του Smith(1992) ή το υπόδειγμα αγοράς με πρόσθετο συντελεστή το συναλλαγματικό κίνδυνο ενός κλάδου βιομηχανίας των Bodnar & Gentry(1993) ή το διαχρονικό υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων όπου οι Doukas, Hall & Lang(1997) εξετάζουν ταυτόχρονα τη συσχέτιση των δύο μεταβλητών και την ύπαρξη ασφάλιστρου), η προτεινόμενη μεθοδολογική προσέγγιση που θα ακολουθήσουμε, όπως έχουμε ήδη αναφέρει, είναι οι έλεγχοι αιτιότητας κατά τον Granger (Granger Causality Tests).

Η μεταβλητότητα στις τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής (Y_t) προσδιορίζεται από την ευαισθησία των τιμών της ανεξάρτητης μεταβλητής (X_t) και του στοχαστικού όρου σε εξωτερικούς παράγοντες και απρόβλεπτες αναταραχές (shocks), και αντιστρόφως, η μεταβλητότητα στις τιμές της μεταβλητής (X_t) από την ευαισθησία των τιμών της μεταβλητής (Y_t) και του στοχαστικού όρου.

Όπως είναι γνωστό, για την εκτίμηση και τον έλεγχο οικονομικών σχέσεων υπάρχουν δύο βασικές προσεγγίσεις: η ανάλυση χρονολογικών σειρών και η ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων.

Το βασικό πλεονέκτημα χρησιμοποίησης ανάλυσης χρονολογικών σειρών είναι ότι επιτρέπει στον ερευνητή να επισημάνει εκείνους τους δυναμικούς παράγοντες οι οποίοι επηρεάζουν την εξαρτημένη μεταβλητή, ενώ στην ανάλυση διαστρωματικών δεδομένων ενδιαφερόμαστε για την εξαγωγή πληροφοριών οι οποίες βασίζονται σε διαφορές ποσοτικών μεταβλητών σε μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο.

Το βασικό μειονέκτημα των χρονολογικών σειρών είναι ότι εμφανίζουν πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

Το υπόδειγμα που θα χρησιμοποιήσουμε είναι ένα διμεταβλητό μοντέλο αυτοπαλινδρόμησης (BVAR) που αποτελείται από τις ακόλουθες εξισώσεις:

$$SP_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j EX_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j SP_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$EX_t = \sum_{j=1}^n \gamma_j EX_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_j SP_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

όπου,

SP_t είναι οι τιμές των κλαδικών δεικτών της ελληνικής οικονομίας καθώς και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών τη χρονική στιγμή t ,

EX_t είναι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής, και

ε_t και μ_t είναι οι στοχαστικοί όροι για τους οποίους γίνεται η υπόθεση ότι δεν αυτοσυσχετίζονται, η αναμενόμενη τιμή τους είναι ίση με μηδέν και η μήτρα συνδιακύμανσης σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος. Δηλαδή,

$$\begin{array}{lll} E(\varepsilon_t) = 0 & E(\mu_t) = 0 & \\ E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 & E(\mu_t, \mu_s) = 0 & t \neq s \quad (\text{γραμμική ανεξαρτησία}) \\ E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \sigma_\varepsilon^2 & E(\mu_t, \mu_s) = \sigma_\mu^2 & t = s \quad (\text{ομοσκεδαστικότητα}) \end{array}$$

Επίσης, υποθέτουμε ότι οι συντελεστές α_j , β_j , γ_j και δ_j είναι σταθεροί στο χρόνο και κατά συνέπεια το μοντέλο είναι γραμμικό ως προς τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Σε αντίθετη περίπτωση, οι συνηθισμένοι έλεγχοι στατιστικής σημαντικότητας είναι αναξιόπιστοι και οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων χάνουν τις επιθυμητές ιδιότητές τους.

Η κανονικότητα των στοχαστικών όρων διασφαλίζει ότι οι τιμές των εξαρτώμενων μεταβλητών κατανέμονται κανονικά, και κατά συνέπεια ο έλεγχος του υποδείγματος μπορεί να γίνει με τις θεωρητικές κατανομές (t , F) που προϋποθέτουν κανονικότητα στις τιμές των στοχαστικών μεταβλητών ή προσφυγή στο κεντρικό οριακό θεώρημα. Λόγω του κεντρικού οριακού θεωρήματος, υποτίθεται τυπικά η κανονική κατανομή (αφήνοντας το δείγμα να πάει στο άπειρο, προσεγγίζει την κανονικότητα), για να παρουσιάσουν αξιόπιστα τα κριτήρια στατιστικού ελέγχου της σημαντικότητας των διαφόρων υποθέσεων.

Στο υπόδειγμα, σύμφωνα με την οικονομετρική προσέγγιση Granger, θα υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger (Granger-causality) από EX σε SP , όταν στην εξίσωση (1) ο συντελεστής $\alpha_j \neq 0$ και στην εξίσωση (2) ο συντελεστής $\delta_j = 0$. Επίσης, θα υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger (Granger-causality)

από SP σε EX, όταν στην εξίσωση (1) ο συντελεστής $\alpha_j = 0$ και στην εξίσωση (2) ο συντελεστής $\delta_j \neq 0$.

Τα υποδείγματα VAR αναφέρονται αναλυτικά για όλες τις χρονοσειρές των μεταβλητών των τιμών των κλαδικών δεικτών και του Γενικού Δείκτη ΧΑΑ καθώς και των συναλλαγματικών ισοτιμιών, στον Πίνακα Ι.

2. Περιγραφή Δεδομένων

Στην ανάλυση θα χρησιμοποιηθεί δείγμα με μηνιαίες παρατηρήσεις, των οποίων ο αριθμός θα κυμαίνεται ανάλογα με τη χρονοσειρά, και θα καλύπτει την περίοδο από 1990:02 έως 2000:03. Η χρησιμοποίηση μεγάλων χρονικών διαστημάτων, όπως είναι ο μήνας, μειώνει σημαντικά το πρόβλημα του thin trading, σύμφωνα με το οποίο μετοχές πολλών εταιριών αδρανούν, δηλαδή δεν κινούνται καθημερινά με αποτέλεσμα οι αποδόσεις τους να μη μπορούν να υπολογισθούν ή να πρέπει να αγνοηθούν.

Ημερομηνία έναρξης του δείγματος με δεδομένα για την συναλλαγματική ισοτιμία της δραχμής²¹, είναι:

- η 01.02.90 για το αμερικανικό δολάριο (1 USD/GRD), το ιαπωνικό γιεν (1 YEN/GRD) και την αγγλική λίρα (1 GBP/GRD), με 122 παρατηρήσεις για το κάθε νόμισμα,
- η 01.12.93 για το ECU (1 ECU/GRD), το οποίο από 01.02.99 αντικαθίσταται από τα μηνιαία στοιχεία του ενιαίου ευρωπαϊκού νομίσματος (1 EURO/GRD), με σύνολο 76 παρατηρήσεις για ολόκληρη την περίοδο, δηλαδή από 01.12.93 έως 01.03.00.
- η 01.02.90 για την ονομαστική σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία (1 nominal exchange rate index/GRD), με 122 παρατηρήσεις.

Σχετικά με τους χρηματιστηριακούς δείκτες των κλάδων της ελληνικής οικονομίας, καθώς και του γενικού δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, η ημερομηνία έναρξης του διαθέσιμου δείγματος δεδομένων της τελευταίας δεκαετίας είναι διαφορετική για ορισμένους κλάδους, καθότι κατά την ημερομηνία αυτή δημιουργήθηκαν οι αντίστοιχοι κλάδοι για πρώτη φορά:

- η 01.02.90 για τον τραπεζικό κλάδο (BANK), το βιομηχανικό κλάδο (IND), τον κλάδο ασφαλειών (INSURA), τον κλάδο συμμετοχών (HOLD) και τον κλάδο επενδύσεων (INVEST), με 122 παρατηρήσεις για τον κάθε κλάδο από αυτούς,
- η 01.11.93 για τον κλάδο διαφόρων εταιριών (MISCELL), με 77 παρατηρήσεις,
- η 01.02.93 για τον κλάδο εταιριών χρηματοδοτικής μίσθωσης (LEAS), με 86 παρατηρήσεις,

- η 01.09.96 για το δείκτη της παράλληλης αγοράς (PARALL), με 43 παρατηρήσεις,
- η 01.02.90 για το Γενικό Δείκτη (ΧΑΑ), με 122 παρατηρήσεις.

Ημερομηνία λήξης όλων των παραπάνω χρονοσειρών είναι η 01.03.00.

Ως πηγή των παραπάνω δεδομένων χρησιμοποιήθηκε η Datastream.-

Το βασικό οικονομετρικό υπόδειγμα με τις εξισώσεις (1) και (2) εκτιμήθηκε και έγινε έλεγχος χωριστά χρησιμοποιώντας τα στοιχεία για κάθε κλάδο και νόμισμα (βλ. *Πίνακα Ι*).

Τα υποδείγματα VAR εκτιμήθηκαν σε πρώτες λογαριθμικές διαφορές των μεταβλητών για την εξάλειψη της μοναδιαίας ρίζας στις μεταβλητές.

VI. ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Ο σκοπός της έρευνας αυτής είναι να προσδιοριστεί εμπειρικά η συσχέτιση μεταξύ διακυμάνσεων της συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής έναντι των πέντε νομισμάτων, του αμερικανικού δολαρίου (USD), του ιαπωνικού γιεν (YEN), της αγγλικής λίρας (GBP), του ευρώ (EURO) και της ονομαστικής σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας (GENIND), και των μεταβολών των αποδόσεων των κλαδικών δεικτών καθώς και του Γενικού Δείκτη του ΧΑΑ.

Σύμφωνα με τη θεωρία και τις τρεις οικονομικές υποθέσεις που έχουμε περιγράψει αναλυτικά στην Ενότητα II, αναμένουμε, με κάποια χρονική υστέρηση ή όχι, μία θετική σχέση από EX σε SP, μία αρνητική επίσης από EX σε SP, μία αρνητική από SP σε EX, ή ακόμη μία μηδενική σχέση αιτιότητας μεταξύ τους.

Σε αυτή την Ενότητα της εργασίας παρουσιάζουμε και ερμηνεύουμε τα εμπειρικά αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση και έλεγχο των εξισώσεων (1) και (2) του υποδείματός μας.

Τη βάση για την οικονομετρική διερεύνηση ενός φαινομένου αποτελεί η κατασκευή μιας θεωρίας ή ενός υποδείματος. Στην περίπτωση μας θα χρησιμοποιηθεί το ήδη γνωστό υπόδειγμα του Granger.

Σε αυτό το σημείο, στο πρώτο στάδιο της εξειδίκευσης του υποδείματος, θα πρέπει σαφώς να διατυπωθούν οι περιοριστικές υποθέσεις που πρέπει να πληρούνται και που υποθέτουμε ότι ισχύουν, προκειμένου να καταστεί δυνατή η εκτίμηση του υποδείματος με τη συγκεκριμένη μέθοδο. Οι περιοριστικές υποθέσεις αυτές αφορούν α) τη γραμμικότητα του υποδείματος και την σταθερότητα των παραμέτρων σε όλο το πεδίο αναφοράς των δεδομένων, β) τη φύση της ερμηνευτικής μεταβλητής X_t (οι εξωγενείς μεταβλητές υποτίθεται ότι είναι στατιστικά ανεξάρτητες από όλους τους στοχαστικούς διαταρακτικούς όρους του υποδείματος), γ) τη συμπεριφορά των στοχαστικών όρων ε_t και μ_t , που ήδη έχουμε αναφέρει στο κεφάλαιο «Υπόδειγμα», ότι δηλαδή έχουν μέσο ίσον με μηδέν, γραμμική ανεξαρτησία για $t \neq s$ και ομοσκεδαστικότητα για $t = s$.

Στους Πίνακες Ia και Ib, παρουσιάζονται οι περιγραφικές στατιστικές των χρονοσειρών των μεταβλητών EX και SP ως προς τις πρώτες διαφορές τους.

Σύμφωνα με τα στοιχεία των πινάκων αυτών ο συντελεστής ασυμμετρίας, ο οποίος σε μια συμμετρική κατανομή θα πρέπει να είναι ίσος με μηδέν, εδώ κυμαίνεται για τη μεταβλητή SP από 0,33 για την παράλληλη αγορά έως 1,49 για τον ασφαλιστικό κλάδο, ενώ για τη μεταβλητή EX από -0,51 για την σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία, έως 3,8 για το ευρώ. Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές της κάθε μεταβλητής δεν διατάσσονται ακριβώς συμμετρικά γύρω από τον μέσο της κατανομής.

Όσον αφορά τον συντελεστή κύρτωσης, ο οποίος για μια κανονική κατανομή είναι 3, για τη μεταβλητή SP κυμαίνεται από 3,11 για την παράλληλη αγορά έως 7,57 για τον

ασφαλιστικό κλάδο, ενώ για τη μεταβλητή EX κυμαίνεται από 3,4 για την σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία, έως 27,3 για το ευρώ.

Όσον αφορά την στατιστική των Jarque-Bera, παρατηρούμε ότι μόνον ο κλάδος των συμμετοχών, ο κλάδος των επενδύσεων και της παράλληλης αγοράς, καθώς επίσης το ιαπωνικό γιεν εμφανίζουν κανονικότητα, καθότι σε αυτές τις χρονοσειρές η πιθανότητα είναι μεγαλύτερη του 0,05 και επομένως γίνεται αποδεκτή η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης κανονικότητας.

Τέλος, μπορούμε να παρατηρήσουμε τη μέση απόδοση των χρηματιστηριακών κλάδων, που για την περίοδο του δείγματος 1990:02 έως 2000:03, κυμαίνεται από 6,2% για την παράλληλη αγορά έως 1,23% για τις εταιρίες leasing.

Κάθε διαδικασία ελέγχου συνεπάγεται την εξειδίκευση μιας ελεγχόμενης υπόθεσης μηδέν (null hypothesis), η οποία πρέπει να ελεγχθεί στο σύνηθες επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%.

Μία από τις προϋποθέσεις για την εφαρμογή ελέγχων κατά Granger είναι ότι και οι δύο χρονοσειρές EX και SP πρέπει να είναι στάσιμες. Προκειμένου να ελέγξουμε για στασιμότητα των δύο χρονοσειρών και να βρούμε το order του integration των μεταβλητών EX και SP, διενεργούμε ελέγχους Augmented Dickey-Fuller (ADF tests) στις χρονοσειρές των μεταβλητών, και συγκεκριμένα των λογαρίθμων τους, τόσο στα επίπεδα (levels) όσο και στις πρώτες διαφορές (first differences). Με άλλα λόγια, θα ελέγξουμε εάν οι αποδόσεις των κλαδικών δεικτών και οι συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής είναι στάσιμες στα levels, τάξεως $I(0)$ ή σε μεγαλύτερη τάξη. Η μηδενική υπόθεση (H_0) είναι ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Τα αποτελέσματα, τα οποία παρουσιάζονται στον Πίνακα II, δείχνουν ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη στάσιμες στα επίπεδα (αναφέρουμε στον πίνακα για ένδειξη, στην πρώτη γραμμή της κάθε χρονοσειράς, και την ADF στατιστική, εκείνη με τη μικρότερη τιμή πιθανότητας, στην οποία να μπορεί η H_0 να γίνεται αποδεκτή στα levels (prob > 0,05)), και στάσιμες στις πρώτες διαφορές, δηλαδή EX, $\sim I(1)$ και SP, $\sim I(1)$. Ας σημειωθεί ότι στον έλεγχο ADF έχει ληφθεί υπόψη και η ύπαρξη μιας σταθεράς για να ακολουθηθεί μία non zero-mean process.

Όλες οι ADF στατιστικές απορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στο 5% επίπεδο σημαντικότητας, όταν πάρουμε τις πρώτες διαφορές των λογαρίθμων των μεταβλητών. Για τις σειρές $d(\ln usd)$, $d(\ln ind)$, $d(\ln miscell)$ και $d(\ln xaa)$, που είναι οι πρώτες λογαριθμικές διαφορές των μεταβλητών, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και σε επίπεδο 1%, διότι η τιμή πιθανότητας p κυμαίνεται κάτω από 0,01.

Ας αναφερθεί ότι η κριτική τιμή του ADF για 5% επίπεδο σημαντικότητας, με την παρουσία του deterministic component της σταθεράς και με παρατηρήσεις περίπου $T=100$, είναι γύρω στο -2,89, δηλαδή πιο αριστερά της κανονικής κατανομής εφόσον η Dickey-Fuller κατανομή είναι ασυμμετρική προς τα αριστερά.

Έχοντας προσδιορίσει ότι οι σειρές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές και συνεπώς το order του integration είναι $I(1)$, προχωρούμε για να ελέγξουμε εάν υπάρχει

συνολοκλήρωση (cointegration) ή όχι, δηλαδή εάν οι στοχαστικές τάσεις στις μεταβλητές EX και SP, που εμφανίζουν μοναδιαία ρίζα, έχουν μακροπρόθεσμες σχέσεις.

Με βάση τα αποτελέσματα του Πίνακα IV καταλήγουμε στο πόρισμα ότι δεν έχουμε το φαινόμενο της συνολοκλήρωσης. Και εξηγούμε:

$$SP_t = \alpha_0 + \alpha_1 EX_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Διεξάγουμε ελέγχους ADF για στασιμότητα στις σειρές των καταλοίπων που προέρχονται από απλή παλινδρόμηση της εξίσωσης (3) με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, έχοντας συμπεριλάβει σταθερά ως deterministic component, διότι επιθυμούμε η σειρά SP_t να έχει μη μηδενικό μέσο (non zero-mean E{SP_t} γύρω από τον οποίο να παλινδρομεί και να παρουσιάζει στασιμότητα).

Η μηδενική υπόθεση H₀ είναι ότι η (3) έχει μοναδιαία ρίζα α₁ = 1. Πράγματι, η σειρά των καταλοίπων για όλες τις εξισώσεις (3) των μεταβλητών EX και SP εμφανίζει μη στασιμότητα στα levels και στασιμότητα στις πρώτες διαφορές, διότι σε αυτές οι στατιστικές ελέγχου ADF (test-statistics) εμφανίζονται μικρότερες από τις αντίστοιχες κριτικές (critical statistics) για παρατηρήσεις T. Δηλαδή ε_t ~ I(1).

Σημειώτεον, ο αριθμός των παρατηρήσεων T εξαρτάται από τον αριθμό των παρατηρήσεων της ανεξάρτητης μεταβλητής EX και τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων στους ελέγχους ADF, στον οποίο επιτυγχάνεται η στατιστική σημαντικότητα του τεστ. Ως παράδειγμα, αναφέρουμε την παλινδρόμηση της εξίσωσης: LEAS_t = α₀ + α₁ EURO_t + ε_t, που πραγματοποιείται για δείγμα 76 παρατηρήσεων, που είναι ο αριθμός παρατηρήσεων της σειράς του EURO (ενώ ο αριθμός παρατηρήσεων για τη σειρά του κλαδικού δείκτη είναι 86), και εντέλει στον έλεγχο ADF με 8 χρονικές υστερήσεις, ο αριθμός των παρατηρήσεων μειώνεται σε T = 67.

Σύμφωνα με τον Πίνακα IV, όλες οι ADF στατιστικές αποδέχονται τη μηδενική υπόθεση για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στο 5% επίπεδο σημαντικότητας στα levels.

Εφόσον, η σειρά των καταλοίπων ε_t είναι I(1) και κατά συνέπεια έχει την ίδια τάξη ολοκλήρωσης με τις σειρές των EX και SP και όχι μικρότερη, τότε δεν υπάρχει το φαινόμενο της συνολοκλήρωσης (cointegration) μεταξύ των μεταβλητών. Αυτό σημαίνει ότι δεν υπάρχουν μακροπρόθεσμες σχέσεις μεταξύ των δύο μεταβλητών.

