

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

ΜΠΣ ΣΤΗΝ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ



ΦΩΤΕΙΝΗ ΚΑΛΟΜΟΙΡΗ ΜΧΡΗ/0312

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: Χ. ΧΡΙΣΤΟΥ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

**Η ΔΥΝΑΜΙΚΗ ΣΧΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ,
ΤΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ
ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΕΠΙΛΕΓΜΕΝΩΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΩΝ ΔΕΙΚΤΩΝ:
ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ ΚΑΙ ΑΛΛΗΛΕΞΑΡΤΗΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΩΡΙΜΩΝ
ΚΑΙ ΑΝΑΔΥΟΜΕΝΩΝ ΑΓΟΡΩΝ**

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2005

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΑ

ΜΠΣ ΣΤΗΝ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ



ΦΩΤΕΙΝΗ ΚΑΛΟΜΟΙΡΗ ΜΧΡΗ/0312

ΤΡΙΜΕΛΗΣ ΕΠΙΤΡΟΠΗ ΚΑΘΗΓΗΤΩΝ:

Χ. ΧΡΙΣΤΟΥ

Ν. ΠΙΤΤΗΣ

Γ. ΣΚΙΑΔΟΠΟΥΛΟΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ 2005

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

- ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ
 - 1.1 ΣΚΟΠΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ σελ. 1
 - 1.2 ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΧΕΣΕΩΣ ΤΙΜΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ
– ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΚΑΤΑ ΚΑΡΡΟΦΦ σελ. 2

- ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ
 - 2.1 ΜΟΝΤΕΛΑ ΠΟΥ ΕΞΗΓΟΥΝ ΤΗΝ ΣΧΕΣΗ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ – ΟΓΚΟΥ
ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ σελ. 4
 - 2.2 ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ σελ. 5

- ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ – ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΠΡΟΣ ΕΛΕΓΧΟ
 - 3.1 ΔΕΔΟΜΕΝΑ – ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ σελ. 14
 - 3.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΥΠΑΡΞΗ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ
(UNIT ROOT TESTS) σελ. 16
 - 3.3 ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΠΡΟΣ ΕΛΕΓΧΟ σελ. 17
 - 3.4 ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ
 - 3.4.1 ΤΑΥΤΟΧΡΟΝΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ σελ. 17
 - 3.4.2 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ σελ. 18

- ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ
 - 4.1 ΤΑΥΤΟΧΡΟΝΗ ΣΧΕΣΗ (CONTEMPORANEOUS RELATIONSHIP)
ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ σελ. 21
 - 4.2 ΤΑΥΤΟΧΡΟΝΗ ΣΧΕΣΗ (CONTEMPORANEOUS RELATIONSHIP)
ΜΕΤΑΞΥ ΤΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ
ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ σελ. 21
 - 4.3 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ
ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ, ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ
ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ σελ. 27
 - 4.4 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ
ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΩΡΙΜΩΝ ΚΑΙ
ΑΝΑΔΥΟΜΕΝΩΝ ΑΓΟΡΩΝ σελ. 30

4.5 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ
ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΩΡΙΜΩΝ ΑΓΟΡΩΝ σελ. 34

- ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ σελ. 39
- ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ σελ. 41
- ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ σελ. 46

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 ΣΚΟΠΟΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

Σκοπός της εν λόγω εργασίας είναι η μελέτη των δυναμικών σχέσεων μεταξύ του όγκου των συναλλαγών, των ημερήσιων αποδόσεων και της διακύμανσης των αποδόσεων επιλεγμένων χρηματιστηριακών δεικτών για συγκεκριμένες χώρες. Θα προσπαθήσουμε να εξετάσουμε εάν υπάρχουν αμφίδρομες σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του όγκου των συναλλαγών, των αποδόσεων και της διακύμανσης των αποδόσεων συγκεκριμένων χρηματιστηριακών δεικτών, την δυναμική αυτών των σχέσεων καθώς και τις αλληλοεπιδράσεις μεταξύ των χρηματιστηρίων των ώριμων αγορών (ΗΠΑ, Ιαπωνία, Μ. Βρετανία και Γαλλία) και των αναδυόμενων αγορών (Ελλάδα, Κίνα, Ινδία, Ταϊλάνδη, Ν.Αφρική και Αργεντινή).

Είναι, ιδιαίτερα, ενδιαφέρον να παρατηρήσουμε εάν μεταβλητές όπως οι αποδόσεις, η διακύμανση των αποδόσεων ή ο όγκος συναλλαγών ενός χρηματιστηριακού δείκτη μιας ώριμης αγοράς πχ. ΗΠΑ επηρεάζει τις αντίστοιχες μεταβλητές (αποδόσεις, διακύμανση αποδόσεων και όγκο συναλλαγών) ενός χρηματιστηριακού δείκτη μιας αναδυόμενης αγοράς πχ. Ταϊλάνδης, μιας και ο παγκόσμιος χάρτης θα μπορούσε να χαρακτηριστεί ως ένα «μεγάλο, ενιαίο χωριό», στο οποίο όλοι οι επενδυτές έχουν εύκολη και γρήγορη πρόσβαση σε όλα τα χρηματιστήρια και σε νέες πληροφορίες.

Η ερμηνεία της σχέσης όγκου συναλλαγών – αποδόσεων μετοχών θα μπορούσε να βοηθήσει στην καλύτερη κατανόηση της δομής και της λειτουργίας των χρηματοοικονομικών αγορών. Μιας και η εξήγηση των διαφορετικών αντιδράσεων όλων των εμπλεκόμενων φορέων της αγοράς (επενδυτών, market - maker κτλ.), οι οποίοι με τις αποφάσεις και τις πράξεις τους μεταβάλλουν τις τιμές των μετοχών και τον αριθμό των μετοχών που εμπορεύονται είτε θετικά είτε αρνητικά θα μπορούσε να οδηγήσει σε υψηλά κέρδη και στην διαμόρφωση των κατάλληλων επενδυτικών στρατηγικών για την επίτευξη αυτών.

Άλλωστε η χρηματοοικονομική επιστήμη σε μεγάλο βαθμό κινείται και καθορίζεται από την συμπεριφορά των επενδυτών και από ψυχολογικά κίνητρα, κάνοντάς τους πολλές φορές να μην συμπεριφέρονται λογικά βάσει των υπαρχόντων οικονομικών θεωριών.