Κατά συνέπεια, και οι έλεγχοι των σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών (EX) και αποδόσεων κλαδικών δεικτών (SP), καθώς και του Γενικού Δείκτη ΧΑΑ, θα πραγματοποιηθούν σε πρώτες διαφορές στο standard Granger-causal υπόδειγμα:

$$\Delta SP_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta EX_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta SP_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta EX_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta EX_{t-j} - \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta SP_{t-j} + \mu_t \quad (5)$$

όπου,

$$\Delta SP_t = SP_t - SP_{t-1}$$

$$\Delta EX_t = EX_t - EX_{t-1}$$

Στην έρευνά τους για τις αναδυόμενες αγορές των χωρών Ινδίες, Κορέα, Πακιστάν και Φιλιππίνες, οι I.S.A. Abdalla και V. Murinde βρίσκουν ότι οι μεταβλητές EX και SP είναι I(1) και cointegrated για τις χώρες των Ινδών και των Φιλιππίνων, και για τον λόγο αυτό χρησιμοποιούν ένα άλλο υπόδειγμα, ένα error correction model (ECM) για τις συγκεκριμένες χώρες. Ο λόγος είναι ότι, για να διερευνηθούν οι σχέσεις αιτιότητας μέσω ενός standard Granger-test, θα πρέπει οι μεταβλητές να μην εμφανίζουν συνολοκλήρωση. Οι ενδείξεις από τον έλεγχο Granger θα χρήζουν εσφαλμένης εκτίμησης, διότι ο έλεγχος Granger θα έχει εφαρμοστεί πάνω σε ένα κανονικό πολυμεταβλητό μοντέλο αυτοπαλινδρόμησης με μεταβλητές που είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές και εμφανίζουν συνολοκλήρωση.

Αντίθετα, ένα error correction model (ECM) με τη βοήθεια των επιπρόσθετων error correction όρων, προσφέρει τα απαραίτητα κανάλια μέσα από τα οποία θα μπορούσε, σε κάποια μελλοντική στιγμή, να υπάρξει σχέση αιτιότητας και να επέλθει ξανά ισορροπία μετά από κάποια αναταραχή στις αγορές των μεταβλητών.

Προτού προχωρήσουμε στους ελέγχους Granger-causality, θα προσδιορίσουμε το δυναμικό χαρακτήρα (διάρθρωση) της εξαρτημένης και των ανεξάρτητων μεταβλητών των εξισώσεων (1) και (2) σε όρους χρονικών υστερήσεων. Θα επιλέξουμε σύμφωνα με τα κριτήρια Akaike (AIC) και Schwarz (SC) τον καταλληλότερο αριθμό χρονικών υστερήσεων για τις εξισώσεις (1) και (2) και πιο συγκεκριμένα, για όλα τα υποδείγματα VAR του Πίνακα I. Η επιλογή του καταλληλότερου αριθμού έγινε λαμβάνοντας υπόψη διάρθρωση από 1 έως 12 χρονικές υστερήσεις, πάνω στις πρώτες διαφορές των δύο ανεξάρτητων μεταβλητών. Χρησιμοποιείται κοινός αριθμός χρονικών υστερήσεων και για τις δύο ανεξάρτητες μεταβλητές για κάθε μία από τις εξισώσεις (4) και (5).

Όπου τα αποτελέσματα είναι αντικρουόμενα σύμφωνα με τα κριτήρια Akaike (AIC) και Schwarz (SC), θα προτιμηθεί ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που προτείνει το αυστηρότερο κριτήριο Schwarz (SC).

Τέτοιες περιπτώσεις μπορούμε να παρατηρήσουμε στον Πίνακα III ο οποίος δίνει τα αποτελέσματα, και συγκεκριμένα στις εκτιμήσεις του vector autoregression (VAR) με ανεξάρτητες μεταβλητές τις D(LNINSURA)_{t-j} και D(LNGBP)_{t-j} και εξαρτημένη μεταβλητή την D(LNGBP)_t, ο αριθμός των υστερήσεων είναι (-10). Ομοίως, στις εκτιμήσεις του vector autoregression (VAR) με ανεξάρτητες μεταβλητές τις D(LNHOLD)_{t-j} και D(LNUSD)_{t-j} και εξαρτημένη μεταβλητή την D(LNUSD)_t, ο αριθμός των υστερήσεων είναι (-3). Στις εκτιμήσεις του vector autoregression (VAR) υποδείγματος με ανεξάρτητες μεταβλητές τις D(LNPARALL)_{t-j} και D(LNGBP)_{t-j} και εξαρτημένη μεταβλητή την D(LNGBP)_t, ο αριθμός των υστερήσεων είναι (-8). Τέλος, στις εκτιμήσεις του vector autoregression (VAR) με ανεξάρτητες μεταβλητές

τις $D(LNXAA)_{t-1}$ και $D(LNUSD)_{t-1}$ και εξαρτημένη μεταβλητή την $D(LNUSD)_t$, ο αριθμός των υστερήσεων είναι (-4). Σημειώνεται ότι σε όλες τις εκτιμήσεις των διμεταβλητών αυτοπαλινδρόμων σχημάτων, συμπεριλαμβάνεται σταθερά.

Μπορεί να παρατηρήσει κανείς το μεγάλο αριθμό των χρονικών υστερήσεων που δίνουν τα κριτήρια Akaike (AIC) και Schwarz (SC), για την εξίσωση

$$\Delta EX_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta EX_{t-j} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta SP_{t-j} + \mu_t, \text{ δηλαδή, στην περίπτωση}$$

που ερευνάται κατά πόσο οι κλαδικοί δείκτες με τις διακυμάνσεις τους επηρεάζουν τις τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας του δραχμής. Σύμφωνα με τον Πίνακα III μπορεί να πιθανολογήσει κανείς κατά πόσο είναι σημαντικός ο ρόλος που μπορεί να παίζουν οι παρελθούσες, μέχρι και 12 μηνών νωρίτερα, μεταβολές των αποδόσεων των κλαδικών δεικτών πάνω στη διαμόρφωση των συναλλαγματικών τιμών της δραχμής.

Όπως θα δούμε παρακάτω, η εμπειρική μας ανάλυση θα ασχοληθεί με διάφορα σενάρια πάνω στον αριθμό των χρονικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθούν κατά τη διαδικασία της διεξαγωγής ελέγχων σύμφωνα με τη μέθοδο Granger.

Η μεθοδολογική προσέγγιση κατά Granger causality προσπαθεί να δώσει απάντηση στο κατά πόσο η εξαρτημένη μεταβλητή μπορεί να εξηγηθεί από δικές της παρελθούσες τιμές, καθώς και από παρελθούσες τιμές της ανεξάρτητης μεταβλητής. Λέμε ότι η SP_t επηρεάζεται με Granger causality από την EX_{t-1} εάν η EX_{t-1} παίζει ρόλο στην πρόβλεψη των τιμών της SP_t και αντιστρόφως.

Η F-statistic ελέγχει την joint υπόθεση ότι όλοι οι συντελεστές (εκτός της σταθεράς) σε μια παλινδρόμηση είναι ίσοι με το μηδέν.

Άρα, στην περίπτωση μας η μηδενική υπόθεση H_0 για την πρώτη εξίσωση είναι ότι η μεταβλητή EX_{t-1} δεν επιδρά πάνω στη μεταβλητή SP_t , και για τη δεύτερη εξίσωση ότι η μεταβλητή SP_{t-1} δεν επιδρά πάνω στη μεταβλητή EX_t .

Η υπόθεση H_0 επιβιώνει όταν η πιθανότητα να συμβεί κατά τον έλεγχο είναι μεγαλύτερη από το 5% επίπεδο σημαντικότητας.

Έχοντας επιλέξει την κατάλληλη διάρθρωση των χρονικών υστερήσεων για το standard Granger-causal model όπως δίνεται από τον Πίνακα III πραγματοποιούμε τους ελέγχους, των οποίων τα αποτελέσματα δίνονται από τον Πίνακα V.

Σύμφωνα με τους ελέγχους Granger-causality (βλ. Πίνακα V) πάνω στις σχέσεις μεταξύ διακυμάνσεων των συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής και των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών των κλάδων της ελληνικής οικονομίας, για σει παρατηρήσεων που καλύπτει τη χρονική περίοδο 1990:02 έως 2000:03, καταλήγουμε στο συμπέρασμα, ότι η H_0 απορρίπτεται σε μεμονωμένες περιπτώσεις, στις ακόλουθες:

- οι διακυμάνσεις της αξίας της αγγλικής λίρας (GBP) σε δραχμές με ορίζοντα μέχρι και 2 μήνες νωρίτερα από την τρέχουσα χρονική στιγμή, μπορούν να εξηγήσουν τυχόν μεταβολές στους χρηματιστηριακούς δείκτες του τραπεζικού κλάδου (BANK), του βιομηχανικού κλάδου (IND), των επενδύσεων (INVEST) και των εταιριών

χρηματοδ. μίσθωσης (LEAS), και τέλος, με ορίζοντα μέχρι και 1 μήνα νωρίτερα στο χρηματιστηριακό δείκτη του κλάδου των συμμετοχών (HOLD). Επίσης, το GBP μπορεί να επιδρά πάνω στο γενικό δείκτη του ΧΑΑ με παρελθούσες τιμές μέχρι και 2 μήνες πριν.

- οι διακυμάνσεις της αξίας του ευρωπαϊκού νομίσματος ευρώ (EURO) σε δραχμές με ορίζοντα μέχρι και 1 μήνα νωρίτερα από την τρέχουσα χρονική στιγμή, μπορούν να εξηγήσουν τυχόν μεταβολές στους χρηματιστηριακούς δείκτες του τραπεζικού κλάδου (BANK), του ασφαλιστικού κλάδου (INSURA) και του κλάδου των συμμετοχών (HOLD).

- οι διακυμάνσεις της αξίας του ιαπωνικού γιεν (YEN) σε δραχμές με ορίζοντα μέχρι και 1 μήνα νωρίτερα από την τρέχουσα χρονική στιγμή, μπορούν να εξηγήσουν τυχόν μεταβολές στο χρηματιστηριακό δείκτη του κλάδου των διαφόρων εταιριών (MISCELL).

- οι μεταβολές στο χρηματιστηριακό δείκτη του κλάδου των ασφαλειών (INSURA), μπορούν να εξηγήσουν τυχόν διακυμάνσεις της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής (GENIND).

α) Εναλλακτικό Σενάριο

Επειδή τα πληροφοριακά κριτήρια Akaike και Schwartz είναι κριτήρια επιλογής του βέλτιστου αριθμού ερμηνευτικών μεταβλητών, και επομένως επιβάλλουν ποινή στην είσοδο νέων μεταβλητών (η τιμή των κριτηρίων πρέπει να είναι η ελάχιστη), θα εξετάσουμε ένα πρώτο εναλλακτικό σενάριο σχετικά με τη διάρθρωση των χρονικών υστερήσεων έχοντας πάντα ως σκοπό την αναζήτηση διαχρονικής συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών με το μικρότερο δυνατό αριθμό χρονικών υστερήσεων.

Σύμφωνα με το πρώτο εναλλακτικό σενάριο, θα επιχειρήσουμε ελέγχους Granger-causality χρησιμοποιώντας και για τις δύο βασικές εξισώσεις του υποδείματός μας (1) και (2) το μικρότερο αριθμό χρονικών υστερήσεων που έχει ήδη βρεθεί για τη μία εξίσωση (συνήθως στην (1)), όπως δίνει ο Πίνακας V.

Παρατηρώντας τον Πίνακα Va, συμπεραίνουμε ότι δεν επέρχεται καμία μετατροπή στα πορίσματα του Πίνακα V, εκτός της περίπτωσης όπου γίνεται αποδεκτή η υπόθεση «INSURA does not Granger Cause GENIND», δηλαδή ότι ο χρηματιστηριακός δείκτης του κλάδου των ασφαλειών (INSURA), δεν μπορεί να εξηγήσει τυχόν μεταβολές στις διακυμάνσεις της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής (GENIND).

β) Εναλλακτικό Σενάριο

Σύμφωνα με το δεύτερο εναλλακτικό σενάριο, θα επιχειρήσουμε ελέγχους Granger-causality χρησιμοποιώντας και για τις δύο βασικές εξισώσεις του υποδείματός μας (1) και (2) το μεγαλύτερο αριθμό χρονικών υστερήσεων που έχει ήδη βρεθεί (βλ. Πίνακα V) για τη μία εξίσωση (συνήθως στην (2)).

Παρατηρώντας τον Πίνακα Vβ, συμπεραίνουμε ότι το σενάριο αυτό είναι και το λιγότερο αποδεκτό σε σχέση με το αρχικό σενάριο αναφοράς, διότι αλλάζουν τα αποτελέσματα σε πολλές περιπτώσεις συγκριτικά με τους Πίνακες V και Va έχοντας δεχθεί μεγαλύτερη είσοδο μεταβλητών.

γ) Εναλλακτικό Σενάριο

Σύμφωνα με το τρίτο εναλλακτικό σενάριο, θα επιχειρήσουμε ελέγχους Granger-causality επιλέγοντας χρονικό ορίζοντα με βάση τον αριθμό χρονικών υστερήσεων, όπου τα κριτήρια των Akaike και Schwarz να μην απέχουν πολύ από τη μικρότερη τιμή τους (βλ. **Πίνακα III**). Για την εξίσωση (1) τα κριτήρια μεγαλώνουν όσο αυξάνει ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, ενώ για την (2) εξίσωση, τα κριτήρια μεγαλώνουν όσο μειώνεται ο αριθμός τους.

Όπως διαφαίνεται και στον **Πίνακα Vγ**, προσπαθούμε με τον πιο αξιόπιστο τρόπο, με τη βοήθεια μιας ανάλυσης ευαισθησίας, να βρούμε τον καταλληλότερο αριθμό χρονικών υστερήσεων και για τις δύο εξισώσεις ώστε να πλησιάσουμε όσο το δυνατόν στα αποτελέσματα του **Πίνακα Va**.

Σύμφωνα με την ανάλυση αυτή, μπορεί να παρατηρήσει κανείς ότι σε μία διάρθρωση 1 έως 12 μηνιαίων χρονικών υστερήσεων, για λίγες περιπτώσεις τα αποτελέσματα αντιστρέφονται. Χαρακτηριστική είναι η περίπτωση στην οποία η H_0 ότι το «EURO does not Granger Cause XAA» απορρίπτεται εάν μεταβάλλουμε τον αριθμό (σύμφωνα με τα κριτήρια) των χρονικών υστερήσεων για περισσότερο από 4 μήνες.

VII. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην εργασία αυτή προσπαθήσαμε να προσδιορίσουμε εμπειρικά εάν διακυμάνσεις στις συναλλαγματικές ισοτιμίες της δραχμής (EX) έναντι των νομισμάτων του αμερικανικού δολαρίου (USD), του ιαπωνικού γιεν (YEN), της αγγλικής λίρας (GBP), του ευρωπαϊκού νομίσματος (EURO) και της ονομαστικής σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας (GENIND), επιφέρουν διαχρονικά μεταβολές στις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών των κλάδων (SP) της ελληνικής οικονομίας και του γενικού δείκτη ΧΑΑ, και αντιστρόφως.

Εκτός από τις περιπτώσεις στις οποίες διαπιστώθηκε ότι οι διακυμάνσεις της αξίας σε δραχμές των νομισμάτων της αγγλικής λίρας, του ευρωπαϊκού νομίσματος ευρώ και του ιαπωνικού γιεν μπορούν να ερμηνεύσουν τυχόν μεταβολές στους χρηματιστηριακούς δείκτες ορισμένων κλάδων, καθώς επίσης μεταβολές στο χρηματιστηριακό δείκτη του κλάδου των ασφαλειών μπορούν να εξηγήσουν τυχόν διακυμάνσεις της σταθμισμένης συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής, με παρελθόντα χρονικό ορίζοντα ως και 2 μήνες, και οι οποίες διαπιστώσεις μάλλον ως τυχαίες χαρακτηρίζονται - λόγω των παρακάτω αναφερόμενων αδυναμιών της παρούσης εμπειρικής ανάλυσης - καταλήγουμε στο εξής συμπέρασμα:

στα πλαίσια του υπό παρατήρηση δείγματος, με μηνιαία δεδομένα που καλύπτουν χρονική περίοδο από 1990:02 έως 2000:03, οι δύο μεταβλητές SP και EX δεν εμφανίζουν διαχρονικές ή ταυτόχρονες συσχετίσεις μεταξύ τους.

Ως μεθοδολογική προσέγγιση χρησιμοποιήσαμε ένα διμεταβλητό υπόδειγμα αυτοπαλινδρόμησης των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών των κλάδων και των συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής, με δύο βασικές εξισώσεις, με σκοπό να διεξαχθούν πάνω σε αυτό το υπόδειγμα έλεγχοι για Granger-causality. Εφαρμόσαμε ADF ελέγχους μεταβάλλοντας τον αριθμό χρονικών υστερήσεων για να διαπιστωθεί για κάθε χρονοσειρά μεταβλητής χωριστά η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ή όχι, και να οριστεί η τάξη της ολοκλήρωσης (order of integration).

Στη συνέχεια παλινδρόμησαμε τις δύο βασικές εξισώσεις για να εκτιμήσουμε τα κατάλοιπα και να ελέγξουμε τις σειρές τους για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Αφού δεν διαπιστώθηκε συνολοκλήρωση (co-integration) στις δύο σειρές των μεταβλητών και αφού προσδιορίσαμε με σχετική ανάλυση ευαισθησίας τον καταλληλότερο αριθμό χρονικών υστερήσεων σύμφωνα με τα πληροφοριακά κριτήρια των Akaike και Schwarz, προχωρήσαμε στη διεξαγωγή των ελέγχων των σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών SP και EX σύμφωνα με τη μέθοδο Granger-causality.

Λαμβάνοντας υπόψη τα αποτελέσματα της εμπειρικής μας ανάλυσης συμπεραίνει κανείς την αδυναμία να εντοπίσουμε μία σημαντική συσχέτιση μεταξύ των δύο μεταβλητών είτε την ίδια χρονική στιγμή είτε με κάποια χρονική υστέρηση.

Μπορεί κανείς να αποδώσει την αδυναμία αυτή σε μια σειρά από παράγοντες ως ακολούθως:

1. επιλέχθηκε δείγμα περιορισμένου σχετικά μεγέθους σε χρονοσειρές, με μέγιστο αριθμό παρατηρήσεων 122 και ελάχιστο μόλις 43, εφόσον ορισμένες σειρές είναι σχετικά καινούργιες και δεν περιλαμβάνουν πολλά ιστορικά στοιχεία. Σίγουρα, σε ένα δείγμα η χρησιμοποίηση περισσότερων, όσο το δυνατόν, πληροφοριών έχει ως αποτέλεσμα και τη μεγαλύτερη αξιοπιστία των αποτελεσμάτων,
2. η ανάλυσή μας βασίστηκε στα συνολικά χαρτοφυλάκια κάθε κλαδικού δείκτη, μην αποκλείοντας καμία επιχείρηση. Έτσι, εξαιτίας αυτής της ανομοιογένειας, τυχόν μεμονωμένες μεταβολές των τιμών μετοχών επιχειρήσεων να μην αντικατοπτρίζονται πλήρως από τις μεταβολές του δείκτη του κλάδου,
3. είναι προφανές ότι δεν υπάρχει για κάθε κλάδο ομοιογένεια σχετικά με το ποσοστό έκθεσης των επιχειρήσεων σε συναλλαγματικό κίνδυνο. Εξάλλου, η μεθοδολογική προσέγγιση που ακολουθήθηκε δεν επιτρέπει τον υπολογισμό του ασφαλιστρου που περιλαμβάνεται μέσα στη χρηματιστηριακή αξία μιας επιχείρησης, ούτε το χαρακτηρισμό των σχέσεων αιτιότητας σε θετικές ή αρνητικές,
4. ένα άλλο σημείο προσοχής είναι ότι η εκτίμηση του υποδείγματος για κλάδους των οποίων οι μετοχές διακινούνται με αδράνεια, πιθανόν να οδηγήσει σε προβλήματα σε μία εμπειρική ανάλυση.