1.2 ΣΗΜΑΝΤΙΚΟΤΗΤΑ ΣΧΕΣΕΩΣ ΤΙΜΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ – ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΚΑΤΑ ΚΑΡΡΟΦΦ

Η σχέση μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των τιμών των μετοχών έχει απασχολήσει πολλούς ερευνητές κατά το παρελθόν. Ο Karpoff (1987) παρουσιάζει τέσσερις αιτιολογίες γιατί η σχέση όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών είναι σημαντική.

Πρώτον, συμβάλλει στην καλύτερη κατανόηση της δομής των χρηματιστηριακών αγορών. Τα διάφορα οικονομετρικά μοντέλα που έχουν κατά καιρούς προταθεί για την εξήγηση της σχέσης όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών προβλέπουν σχέσεις μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των τιμών των μετοχών που βασίζονται στην ροή των πληροφοριών στην αγορά, στο πως οι πληροφορίες διασπείρονται, στο βαθμό που οι τιμές των μετοχών περιέχουν τις νέες πληροφορίες και σε περιορισμούς short – selling. Με αυτά τα μοντέλα μπορεί να γίνει ευκολότερα ο διαχωρισμός των διαφορετικών υποθέσεων σχετικά με την δομή των αγορών.

Δεύτερον, η σχέση όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών είναι σημαντική για τις μελέτες που χρησιμοποιούν συνδυασμούς τιμών μετοχών και όγκου των συναλλαγών για να οδηγηθούν σε συμπεράσματα. Εάν οι τιμές και ο όγκος των συναλλαγών καθορίζονται από κοινού τότε η χρησιμοποίηση της σχέσης όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών στα οικονομετρικά μοντέλα θα ενισχύσει την αξιοπιστία αυτών των μοντέλων. Για παράδειγμα, οι Richardson, Sefcik και Thompson (1986) εξετάζουν εάν ο όγκος των συναλλαγών και οι τιμές των μετοχών επιδρούν στην μερισματική πολιτική. Σε άλλες μελέτες, οι αλλαγές στις τιμές των μετοχών θεωρούνται ως η εκτίμηση της αγοράς στην νέα πληροφορία ενώ ο όγκος των συναλλαγών θεωρείται σαν μια ένδειξη του βαθμού που οι επενδυτές διαφωνούν σχετικά με το νόημα της νέας πληροφορίας.

Τρίτον, η σχέση όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών μπορεί να βοηθήσει στην επίλυση των διαφωνιών σχετικά με την κατανομή των τιμών των μετοχών. Όταν χρησιμοποιούνται σταθερά ημερολογιακά διαστήματα (πχ. ημέρες), οι αποδόσεις των μετοχών παρουσιάζονται κύρτωση (kurtosis) συγκρινόμενες με την κανονική κατανομή. Δύο υποθέσεις που προσπαθούν να εξηγήσουν αυτό το φαινόμενο είναι οι εξής:

1. Οι αποδόσεις χαρακτηρίζονται από κατανομές με άπειρες διακυμάνσεις (stable Paretian hypothesis).
2. Η κατανομή των αποδόσεων παρουσιάζει κύρτωση (kurtosis) διότι τα δεδομένα αντλούνται από κατανομές που έχουν διαφορετικές conditional διακυμάνσεις (mixture of distribution hypothesis).

Γενικά, υποστηρίζεται περισσότερο η δεύτερη υπόθεση και αυτό δημιουργεί μερικές άλλες υποθέσεις (πχ. οι τιμές των μετοχών προέρχονται από μια στοχαστική διαδικασία που η μεταβολή της παραμέτρου της διακύμανσης οφείλεται στον όγκο των συναλλαγών).

Τέταρτον, η σχέση όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών βοηθάει σημαντικά στην μελέτη των αγορών futures. Η διακύμανση των τιμών επηρεάζει τον όγκο των συναλλαγών στα συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης. Η στιγμή παράδοσης του συμβολαίου μελλοντικής εκπλήρωσης επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών και μέσω αυτού πιθανότατα την διακύμανση των τιμών. Επίσης, η σχέση όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών αποτελεί ένδειξη του κατά πόσο η ιδιωτική έναντι της δημόσιας πληροφόρησης επηρεάζει τις αποφάσεις των επενδυτών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

2.1 ΜΟΝΤΕΛΑ ΠΟΥ ΕΞΗΓΟΥΝ ΤΗΝ ΣΧΕΣΗ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ – ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ

Οι σχέσεις αιτιότητας ανάμεσα στον όγκο των συναλλαγών και στις αποδόσεις των μετοχών έχει απασχολήσει πολλούς ερευνητές κατά το παρελθόν. Υπάρχει, άλλωστε, ένα παλιό ρητό: «Ο όγκος των συναλλαγών κάνει τις τιμές των μετοχών να κινηθούν» (It takes volume to make prices move).

Υπάρχουν πολλές εξηγήσεις γιατί την παρουσία σχέσεων αιτιότητας μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των τιμών των μετοχών.

Αρχικά, τα sequential information arrival models των Copeland (1976), Jennings, Starks και Fellingham (1981) και άλλων όπου θεωρούν ότι οι παρελθούσες τιμές του όγκου των συναλλαγών μπορεί να προβλέψουν τις σημερινές απόλυτες αποδόσεις των μετοχών και οι παρελθούσες απόλυτες αποδόσεις των μετοχών θα μπορούσαν να προβλέψουν τον σημερινό όγκο συναλλαγών.

Μια δεύτερη εξήγηση είναι τα μοντέλα που σχετίζονται την φορολογία (tax- and non-tax-related motives for trading). Οι Lakonishok και Smidt (1989) έδειξαν ότι αυτή η σχέση είναι αρνητική για tax-related trading motives και θετική για non-tax-related trading motives.

Τρίτον, τα mixture of distribution models των Clark (1973) και Erps και Erps (1976) παρέχουν διαφορετικές εξηγήσεις για την θετική σχέση μεταξύ της σημερινής διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών και του όγκου συναλλαγών. Στο μοντέλο των Erps και Erps, ο όγκος των συναλλαγών χρησιμοποιείται για να μετρήσει τον βαθμό της διαφωνίας μεταξύ των επενδυτών καθώς μεταβάλλουν τις τιμές των μετοχών με την είσοδο των νέων πληροφοριών. Όσο μεγαλύτερος είναι ο βαθμός διαφωνίας μεταξύ των επενδυτών, τόσο μεγαλύτερος είναι και ο όγκος των συναλλαγών. Από την άλλη πλευρά, στο μοντέλο του Clark ο όγκος των συναλλαγών μετράει την ταχύτητα με την οποία ρέουν οι νέες πληροφορίες, παράγοντας που επηρεάζει την ταυτόχρονη σχέση αποδόσεων μετοχών και όγκου συναλλαγών.