Επίσης, θα θέλαμε να επισημάνουμε τις εξής υποθέσεις:

α) λόγω της πολυπλοκότητας των σχέσεων μεταξύ συναλλαγματικών διακυμάνσεων του εγχώριου νομίσματος και μεταβολών των οικονομικών στοιχείων μιας επιχείρησης, η αγορά δεν αντιδρά άμεσα στις ήδη ιστορικές μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, διότι οι επενδυτές είτε αγνοούν είτε δεν εκτιμούν με ορθότητα τις διαθέσιμες σε αυτούς πληροφορίες,

β) υποθέτουμε ότι το αποτέλεσμα των μεταβολών των οικονομικών στοιχείων μιας επιχείρησης λόγω επίδρασης των συναλλαγματικών διακυμάνσεων της δραχμής, είναι το καθαρό μετά τη χρήση οποιωνδήποτε παράγωγων χρηματοοικονομικών προϊόντων για αναχαίτιση συναλλαγματικού κινδύνου,

γ) περιορίζοντας τους παράγοντες κινδύνου σε έναν, στον συναλλαγματικό κίνδυνο, φυσικά δεν ανταποκρίνεται στην πραγματικότητα της αγοράς. Σίγουρα, πρέπει σε ένα μοντέλο να συμπεριληφθούν περισσότεροι οικονομικοί παράγοντες και να επηρεάζουν συνολικά όλες τις μετοχές,

δ) θα μπορούσε να αναφερθεί, τέλος, η υπόθεση ότι η εγχώρια αγορά είναι άριστα ενσωματωμένη σε μία παγκόσμια αγορά, χωρίς περιορισμούς για το διεθνές εμπόριο και χωρίς εμπόδια για διασυνοριακές χρηματιστηριακές επενδύσεις, χωρίς φόρους και έξοδα συναλλαγής ή με έλλειψη πληροφόρησης. Βέβαια, αυτές οι αυστηρές υποθέσεις δεν δίνουν μια ρεαλιστική εικόνα της πολυπλοκότητας των διεθνών εμπορικών και επενδυτικών συναλλαγών σήμερα.

Εξάλλου, στόχος της συναλλαγματικής πολιτικής στην Ελλάδα την τελευταία πενταετία, ήταν η σταθεροποίηση της ισοτιμίας της δραχμής έναντι των νομισμάτων της ζώνης του ευρώ, αλλά και έναντι των κυριότερων νομισμάτων στα οποία

πραγματοποιείται ο μεγαλύτερος όγκος των εξωτερικών εμπορικών συναλλαγών (κυρίως σε ευρώ και σε αμερικανικό δολάριο). Η είσοδος στην ΟΝΕ το 2001 αποτελεί νομισματική σταθερότητα για τις επιχειρήσεις.

Οι κιάδοι της ελληνικής οικονομίας αναπτύσσουν έναν από τους ταχύτερους ρυθμούς αύξησης παραγωγικότητας στην ΕΕ, έναντι του οποίου ανασταλτικός παράγοντας θα μπορούσε να αποτελέσει πιθανότατα μονάχα μία ραγδαία μεταβολή των τιμών του πετρελαίου παγκοσμίως, ή μία απότομη μείωση της εξωτερικής ζήτησης λόγω μιας διεθνούς οικονομικής ύφεσης.

- Ναι μεν, η παγκοσμιοποίηση των αγορών έχει καταστήσει τις χρηματοοικονομικές αγορές συγκοινωνούντα δοχεία, γεγονός που έχει σαν αποτέλεσμα την άμεση και ταχεία μετάδοση των συνεπειών κάθε οικονομικής κρίσης σε οποιαδήποτε αγορά, όπως αλληλεπίδραση των τιμών των χρηματιστηρίων, των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις αγορές όψεως, προθεσμίας και παραγώγων χρηματιστηριακών προϊόντων,

- ναι μεν, η Ελλάδα πλέον συγκαταλέγεται ουσιαστικά ανάμεσα στις ώριμες αγορές, - αλλά, η ελληνική πραγματικότητα μέχρι τώρα έχει δείξει ότι, τουλάχιστον στη χρηματιστηριακή αγορά, ουσιαστικότερο ρόλο παίζουν οι προσδοκίες των επενδυτών για άμεσες και υπερβολικές αποδόσεις, αλλά και η άμεση πρόσβασή τους σε πηγές πληροφόρησης, έτσι ώστε να τους επιτρέπεται η γρήγορη αξιολόγηση των προσφερόμενων επενδυτικών δυνατοτήτων και η εύστοχη αποτίμηση των κινδύνων της αγοράς.

Η άσκηση συνεπούς και σταθερής οικονομικής πολιτικής είναι αυτή που θα ενσωματώνεται στο εξής στις θετικές επενδυτικές προσδοκίες.

VIII. ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

- ¹ Το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα είναι η παγκόσμια έκδοση του CAPM των Sharpe & Lintner και βασίζεται στο χαρτοφυλάκιο μιας παγκόσμιας αγοράς όπου δεν υπάρχει συναλλαγματικός κίνδυνος και οι επενδυτικές ευκαιρίες παραμένουν σταθερές. Ένα υπόδειγμα των δύο betas, όπως αυτό που χρησιμοποιείται από τους Ferson & Harvey, περιέχει το διεθνές χαρτοφυλάκιο και έναν ενιαίο για όλες τις αγορές συναλλαγματικό κίνδυνο. Τέλος, ένα παγκόσμιο πολυπαραγοντικό υπόδειγμα είναι απαραίτητο, διότι κίνδυνοι οι οποίοι είναι κοινοί και ευρείας εμβέλειας πιθανόν να επιδρούν πάνω στις τιμές των εγχώριων χρηματιστηριακών αγορών και έτσι ένα ασφάλιστρο στις προσδοκώμενες αποδόσεις να καθίσταται απαραίτητο.
- ² Βλ. άρθρο «The Risk Exposure of Emerging Equity Markets», 1995a.
- ³ Βλ. άρθρο «Exchange-Rate Exposure, Stock Returns and the Pricing of Currency Risk in Japan», 1997.
- ⁴ Βλ. άρθρο «The World Price of Foreign Exchange Risk», 1995.
- ⁵ Βλ. άρθρο «The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals», 1990.
- ⁶ Βλ. άρθρο «Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan and the USA», 1993.
- ⁷ Βλ. άρθρο «Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange-Rate Exposure Effect», 1994.
- ⁸ Βλ. άρθρο «Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models», 1987.
- ⁹ Βλ. άρθρο «Stock Markets and the Exchange Rate: A Multi-Country Approach», 1992.
- ¹⁰ Βλ. άρθρο «The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market», 1991.
- ¹¹ Βλ. άρθρο «Sources of risk and expected returns in global equity markets», 1994.
- ¹² Βλ. άρθρο «Predictable risk and returns in Emerging Markets», 1995b.
- ¹³ Βλ. άρθρο «Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines», 1997.
- ¹⁴ Βλ. άρθρο «Stock prices and the effective exchange rate of the dollar», 1992.
- ¹⁵ Οι Errunza & Senbet (1981) αναφέρουν τη θεωρία των απευθείας διασυννοριακών επενδύσεων (theory of direct foreign investment) σύμφωνα με την οποία, οι χρηματοοικονομικές αγορές είναι ενοποιημένες όπου προτιμούν οι επενδυτές να

έχουν έναν γραμμικό συνδυασμό του διεθνούς χαρτοφυλακίου αγοράς και παράγωγων προϊόντων αναχαιτίσης συναλλαγματικού κινδύνου.

¹⁶ Βλ. άρθρο «The Risk Exposure of Emerging Equity Markets», 1995a.

¹⁷ Βλ. άρθρο «Predictable risk and returns in Emerging Markets», 1995b.

¹⁸ Βλ. έκδοση της Τράπεζας της Ελλάδος, «Νομισματική Πολιτική», τεύχος Φεβρουάριος 2000.

¹⁹ Μετά τον επαναπροσδιορισμό της κεντρικής συναλλαγματικής ισοτιμίας της δραχμής και μέχρι τα τέλη Φεβρουαρίου του 2000, η απόκλιση της τρέχουσας ισοτιμίας κυμάνθηκε σε 2%-3%.

²⁰ Η σταθμισμένη συναλλαγματική ισοτιμία είναι η τιμή ενός αντιπροσωπευτικού «καλαθιού» ξένων νομισμάτων, καθένα από τα οποία σταθμίζεται με βάση τη συμμετοχή του στις εξωτερικές συναλλαγές της ελληνικής αγοράς.

²¹ Δραχμές ανά μονάδα ξένου νομίσματος. Έτσι, μία θετική μεταβολή της δραχμικής αξίας του ξένου νομίσματος σημαίνει υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος της δραχμής έναντι του ξένου νομίσματος.

Ερευνητής	Υπόδειγμα	Λείψμα	Χρονική Περίοδος	Αποτελέσματα
Solinik (1987) μελετά σχέσεις SP-EX	$DSI = \alpha + \beta DRSI + \epsilon DIt + \epsilon It$ όπου μεταβολές EX παλινδρομούνται πάνω σε μεταβολές SP και επιτοκίων ¹	8 ανεπτυγμένες χώρες (μηνιαία και 3μηνιαία δοδεμμένα)	1973-1983	Ασήμαντη θετική συσχέτιση μεταξύ των EX-SP
Jorion (1990) μελετά επιρράσεις EX σε SP πολυμεθνικών εταιριών στις ΗΠΑ	Εκτιμήσεις του παραμέτρου του υποδείγματος $Rit = \beta 0i + \beta 1i Rst + \epsilon it$ $Rst = \text{exposure coefficient}$	287 πολυεθνικές επιχειρήσεις με καταφορημένες πωλήσεις στο εξωτερικό	1971-1987	Θετικές συσχέτισεις στον ίδιο χρόνο I_t ανάλογα με τον όγκο εξωτερικών συναλλαγών. Σημαντικές διαστρωμα- τικές διαφοροποιήσεις/hedging policy
Jorion (1991) εξετάζει την τιμολόγηση του συναλλ. κινδύνου στην αγορά ΗΠΑ	Διαπραγματικό & πολυπαραγοντικό arbitrage pricing model	20 κλάδοι της αγοράς των ΗΠΑ	1971-1987	Θετική ασήμαντη συσχέτιση SP-EX. Ο συναλλαγματικός κίνδυνος δεν τιμολογείται από επενδύτες στις ΗΠΑ
Bahmani-Oskooee & Sohrabian (1992) μελετούν σχέσεις αιτιότητας EX-SP	VAR / Granger Causality μέθοδος	186 μηνιαίες παρατηρήσεις στην αγορά ΗΠΑ	1973-1988	Αποδεικνύεται ότι μπορεί να υπάρξει και αμφίδρομη σχέση αιτιότητας EX - SP βραχυχρόνια
Smith (1992) μελετά την προσθήκη μετοχ τίτλων σε επενδυτικές επιλογές για πρώτη φορά	ένα 3-χρόνιο διαχρονικό μοντέλο αγοράς με μακροοικον. συντελεστές	3μηνιαία στοιχεία για ΗΠΑ- Γερμανία-Ιαπωνία	1974-1988	Πολύ σημαντική η επίδραση των SP πάνω στις τιμές των DEM/USD, YEN/USD
Bodnar & Gentry (1993) ερευνούν τις επιρράσεις των διακυμάνσεων EX πάνω στις αποδόσεις των κλάδων βιομηχανίας	Το υπόδειγμα αγοράς με προσθετο στοιχείο το συντελεστή που μετρά τον συναλλαγματικό κίνδυνο μιας βιομηχανίας	39 κλάδοι βιομηχανίας στις ΗΠΑ, Καναδά και Ιαπωνία	1979-1988	11 βιομηχανικοί κλάδοι έχουν στατιστικά σημαντικό ποσοστό εκθέσης σε συναλλαγματικό κίνδυνο /hedging

Ερευνητής	Υπόδειγμα	Δείγμα	Χρονική Περίοδος	Αποτελέσματα
Bartov & Bodnar (1994) μελετούν ταυτόχρονα ή διαχρονικές σχέσεις μεταξύ abnormal αποδόσεων μετοχών & μεταβολών EX	απλό υπόδειγμα με χρονική υστέρηση των abnormal SP ως προς τις μεταβολές EX	208 επιχειρ. στις ΗΠΑ που επηρεάζονται από τον συνολ. κίνδυνο σύμφωνα με τις οικονομικές καταστάσεις τους	1978-1989	Ασημαντή συσχέτιση στο χρόνο t. Σημαντικά αρνητική η συσχέτιση με χρονική υστέρηση, η οποία αποδυναμώνεται με το χρόνο
Ferson & Harvey (1994) αναζητούν τις πηγές οικονομικών κινδύνων σε διεθνείς αγορές	multifactor betas asset pricing model, το οποίο περιλαμβάνει πολλές χώρες	Χρηματιστηριακές αγορές 18 χωρών	1970-1989	Οι παγκόσμιοι παράγοντες κινδύνου μπορούν να ερμηνεύσουν το 15-86% της διακμ. των μηνιαίων αποδόσεων, με το παγκόσμιο χαρτοφυλάκιο αγοράς ως τον πιο σημαντικό παράγοντα
Dumas & Solnik (1995) ερευνούν για ύπαρξη ασφαλιστρού συναλλαγματικού κινδύνου	διεθνή έκδοση του asset pricing model, 1 περιόδου με βάση παρελθούσα πληροφόρηση	264 παρατηρήσεις στις αγορές ΗΠΑ-Γερμανίας-Αγγλίας-Ιαπωνίας	1970-1991	Μεταβαλλόμενο στο χρόνο ασφαλιστρού συναλ. κινδύνου = σημαντικό στοιχείο των αποδόσεων SP στη διεθνή αγορά
Harvey (1995a) μελετά τις διαχρονικές συσχετίσεις μεταξύ SP αναδύομενων αγορών & 5 παγκόσμιων οικον. παραγόντων κινδύνων	πολυπαράγοντικό διεθνές υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (multifactor world CAPM)	21 αναπτυγμένες & 20 αναδύομενες χώρες (μηνιαίες αποδόσεις)	1976-1992	Σημαντικά μικρές διαστρωματικές συσχετίσεις
Harvey (1995b) μελετά την προβλεψιμότητα των αποδόσεων στις αναδύομενες αγορές	μονοπαράγοντ. & πολυπαράγοντικό διεθνές υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων	800 μετοχές από 20 αναδύομενες χώρες (μηνιαίες παρατηρήσεις)	1976-1992	Οι αποδόσεις των αναδύομενων αγορών είναι πιο υψηλές και πιο προβλεψιμές εφόσον είναι περισσότερο επωρημένες στην εγχώρια πληροφόρηση

Ερευνητής	Υπόδειγμα	Δείγμα	Χρονική Περίοδος	Αποτελέσματα
Abdalla & Murinde (1997) ερευνούν τις συσχετίσεις μεταξύ SP-EX στις αναδυόμενες αγορές	BV/AR / Granger Causality μέθοδος	μηνιαίες παρατηρήσεις από δείκτες αγορών Κορέας-Ινδών-Πακιστάν-Φιλιππίνων	1985-1994	Μονόδρομη θετική σχέση αιτιότητας EX=>SP εκτός από Φιλιππίνες, με χρονική υστέρηση
Doukas, Hall & Lang (1997) εξετάζουν εάν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ SP-EX (απρόβλεπτων μεταβολών) και εάν ο συναλ κίνδυνος αποτιμάται στις τιμές μετοχών	διαχρονικό υπόδειγμα αποτιμησης κεφαλ. στοιχείων	1079 ιαπωνικές επιχειρήσεις (4 κατηγορίες)	1975-1991	Υπάρχει σημαντική ταυτόχρονη συσχέτιση. Οι μεταβολές των EX με χρονική υστέρηση έχουν ασημαντές επιδράσεις στις SP. Το ασφαλιστρο κινδύνου μεταβαλλεται στο χρόνο και αποτιμάται στις τιμές μετοχών

IX. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Abdalla, I.S.A. and V. Murinde (1997), «Exchange rate and stock prices interactions In emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines», *Applied Financial Economics*, 7: 25-35.
- Bahmani-Oskooee, M. and A. Sohrabian (1992), «Stock Prices and the effective exchange rate of the dollar», *Applied Economics*, 24: 459-464.
- Bartov, E. and G.M. Bodnar (1994), «Firm valuation, earnings expectations, and the exchange-rate exposure effect», *Journal of Finance*, 49: 1755-1786.
- Bodnar, G.M. and W.M. Gentry (1993), «Exchange-rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan and the U.S.», *Journal of International Money and Finance*, 12: 29-45.
- Ceglowski, J. (1989), «Dollar depreciation and US industry performance», *Journal of International Money and Finance*, 8: 233-251.
- Donald, R. and C. Kearney (1987), «On the specification of Granger-causality tests using the cointegration methodology», *Economics Letters*, 25: 149-153.
- Dornbusch, R., S. Fischer and R. Startz (1998), «Macroeconomics», 7th edition.
- Doukas, J., P.H. Hall and L.H. Lang (1997), «Exchange-Rate Exposure, Stock Returns and the Pricing of Currency Risk in Japan», *Working Paper*, JEL classif.: G12, G15.
- Dumas, B. and B. Solnik (1995), «The World Price of Foreign Exchange Risk», *Journal of Finance*, 2: 445-478.
- Errunza, V.R. and L.W. Senbet (1981), «The Effects of International Operations on the Market Value of the Firm: Theory and Evidence», *Journal of Finance*, 36: 401-417.
- Ferson, W.E. and C.R. Harvey (1994), «Sources of risk and expected returns in global equity markets», *Journal of Banking and Finance*, 18: 775-803.
- Harvey, C.R. (1995a), «The Risk exposure of Emerging Equity Markets», *The World Bank Economic Review*, 9: 19-50.
- _____, (1995b), «Predictable Risk and Returns in Emerging Markets», *Review of Financial Studies*, 8: 773-816.
- Jorion, P. (1990), «The exchange-rate exposure of U.S. multinationals», *Journal of Business*, 63: 331-345.

- _____ (1991), «The Pricing of Exchange-rate Risk in the Stock Market», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26: 363-376.
- Luetkepohl, H. and H.E. Reimers (1992), «Granger-causality in cointegrated VAR processes», *Economics Letters*, 40: 263-268.
- Pittis, N. and G.M. Caporale (1999), «Feedbacks between stock prices and exchange rates», *Working Paper*, Universities of Cyprus & East London, JEL classif.: C32, G15.
- Shapiro, A. (1975), «Exchange rate changes, Inflation, and the value of the multinational corporation», *The Journal of Finance*, 30: 485-502.
- Smith, C. (1992), «Stock Markets and the exchange rate: a multicountry approach», *Journal of Macroeconomics*, 14: 607-629.
- Solnik, B. (1987), «Using financial prices to test exchange rate models: a note», *Journal of Finance*, 42: 141-149.
- Τράπεζα της Ελλάδος, «Έκθεση του Διοικητή για τα έτη 1990-1999», Αθήνα.
- Τράπεζα της Ελλάδος (2000), «Νομισματική Πολιτική», Αθήνα.

Date: 05/20/00 Time: 12:12
Sample: 1990:02 2000:03

	DEURO	DGBP	DGENIND	DUSD	DYEN
Mean	0.002536	0.005968	-0.006335	0.006444	0.008787
Median	0.001761	0.005608	-0.004272	0.003627	0.005829
Maximum	0.102286	0.138258	0.042917	0.117895	0.126478
Minimum	-0.026712	-0.083901	-0.084296	-0.050939	-0.096533
Std. Dev.	0.015079	0.024353	0.023638	0.030509	0.034986
Skewness	3.804701	0.654499	-0.509731	0.889686	0.220054
Kurtosis	27.28742	10.69093	3.442575	4.581488	3.705049
Jarque-Bera Probability	2024.319 0.000000	306.8557 0.000000	6.175882 0.045596	28.57248 0.000001	3.482733 0.175281
Observations	75	121	120	121	121

Leung, C. and J. Taylor (1994) A multivariate VAR approach to exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, 13, 273-284.

Leung, C. and J. Taylor (1995) A multivariate VAR approach to exchange rates: Working Paper, International Centre for Economic Research, 121, 1995.

Leung, C. (1997) *Exchange Rates and International Trade*, Cambridge University Press.

Leung, C. (1998) *Exchange Rates and International Trade*, Cambridge University Press.

Leung, C. (1999) *Exchange Rates and International Trade*, Cambridge University Press.

Leung, C. (2000) *Exchange Rates and International Trade*, Cambridge University Press.

Leung, C. (2001) *Exchange Rates and International Trade*, Cambridge University Press.

Variable	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
US dollar	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Japanese yen	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
British pound	160.00	160.00	160.00	160.00	160.00	160.00	160.00	160.00	160.00
French franc	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67
German mark	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67
Italian lira	1936.27	1936.27	1936.27	1936.27	1936.27	1936.27	1936.27	1936.27	1936.27
Spanish peseta	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67
Swiss franc	200.00	200.00	200.00	200.00	200.00	200.00	200.00	200.00	200.00
Other	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
EURO	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67	166.67

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Επιλογή 1992

ΚΑΡΤΑΙΟ ΣΥΜΠΕΡΙΦΑΣΕΩΣ ΕΠΙΣΤΕΥΣΤΩΝ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟΥ ΠΕΙΡΑΙΑΣ

Το καρτάριο αυτό είναι υπόλογο των ετών 1991 και 1992.

Ποσοστά, οι οποίες είναι αθροιστικές από απόφαση των ΔΕΚ των ετών 1990 και 1991.

Χ. ΠΙΝΑΚΕΣ

The table is a large grid with multiple columns and rows. The diagonal watermark 'Πανεπιστήμιο Πειραιώς' is written across the grid from the bottom-left towards the top-right. The grid is intended for recording data from the 1991 and 1992 questionnaires.

Πίνακας Γ: Υστερήσεις των Υποδεγμάτων (VAR)

x: κλάσικός δείκτης
y: συναλλαγματική ισοτιμία

y \ x	USD		YEN		GBP		EURO		GENIND (συνθρομηση συναλλαγμ. Ισοτιμία)	
	x	y	x	y	x	y	x	y	x	y
BANK	2 (9)	2 (9)	2 (12)	2 (12)	2 (12)	2 (12)	1 (12)	1 (12)	2 (9)	2 (9)
IND	2 (9)	2 (9)	2 (12)	2 (12)	2 (12)	2 (12)	3 (9)	3 (9)	2 (9)	2 (9)
INSURA	1 (10)	1 (10)	2 (10)	2 (10)	2 (10)	2 (10)	1 (12)	1 (12)	1 (12)	1 (12)
HOLD	1 (3)	1 (3)	1 (12)	1 (12)	1 (10)	1 (10)	1 (12)	1 (12)	1 (12)	1 (12)
INVEST	2 (5)	2 (5)	2 (11)	2 (11)	2 (11)	2 (11)	4 (12)	4 (12)	1 (12)	1 (12)
PARALL	1 (10)	1 (10)	1 (8)	1 (8)	1 (8)	1 (8)	1 (11)	1 (11)	1 (10)	1 (10)
MISCELL	1 (8)	1 (8)	1 (8)	1 (8)	1 (12)	1 (12)	1 (12)	1 (12)	1 (12)	1 (12)
LEAS	2 (12)	2 (12)	2 (12)	2 (12)	2 (9)	2 (9)	2 (12)	2 (12)	2 (12)	2 (12)
Γενικός Δείκτης XAA	2 (4)	2 (4)	2 (12)	2 (12)	2 (10)	2 (10)	4 (12)	4 (12)	2 (9)	2 (9)

$$x = \sum \alpha y + \sum \beta x + \epsilon$$

$$y = \sum \gamma y + \sum \delta x + \mu$$

Πίνακας II:

Ελεγχοί Augmented Dickey-Fuller για μοναδιαία ρίζα στις χρονοσειρές των μεταβλητών (SP) και (EX)

Σημείωση: Τα νούμερα στις παρενθέσεις κάτω από τις ADF στατιστικές δηλώνουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων.

<i>Μεταβλητές</i>	<i>ADF test statistic</i>	<i>Critical Values 1%/5%/10%</i>
lnusd	-0,8179 (3)	-3.4865/-2.8859/-2.5796
d(lnusd)	-6,1852 (5)	-3.4880/-2.8865/-2.5799
lnyen	-1,8376 (2)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
d(lnyen)	-2,8782 (7)	-3.4890/-2.8870/-2.5802
d(lnyen)	-6,5911 (1)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
lngbp	-0,7383 (2)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
d(lngbp)	-4,894 (5)	-3.4880/-2.8865/-2.5799
lneuro	-1,7275 (2)	-3.5213/-2.9012/-2.5876
d(lneuro)	-3,6795 (9)	-3.5328/-2.9062/-2.5903
lngenind	-0,8504 (3)	-3.4870/-2.8861/-2.5797
d(lngenind)	-5,8861 (5)	-3.4885/-2.8868/-2.5801
lnbank	0,8495 (4)	-3.4870/-2.8861/-2.5797

<i>Μεταβλητές</i>	<i>ADF test statistic</i>	<i>Critical Values 1%/5%/10%</i>
d(lnbank)	-8,1744 (4)	-3.4875/-2.8863/-2.5798
lnind	-0,0611 (2)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
d(lnind)	-6,7809 (4)	-3.4875/-2.8863/-2.5798
lninsura	-1,1907 (2)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
d(lninsura)	-8,515186 (0)	-3.4856/-2.8865/-2.5794
lnhold	-0,5732 (2)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
d(lnhold)	-7,663784 (0)	-3.4856/-2.8865/-2.5794
lninvest	-0,2831 (2)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
d(lninvest)	-8,3299 (0)	-3.4856/-2.8865/-2.5794
lnparall	-1,9933 (3)	-3.6067/-2.9378/-2.6069
d(lnparall)	-4,1337 (0)	-3.5973/-2.9339/-2.6048
lnmiscell	0,6197 (4)	-3.5226/-2.9017/-2.5879
d(lnmiscell)	-4,2285 (4)	-3.5239/-2.9023/-2.5882
lnleas	-1,9489 (3)	-3.5111/-2.8967/-2.5853

<i>Μεταβλητές</i>	<i>ADF test statistic</i>	<i>Critical Values</i> 1%/5%/10%
d(lnleas)	-4,4206 (8)	-3.5176/-2.8996/-2.5868
lnxaa	-0,4228 (2)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
d(lnxaa)	-8,0179 (4)	-3.4875/-2.8863/-2.5798

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Πίνακας III : Διάρθρωση χρονικών υστερήσεων (lag structure)

Επιλογή των κατάλληλότερων αριθμού των χρονικών υστερήσεων για τις δύο

(1) και (2) σύμφωνα με τα κριτήρια ΑΚΑΙΚΕ (AIC) και SCHWARZ (SC)

Ο αριθμός των υστερήσεων είναι ο ίδιος και για τις δύο ανεξάρτητες μεταβλητές.

Ως μεταβλητές έχουν περιληφθεί οι α' διαφορές των λογαρίθμ. των μεταβλητών.

LAGS (-)

EX(+), SP(+) ανεξάρτητες μεταβλ.	EX(+), SP(+) εξαρτημένες μεταβλητές				GENIND	BANK	IND	INSURA	HOLD	INVEST	PARALL	MISCELL	LEAS	XAA
	USD	YEN	GBP	EURO										
USD						2	2	1	1	2	1	1	2	2
YEN						2	2	2	1	2	1	1	2	2
GBP						2	2	2	1	2	1	1	2	2
EURO						1	3	1	1	4	1	1	2	4
GENIND						2	2	1	1	1	1	1	2	2
BANK	9	12	12	12	9									
IND	3	12	12	9	9									
INSURA	10	10	10*	12	12									
HOLD	3*	12	10	12	12									
INVEST	5	11	11	12	12									
PARALL	10	8	8*	11	10									
MISCELL	8	8	12	12	12									
LEAS	12	12	9	12	12									
XAA	4*	12	10	12	9									

* Σημείωση: Λόγω των αντικρουόμενων αποτελεσμάτων, επιλέχθηκε ο αριθμός των υστερήσεων που είναι το κριτήριο SCHWARZ (SC)

Table IV:

Έλεγχοι Augmented Dickey-Fuller για μοναδιαία ρίζα στα levels των καταλοίπων

εκτιμήσεων των ακόλουθων παλινδρομήσεων (με σταθερά):

Σημείωση: Τα νούμερα στις παρενθέσεις κάτω από τις ADF στατιστικές των καταλοίπων

δηλώνουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων.

<i>Εξαρτημένη μεταβλητή</i>	<i>Ανεξάρτητη μεταβλητή</i>	<i>ADF test statistic of residuals</i>	<i>Critical Values 1%/5%/10%</i>
lnbank	lnusd	-1,9749 (7)	-3,4885/-2,8868/-2,5801
lnind	lnusd	-1,9472 (7)	-3,4885/-2,8868/-2,5801
lninsura	lnusd	-1,8013 (10)	-3,4900/-2,8874/-2,5804
lnhold	lnusd	-1,03349 (4)	-3,4870/-2,8861/-2,5797
lninvest	lnusd	-0,7436 (1)	-3,4856/-2,8855/-2,5794
lnparall	lnusd	-2,1071 (3)	-3,6067/-2,9378/-2,6069
lnmiscell	lnusd	-1,8796 (0)	-3,5176/-2,8996/-2,5868
lnleas	lnusd	-1,7769 (8)	-3,5164/-2,8991/-2,5865
lnxaa	lnusd	-1,5794 (7)	-3,4885/-2,8868/-2,5801
lnbank	lnyen	-0,2829 (4)	-3,4870/-2,8861/-2,5797
lnind	lnyen	-0,4126 (5)	-3,4875/-2,8863/-2,5795
lninsura	lnyen	-1,4505	-3,4900/-2,8874/-2,5804

<i>Εξαρτημένη μεταβλητή</i>	<i>Ανεξάρτητη μεταβλητή</i>	<i>ADF test statistic of residuals</i>	<i>Critical Values 1%/5%/10%</i>
		(10)	
lnhold	lnyen	-1,1598 (2)	-3,4861/-2,8857/-2,5795
lninvest	lnyen	-0,3375 (1)	-3,4856/-2,8855/-2,5794
lnparall	lnyen	-1,7515 (4)	-3,6117/-2,9389/-2,6080
lnmiscell	lnyen	-1,1605 (4)	-3,5226/-2,9017/-2,5879
lnleas	lnyen	-1,2424 (9)	-3,5176/-2,8996/-2,5868
lnxaa	lnyen	-0,1644 (5)	-3,4875/-2,8863/-2,5798
lnbank	lngbp	-2,3941 (7)	-3,4885/-2,8868/-2,5801
lnind	lngbp	-1,8407 (0)	-3,4852/-2,8853/-2,5793
lninsura	lngbp	-1,8066 (10)	-3,4900/-2,8874/-2,5804
lnhold	lngbp	-1,9870 (7)	-3,4885/-2,8868/-2,5801
lninvest	lngbp	-1,3711 (7)	-3,4885/-2,8868/-2,5801
lnparall	lngbp	-1,7365 (9)	-3,6422/-2,9527/-2,6148
lnmiscell	lngbp	-1,5354	-3,5281/-2,9042/-2,5892

<i>Εξαρτημένη μεταβλητή</i>	<i>Ανεξάρτητη μεταβλητή</i>	<i>ADF test statistic of residuals</i> (8)	<i>Critical Values 1%/5%/10%</i>
lnleas	lngbp	-2,2598 (3)	-3.5111/-2.8967/-2.5853
lnxaa	lngbp	-1,8992 (7)	-3,4885/-2,8868/-2,5801
lnbank	lneuro	-2,0439 (0)	-3.5188/-2.9001/-2.5871
lnind	lneuro	-1,6049 (7)	-3.5281/-2.9042/-2.5892
lninsura	lneuro	-1,6729 (7)	-3.5281/-2.9042/-2.5892
lnhold	lneuro	-2,1313 (5)	-3.5253/-2.9029/-2.5886
lninvest	lneuro	-1,5432 (5)	-3.5253/-2.9029/-2.5886
lnparall	lneuro	-2,5564 (9)	-3.6422/-2.9527/-2.6148
lnmiscell	lneuro	-1,0909 (7)	-3.5281/-2.9042/-2.5892
lnleas	lneuro	-2,4784 (3)	-3.5226/-2.9017/-2.5879
lnxaa	lneuro	-1,7785 (7)	-3.5281/-2.9042/-2.5892
lnbank	lngenind	-1,9150 (7)	-3.4890/-2.8870/-2.5802
lnind	lngenind	-1,7857	-3.4890/-2.8870/-2.5802

<i>Εξαρτημένη μεταβλητή</i>	<i>Ανεξάρτητη μεταβλητή</i>	<i>ADF test statistic of residuals</i>	<i>Critical Values 1%/5%/10%</i>
		(7)	
lninsura	lngenind	-1,5347 (10)	-3.4906/-2.8877/-2.5805
lnhold	lngenind	-1,0419 (1)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
lninvest	lngenind	-0,4881 (1)	-3.4861/-2.8857/-2.5795
lnparall	lngenind	-0,7823 (12)	-3.6752/-2.9665/-2.6220
lnmiscell	lngenind	-1,5979 (12)	-3.5362/-2.9077/-2.5911
lnleas	lngenind	-1,0350 (9)	-3.5188/-2.9001/-2.5871
lnxaa	lngenind	-1,3397 (1)	-3.4861/-2.8857/-2.5795

Πίνακας V. Αποτελέσματα των Granger-causality-ελέγχων για τις σχέσεις μεταξύ διακομιγμάτων συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής και αποδόσεων των κλαδικών δεικτών και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για το δείγμα 1990:02 έως 2000:03.
Παρατηρήσεις: Οι Έλεγχοι Granger Causality διεξήχθησαν πάνω στις α' διαφορές των μεταβλητών. Οι παρενθέσεις περιλαμβάνουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων σύμφωνα με τα κριτήρια των Akaike και Schwarz.

ΚΛΑΔΟΣ	Null Hypothesis (Ho)	F-statistic	Probability	Αποτελέσματα	Αριθμός Παρατηρήσεων	
ΤΡΑΠΕΖΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause BANK	1.226	0.2972	η Ho γίνεται αποδεκτή	119	
	BANK does not Granger Cause USD	1.231	0.2858	η Ho γίνεται αποδεκτή	112	
	YEN does not Granger Cause BANK	2.394	0.0958	η Ho γίνεται αποδεκτή	119	
	BANK does not Granger Cause YEN	0.854	0.5953	η Ho γίνεται αποδεκτή	109	
	GBP does not Granger Cause BANK	3.702	0.0277	η Ho απορρίπτεται	119	
	BANK does not Granger Cause GBP	1.498	0.1410	η Ho γίνεται αποδεκτή	109	
	EURO does not Granger Cause BANK	7.164	0.0092	η Ho απορρίπτεται	74	
	BANK does not Granger Cause EURO	1.765	0.0907	η Ho γίνεται αποδεκτή	63	
	GENIND does not Granger Cause BANK	1.742	0.1798	η Ho γίνεται αποδεκτή	118	
	BANK does not Granger Cause GENIND	1.229	0.2870	η Ho γίνεται αποδεκτή	111	
	ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause IND	1.072	0.3457	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
		IND does not Granger Cause USD	0.391	0.7598	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
YEN does not Granger Cause IND		1.796	0.1706	η Ho γίνεται αποδεκτή	119	
IND does not Granger Cause YEN		1.019	0.4393	η Ho γίνεται αποδεκτή	109	
GBP does not Granger Cause IND		3.454	0.0350	η Ho απορρίπτεται	119	
IND does not Granger Cause GBP		1.560	0.1196	η Ho γίνεται αποδεκτή	109	

EURO does not Granger Cause IND	(3)	2.114	0.1069	η Ho γίνεται αποδεκτή	72
IND does not Granger Cause EURO	(9)	0.577	0.8094	η Ho γίνεται αποδεκτή	66
GENIND does not Granger Cause IND	(2)	2.021	0.1373	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
IND does not Granger Cause GENIND	(9)	1.409	0.1957	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
ΑΣΦΑΛΕΙΑ					
USD does not Granger Cause INSURA	(1)	0.104	0.7476	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
INSURA does not Granger Cause USD	(10)	1.238	0.2781	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
YEN does not Granger Cause INSURA	(2)	0.590	0.5558	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
INSURA does not Granger Cause YEN	(10)	0.598	0.8118	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
GBP does not Granger Cause INSURA	(2)	4.223	0.2982	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
INSURA does not Granger Cause GBP	(10)	0.811	0.6188	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
EURO does not Granger Cause INSURA	(1)	5.432	0.0226	η Ho απορρίπτεται	74
INSURA does not Granger Cause EURO	(12)	1.024	0.4479	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
GENIND does not Granger Cause INSURA	(1)	1.071	0.3029	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
INSURA does not Granger Cause GENIND	(12)	1.947	0.0400	η Ho απορρίπτεται	108
ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ					
USD does not Granger Cause HOLD	(1)	0.218	0.6417	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
HOLD does not Granger Cause USD	(3)	0.796	0.4987	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
YEN does not Granger Cause HOLD	(1)	2.884	0.0921	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
HOLD does not Granger Cause YEN	(12)	0.997	0.4589	η Ho γίνεται αποδεκτή	109
GBP does not Granger Cause HOLD	(1)	4.530	0.0354	η Ho απορρίπτεται	120
HOLD does not Granger Cause GBP	(10)	1.149	0.3361	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
EURO does not Granger Cause HOLD	(1)	4.110	0.0464	η Ho απορρίπτεται	74
HOLD does not Granger Cause EURO	(12)	0.745	0.6994	η Ho γίνεται αποδεκτή	63

ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ	GENIND does not Granger Cause HOLD	(1)	1.221	0.2714	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	HOLD does not Granger Cause GENIND	(12)	1.388	0.1882	η Ho γίνεται αποδεκτή	108
	USD does not Granger Cause INVEST	(2)	1.170	0.3141	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	INVEST does not Granger Cause USD	(5)	0.745	0.5912	η Ho γίνεται αποδεκτή	116
	YEN does not Granger Cause INVEST	(2)	1.382	0.2551	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	INVEST does not Granger Cause YEN	(11)	1.582	0.1182	η Ho γίνεται αποδεκτή	110
	GBP does not Granger Cause INVEST	(2)	4.252	0.017	η Ho απορρίπτεται	119
	INVEST does not Granger Cause GBP	(11)	1.417	0.1795	η Ho γίνεται αποδεκτή	110
	EURO does not Granger Cause INVEST	(4)	1.973	0.1097	η Ho γίνεται αποδεκτή	71
	INVEST does not Granger Cause EURO	(12)	1.077	0.4052	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
	GENIND does not Granger Cause INVEST	(1)	1.391	0.2406	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	INVEST does not Granger Cause GENIND	(12)	1.216	0.2863	η Ho γίνεται αποδεκτή	108
ΠΑΡΑΛΛΗΛΗΣ ΑΓΟΡΑΣ	USD does not Granger Cause PARALL	(1)	0.115	0.7367	η Ho γίνεται αποδεκτή	41
	PARALL does not Granger Cause USD	(10)	0.278	0.9734	η Ho γίνεται αποδεκτή	32
	YEN does not Granger Cause PARALL	(1)	1.569	0.2180	η Ho γίνεται αποδεκτή	41
	PARALL does not Granger Cause YEN	(8)	0.244	0.9757	η Ho γίνεται αποδεκτή	34
	GBP does not Granger Cause PARALL	(1)	0.738	0.3958	η Ho γίνεται αποδεκτή	41
	PARALL does not Granger Cause GBP	(8)	0.382	0.9157	η Ho γίνεται αποδεκτή	34
	EURO does not Granger Cause PARALL	(1)	2.183	0.1477	η Ho γίνεται αποδεκτή	41
	PARALL does not Granger Cause EURO	(11)	0.333	0.9525	η Ho γίνεται αποδεκτή	31
	GENIND does not Granger Cause PARALL	(1)	0.122	0.7286	η Ho γίνεται αποδεκτή	40
	PARALL does not Granger Cause GENIND	(10)	0.529	0.8351	η Ho γίνεται αποδεκτή	31