Τέταρτον, τα noise trader models αποδεικνύουν θετική σχέση αιτιότητας μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών, αφού τα μοντέλα αυτά

υποθέτουν ότι οι στρατηγικές που ακολουθούν οι noise traders κάνουν τις τιμές των μετοχών να κινηθούν. Επίσης, η θετική σχέση αιτιότητας από τις αποδόσεις των μετοχών προς τον όγκο συναλλαγών υποστηρίζεται από τις positive-feedback trading στρατηγικές των noise traders, οι οποίοι αποφασίζουν να αγοράσουν ή να πουλήσουν μετοχές με βάση τις παρελθούσες αποδόσεις των μετοχών (DeLong, Shleifer, Summers και Waldmann, 1990).

2.2 ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

Οι Granger και Morgenstern (1963) χρησιμοποιώντας spectral analysis εβδομαδιαίων δεδομένων από το 1939 – 1961 δεν βρήκαν κάποια σχέση μεταξύ των κινήσεων του Securities and Exchange Commission Composite Price Index και του όγκου των συναλλαγών στο NYSE (New York Stock Exchange). Ούτε χρησιμοποιώντας δεδομένα από δύο μεμονωμένες μετοχές κατάφεραν να αποδείξουν κάποια σχέση μεταξύ όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών.

Οι Godfey, Granger και Morgenstern (1970) βρήκαν ότι ο ημερήσιος όγκος των συναλλαγών συσχετίζεται θετικά με την διαφορά μεταξύ της υψηλότερης και της χαμηλότερης τιμής των μετοχών για την ίδια ημέρα. Αυτό υποστηρίζεται από το γεγονός ότι ο ημερήσιος όγκος των συναλλαγών συσχετίζεται με την διαφορά των τετραγώνων μεταξύ της τιμής κατά το άνοιγμα και της τιμής κατά το κλείσιμο της ημέρας. Οι Godfey, Granger και Morgenstern αποδίδουν αυτή την συσχέτιση σε παράγοντες όπως οι εντολές stop – loss και buy – above market που αυξάνουν τον όγκο των συναλλαγών καθώς «η τιμή αποκλίνει από τον μέσο της».

Οι Ying (1966) και Crouch (1970) χρησιμοποίησαν chi – squared tests, ανάλυση της διακύμανσης και cross – spectral μεθόδους σε ημερήσια δεδομένα για τις τιμές των μετοχών και τον όγκο των συναλλαγών. Οι τιμές προσαρμοσμένες για τις πληρωμές των μερισμάτων βασίστηκαν στον Standard and Poor's 500 Composite Index και ο όγκος των συναλλαγών βασίστηκε στον αριθμό των μετοχών που εμπορεύθηκαν στον NYSE. Τα ευρήματα στα οποία κατέληξαν είναι τα εξής:

1. Ο μικρός όγκος συναλλαγών συνήθως συνοδεύεται από πτώση στην τιμή
2. Ο μεγάλος όγκος των συναλλαγών συνήθως ακολουθείται από αύξηση στην τιμή
3. Μια μεγάλη αύξηση στον όγκο των συναλλαγών συνήθως ακολουθείται από μια μεγάλη αύξηση ή από μια μεγάλη πτώση στην τιμή.

Παρόλου που μπορεί εύκολα κάποιος να ασκήσει κριτική στα συμπεράσματα των Ying και Crouch, ήταν οι πρώτοι που απέδειξαν κάποια σχέση μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των τιμών των μετοχών στο ίδιο δείγμα δεδομένων (data set).

Ο Crouch (1970) βρήκε θετικές συσχετίσεις μεταξύ των ημερήσιων αλλαγών των τιμών σε απόλυτες τιμές και του ημερήσιου όγκου των συναλλαγών τόσο για δείκτες όσο και για μεμονωμένες μετοχές.

Ο Morgan (1976) χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από συνολικά 51 μετοχές βρήκε θετική σχέση μεταξύ των αλλαγών των τιμών των μετοχών και του όγκου των συναλλαγών.

Ο Westerfield (1977) βρήκε την ίδια σχέση με τον Morgan χρησιμοποιώντας ένα δείγμα από 315 κοινές μετοχές, συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν και οι Tauchen και Pitts (1983) χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα από την αγορά των Treasury bill futures.

Οι Jain και Joh (1986) απέδειξαν θετική σχέση μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και του εύρους των αλλαγών των τιμών ανά μία ώρα, βασιζόμενοι σε δεδομένα από έναν δείκτη της αγοράς.

Ο Cornell (1981) βρήκε θετική σχέση ανάμεσα στις αλλαγές του όγκου συναλλαγών και στις αλλαγές των τιμών για 17 συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης, χρησιμοποιώντας διαστήματα δύο μηνών. Η συσχέτιση ήταν περισσότερο ταυτόχρονη, μιας και η διαχρονική σχέση δεν ήταν στατιστικά σημαντική.

Οι Grammatikos και Saunders (1986) βρήκαν, επίσης, ότι ο όγκος των συναλλαγών συσχετίζεται θετικά με τις αλλαγές των τιμών για συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης που εμπορεύονται ξένα νομίσματα.

Ο Rutledge (1984) απέδειξε θετική σχέση μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και της απόλυτης τιμής των τιμών σε ημερήσια βάση για τα 113 από τα 136 συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης που εξέτασε.

Οι Comiskey, Walking και Weeks (1984) βρήκαν παρόμοια συσχέτιση χρησιμοποιώντας ετήσια δεδομένα για μεμονωμένες μετοχές.

Ο Harris (1983) βρήκε μια θετική συσχέτιση ανάμεσα στον όγκο των συναλλαγών και στο τετράγωνο της διαφοράς των τιμών βασιζόμενος σε ημερήσια στοιχεία για 479 κοινές μετοχές.