ΔΙΑΦΟΡΩΝ	USD does not Granger Cause MISCELL.	(1)	0.001	0.9721	η Ho γίνεται αποδεκτή	75
	MISCELL does not Granger Cause USD	(8)	0.771	0.6293	η Ho γίνεται αποδεκτή	68
	YEN does not Granger Cause MISCELL.	(1)	8.479	0.0048	η Ho απορρίπτεται	75
	MISCELL does not Granger Cause YEN	(8)	1.070	0.3987	η Ho γίνεται αποδεκτή	68
	GBP does not Granger Cause MISCELL	(1)	1.360	0.2474	η Ho γίνεται αποδεκτή	75
	MISCELL does not Granger Cause GBP	(12)	0.992	0.4737	η Ho γίνεται αποδεκτή	64
	EURO does not Granger Cause MISCELL	(1)	2.062	0.1554	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
	MISCELL does not Granger Cause EURO	(12)	1.588	0.1369	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
	GENIND does not Granger Cause MISCELL	(1)	0.267	0.6068	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
	MISCELL does not Granger Cause GENIND	(12)	0.863	0.5895	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
	USD does not Granger Cause LEAS	(2)	1.990	0.1436	η Ho γίνεται αποδεκτή	83
	LEAS does not Granger Cause USD	(12)	1.211	0.3031	η Ho γίνεται αποδεκτή	73
YEN does not Granger Cause LEAS	(2)	0.734	0.4832	η Ho γίνεται αποδεκτή	83	
LEAS does not Granger Cause YEN	(12)	1.041	0.4284	η Ho γίνεται αποδεκτή	73	
GBP does not Granger Cause LEAS	(2)	4.066	0.0209	η Ho απορρίπτεται	83	
LEAS does not Granger Cause GBP	(9)	0.978	0.4680	η Ho γίνεται αποδεκτή	76	
EURO does not Granger Cause LEAS	(2)	2.575	0.0835	η Ho γίνεται αποδεκτή	73	
LEAS does not Granger Cause EURO	(12)	1.244	0.2908	η Ho γίνεται αποδεκτή	63	
GENIND does not Granger Cause LEAS	(2)	2.255	0.1117	η Ho γίνεται αποδεκτή	82	
LEAS does not Granger Cause GENIND	(12)	0.823	0.6262	η Ho γίνεται αποδεκτή	72	
USD does not Granger Cause XAA	(2)	1.150	0.3203	η Ho γίνεται αποδεκτή	119	
XAA does not Granger Cause USD	(4)	0.738	0.5682	η Ho γίνεται αποδεκτή	117	

ΕΤΑΙΡ. ΣΦΗΜΑΤΩΔ.
ΜΙΣΘΩΣΗΣ

ΓΕΜΙΚΟΣ ΑΕΙΚΤΗΣ

YEN does not Granger Cause XAA	(2)	1.013	0.3662	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
XAA does not Granger Cause YEN	(12)	0.931	0.5204	η Ho γίνεται αποδεκτή	109
GBP does not Granger Cause XAA	(2)	3.465	0.0346	η Ho απορρίπτεται	119
XAA does not Granger Cause GBP	(10)	1.002	0.4478	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
EURO does not Granger Cause XAA	(4)	1.801	0.1400	η Ho γίνεται αποδεκτή	71
XAA does not Granger Cause EURO	(12)	1.516	0.1612	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
GENIND does not Granger Cause XAA	(2)	1.711	0.1853	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
XAA does not Granger Cause GENIND	(9)	1.232	0.2852	η Ho γίνεται αποδεκτή	111

Πίνακας 1α. Αποτελέσματα των Granger-causality ελέγχων για τις σχέσεις μεταξύ διακριτών σεκτοres των συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής και αποδόσεων των κλαδικών δείκτων και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για το διάστημα 1990:02 έως 2000:03.

Παρατηρήσεις: Οι Έλεγχοι Granger Causality διεξήχθησαν πάνω στις α' διαφορές των μεταβλητών.

Οι παραγόμενες περιλαμβάνουν τον αριθμό των χρονικών υποπληρώσεων σύμφωνα με τα κριτήρια των Akaike και Schwarz.

ΚΛΑΣΟΣ	Null Hypothesis (H ₀)	F-statistic	Probability	Αποτελέσματα	Αριθμός Παρατηρήσεων
ΤΡΑΠΕΖΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause BANK	(2) 1,226	0,2972	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	BANK does not Granger Cause USD	(2) 2,105	0,1265	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	YEN does not Granger Cause BANK	(2) 2,394	0,0958	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	BANK does not Granger Cause YEN	(2) 0,741	0,4788	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	GBP does not Granger Cause BANK	(2) 3,702	0,0277	η H ₀ απορρίπτεται	119
	BANK does not Granger Cause GBP	(2) 0,983	0,3773	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	EURO does not Granger Cause BANK	(1) 7,164	0,0092	η H ₀ απορρίπτεται	74
	BANK does not Granger Cause EURO	(1) 0,126	0,7233	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	74
	GENIND does not Granger Cause BANK	(2) 1,742	0,1798	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	118
	BANK does not Granger Cause GENIND	(2) 1,576	0,2112	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	118
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause IND	(2) 1,072	0,3457	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	IND does not Granger Cause USD	(2) 0,584	0,5593	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	YEN does not Granger Cause IND	(2) 1,796	0,1706	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	IND does not Granger Cause YEN	(2) 1,375	0,2571	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119
	GBP does not Granger Cause IND	(2) 3,454	0,0350	η H ₀ απορρίπτεται	119
	IND does not Granger Cause GBP	(2) 1,305	0,2751	η H ₀ γίνεται αποδεκτή	119

EURO does not Granger Cause IND	(3)	2,114	0,1069	η Ho γίνεται αποδεκτή	72
IND does not Granger Cause EURO	(3)	0,689	0,5621	η Ho γίνεται αποδεκτή	72
GENIND does not Granger Cause IND	(2)	2,021	0,1373	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
IND does not Granger Cause GENIND	(2)	0,178	0,8373	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
ΑΣΦΑΛΕΙΩΝ					
USD does not Granger Cause INSURA	(1)	0,104	0,7476	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
INSURA does not Granger Cause USD	(1)	0,383	0,5372	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
YEN does not Granger Cause INSURA	(2)	0,590	0,5558	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
INSURA does not Granger Cause YEN	(2)	0,176	0,8387	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
GBP does not Granger Cause INSURA	(2)	1,223	0,2982	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
INSURA does not Granger Cause GBP	(2)	2,438	0,0919	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
EURO does not Granger Cause INSURA	(1)	5,432	0,0226	η Ho απορρίπτεται	74
INSURA does not Granger Cause EURO	(1)	0,015	0,9018	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
GENIND does not Granger Cause INSURA	(1)	1,071	0,3029	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
INSURA does not Granger Cause GENIND	(1)	0,892	0,3469	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ					
USD does not Granger Cause HOLD	(1)	0,218	0,6417	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
HOLD does not Granger Cause USD	(1)	0,249	0,6186	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
YEN does not Granger Cause HOLD	(1)	2,884	0,0921	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
HOLD does not Granger Cause YEN	(1)	0,138	0,7108	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
GBP does not Granger Cause HOLD	(1)	4,530	0,0354	η Ho απορρίπτεται	120
HOLD does not Granger Cause GBP	(1)	0,623	0,4317	η Ho γίνεται αποδεκτή	120
EURO does not Granger Cause HOLD	(1)	4,110	0,0464	η Ho απορρίπτεται	74
HOLD does not Granger Cause EURO	(1)	0,032	0,8588	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
GENIND does not Granger Cause HOLD	(1)	1,221	0,2714	η Ho γίνεται αποδεκτή	119

ΕΠΙΘΕΜΑΤΕΣ	HOLD does not Granger Cause GENIND	(1)	0,033	0,8563	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	USD does not Granger Cause INVEST	(2)	1,170	0,3141	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	INVEST does not Granger Cause USD	(2)	0,238	0,7886	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	YEN does not Granger Cause INVEST	(2)	1,382	0,2551	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	INVEST does not Granger Cause YEN	(2)	0,143	0,8667	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	GBP does not Granger Cause INVEST	(2)	4,252	0,017	η Ho απορρίπτεται	119
	INVEST does not Granger Cause GBP	(2)	1,721	0,1834	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	EURO does not Granger Cause INVEST	(4)	1,973	0,1097	η Ho γίνεται αποδεκτή	71
	INVEST does not Granger Cause EURO	(4)	0,360	0,8360	η Ho γίνεται αποδεκτή	71
	GENIND does not Granger Cause INVEST	(1)	1,391	0,2406	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	INVEST does not Granger Cause GENIND	(1)	0,036	0,8503	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
	USD does not Granger Cause PARALL	(1)	0,115	0,7367	η Ho γίνεται αποδεκτή	41
	PARALL does not Granger Cause USD	(1)	0,650	0,4252	η Ho γίνεται αποδεκτή	41
	YEN does not Granger Cause PARALL	(1)	1,569	0,2180	η Ho γίνεται αποδεκτή	41
PARALL does not Granger Cause YEN	(1)	0,285	0,5967	η Ho γίνεται αποδεκτή	41	
GBP does not Granger Cause PARALL	(1)	0,738	0,3958	η Ho γίνεται αποδεκτή	41	
PARALL does not Granger Cause GBP	(1)	0,237	0,6294	η Ho γίνεται αποδεκτή	41	
EURO does not Granger Cause PARALL	(1)	2,183	0,1477	η Ho γίνεται αποδεκτή	41	
PARALL does not Granger Cause EURO	(1)	0,024	0,8782	η Ho γίνεται αποδεκτή	41	
GENIND does not Granger Cause PARALL	(1)	0,122	0,7286	η Ho γίνεται αποδεκτή	40	
PARALL does not Granger Cause GENIND	(1)	0,706	0,4060	η Ho γίνεται αποδεκτή	40	
USD does not Granger Cause MISCELL	(1)	0,991	0,9724	η Ho γίνεται αποδεκτή	75	
ΠΑΡΑΜΗΧΗΣ						
ΑΤΟΡΑΣ						
ΑΛΑΦΟΠΛΗΝ						

MISCELL does not Granger Cause USD	(1)	0,851	0,3594	η Ho γίνεται αποδεκτή	75
YEN does not Granger Cause MISCELL	(1)	8,479	0,0048	η Ho απορρίπτεται	75
MISCELL does not Granger Cause YEN	(1)	1,313	0,2556	η Ho γίνεται αποδεκτή	75
GBP does not Granger Cause MISCELL	(1)	1,360	0,2474	η Ho γίνεται αποδεκτή	75
MISCELL does not Granger Cause GBP	(1)	0,966	0,3289	η Ho γίνεται αποδεκτή	75
EURO does not Granger Cause MISCELL	(1)	2,062	0,1554	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
MISCELL does not Granger Cause EURO	(1)	0,059	0,8091	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
GENIND does not Granger Cause MISCELL	(1)	0,267	0,6068	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
MISCELL does not Granger Cause GENIND	(1)	0,430	0,5140	η Ho γίνεται αποδεκτή	74
USD does not Granger Cause LEAS	(2)	1,990	0,1436	η Ho γίνεται αποδεκτή	83
LEAS does not Granger Cause USD	(2)	0,160	0,8524	η Ho γίνεται αποδεκτή	83
YEN does not Granger Cause LEAS	(2)	0,734	0,4832	η Ho γίνεται αποδεκτή	83
LEAS does not Granger Cause YEN	(2)	0,394	0,6755	η Ho γίνεται αποδεκτή	83
GBP does not Granger Cause LEAS	(2)	4,066	0,0209	η Ho απορρίπτεται	83
LEAS does not Granger Cause GBP	(2)	0,380	0,6850	η Ho γίνεται αποδεκτή	83
EURO does not Granger Cause LEAS	(2)	2,575	0,0835	η Ho γίνεται αποδεκτή	73
LEAS does not Granger Cause EURO	(2)	0,228	0,7971	η Ho γίνεται αποδεκτή	73
GENIND does not Granger Cause LEAS	(2)	2,255	0,1117	η Ho γίνεται αποδεκτή	82
LEAS does not Granger Cause GENIND	(2)	0,488	0,6155	η Ho γίνεται αποδεκτή	82
USD does not Granger Cause XAA	(2)	1,150	0,3203	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
XAA does not Granger Cause USD	(2)	1,497	0,2281	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
YEN does not Granger Cause XAA	(2)	1,013	0,3662	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
XAA does not Granger Cause YEN	(2)	1,644	0,1978	η Ho γίνεται αποδεκτή	119

ΕΤΑΙΡ-ΧΡΗΜΑΤΟΔ.
ΜΙΣΘΩΣΗΣ

ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ

GBP does not Granger Cause XAA	(2)	3,465	0,0346	η Ho απορρίπτεται	119
XAA does not Granger Cause GBP	(2)	1,345	0,2645	η Ho γίνεται αποδεκτή	119
EURO does not Granger Cause XAA	(4)	1,801	0,1400	η Ho γίνεται αποδεκτή	71
XAA does not Granger Cause EURO	(4)	0,90502	0,4667	η Ho γίνεται αποδεκτή	71
GENIND does not Granger Cause XAA	(2)	1,711	0,1853	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
XAA does not Granger Cause GENIND	(2)	0,931	0,3971	η Ho γίνεται αποδεκτή	118

Πίνακας 11β. Αποτελέσματα των Granger-causality ελέγχων για τις σχέσεις μεταξύ διακομμάτων των συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής και αποδόσεων των ελαστικών δεικτών και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για το διάστημα 1990:02 έως 2000:03.

Παρατηρήσεις: Οι έλεγχοι Granger Causality διεξήχθησαν πάνω στις α' διαφορές των μεταβλητών. Οι παρενθέσεις περιλαμβάνουν τον αριθμό των χρονικών διατηρήσεων σύμφωνα με τα κριτήρια των Akaike και Schwarz.

ΚΑΛΩΣ	Null Hypothesis (H0)	F-statistic	Probability	Αποτελέσματα	Αριθμός Διατηρήσεων	
ΤΡΑΠΕΖΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause BANK	1,035	0,4182	η H0 γίνεται αποδεκτή	112	
	BANK does not Granger Cause USD	1,231	0,2858	η H0 γίνεται αποδεκτή	112	
	YEN does not Granger Cause BANK	2,458	0,0085	η H0 γίνεται αποδεκτή	109	
	BANK does not Granger Cause YEN	0,854	0,5953	η H0 γίνεται αποδεκτή	109	
	GBP does not Granger Cause BANK	1,865	0,0506	η H0 γίνεται αποδεκτή	109	
	BANK does not Granger Cause GBP	1,498	0,1410	η H0 γίνεται αποδεκτή	109	
	EURO does not Granger Cause BANK	1,170	0,3380	η H0 γίνεται αποδεκτή	63	
	BANK does not Granger Cause EURO	1,765	0,0907	η H0 γίνεται αποδεκτή	63	
	GENIND does not Granger Cause BANK	1,335	0,2298	η H0 γίνεται αποδεκτή	111	
	BANK does not Granger Cause GENIND	1,229	0,2870	η H0 γίνεται αποδεκτή	111	
	ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause IND	0,681	0,5653	η H0 γίνεται αποδεκτή	118
		IND does not Granger Cause USD	0,391	0,7598	η H0 γίνεται αποδεκτή	118
YEN does not Granger Cause IND		2,280	0,0146	η H0 απορρίπτεται	109	
IND does not Granger Cause YEN		1,019	0,4393	η H0 γίνεται αποδεκτή	109	
GBP does not Granger Cause IND		1,316	0,2252	η H0 γίνεται αποδεκτή	109	
IND does not Granger Cause GBP		1,560	0,1196	η H0 γίνεται αποδεκτή	109	

EURO does not Granger Cause IND	(9)	2,612	0,0155	η Ho απορρίπτεται	66
IND does not Granger Cause EURO	(9)	0,577	0,8094	η Ho γίνεται αποδεκτή	66
GENIND does not Granger Cause IND	(9)	0,856	0,5675	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
IND does not Granger Cause GENIND	(9)	1,409	0,1957	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
ΑΣΥΦΑΛΕΙΣ					
USD does not Granger Cause INSURA	(10)	1,049	0,4096	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
INSURA does not Granger Cause USD	(10)	1,238	0,2781	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
YEN does not Granger Cause INSURA	(10)	1,431	0,1798	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
INSURA does not Granger Cause YEN	(10)	0,598	0,8118	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
GBP does not Granger Cause INSURA	(10)	0,602	0,8082	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
INSURA does not Granger Cause GBP	(10)	0,811	0,6188	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
EURO does not Granger Cause INSURA	(12)	1,150	0,3515	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
INSURA does not Granger Cause EURO	(12)	1,024	0,4479	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
GENIND does not Granger Cause INSURA	(12)	1,598	0,1080	η Ho γίνεται αποδεκτή	108
INSURA does not Granger Cause GENIND	(12)	1,947	0,0400	η Ho απορρίπτεται	108
ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ					
USD does not Granger Cause HOLD	(3)	0,225	0,8785	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
HOLD does not Granger Cause USD	(3)	0,796	0,4987	η Ho γίνεται αποδεκτή	118
YEN does not Granger Cause HOLD	(12)	1,965	0,0378	η Ho απορρίπτεται	109
HOLD does not Granger Cause YEN	(12)	0,997	0,4589	η Ho γίνεται αποδεκτή	109
GBP does not Granger Cause HOLD	(10)	0,821	0,3089	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
HOLD does not Granger Cause GBP	(10)	1,149	0,3361	η Ho γίνεται αποδεκτή	111
EURO does not Granger Cause HOLD	(12)	2,027	0,0488	η Ho απορρίπτεται	63
HOLD does not Granger Cause EURO	(12)	0,745	0,6994	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
GENIND does not Granger Cause HOLD	US2	0,3987	0,4686	η Ho γίνεται αποδεκτή	108

	HOLD does not Granger Cause GENIND	(12)	1,388	0,1882	η Ho γίνεται αποδεκτή	108
ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ	USD does not Granger Cause INVEST	(5)	0,563	0,7280	η Ho γίνεται αποδεκτή	116
	INVEST does not Granger Cause USD	(5)	0,745	0,5912	η Ho γίνεται αποδεκτή	116
	YEN does not Granger Cause INVEST	(11)	1,859	0,0562	η Ho γίνεται αποδεκτή	110
	INVEST does not Granger Cause YEN	(11)	1,582	0,1182	η Ho γίνεται αποδεκτή	110
	GBP does not Granger Cause INVEST	(11)	1,497	0,147	η Ho γίνεται αποδεκτή	110
	INVEST does not Granger Cause GBP	(11)	1,417	0,1795	η Ho γίνεται αποδεκτή	110
	EURO does not Granger Cause INVEST	(12)	2,159	0,0356	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
	INVEST does not Granger Cause EURO	(12)	1,077	0,4052	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
	GENIND does not Granger Cause INVEST	(12)	1,141	0,3396	η Ho γίνεται αποδεκτή	108
	INVEST does not Granger Cause GENIND	(12)	1,216	0,2863	η Ho γίνεται αποδεκτή	108
ΠΑΡΑΛΛΗΛΗΣ ΑΓΟΡΑΣ	USD does not Granger Cause PARALL	(10)	1,393	0,2966	η Ho γίνεται αποδεκτή	32
	PARALL does not Granger Cause USD	(10)	0,278	0,9734	η Ho γίνεται αποδεκτή	32
	YEN does not Granger Cause PARALL	(8)	3,093	0,0240	η Ho απορρίπτεται	34
	PARALL does not Granger Cause YEN	(8)	0,244	0,9757	η Ho γίνεται αποδεκτή	34
	GBP does not Granger Cause PARALL	(8)	0,656	0,7221	η Ho γίνεται αποδεκτή	34
	PARALL does not Granger Cause GBP	(8)	0,382	0,9157	η Ho γίνεται αποδεκτή	34
	EURO does not Granger Cause PARALL	(11)	2,797	0,0775	η Ho γίνεται αποδεκτή	31
	PARALL does not Granger Cause EURO	(11)	0,333	0,9525	η Ho γίνεται αποδεκτή	31
	GENIND does not Granger Cause PARALL	(10)	0,491	0,8612	η Ho γίνεται αποδεκτή	31
	PARALL does not Granger Cause GENIND	(10)	0,529	0,8351	η Ho γίνεται αποδεκτή	31
USD does not Granger Cause MISCELL	(8)	0,853	0,5611	η Ho γίνεται αποδεκτή	68	
ΑΓΑΘΟΤΩΝ						