Ο Copeland (1976) αναλύει τον όγκο των συναλλαγών υποθέτοντας ότι η ροή των πληροφοριών λαμβάνεται με την σειρά μεταξύ των επενδυτών (sequential information arrival). Στην αρχή, ο πρώτος επενδυτής που λαμβάνει την νέα

πληροφορία αλλάζει την καμπύλη ζήτησής του αμέσως, έπειτα ακολουθεί ο δεύτερος επενδυτής, ο οποίος με την σειρά του λαμβάνει την πληροφορία και μετακινεί και αυτός αμέσως την καμπύλη ζήτησής του, ακολουθεί ο τρίτος επενδυτής κ.ο.κ. Η ισορροπία στην αγορά επιτυγχάνεται όταν όλοι οι επενδυτές έχουν λάβει την νέα πληροφορία και έχουν αλλάξει την καμπύλη ζήτησής τους. Το μοντέλο αυτό υποθέτει ότι δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών, η κάθε πληροφορία λαμβάνεται χωρίς κανένα κόστος, δεν υπάρχουν φόροι και το κάθε άπειρα διαιρετό περιουσιακό στοιχείο έχει μια σταθερή προσφορά. Στην περίπτωση όπου όλοι οι επενδυτές είναι αισιόδοξοι, η σειρά με την οποία αυτοί λαμβάνουν τις νέες πληροφορίες δεν έχει καμία σημασία. Όταν, όμως, οι επενδυτές είναι και αισιόδοξοι και απαισιόδοξοι τότε η σειρά με την οποία λαμβάνουν τις νέες πληροφορίες έχει μεγάλη σημασία και η θεωρία πιθανοτήτων πρέπει να ληφθεί υπόψη στο υπό εξέταση μοντέλο.

Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγει το μοντέλο είναι τα ακόλουθα:

1. Υπάρχει μια θετική σχέση μεταξύ των αλλαγών των τιμών σε απόλυτες τιμές και του αναμενόμενου όγκου συναλλαγών. Υψηλές τιμές εμφανίζονται όταν όλοι οι επενδυτές έχουν την ίδια γνώμη σχετικά με την νέα πληροφορία ενώ χαμηλές τιμές εμφανίζονται όταν οι επενδυτές διαφωνούν.
2. Ο όγκος συναλλαγών είναι λογαριθμική συνάρτηση του αριθμού των επενδυτών και της δυναμικής της νέας πληροφορίας.
3. Εάν υπάρχουν περιορισμοί short – selling τότε παρατηρούμε θετική λοξότητα (skewness) στην κατανομή του όγκου συναλλαγών και ο βαθμός της λοξότητας θα αυξάνει με την δυναμική της πληροφορίας.
4. Ο όγκος συναλλαγών είναι ο ίδιος όταν όλοι οι επενδυτές είναι αισιόδοξοι ή όταν όλοι οι επενδυτές είναι απαισιόδοξοι.

Στην περίπτωση που οι πληροφορίες λαμβάνονται από όλους τους επενδυτές ταυτοχρόνως (tatonnement model) και ισχύουν οι προϋποθέσεις που αναφέραμε ανωτέρω ο Copeland καταλήγει στα αντίθετα αποτελέσματα. Δηλαδή, ο υψηλός όγκος των συναλλαγών συνοδεύεται από μικρές αλλαγές στις τιμές και το αντίθετο. Αυτό υποδεικνύει μια αρνητική σχέση μεταξύ των αλλαγών των τιμών σε απόλυτες τιμές και του όγκου των συναλλαγών.

Παρά τα όποια προβλήματα εμφανίζει το sequential information model τα αποτελέσματα εμπειρικών μελετών συμφωνούν με αυτό (οι μελέτες των Ying (1966), Crouch (1970), Granger and Morgenstern (1970), Westerfield (1973) ως αναφέρθηκαν ανωτέρω).

Οι Jennings, Starks και Fellingham (1981) μελετήσανε την σχέση τιμών μετοχών – όγκου συναλλαγών βασιζόμενοι στο sequential information model του Copeland (1976) και χρησιμοποιώντας την ανάλυση του Mossin (1973). Η σχέση μεταξύ όγκου συναλλαγών και τιμών μετοχών επηρεάζεται από την παρουσία ενός περιθωρίου ασφαλείας ως περιορισμού στην δυνατότητα short – selling και γίνεται πιο πολύπλοκη μιας και επηρεάζεται και από έναν συνδυασμό άλλων παραγόντων, όπως ο αριθμός των επενδυτών, η αναλογία αισιόδοξων, απαισιόδοξων και μη ενημερωμένων επενδυτών, το κόστος του περιθωρίου ασφαλείας και οι προσδοκίες της κάθε κατηγορίας επενδυτών.

Οι Gallant, Rossi και Tauchen (1992) στην μελέτη τους κατέληξαν στα εξής τέσσερα κατωτέρω συμπεράσματα:

1. Ο ημερήσιος όγκος συναλλαγών σχετίζεται θετικά και μη γραμμικά με το εύρος της ημερήσιας αλλαγής των τιμών. Αυτό είναι σύμφωνο με τις μελέτες των Tauchen και Pitts (1983), Karpoff (1987), Lamourex και Lastrapes (1991), Schwert (1989).
2. Οι αλλαγές στις τιμές οδηγούν τις αλλαγές στον όγκο συναλλαγών. Η επίδραση είναι σχεδόν συμμετρική και οι μεγάλες πτώσεις στην τιμή έχουν περίπου τον ίδιο αντίκτυπο στον όγκο συναλλαγών όσο και οι μεγάλες αυξήσεις στην τιμή.
3. Η εισαγωγή του όγκου συναλλαγών στο μοντέλο εξασθενίζει την ασυμμετρία.
4. Η εισαγωγή του όγκου συναλλαγών στο μοντέλο οδηγεί στην εμφάνιση θετικής σχέσης μεταξύ ρίσκου – απόδοσης. Σχετικές οι μελέτες των French, Schwert και Stambaugh (1987).

Οι Gallant, Rossi και Tauchen χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα για την περίοδο 1928 – 1987. Οι τιμές των μετοχών αντλήθηκαν από τις ημερήσιες τιμές κλεισίματος του Standard and Poor's 500 Composite Index και ο όγκος των συναλλαγών βασίστηκε στον αριθμό των μετοχών που εμπορεύθηκαν στον NYSE.

Ακολούθησαν μη παραμετρικές μεθόδους (semiparametric estimators – SNP), kernel – based μεθόδους και subperiod ανάλυση (το δείγμα των παρατηρήσεων χωρίστηκε σε τρεις υποκατηγορίες: 1928 – 1946, 1946 – 1966 και 1966 – 1987).

Οι Blume, Easley και O'Hara (1994) παρουσίασαν τον ρόλο της τεχνικής ανάλυσης στην πρόβλεψη των τιμών των μετοχών. Η τεχνική ανάλυση πιστεύει ότι παρελθούσες τιμές των μετοχών και τα παρελθόντα δεδομένα του όγκου των συναλλαγών μπορεί να αποτελέσουν ένδειξη για τις μελλοντικές κινήσεις των τιμών των μετοχών. Σε αντίθεση με άλλα μοντέλα παρόμοιας φύσης (Campbell, Grossman

και Wang (1991), Harris και Raviv (1991), Wang (1991)), στα οποία ο όγκος συναλλαγών είναι χρήσιμος μόνο όταν συσχετίζεται με άλλες μεταβλητές, ενώ μόνος του δεν έχει καμία αξία, στο μοντέλο των Blume et al. ο όγκος συναλλαγών είναι σημαντικής αξίας μιας και παρέχει πληροφορίες σχετικά με την ποιότητα των πληροφοριών που έχουν οι επενδυτές, πληροφορίες τις οποίες δεν μπορούν να δώσουν οι παρελθούσες τιμές. Στο συγκεκριμένο μοντέλο η συνολική προσφορά είναι σταθερή και οι επενδυτές λαμβάνουν πληροφορίες τις οποίες αξιολογούν διαφορετικά.

Το μοντέλο των Blume et al. βασίζεται στα μοντέλα των Brown και Jennings (1989) και Grundy και McNichols (1989) και καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι διαχειριστές χαρτοφυλακίων που χρησιμοποιούν τον όγκο συναλλαγών στις αναλύσεις τους επιτυγχάνουν καλύτερες αποδόσεις από αυτούς που δεν τον λαμβάνουν υπόψη τους.

Οι Hiemstra και Jones (1994) χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία από το 1915 – 1990 για τις τιμές των μετοχών (Dow Jones Price Index) και για τον όγκο συναλλαγών (NYSE) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι υπάρχει ισχυρή αμφίδρομη μη γραμμική Granger αιτιότητα μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και του όγκου των συναλλαγών. Το μοντέλο που χρησιμοποίησαν ήταν μια λίγο διαφορετική εκδοχή του μοντέλου των Baek και Brock (1992a) (exponential generalized ARCH model).

Επιπροσθέτως, οι μη γραμμικές σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών έχουν μελετηθεί και από τους Hinich και Patterson (1985), Scheinkman και LeBaron (1989), Brock, Hsieh και LeBaron (1991), Campbell, Grossman και Wang (1993), LeBaron (1992) και Duffee (1992).

Οι Lee και Rui (2002) μελέτησαν την ταυτόχρονη αλλά και την διαχρονική σχέση μεταξύ όγκου συναλλαγών, αποδόσεων μετοχών και διακύμανσης της αποδόσεως των μετοχών μεμονωμένα για τις χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ, Λονδίνου και Ιαπωνίας και τις μεταξύ τους συσχετίσεις (δηλαδή αν η μία αγορά επηρεάζει την άλλη). Τα στοιχεία που χρησιμοποίησαν στηρίζονται σε ημερήσια δεδομένα και αντλήθηκαν από τους δείκτες S&P 500 (ΗΠΑ), Tokyo Stock Exchange Price Index (TOPIX) (Ιαπωνία) και Financial Times Stock Exchange (FTSE) 100 Index (Μ. Βρετανία). Η μεθοδολογία τους στηρίχθηκε στα μοντέλα VAR (Vector Autoregressive Models) και GARCH. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι σε καμία από τρεις προαναφερθείσες αγορές που εξέτασαν ο όγκος των συναλλαγών δεν επηρεάζει (Granger causes) τις αποδόσεις των μετοχών. Όμως, υπάρχει θετική αμφίδρομη σχέση μεταξύ όγκου συναλλαγών και διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών και

στις τρεις αγορές. Ο όγκος συναλλαγών, οι αποδόσεις και η διακύμανση των αποδόσεων των αμερικάνικων μετοχών επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών, τις αποδόσεις και την διακύμανση των αποδόσεων των ιαπωνικών και των αγγλικών μετοχών, δηλαδή οι πληροφορίες ρέουν από την αμερικάνικη αγορά προς τις αγορές της Ιαπωνίας και της Μ. Βρετανίας και επιδρούν στα χρηματιστήριά τους. Ιδιαίτερα, η επιρροή αυτή είναι πιο έντονη μετά την κατάρρευση του χρηματιστηρίου της Ν. Υόρκης το 1987 και μετά την εισαγωγή των options στις χρηματιστηριακές αγορές της Ιαπωνίας και Μ. Βρετανίας. Αντίθετα ο όγκος συναλλαγών των αγγλικών μετοχών δεν επηρεάζει (Granger causes) τον όγκο συναλλαγών, τις αποδόσεις και την διακύμανση των αποδόσεων των αμερικάνικων μετοχών και τις αποδόσεις των ιαπωνικών μετοχών. Ενώ, ο όγκος συναλλαγών των ιαπωνικών μετοχών επηρεάζει (Granger causes) τον όγκο συναλλαγών και την διακύμανση των αποδόσεων των αμερικάνικων μετοχών και τον όγκο συναλλαγών των αγγλικών μετοχών, αλλά δεν επηρεάζει (Granger causes) τις αποδόσεις των αμερικάνικων μετοχών ή τις αποδόσεις και την διακύμανση των αποδόσεων των αγγλικών μετοχών.

Οι Bremer και Hiraki (1999) μελέτησαν την σχέση απόδοση μετοχών – όγκου συναλλαγών για το χρηματιστήριο του Τόκιο (TSE) στηριζόμενοι σε εβδομαδιαίες παρατηρήσεις από τον Ιανουάριο του 1981 έως τον Ιούνιο του 1998. Η μέθοδος που εφάρμοσαν είναι ανάλογη αυτής των Conrad et al (1991), Lo και MacKinlay (1990) και Lehmann (1990). Δημιούργησαν χαρτοφυλάκια ανάλογα με το αν οι μετοχές οι οποίες αποτελούν τα χαρτοφυλάκια σημείωσαν υψηλές αποδόσεις την χρονική στιγμή $t-1$ (νικητές), χαμηλές αποδόσεις την χρονική στιγμή $t-1$ (ηττημένοι) και υψηλό ή χαμηλό όγκο συναλλαγών ανάλογα με το πώς μεταβλήθηκε ο όγκος των συναλλαγών από την χρονική στιγμή $t-2$ έως την χρονική στιγμή $t-1$. Έκαναν διάφορους συνδυασμούς χαρτοφυλακίων και τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι παρόμοια με αντίστοιχες έρευνες που έγιναν για την Β. Αμερική (Atkins και Dyl (1990), Lehmann (1990), Bremer και Sweeney (1991), Cox και Peterson (1994), Park (1995), Chang et al (1995)), παρ' όλου που υπάρχουν σημαντικές θεσμικές διαφορές στις αγορές των δύο χωρών. Οι Bremer και Hiraki βρήκαν ισχυρές ενδείξεις για αλλαγές στις τιμές εκείνων των μετοχών που εμφάνισαν ζημίες τις προηγούμενες εβδομάδες. Οι ενδείξεις είναι ασθενής για αλλαγές στις τιμές εκείνων των μετοχών που εμφάνισαν κέρδη τις προηγούμενες εβδομάδες. Μετοχές που είχαν ζημίες και υψηλό όγκο συναλλαγών την εβδομάδα $t-1$ είναι πιθανόν ότι θα εμφανίσουν μεγαλύτερες ή συχνότερες αλλαγές στις τιμές την εβδομάδα t . Μετοχές που είχαν