MISCELL does not Granger Cause USD	(8)	0,771	0,6293	η Ho γίνεται αποδεκτή	68
YEN does not Granger Cause MISCELL	(8)	2,071	0,0561	η Ho γίνεται αποδεκτή	68
MISCELL does not Granger Cause YEN	(8)	1,070	0,3987	η Ho γίνεται αποδεκτή	68
GBP does not Granger Cause MISCELL	(12)	0,772	0,6748	η Ho γίνεται αποδεκτή	64
MISCELL does not Granger Cause GBP	(12)	0,992	0,4737	η Ho γίνεται αποδεκτή	64
EURO does not Granger Cause MISCELL	(12)	1,185	0,3284	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
MISCELL does not Granger Cause EURO	(12)	1,588	0,1369	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
GENIND does not Granger Cause MISCELL	(12)	1,001	0,4666	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
MISCELL does not Granger Cause GENIND	(12)	0,863	0,5895	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
USD does not Granger Cause LEAS	(12)	1,016	0,4495	η Ho γίνεται αποδεκτή	73
LEAS does not Granger Cause USD	(12)	1,211	0,3031	η Ho γίνεται αποδεκτή	73
YEN does not Granger Cause LEAS	(12)	1,692	0,0985	η Ho γίνεται αποδεκτή	73
LEAS does not Granger Cause YEN	(12)	1,041	0,4284	η Ho γίνεται αποδεκτή	73
GBP does not Granger Cause LEAS	(9)	1,628	0,1293	η Ho γίνεται αποδεκτή	76
LEAS does not Granger Cause GBP	(9)	0,978	0,4680	η Ho γίνεται αποδεκτή	76
EURO does not Granger Cause LEAS	(12)	2,145	0,0368	η Ho απορρίπτεται	63
LEAS does not Granger Cause EURO	(12)	1,244	0,2908	η Ho γίνεται αποδεκτή	63
GENIND does not Granger Cause LEAS	(12)	1,146	0,3483	η Ho γίνεται αποδεκτή	72
LEAS does not Granger Cause GENIND	(12)	0,823	0,6262	η Ho γίνεται αποδεκτή	72
USD does not Granger Cause XAA	(4)	0,650	0,6279	η Ho γίνεται αποδεκτή	117
XAA does not Granger Cause USD	(4)	0,738	0,5682	η Ho γίνεται αποδεκτή	117
YEN does not Granger Cause XAA	(12)	2,484	0,0078	η Ho απορρίπτεται	109
XAA does not Granger Cause YEN	(12)	0,931	0,5204	η Ho γίνεται αποδεκτή	109

ΕΤΗΡΟΓΕΝΗΤΑ

ΜΙΣΘΟΣΗΣ

ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ

GBP does not Granger Cause XAA	(10)	1,443	0,1747	η Ηο γίνεται αποδεκτή	111
XAA does not Granger Cause GBP	(10)	1,002	0,4478	η Ηο γίνεται αποδεκτή	111
EURO does not Granger Cause XAA	(12)	1,469	0,1790	η Ηο γίνεται αποδεκτή	63
XAA does not Granger Cause EURO	(12)	1,516	0,1612	η Ηο γίνεται αποδεκτή	63
GENIND does not Granger Cause XAA	(9)	0,998	0,4476	η Ηο γίνεται αποδεκτή	111
XAA does not Granger Cause GENIND	(9)	1,232	0,2852	η Ηο γίνεται αποδεκτή	111

Πίνακας 15. Αποτελέσματα των Granger-causality ελέγχων για τις σχέσεις μεταξύ διακομμένων συναλλαγματικών ισοτιμιών της δραχμής και αποδόσεων των κλαδικών δείκτων και του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών, για το διάστημα 1990:02 έως 2000:03.

Παρατηρήσεις: Οι έλεγχοι Granger Causality διεξήχθησαν πάνω στις α' διαφορές των μεταβλητών.

Οι παρενθέσεις περιλαμβάνουν τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων σύμφωνα με τα κριτήρια των Akaike και Schwarz.

ΚΛΑΔΟΣ	Null Hypothesis (H0)	F-statistic	Probability	Αποτελέσματα	
ΤΡΑΠΕΖΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause BANK	1,226	0,2972	η H0 γίνεται αποδεκτή (4)	
	BANK does not Granger Cause USD	2,105	0,1265	η H0 γίνεται αποδεκτή (4)	
	YEN does not Granger Cause BANK	2,394	0,0958	η H0 γίνεται αποδεκτή (4), (7)	
	BANK does not Granger Cause YEN	0,741	0,4788	η H0 γίνεται αποδεκτή (4), (7)	
	GBP does not Granger Cause BANK	3,702	0,0277	η H0 απορρίπτεται (5), (8)	
	BANK does not Granger Cause GBP	0,983	0,3773	η H0 γίνεται αποδεκτή (5), (8)	
	EURO does not Granger Cause BANK	7,164	0,0092	η H0 απορρίπτεται (3), (6)	
	BANK does not Granger Cause EURO	0,126	0,7233	η H0 γίνεται αποδεκτή (3), (6)	
	GENIND does not Granger Cause BANK	1,742	0,1798	η H0 γίνεται αποδεκτή (3)	
	BANK does not Granger Cause GENIND	1,576	0,2112	η H0 γίνεται αποδεκτή (3)	
ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΟΣ	USD does not Granger Cause IND	1,072	0,3457	η H0 γίνεται αποδεκτή (3)	
	IND does not Granger Cause USD	0,584	0,5593	η H0 γίνεται αποδεκτή (3)	
	YEN does not Granger Cause IND	1,796	0,1706	η H0 γίνεται αποδεκτή (4), (7)	
	IND does not Granger Cause YEN	1,375	0,2571	η H0 γίνεται αποδεκτή (4), (7)	
	GBP does not Granger Cause IND	3,454	0,0350	η H0 απορρίπτεται (3)	
	IND does not Granger Cause GBP	1,305	0,2751	η H0 γίνεται αποδεκτή (3)	
	EURO does not Granger Cause IND	2,114	0,1069	η H0 γίνεται αποδεκτή (4)	
	IND does not Granger Cause EURO	0,689	0,5621	η H0 γίνεται αποδεκτή (4)	
				lags=(3)	η H0 γίνεται αποδεκτή
					η H0 απορρίπτεται (5), (6)

ΑΞΦΑΛΕΙΩΝ	GENIND does not Granger Cause IND	(2)	2,021	0,1373	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3)
	IND does not Granger Cause GENIND	(2)	0,178	0,8373	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3)
	USD does not Granger Cause INSURA	(1)	0,104	0,7476	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4)
	INSURA does not Granger Cause USD	(1)	0,383	0,5372	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4)
	YEN does not Granger Cause INSURA	(2)	0,590	0,5558	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (6), (7)
	INSURA does not Granger Cause YEN	(2)	0,176	0,8387	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (6), (7)
	GBP does not Granger Cause INSURA	(2)	1,223	0,2982	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (8)
	INSURA does not Granger Cause GBP	(2)	2,438	0,0919	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (8)
	EURO does not Granger Cause INSURA	(1)	5,432	0,0226	η Ho απορρίπτεται	(2), (3)
	INSURA does not Granger Cause EURO	(1)	0,015	0,9018	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (3)
	GENIND does not Granger Cause INSURA	(1)	1,071	0,3029	η Ho γίνεται αποδεκτή	(5), (9)
	INSURA does not Granger Cause GENIND	(1)	0,892	0,3469	η Ho γίνεται αποδεκτή	(5), (9)
	USD does not Granger Cause HOLD	(1)	0,218	0,6417	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2)
	HOLD does not Granger Cause USD	(1)	0,249	0,6186	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2)
	YEN does not Granger Cause HOLD	(1)	2,884	0,0921	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (7)
	HOLD does not Granger Cause YEN	(1)	0,138	0,7108	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (7)
	GBP does not Granger Cause HOLD	(1)	4,530	0,0354	η Ho απορρίπτεται	(2), (3), (4), (9) η Ho γίνεται αποδεκτή
	HOLD does not Granger Cause GBP	(1)	0,623	0,4317	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (4) η Ho γίνεται αποδεκτή
	EURO does not Granger Cause HOLD	(1)	4,110	0,0464	η Ho απορρίπτεται	(7), (8)
HOLD does not Granger Cause EURO	(1)	0,032	0,8588	η Ho γίνεται αποδεκτή	(7), (8)	
GENIND does not Granger Cause HOLD	(1)	1,221	0,2714	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (7)	
HOLD does not Granger Cause GENIND	(1)	0,033	0,8563	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (7)	
USD does not Granger Cause INVEST	(2)	1,170	0,3141	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4)	
INVEST does not Granger Cause USD	(2)	0,238	0,7886	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4)	
ΣΤΑΜΜΕΤΟΧΩΝ						
ΕΠΙΧΡΗΜΑΤΕΥΣΕΩΝ						

YEN does not Granger Cause INVEST	(2)	1,382	0,2551	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (6)
INVEST does not Granger Cause YEN	(2)	0,143	0,8667	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (6)
GBP does not Granger Cause INVEST	(2)	4,252	0,017	η Ho απορρίπτεται	(4), (5)
INVEST does not Granger Cause GBP	(2)	1,721	0,1834	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (5)
EURO does not Granger Cause INVEST	(4)	1,973	0,1097	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (5), (6), (7), (8)
INVEST does not Granger Cause EURO	(4)	0,360	0,8360	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (5), (6), (7), (8)
GENIND does not Granger Cause INVEST	(1)	1,391	0,2406	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (8)
INVEST does not Granger Cause GENIND	(1)	0,036	0,8503	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (8)
USD does not Granger Cause PARALL	(1)	0,115	0,7367	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (4), (8)
PARALL does not Granger Cause USD	(1)	0,650	0,4252	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (4), (8)
YEN does not Granger Cause PARALL	(1)	1,569	0,2180	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (3), (6)
PARALL does not Granger Cause YEN	(1)	0,285	0,5967	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (3), (6)
GBP does not Granger Cause PARALL	(1)	0,738	0,3958	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (7)
PARALL does not Granger Cause GBP	(1)	0,237	0,6294	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (7)
EURO does not Granger Cause PARALL	(1)	2,183	0,1477	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (6)
PARALL does not Granger Cause EURO	(1)	0,024	0,8782	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (6)
GENIND does not Granger Cause PARALL	(1)	0,122	0,7286	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (6), (7)
PARALL does not Granger Cause GENIND	(1)	0,706	0,4060	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (6), (7)
USD does not Granger Cause MISCELL	(1)	0,001	0,9721	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (5)
MISCELL does not Granger Cause USD	(1)	0,851	0,2594	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (5)
YEN does not Granger Cause MISCELL	(1)	8,479	0,0048	η Ho απορρίπτεται	(6)
MISCELL does not Granger Cause YEN	(1)	1,313	0,2556	η Ho γίνεται αποδεκτή	(6)
GBP does not Granger Cause MISCELL	(1)	1,360	0,2474	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (4)
MISCELL does not Granger Cause GBP	(1)	0,966	0,2289	η Ho γίνεται αποδεκτή	(2), (4)

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑΤΑ

ΑΙΤΙΑΣ

ΑΙΤΙΟΛΟΓΙΑ

(3) η Ho γίνεται αποδεκτή

(3) η Ho γίνεται αποδεκτή

ΕΤΑΙΡ. ΧΡΗΜΑΤΟΔ. ΜΙΣΘΩΣΗΣ	EURO does not Granger Cause MISCELL	(1)	2,062	0,1554	η Ho γίνεται αποδεκτή	(8)	(1)>lags<(8)	η Ho απορρίπτεται	
	MISCELL does not Granger Cause EURO	(1)	0,059	0,8091	η Ho γίνεται αποδεκτή	(8)			
	GENIND does not Granger Cause MISCELL	(1)	0,267	0,6068	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (5), (9)			
	MISCELL does not Granger Cause GENIND	(1)	0,430	0,5140	η Ho γίνεται αποδεκτή	(4), (5), (9)			
	USD does not Granger Cause LEAS	(2)	1,990	0,1436	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4)			
	LEAS does not Granger Cause USD	(2)	0,160	0,8524	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4)			
	YEN does not Granger Cause LEAS	(2)	0,734	0,4832	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (8), (9)			
	LEAS does not Granger Cause YEN	(2)	0,394	0,6755	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (8), (9)			
	GBP does not Granger Cause LEAS	(2)	4,066	0,0209	η Ho απορρίπτεται	(3), (5)	(4)	η Ho γίνεται αποδεκτή	
	LEAS does not Granger Cause GBP	(2)	0,380	0,6850	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (5)			
	EURO does not Granger Cause LEAS	(2)	2,575	0,0835	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (8), (9)			
	LEAS does not Granger Cause EURO	(2)	0,228	0,7971	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (8), (9)			
	GENIND does not Granger Cause LEAS	(2)	2,255	0,1117	η Ho γίνεται αποδεκτή	(7)	(4), (5), (8)	η Ho απορρίπτεται	
	LEAS does not Granger Cause GENIND	(2)	0,488	0,6155	η Ho γίνεται αποδεκτή	(7)			
	ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ	USD does not Granger Cause XAA	(2)	1,150	0,3203	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3)		
		XAA does not Granger Cause USD	(2)	1,497	0,2281	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3)		
YEN does not Granger Cause XAA		(2)	1,013	0,3662	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (7)			
XAA does not Granger Cause YEN		(2)	1,644	0,1978	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4), (7)			
GBP does not Granger Cause XAA		(2)	3,465	0,0346	η Ho απορρίπτεται	(3), (4)			
XAA does not Granger Cause GBP		(2)	1,345	0,2645	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3), (4)			
EURO does not Granger Cause XAA		(4)	1,801	0,1400	η Ho γίνεται αποδεκτή		lags>(4)	η Ho απορρίπτεται	
XAA does not Granger Cause EURO		(4)	0,90502	0,4667	η Ho γίνεται αποδεκτή				
GENIND does not Granger Cause XAA		(2)	1,711	0,1853	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3)			
XAA does not Granger Cause GENIND		(2)	0,931	0,3971	η Ho γίνεται αποδεκτή	(3)			

ΧΙ. ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

obs	EURO	GBP	GENIND	USD	YEN
1990:02	NA	265.1000	146.5600	157.3000	109.0750
1990:03	NA	270.0300	142.3900	162.7000	107.8550
1990:04	NA	266.6500	141.2300	163.8000	102.6350
1990:05	NA	268.2500	141.6900	164.5000	103.4100
1990:06	NA	278.9200	140.5400	166.5000	109.1100
1990:07	NA	284.8600	144.2400	161.7000	107.1100
1990:08	NA	290.3300	149.5600	156.2000	106.7700
1990:09	NA	294.8200	149.3300	156.2000	107.3200
1990:10	NA	292.0000	151.1900	154.5000	112.4700
1990:11	NA	297.8000	152.1100	152.0000	117.8150
1990:12	NA	299.6100	148.8700	156.0500	115.8200
1991:01	NA	302.8000	144.7000	159.5000	117.4000
1991:02	NA	310.2300	146.0900	156.2000	119.7000
1991:03	NA	314.3000	134.2800	165.7500	123.1150
1991:04	NA	322.4000	125.2500	183.5000	131.5300
1991:05	NA	321.1000	123.1700	185.2000	137.8000
1991:06	NA	324.3500	118.7700	191.5000	138.3200
1991:07	NA	321.8700	118.3100	199.9500	143.7000
1991:08	NA	323.6800	120.1600	193.4500	140.0600
1991:09	NA	324.6800	122.9400	193.0000	140.8900
1991:10	NA	324.6200	122.9400	186.0000	139.6000
1991:11	NA	325.3000	125.9500	184.0000	143.3650
1991:12	NA	326.0100	128.9600	183.6400	141.2950
1992:01	NA	328.3000	127.1100	175.0000	140.3850
1992:02	NA	332.1500	123.8700	185.0000	147.6500
1992:03	NA	332.1500	120.3900	189.8000	146.0600
1992:04	NA	331.2200	120.1600	191.8000	143.0750
1992:05	NA	343.8000	120.3900	192.3000	151.2700
1992:06	NA	351.6800	121.3200	192.3000	147.5050
1992:07	NA	352.6500	126.6400	185.2000	142.9800
1992:08	NA	349.0500	129.1900	181.5000	141.7250
1992:09	NA	347.3000	127.3400	173.1000	152.0000
1992:10	NA	319.3500	120.8600	183.5500	162.6200
1992:11	NA	310.9800	114.6000	203.7000	166.9650
1992:12	NA	315.2200	110.6700	205.8000	172.5600
1993:01	NA	325.8700	107.2000	215.3000	174.7000
1993:02	NA	317.5200	105.1100	219.2500	188.5500
1993:03	NA	317.0900	103.4900	224.0000	192.7950
1993:04	NA	333.1000	106.5000	217.2500	194.6500
1993:05	NA	330.5700	106.2700	214.8500	194.6500

obs	EURO	GBP	GENIND	USD	YEN
1993:06	NA	337 9400	102 8000	216 2500	202 3950
1993:07	NA	347 5000	98 63000	230 8500	216 1700
1993:08	NA	357 4000	97 47000	237 0000	230 4700
1993:09	NA	351 2400	99 62000	233 9500	223 3200
1993:10	NA	352 7000	97 61000	234 8000	222 0000
1993:11	NA	357 9300	95 03000	242 3500	222 3300
1993:12	275 8940	364 6500	94 37000	247 2000	226 9950
1994:01	278 4720	369 7000	92 38000	250 7500	222 5600
1994:02	279 7060	375 1500	92 33000	249 2500	230 3500
1994:03	280 0790	367 2000	93 74000	247 8900	236 2500
1994:04	284 5500	366 3000	92 93000	250 1900	240 0950
1994:05	284 1660	370 3700	94 32000	241 6000	241 7000
1994:06	285 7440	369 5400	94 39000	244 6000	233 8350
1994:07	289 6620	370 2300	97 47000	240 8000	242 8750
1994:08	290 0350	366 5500	97 68000	238 5000	240 7050
1994:09	291 2250	368 6700	98 05000	239 3500	239 7900
1994:10	293 0280	374 4000	99 34000	237 0000	237 7600
1994:11	295 3860	378 4000	96 95000	230 8000	239 1500
1994:12	295 5130	379 1000	95 34000	242 7500	243 9950
1995:01	295 4800	376 7000	97 19000	240 6000	241 0700
1995:02	296 0090	375 5800	98 15000	237 2000	238 8200
1995:03	298 6650	368 9000	101 2200	233 2000	240 8800
1995:04	302 6830	364 3300	102 9400	224 5500	260 0600
1995:05	302 0520	363 5400	101 6600	226 7600	268 6200
1995:06	299 3050	363 3000	102 3500	225 8700	267 9000
1995:07	302 6110	358 6000	102 6800	224 4200	265 1000
1995:08	303 3230	358 4200	99 83000	223 1000	254 0700
1995:09	303 1950	366 5000	98 14000	235 4400	241 9650
1995:10	305 9470	369 6000	99 56000	232 4700	231 8700
1995:11	308 7980	367 4700	99 03000	233 1400	226 5950
1995:12	308 9820	364 2500	97 24000	237 9900	234 5250
1996:01	311 5670	366 2800	96 30000	237 4700	230 3970
1996:02	311 9680	371 6000	95 50000	244 9700	229 0600
1996:03	310 3850	370 1900	95 84000	242 1000	229 2800
1996:04	309 1690	368 3900	95 75000	241 7300	224 6950
1996:05	304 0300	367 1500	95 22000	244 4300	233 3100
1996:06	302 2470	372 9000	95 86000	240 1400	224 0150
1996:07	301 9140	372 3800	97 39000	240 1000	218 8100
1996:08	303 5940	365 7400	97 72000	235 5000	218 9150
1996:09	304 1290	363 8900	96 72000	237 0900	216 8600

obs	EURO	GBP	GENIND	USD	YEN
1996:10	303.1900	376.7600	96.51000	241.0700	216.6700
1996:11	302.6670	391.6800	97.15000	238.0500	209.7500
1996:12	304.8210	408.1000	94.38000	244.3000	213.0200
1997:01	309.5020	419.1800	92.07000	244.9400	212.4300
1997:02	306.0350	416.0200	88.22000	258.3800	212.8000
1997:03	306.9710	431.9000	86.76000	266.8600	220.7500
1997:04	310.0050	435.7400	85.71000	264.5000	214.3300
1997:05	311.4390	447.3400	85.29000	273.6400	216.8600
1997:06	312.6130	449.5800	84.60000	275.9300	235.8700
1997:07	310.2650	456.8200	82.42000	275.1000	238.9500
1997:08	309.1170	472.6000	80.15000	290.1000	242.3000
1997:09	310.2440	459.2800	82.06000	284.2700	236.3700
1997:10	310.6880	449.7000	83.63000	280.1600	230.6600
1997:11	309.8290	457.4800	85.13000	272.1600	227.4600
1997:12	310.4220	467.8400	82.80000	278.7200	216.1400
1998:01	312.0390	468.7200	80.67000	283.8100	217.7400
1998:02	313.0470	472.8800	80.73000	286.9000	228.3300
1998:03	312.6750	471.7000	75.48000	286.8300	227.0500
1998:04	346.3500	541.6400	73.09000	322.7200	241.6500
1998:05	347.2740	527.7600	75.44000	310.5500	239.7300
1998:06	338.5560	495.7400	76.13000	303.8500	217.6700
1998:07	332.8910	507.5200	77.33000	306.2800	220.7900
1998:08	326.7870	481.5800	76.95000	296.3000	203.4400
1998:09	339.6250	508.3000	79.02000	299.8200	214.4000
1998:10	338.2150	490.3000	82.18000	284.9300	212.8700
1998:11	331.3390	466.0400	81.91000	278.7000	241.5700
1998:12	329.3640	468.3000	82.58000	283.2500	231.5400
1999:01	329.8340	467.8800	83.11000	280.3000	247.8900
1999:02	321.1400	464.0000	78.26000	284.0300	244.6200
1999:03	321.6500	470.1600	78.18000	295.4500	245.6400
1999:04	326.3100	488.7000	76.08000	302.2500	254.1200
1999:05	325.7900	494.8400	75.67000	307.6200	256.6700
1999:06	324.6000	498.6000	74.09000	310.4500	256.9000
1999:07	324.9500	497.0400	73.77000	317.8500	260.2500
1999:08	325.5000	493.5400	75.25000	304.0600	267.6400
1999:09	326.3600	494.8200	74.32000	308.3900	280.8500
1999:10	328.6000	505.0800	75.48000	306.9200	289.4100
1999:11	329.6200	513.6400	72.93000	312.8500	298.4300
1999:12	328.6000	520.5200	71.08000	325.8700	318.0000
2000:01	329.8500	528.1200	70.85000	321.2600	320.7000

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

obs	EURO	GBP	GENIND	USD	YEN
2000:02	332.0700	552.5000	68.53000	341.6000	318.3700
2000:03	333.7000	545.7600	NA	343.0500	315.8500

obs	BANKP	HOLDP	INDP	INSURAP	INVESTP	LEASP	MISCELLANP	PARALLP	XAAP
1990:02	557.1500	517.8900	517.8900	406.4400	367.2600	NA	NA	NA	540.5400
1990:03	639.7100	605.7800	605.7800	413.1900	431.1100	NA	NA	NA	623.7600
1990:04	648.7000	632.8100	632.8100	428.1400	458.4300	NA	NA	NA	641.4100
1990:05	1990:05	802.4200	802.4200	866.7300	598.8500	NA	NA	NA	973.5500
1990:06	1275.500	852.6100	852.6100	1250.750	647.1500	NA	NA	NA	1109.450
1990:07	1944.100	1048.000	1048.000	1574.870	871.4900	NA	NA	NA	1579.670
1990:08	1791.400	1043.000	1043.000	1504.610	977.4300	NA	NA	NA	1501.570
1990:09	1672.500	982.9500	982.9500	1355.050	844.8200	NA	NA	NA	1397.050
1990:10	1277.300	784.9700	784.9700	1083.070	664.7300	NA	NA	NA	1082.460
1990:11	1048.100	723.0700	723.0700	893.8700	641.6300	NA	NA	NA	925.8000
1990:12	1174.600	732.3300	732.3300	956.4600	654.0400	NA	NA	NA	1001.890
1991:01	1073.500	701.6500	701.6500	832.6000	661.0500	NA	NA	NA	932.0000
1991:02	1051.700	685.3000	685.3000	783.9600	651.5700	NA	NA	NA	912.0300
1991:03	1559.400	855.4600	855.4600	1407.910	852.9800	NA	NA	NA	1291.010
1991:04	1457.900	839.4300	851.9100	1501.120	824.4000	NA	NA	NA	1265.310
1991:05	1371.200	791.0900	791.0900	1444.200	777.5200	NA	NA	NA	1158.490
1991:06	1201.700	738.3600	738.3600	1189.470	664.0400	NA	NA	NA	1030.610
1991:07	1081.000	663.6700	633.6700	1191.300	621.1300	NA	NA	NA	934.8600
1991:08	1136.200	647.8600	647.8600	1169.330	615.4200	NA	NA	NA	952.8400
1991:09	1229.000	656.3000	656.3000	1119.320	610.7300	NA	NA	NA	998.6200
1991:10	1024.600	549.3200	549.3200	947.7300	477.6800	NA	NA	NA	831.1200
1991:11	1048.700	568.4000	568.4000	863.8400	469.4700	NA	NA	NA	847.5200
1991:12	1025.000	554.8800	554.8800	811.3400	453.7600	NA	NA	NA	825.1100
1992:01	1010.700	539.4100	539.4100	777.5400	453.9400	NA	NA	NA	809.7100
1992:02	1263.800	628.2700	628.2700	982.9300	552.8600	NA	NA	NA	990.6700
1992:03	1175.500	628.5700	628.5700	878.8200	517.1100	NA	NA	NA	940.0200
1992:04	1105.000	586.3800	586.3800	842.0300	470.0300	NA	NA	NA	880.7000
1992:05	1110.100	577.6600	577.6600	813.6000	440.2700	NA	NA	NA	874.7600
1992:06	993.8600	537.3100	530.6600	741.1900	388.2400	NA	NA	NA	792.6700
1992:07	1010.400	587.6400	587.6400	751.1700	418.3200	NA	NA	NA	827.6100
1992:08	963.6600	577.7900	577.7900	669.6800	359.3600	NA	NA	NA	791.6900
1992:09	906.9000	539.7700	539.7700	621.4100	337.7800	NA	NA	NA	742.7300
1992:10	797.1200	502.6400	502.6400	443.8200	304.7900	NA	NA	NA	663.6000
1992:11	702.2600	474.7700	474.7700	428.5800	273.9900	NA	NA	NA	603.7500
1992:12	764.0200	473.6200	473.6200	412.3800	258.0700	NA	NA	NA	628.0300
1993:01	809.4800	493.1500	493.1500	619.4100	312.6000	NA	NA	NA	672.3100
1993:02	911.5800	533.9300	533.9300	605.8800	393.1800	NA	NA	NA	745.5600
1993:03	1057.400	573.6700	573.6700	714.6300	407.6700	NA	NA	NA	833.4300
1993:04	989.6600	549.7200	549.7200	661.6500	383.6200	NA	NA	NA	778.6900
1993:05	928.0200	540.6700	540.6700	651.5300	386.0300	NA	NA	NA	756.5200
						380.2000			
						382.6800			
						369.4500			
						371.7500			

obs	BANKP	HOLDP	INDP	INSURAP	INVESTP	LEASP	MISCELLANP	PARALLP	XAAP
1993.06	903.9700	522.7000	523.9700	600.4100	367.3700	321.4800	NA	NA	730.4400
1993.07	915.8500	561.9700	561.9700	718.3900	355.3600	343.3500	NA	NA	757.4200
1993.08	1039.600	657.7500	657.7500	765.2200	382.7400	382.3200	NA	NA	866.9000
1993.09	1032.500	650.7500	650.7500	704.3300	367.5800	390.5900	NA	NA	853.9100
1993.10	994.4700	642.8300	642.8300	705.8600	344.1000	351.0700	NA	NA	828.4600
1993.11	974.5500	647.5300	647.5300	722.2800	347.3800	348.3100	560.0100	NA	820.7900
1993.12	986.9200	721.5600	721.5600	752.0100	375.9700	390.5900	689.1000	NA	877.2600
1994.01	1028.400	862.2400	862.2400	829.5200	407.8900	405.2900	947.8200	NA	990.2100
1994.02	1204.300	915.6600	915.6600	788.0800	463.5300	476.9800	865.6500	NA	1083.960
1994.03	1205.900	922.7100	922.7100	770.8000	453.5500	480.2900	856.6300	NA	1085.400
1994.04	1152.800	847.6200	847.6200	723.0800	442.5100	431.3900	780.4700	NA	1016.540
1994.05	1143.300	820.1300	820.1300	703.2500	403.5700	385.9900	741.2700	NA	988.7100
1994.06	982.6200	747.1600	747.1600	588.8200	378.0400	327.6400	680.8600	NA	875.3500
1994.07	940.2000	722.2000	722.2000	534.5600	346.5200	296.4800	643.4500	NA	836.3000
1994.08	964.8400	728.6400	728.6400	574.4100	377.0600	315.9600	694.1500	NA	859.3900
1994.09	969.1300	695.5800	695.5800	553.4200	358.2500	306.5900	757.7200	NA	847.8900
1994.10	966.8300	712.3900	706.7700	518.9500	350.1600	323.3200	749.7400	NA	850.1500
1994.11	943.3100	640.2800	681.2500	486.7400	329.6500	295.7200	711.6300	NA	811.9500
1994.12	973.7600	574.3000	702.0000	510.0000	348.0000	318.0000	711.0000	NA	836.8900
1995.01	1043.600	569.1200	707.0000	504.0000	368.0000	320.0000	786.0000	NA	873.0200
1995.02	984.9000	545.0800	641.0000	458.0000	351.0000	307.0000	741.0000	NA	806.0800
1995.03	1009.800	543.2600	650.0000	459.0000	332.0000	314.0000	807.0000	NA	818.9800
1995.04	1028.000	574.6800	651.0000	441.0000	313.0000	289.0000	803.0000	NA	828.2300
1995.05	1044.400	556.3300	649.0000	433.0000	325.0000	270.0000	780.0000	NA	827.5000
1995.06	1161.800	557.5100	684.0000	498.0000	336.0000	292.0000	779.0000	NA	890.3100
1995.07	1177.900	533.4000	695.0000	486.0000	339.0000	281.0000	751.0000	NA	905.4000
1995.08	1253.900	552.2800	739.0000	488.0000	341.0000	302.0000	778.0000	NA	959.0000
1995.09	1240.100	591.9400	748.0000	505.0000	336.0000	301.0000	761.0000	NA	955.0000
1995.10	1197.300	603.7700	760.0000	497.0000	325.0000	300.0000	726.0000	NA	940.0000
1995.11	1154.800	596.2000	749.0000	376.0000	320.0000	301.0000	723.0000	NA	923.0000
1995.12	1143.600	655.3500	734.0000	312.0000	324.0000	302.0000	686.0000	NA	902.0000
1996.01	1160.200	707.0400	743.0000	315.0000	326.0000	296.0000	716.0000	NA	914.0000
1996.02	1294.700	760.2400	797.0000	301.0000	370.0000	305.0000	709.0000	NA	994.4000
1996.03	1362.000	769.5300	822.0000	302.0000	366.0000	298.0000	725.0000	NA	1017.000
1996.04	1367.400	778.8000	794.0000	294.0000	351.0000	297.0000	697.0000	NA	990.8200
1996.05	1259.100	740.3700	781.0000	235.0000	326.0000	252.0000	669.0000	NA	913.2000
1996.06	1297.400	715.3800	743.0000	240.0000	306.0000	237.0000	658.0000	NA	916.0000
1996.07	1324.600	754.6000	733.0000	235.0000	312.0000	242.0000	638.0000	NA	923.0000
1996.08	1252.300	738.0400	713.0000	246.0000	304.0000	238.0000	611.0000	NA	882.0000
1996.09	1368.100	757.8500	732.0000	258.0000	321.0000	244.0000	635.0000	NA	824.0000

B1:900000

638.0000
611.0000
635.0000

242.0000
238.0000
244.0000

304.0000
304.0000
321.0000

246.0000
258.0000
258.0000

733.0000
713.0000
732.0000

754.6000
738.0400
757.8500

1368.100

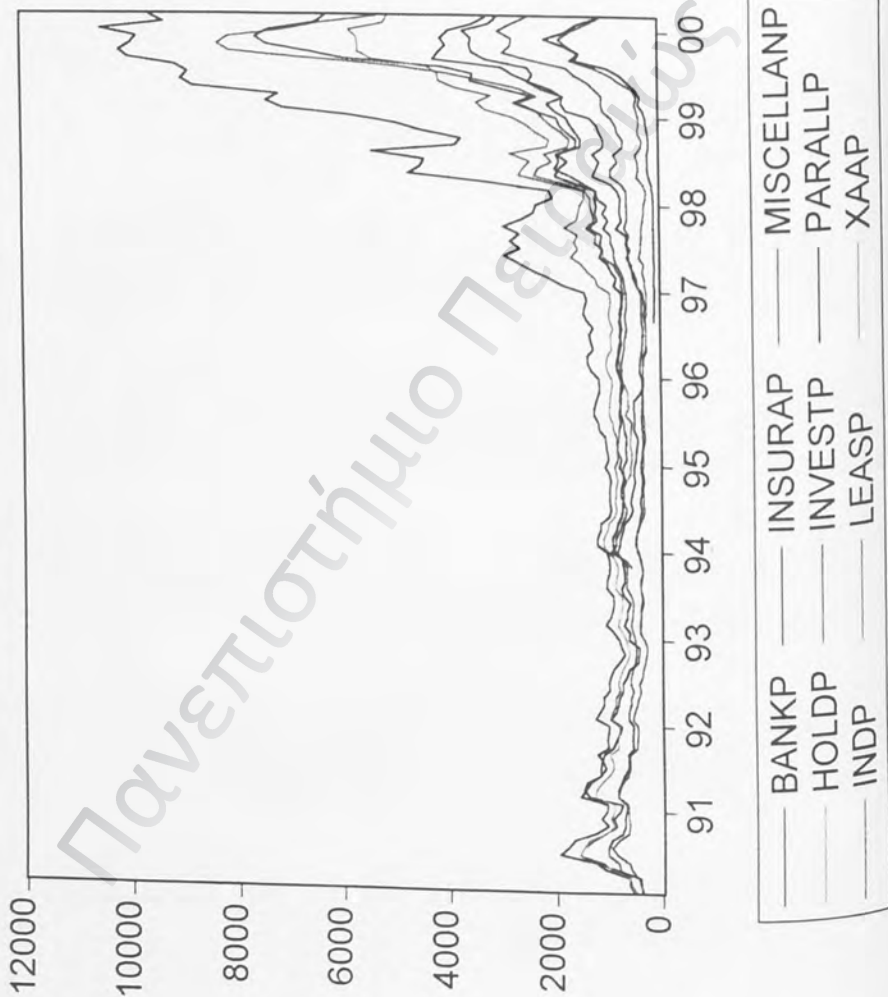
923.0000
916.0000
913.2000
990.8200
1017.000
994.4000
914.0000
902.0000
923.0000
940.0000
955.0000
959.0000
905.4000
890.3100
827.5000
828.2300
818.9800
806.0800
873.0200

obs	BANKP	HOLDP	INDP	INSURAP	INVESTP	LEASP	MISCELLANP	PARALLP	XAAP
1996:10	1430.900	719.08000	752.0000	283.0000	329.0000	232.0000	640.0000	82.28000	960.0000
1996:11	1408.100	704.1000	727.0000	263.0000	324.0000	220.0000	616.0000	75.79000	938.0000
1996:12	1368.400	691.36000	712.0000	281.0000	323.0000	224.0000	613.0000	72.51000	918.0000
1997:01	1413.800	677.27000	717.4000	311.1300	335.0000	228.6100	623.3400	71.40000	933.4800
1997:02	1813.200	719.19000	851.0000	408.0000	394.0000	249.0000	649.0000	72.74000	1148.000
1997:03	2066.500	704.16000	805.0000	423.0000	470.0000	261.0000	660.0000	76.49000	1206.540
1997:04	2381.000	780.01000	902.0000	474.0000	503.0000	300.0000	712.0000	74.59000	1352.460
1997:05	2643.300	850.99000	964.0000	547.0000	509.0000	371.0000	801.0000	71.10000	1467.510
1997:06	2919.400	1036.000	1120.0000	571.0000	604.0000	367.0000	846.0000	83.19000	1652.990
1997:07	2609.600	1066.000	1063.000	589.0000	534.0000	332.0000	850.0000	77.89000	1525.070
1997:08	2794.000	1210.000	1101.410	620.8800	595.3800	324.9000	901.2400	75.32000	1591.450
1997:09	2620.400	1187.000	1073.590	616.4300	552.9900	305.5000	902.1100	73.79000	1529.270
1997:10	2917.700	1360.000	1313.730	804.9200	637.2900	310.2500	1039.370	84.76000	1771.040
1997:11	2581.700	1216.000	1148.650	704.3900	599.8000	282.8800	952.7000	78.56000	1541.100
1997:12	2353.900	1244.000	1201.060	730.0300	590.4800	265.5300	1051.400	80.05000	1508.670
1998:01	2303.300	1291.000	1167.280	735.2300	597.3300	259.2800	975.4200	77.53000	1479.630
1998:02	1993.800	1290.000	1209.480	718.6400	597.5600	226.9200	1151.270	88.13000	1398.390
1998:03	2055.700	1387.000	1173.800	777.3200	601.5100	214.4900	1173.790	96.00000	1419.220
1998:04	3203.880	1764.780	1577.770	905.6900	693.0500	265.4600	1405.920	111.79000	1988.780
1998:05	4692.860	2332.500	1938.450	1248.810	902.8200	393.3000	1650.170	157.53000	2621.440
1998:06	4478.940	2258.000	1871.370	1186.670	893.5200	398.2000	1945.550	184.22000	2536.090
1998:07	4399.710	1989.440	1700.670	1118.240	764.9300	376.2100	1866.320	179.85000	2408.360
1998:08	5390.790	2140.550	1908.290	1242.490	839.9000	420.8300	1915.130	190.23000	2789.230
1998:09	3825.820	1696.200	1469.090	1050.350	672.0400	305.3900	1554.400	159.46000	2092.610
1998:10	3705.240	1658.950	1446.400	1042.110	652.2800	284.3200	1538.500	159.79000	2042.190
1998:11	4444.110	1803.110	1545.990	1107.500	758.8200	364.8800	1706.130	173.76000	2470.090
1998:12	4926.690	2000.880	1640.850	1157.730	793.5900	348.6200	1843.070	196.57000	2737.550
1999:01	5799.420	2155.990	1714.030	1290.890	876.4800	343.0200	1897.310	208.66000	3233.110
1999:02	7074.150	2284.190	1929.320	1729.940	1027.490	378.0600	2318.190	252.39000	3394.470
1999:03	7383.920	2604.140	2072.490	1818.180	1060.060	421.8100	2696.260	350.62000	3394.470
1999:04	7148.680	2266.170	1764.370	1792.050	1044.360	384.9600	2352.430	308.26000	3121.390
1999:05	8778.990	2589.690	2184.080	2012.360	1179.250	464.1700	2957.740	396.20000	3806.330
1999:06	9002.120	3228.040	2428.070	2399.770	1327.390	702.9700	3513.150	552.57000	4106.430
1999:07	8873.310	3940.040	2338.790	2723.550	1566.950	902.3200	3472.790	698.68000	4124.790
1999:08	9106.320	4877.640	2446.470	2931.890	1715.040	1195.700	4058.810	945.39000	4312.250
1999:09	9994.740	6536.130	3203.380	4218.100	2363.790	1638.120	5901.430	1555.500	5371.570
1999:10	10155.90	8090.350	3468.380	4119.470	2899.500	1472.890	6591.970	1471.810	5632.270
1999:11	9941.450	8308.890	3525.980	3982.110	2756.910	1695.470	7372.090	1749.890	5630.270
1999:12	9834.670	8108.970	3490.370	4076.940	2728.110	1849.080	7587.750	2119.670	5653.940
2000:01	10506.20	6994.700	3655.200	3933.230	2984.640	1642.480	7322.470	1704.300	5794.850