ζημίες και χαμηλό όγκο συναλλαγών την εβδομάδα $t-1$ είναι πιθανόν ότι θα εμφανίσουν μικρότερες αλλαγές στις τιμές την εβδομάδα t . Οι παρελθούσες τιμές του όγκου συναλλαγών περιέχουν σημαντικές πληροφορίες για τις μεταβολές των τιμών των μετοχών στο Ιαπωνικό χρηματιστήριο.

Μια άλλη εξήγηση στις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των τιμών των μετοχών προσπάθησαν να δώσουν οι Chen και Liao (2004). Λαμβάνοντας υπόψη μόνο την αλληλένδετη συμπεριφορά όλων όσων συμμετέχουν στην αγορά (agent – based stock market – ABSMs) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η κατανόηση της σχέσης μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των τιμών των μετοχών δεν μπορεί να είναι ολοκληρωμένη εάν δεν γίνουν πρώτα κατανοητές οι συμπεριφορές των επενδυτών και δεν αναλυθούν οι micro - macro σχέσεις μέσα στη αγορά. Συνεπώς, οι οικονομετρικές αναλύσεις επειδή δεν μπορούν να συλλάβουν αυτές τις πολύπλοκες σχέσεις μπορεί να οδηγήσουν σε λανθασμένα αποτελέσματα.

Οι Shen και Wang (1998) μελετώντας ένα δείγμα 24 μετοχών από το χρηματιστήριο της Ταϊβάν για την χρονική περίοδο από τις 14 Νοεμβρίου 1988 έως τις 31 Δεκεμβρίου 1995 και χρησιμοποιώντας την μέθοδο OLS και τα μοντέλα GARCH κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η αύξηση του όγκου των συναλλαγών μειώνει την αυτοσυσχέτιση των τιμών των μετοχών για το 50% των μετοχών. Επίσης, ο Safvenblad (2000) βρήκε ότι το χρηματιστήριο της Στοκχόλμης εμφανίζει υψηλή αυτοσυσχέτιση όταν ο όγκος των συναλλαγών είναι χαμηλός.

Την σχέση ανάμεσα σε στον πολύ μεγάλο ή στον πολύ μικρό όγκο συναλλαγών και στις αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών (συγκεκριμένα ελήφθησαν υπόψη μόνο οι A - μετοχές, δηλαδή αυτές που είναι διαθέσιμες αποκλειστικά σε κινέζους πολίτες και σε εγχώριους οργανισμούς) που διαπραγματεύονται στα Shanghai και Shenzhen Stock Exchanges χρησιμοποιώντας ημερήσιες και εβδομαδιαίες παρατηρήσεις για την χρονική περίοδο από τον Ιούλιο του 1994 έως τον Δεκέμβριο του 2000 εξέτασαν οι Wang και Cheng (2004). Αυτή η μελέτη έγινε με βάση την κατηγοριοποίηση χαρτοφυλακίων μετοχών αναλόγως με το αν οι μετοχές από τις οποίες αποτελούνται τα χαρτοφυλάκια εμφάνισαν υψηλό ή χαμηλό όγκο συναλλαγών τον τελευταίο μήνα. Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι ότι σε αντίθεση με αντίστοιχες έρευνες για τις ΗΠΑ (Gervais et al., 2001), δηλαδή ότι οι μετοχές με πολύ μεγάλο (μικρό) όγκο συναλλαγών συνδέονται με χαμηλές (υψηλές) αποδόσεις σε ένα χρονικό διάστημα 20 εβδομάδων. Επίσης, αυτή η αρνητική σχέση επηρεάζεται σημαντικά από τις παρελθούσες αποδόσεις των μετοχών, από το μέγεθος της επιχείρησης και από το

Book to market value. Τα αποτελέσματα ισχύουν τόσο για τις ημερήσιες παρατηρήσεις όσο και για τις εβδομαδιαίες.

Οι Wang και Chin (2004) για το ίδιο χρονικό διάστημα και για τις ίδιες μετοχές που χρησιμοποίησαν στην έρευνά τους οι Wang και Cheng μελέτησαν τις παρελθούσες αποδόσεις των μετοχών και τις παρελθούσες τιμές του όγκου των συναλλαγών (μηνιαία δεδομένα) στην προσπάθειά τους να προβλέψουν τις αποδόσεις των μετοχών σε μεσομακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα. Η μεθοδολογία τους στηρίζεται στην μελέτη της συμπεριφοράς χαρτοφυλακίων με βάση τις παρελθούσες αποδόσεις και του όγκου συναλλαγών και είναι ανάλογη της μεθοδολογίας που εφάρμοσαν οι Jegadeesh και Titman (1993) και Lee και Swaminathan (2000). Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι συνεπή με τις θεωρίες συμπεριφοράς των επενδυτών (Barberis et al. (1998), Hong και Stein (1999), Baker και Stein (2002)). Συγκεκριμένα, η διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ μετοχών που έχουν χαμηλό όγκο συναλλαγών και μετοχών που έχουν υψηλό όγκο συναλλαγών είναι μεγαλύτερη για τις μετοχές που εμφάνισαν κέρδη κατά το παρελθόν από τις μετοχές που εμφάνισαν ζημιές κατά το παρελθόν. Οι μετοχές που έχουν χαμηλό όγκο συναλλαγών συνεχίζουν να έχουν τις ίδιες θετικές ή αρνητικές αποδόσεις, αντίθετα, οι μετοχές που έχουν υψηλό όγκο συναλλαγών τείνουν να έχουν μεγάλες αλλαγές στις αποδόσεις τους.

Επίσης οι Llorente, Michaely, Saar και Wang (2002) χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία για μετοχές οι οποίες διαπραγματεύονται στους NYSE και AMEX κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι μετοχές για τις οποίες υπάρχει μεγάλος βαθμός πληροφοριών δείχνουν να συνεχίζουν να έχουν τις ίδιες θετικές ή αρνητικές αποδόσεις όταν ο όγκος συναλλαγών είναι μεγάλος, ενώ οι μετοχές για τις οποίες υπάρχει μικρός βαθμός πληροφοριών εμφανίζουν μεγάλες αλλαγές στις τιμές τους όταν ο όγκος συναλλαγών είναι μεγάλος.

Οι Huddart, Lang και Yetman (2002) μελετώντας την σχέση όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών βρήκαν ότι ο όγκος των συναλλαγών είναι μεγαλύτερος για τις μετοχές οι οποίες οι τιμές τους είναι μεγαλύτερες από το επίπεδο της υψηλότερης τιμής που είχαν φτάσει έναν χρόνο πριν. Οι Huddart, Lang και Yetman θεωρούν ότι οι ψυχολογικοί παράγοντες επιδρούν στις επενδυτικές στρατηγικές και οι θεωρίες της συμπεριφοράς διαδραματίζουν ουσιαστικό ρόλο στην σχέση όγκου συναλλαγών – τιμών μετοχών.

Αρκετές, επίσης, μελέτες έχουν γίνει γύρω από την διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών λαμβάνοντας υπόψη τις σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών.

Συγκεκριμένα, οι Bohl και Henke (2003) μελετώντας ημερήσια στοιχεία για 20 μετοχές στο χρηματιστήριο της Πολωνίας με βάση την mixture of distribution hypothesis και τα μοντέλα GARCH κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών μειώνεται όταν ο όγκος των συναλλαγών εισάγεται στο υπό εξέταση μοντέλο κάτι που ταιριάζει με τα ευρήματα των Gallo και Pacini (2000), Kim και Kon (1994), Lamourex και Lastrapes (1990), Omran και McKenzie (2000) για τις αναπτυγμένες αγορές και των Pyun et al. (2000) για την αναδυόμενη αγορά της Κορέας.

Ο Lange (1999) μελετώντας την διακύμανση των αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο του Βανκούβερ (Καναδάς) χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα κατέληξε στο συμπέρασμα ότι ο όγκος των συναλλαγών και τα μοντέλα GARCH βοηθάνε στην εξήγηση της μεταβλητότητας των αποδόσεων.

Την συμπεριφορά των επενδυτών, τις μεταξύ τους σχέσεις και τις αντιδράσεις τους στην ροή των πληροφοριών μελέτησε και ο Iori (2002) για να εξηγήσει τις αποδόσεις των μετοχών βασιζόμενος στο random field Ising model - RFIM (Sethna et al., 1993, Galam, 1997). Και αυτός βρήκε θετική σχέση μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών.

Οι Su και Fleisher (1999) χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα από το χρηματιστήριο της Κίνας και την modified mixture of distribution hypothesis (MMDH) βρήκαν ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών οφείλεται στην ένταση με την οποία οι νέες πληροφορίες αντικατοπτρίζονται στον όγκο των συναλλαγών και στον διαφορετικό τρόπο με τον οποίο οι πληροφορίες επηρεάζουν τις επενδυτικές αποφάσεις.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ – ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΠΡΟΣ ΕΛΕΓΧΟ

3.1 ΔΕΔΟΜΕΝΑ – ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΟΙ ΔΕΙΚΤΕΣ

Το υπό μελέτη δείγμα περιλαμβάνει ημερήσια δεδομένα των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών συγκεκριμένων χρηματιστηριακών δεικτών από τις αγορές των ΗΠΑ, Ιαπωνίας, Αγγλίας, Γαλλίας, Ελλάδας, Κίνας, Ινδίας, Ταϊλάνδης, Ν. Αφρικής και Αργεντινής. Ως διακύμανση των αποδόσεων χρησιμοποιήθηκε το τετράγωνο των αποδόσεων.

Για τις ΗΠΑ χρησιμοποιούμε τον δείκτη Dow Jones Industrial Average, για την Ιαπωνία τον Tokyo Stock Exchange Price Index (TOPIX), για την Αγγλία τον Financial Times Stock Exchange (FTSE) 100, για την Γαλλία τον CAC 40, για την Ελλάδα τον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (ΓΔΧΑΑ), για την Κίνα τον Shanghai SE Composite, για την Ινδία τον India – DS General Industrial, για την Ταϊλάνδη τον Bangkok S.E.T., για την Ν. Αφρική τον South Africa – DS General Industrial και για την Αργεντινή τον Argentina Merval.

Ο Dow Jones Industrial Average είναι ένας price – weighted average δείκτης. Περιλαμβάνει τις 30 μετοχές των μεγαλύτερων εταιρειών (blue chips stocks – κεφαλαιοποίηση μεταξύ 10 και 200 δις. δολάρια) που εμπορεύονται στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και στον Nasdaq. Είναι ένας ευρέα αποδεκτός χρηματιστηριακός δείκτης από την 1 Οκτωβρίου 1928. Ο TOPIX είναι ένας μέσος σταθμικός δείκτης με βάση την κεφαλαιοποίηση της αγοράς (market capitalization – weighted index). Αποτελείται από μεγάλες και καθιερωμένες εταιρείες που έχουν ιδρυθεί πριν από 5 έτη ή περισσότερο και διακρίνονται για το μέγεθος, τις επιχειρηματικές δραστηριότητες και την ρευστότητα των τίτλων τους. Η αξία βάσης του δείκτη είναι το 100 και η ημερομηνία βάσης η 4 Ιανουαρίου 1968. Ο FTSE – 100 είναι ένας market value – weighted δείκτης. Περιλαμβάνει τις 100 μεγαλύτερες σε κεφαλαιοποίηση αγγλικές εταιρείες, οι οποίες αποτελούν περίπου το 70% της συνολικής αξίας της αγοράς για όλες τις αγγλικές μετοχές. Ο δείκτης CAC-40 έχει έτος βάσης το 1987 και αξία βάσης είναι το 1000. Περιλαμβάνει τις 40 μετοχές των μεγαλύτερων εταιρειών που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο του Παρισιού. Ο ΓΔΧΑΑ είναι ένας μέσος σταθμικός δείκτης ως προς την