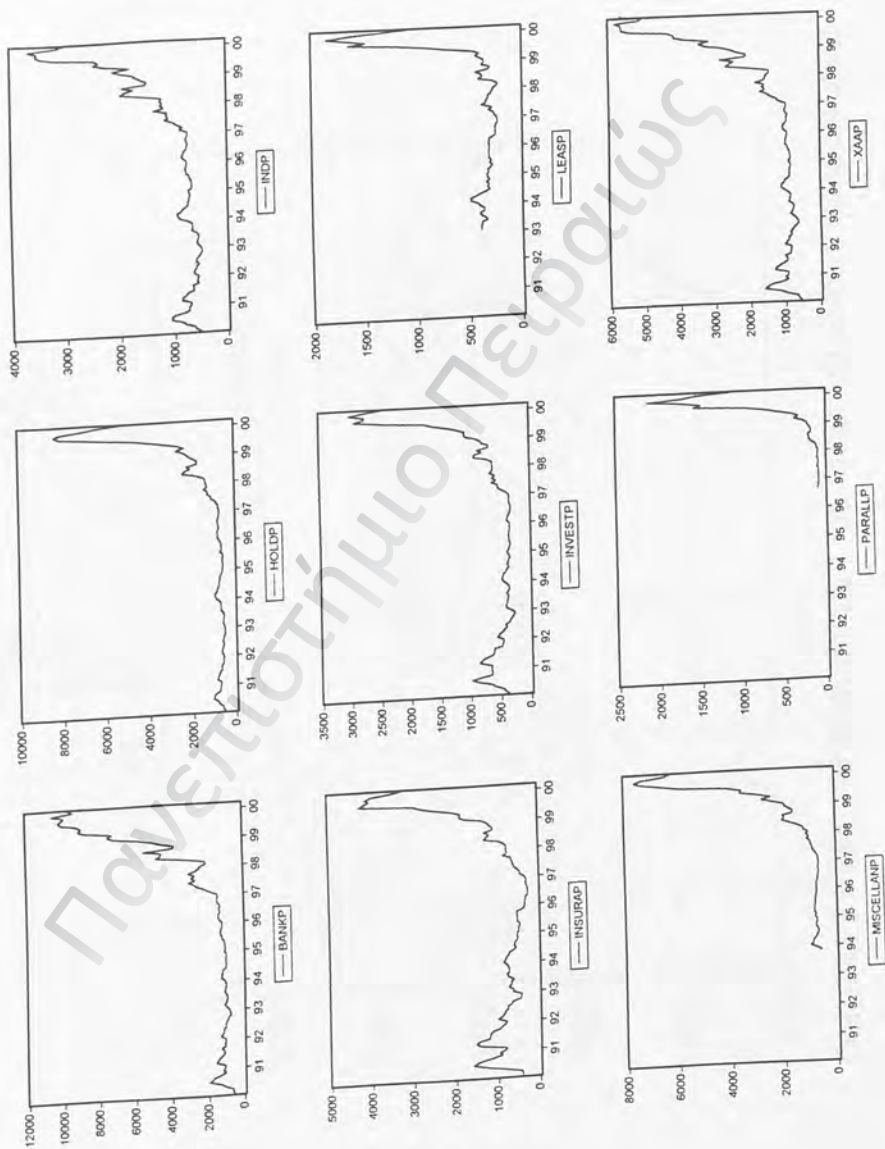
obs	BANKP	HOLDP	INDP	INSURAP	INVESTP	LEASP	MISCELLANP	PARALLP	XAAP
2000:02	9328.210	6332.870	3161.390	3467.550	2747.150	1350.460	6447.370	1514.590	5141.830
2000:03	9574.270	5281.560	3012.190	3226.290	2460.940	1089.700	6242.790	1106.980	5063.450

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

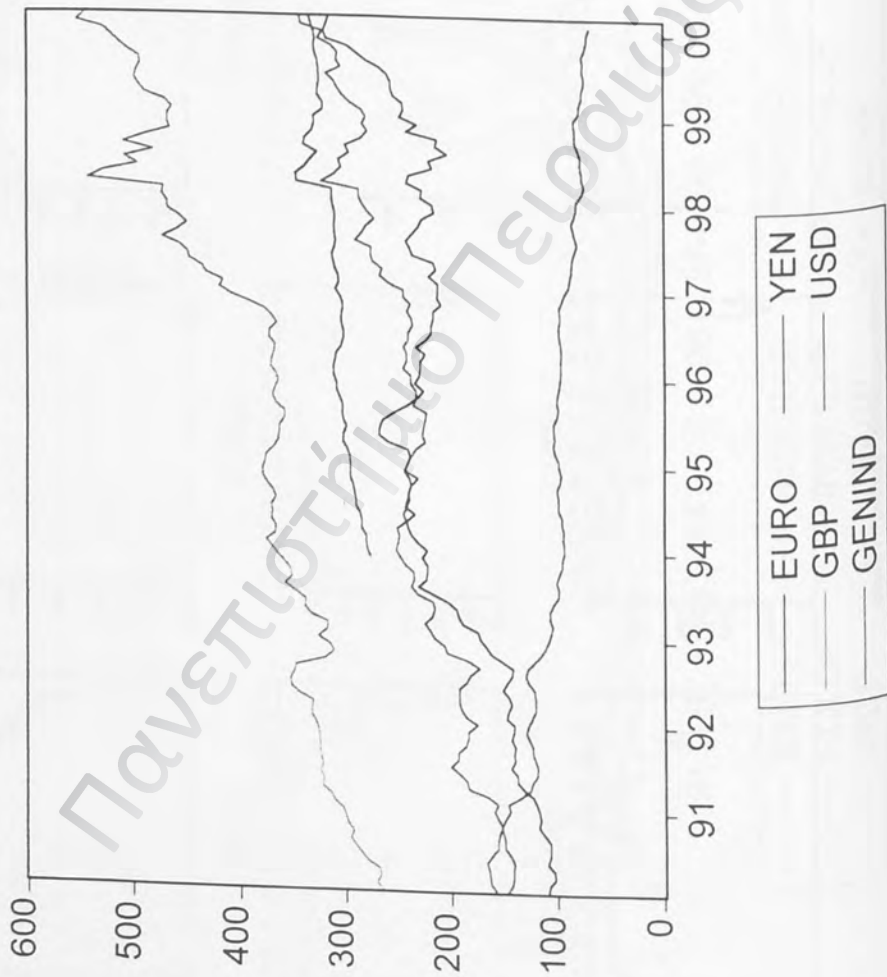
GRAPH 1: EVOLUTION OF SECTORS' INDICES



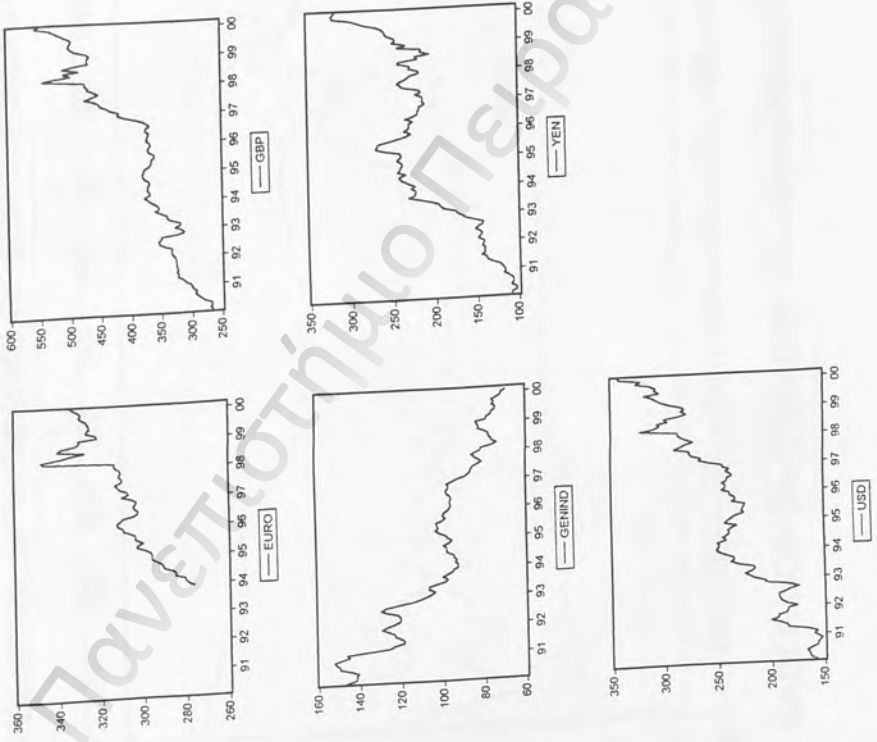
GRAPH 1A: EVOLUTION OF SECTORS' INDICES



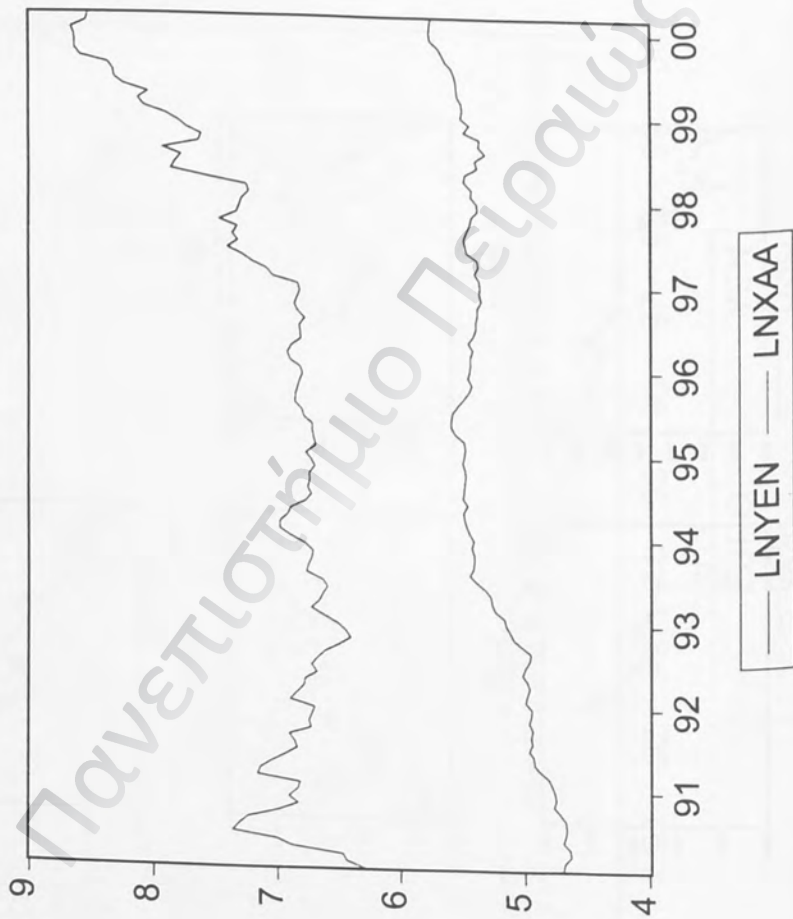
GRAPH 2 : EXCHANGE RATES OF GRD TO FIVE CURRENCIES



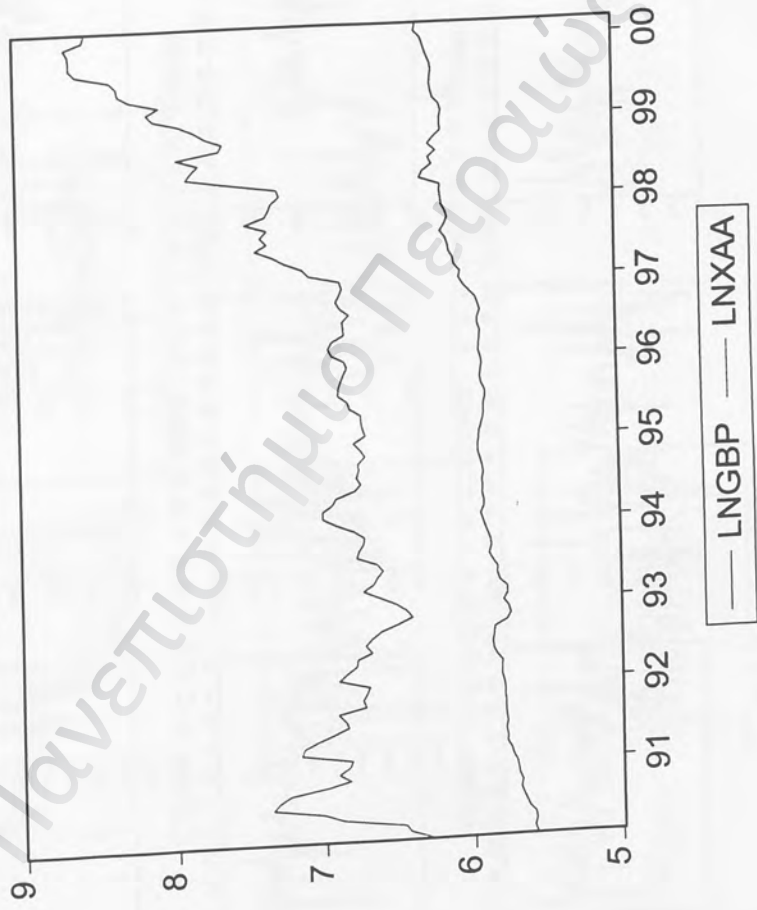
GRAPH 2A: EXCHANGE RATE OF GRD TO FIVE CURRENCIES



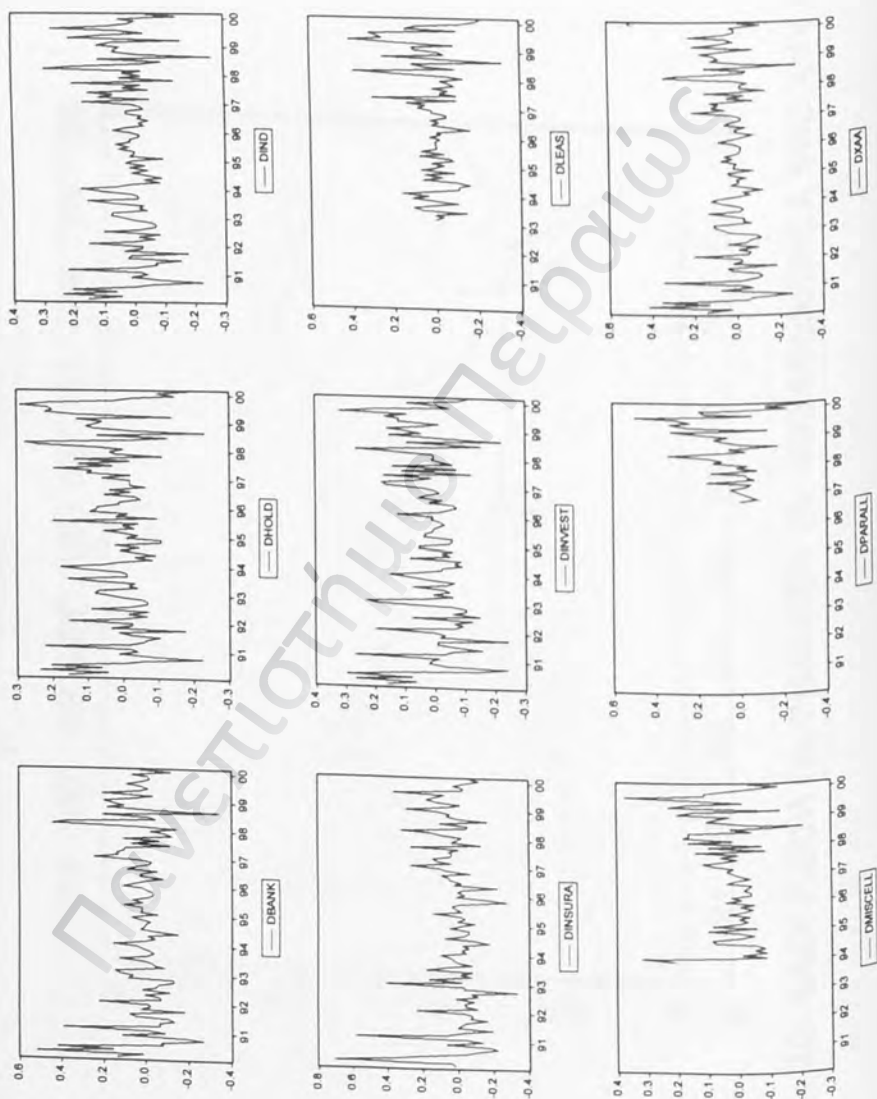
GRAPH 3B: EVOLUTION OF CHANGES OF YEN CURRENCY AND XAA INDEX



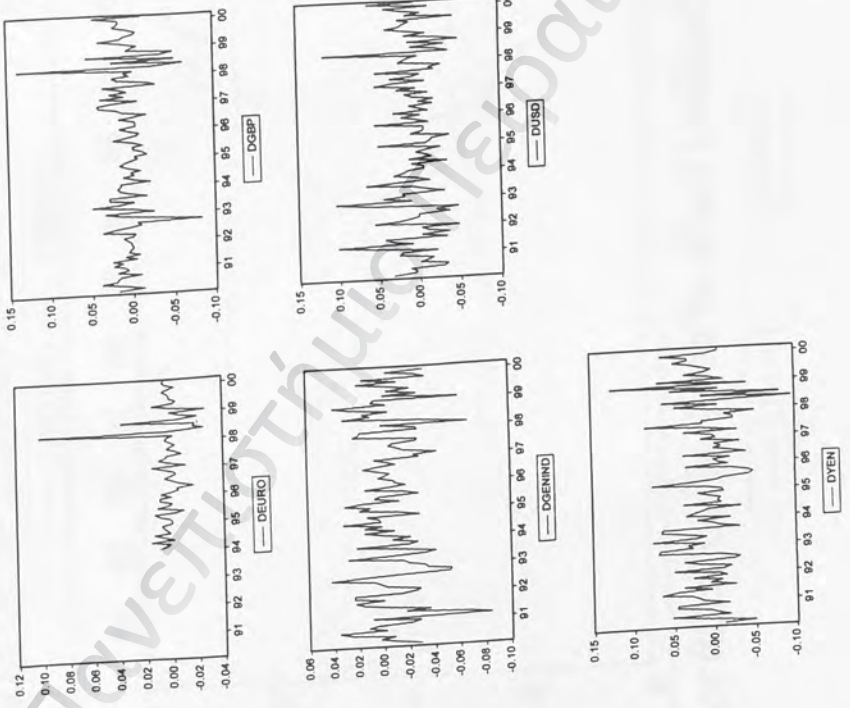
GRAPH 3C: EVOLUTION OF CHANGES OF GBP CURRENCY AND XAA INDEX



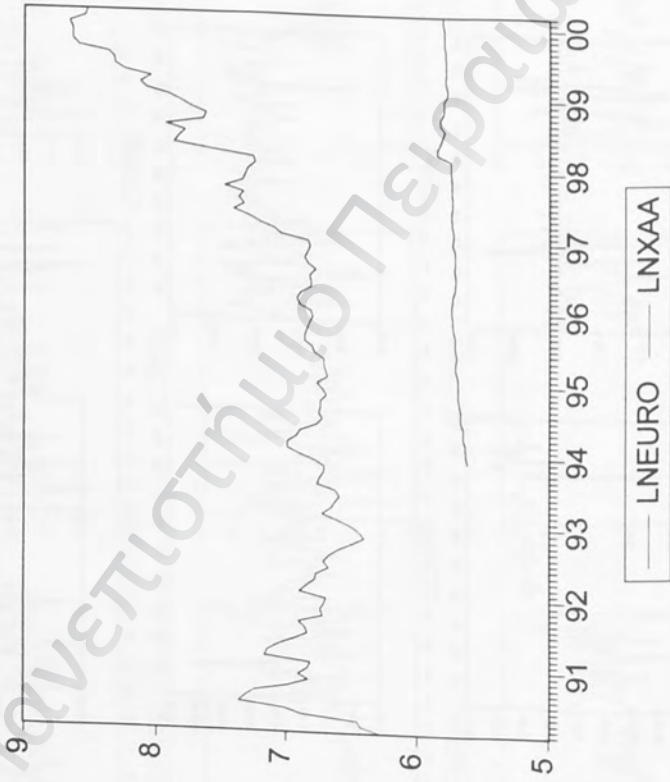
GRAPH 4: FIRST DIFFERENCES OF TIME SERIES OF SP



GRAPH 5: FIRST DIFFERENCES OF TIME SERIES OF EX



GRAPH 3: EVOLUTION OF CHANGES OF EURO CURRENCY AND XAA INDEX



GRAPH 3A: EVOLUTION OF CHANGES OF USD CURRENCY AND XAA INDEX