κεφαλαιοποίηση της αγοράς. Απεικονίζει την γενική τάση του συνόλου της ελληνικής χρηματιστηριακής αγοράς. Η ημερομηνία βάσης του είναι η 31/12/1980 και η αξία βάσης του το 100. Ο Argentina Merval Index απεικονίζει την τρέχουσα αξία ενός χαρτοφυλακίου από επιλεγμένες μετοχές του χρηματιστηρίου του Μπουένος Άιρες με βάση τον όγκο συναλλαγών τους και την εμπορευσιμότητά τους. Ημερομηνία βάσης είναι η 30/5/1986 και η αξία βάσης του δείκτη είναι \$ 0.01. Ο Shanghai SE Composite Index είναι ένας μέσος σταθμικός δείκτης με βάση την κεφαλαιοποίηση της αγοράς. Ο δείκτης δείχνει την ημερήσια απόδοση όλων των A – μετοχών και των B – μετοχών που περιλαμβάνονται στο Shanghai Stock Exchange (οι A – μετοχές είναι μετοχές που διατίθενται αποκλειστικά σε κινέζους πολίτες και σε εγχώριες εταιρείες. Οι B – μετοχές είναι οι μετοχές που διατίθενται μόνο σε ξένους επανδυτές από τον Φεβρουάριο του 2001). Η ημερομηνία βάσης του δείκτη είναι η 12/1990. Ο Bangkok S.E.T. Index είναι ένας μέσος σταθμικός δείκτης με βάση την κεφαλαιοποίηση της αγοράς. Περιλαμβάνει όλες τις μετοχές που εμπορεύονται στο χρηματιστήριο της Ταϊλάνδης. Αξία βάσης είναι το 100 και ημερομηνία βάσης η 30/4/1975.

Οι δείκτες καλύπτουν την χρονική περίοδο 3/1/1990 – 31/12/2004 όσον αφορά τις ΗΠΑ, Αγγλία, Ταϊλάνδη και Ν. Αφρική, την χρονική περίοδο 5/1/1990 – 30/12/2004 όσον αφορά την Ιαπωνία, την χρονική περίοδο 3/1/1992 – 31/12/2004 όσον αφορά την Γαλλία, την χρονική περίοδο 15/9/1993 – 10/9/2002 όσον αφορά την Ελλάδα, την χρονική περίοδο 2/1/1992 – 2/6/2002 όσον αφορά την Κίνα, την χρονική περίοδο 3/1/1995 – 31/12/2004 όσον αφορά την Ινδία και το χρονικό διάστημα 3/8/1993 – 31/12/2004 όσον αφορά την Αργεντινή.

Το δείγμα δεν περιλαμβάνει τις ημερομηνίες κατά τις οποίες δεν ήταν διαθέσιμα τα δεδομένα για τον όγκο συναλλαγών. Πηγή πληροφοριών όλων των δεδομένων υπήρξε η Datastream Database.

3.2 ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΥΠΑΡΞΗ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ (UNIT ROOT TESTS)

Τα μοντέλα VAR (Vector Autoregressive Models) που χρησιμοποιούμε για την εξεύρεση σχέσεων αιτιότητας μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών των χρηματιστηριακών δεικτών υποθέτουν ότι οι μεταβλητές των υποδειγμάτων εμφανίζουν στασιμότητα. Για αυτό σκόπιμος είναι ο έλεγχος των ημερήσιων δεδομένων του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών όσον αφορά την ύπαρξη ή μη στασιμότητας (unit root process ή difference stationary process ή integrated of order one, I(1), process).

Ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας θα γίνει με βάση δύο κριτήρια. Το πρώτο κριτήριο είναι το Augmented Dickey-Fuller test (1979 - εφεξής ADF) και το δεύτερο κριτήριο είναι το Phillips-Perron test (1988 - εφεξής PP):

1. ADF test

$$\Delta x_t = \rho_0 + \rho x_{t-1} + \sum \delta_t \Delta x_{t-1} + u_t$$

2. PP test

$$x_t = a_0 + a x_{t-1} + u_t$$

Στην περίπτωση του ADF test ο έλεγχος υποθέσεων που θα γίνει είναι ο εξής:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho < 0$$

Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (H_0) συνεπάγεται αυτομάτως ότι οι σειρές των ημερήσιων δεδομένων του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών είναι στάσιμες.

Στην περίπτωση του PP test ο έλεγχος υποθέσεων που θα γίνει είναι ο εξής:

$$H_0: a = 1$$

$$H_1: a < 1$$

Ομοίως, όπως και στην περίπτωση του ADF test, η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (H_0) συνεπάγεται αυτομάτως ότι οι σειρές των ημερήσιων δεδομένων του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων των μετοχών είναι στάσιμες.

3.3 ΥΠΟΘΕΣΕΙΣ ΠΡΟΣ ΕΛΕΓΧΟ

Ως αναφέρθηκε εξαρχής σκοπός της παρούσης διατριβής είναι η διαπίστωση σχέσεων αιτιότητας μεταξύ του όγκου των συναλλαγών, των αποδόσεων και της διακύμανσης των αποδόσεων συγκεκριμένων χρηματιστηριακών δεικτών, η κατεύθυνση αυτών (αμφίδρομη σχέση), το μέγεθος και η δυναμική των τόσο σε εγχώριο επίπεδο όσο και σε διεθνές καθώς και η αλληλεξάρτηση μεταξύ των ώριμων και αναδυόμενων αγορών.

Οι θετικές ή αρνητικές σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του όγκου των συναλλαγών, των αποδόσεων και της διακύμανσης των αποδόσεων των δεικτών (πχ. κατά πόσο δηλαδή ο ημερήσιος όγκος των συναλλαγών επηρεάζει τις ημερήσιες αποδόσεις και την διακύμανση των αποδόσεων ή η διακύμανση των αποδόσεων επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών) εξετάζονται τόσο για το παρόν (ταυτόχρονη σχέση - contemporaneous relationship) όσο και για το παρελθόν (διαχρονική εξάρτηση – causal relationship).

Η ταυτόχρονη σχέση (contemporaneous relationship) εξετάζει την συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων, της διακύμανσης των αποδόσεων και του όγκου των συναλλαγών των επιλεγμένων χρηματιστηριακών δεικτών την ίδια χρονική περίοδο t , ενώ η διαχρονική εξάρτηση (causal relationship) εξετάζει την συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων, της διακύμανσης των αποδόσεων και του όγκου των συναλλαγών των συγκεκριμένων χρηματιστηριακών δεικτών σε διαφορετικές χρονικές περιόδους t , $t-1$, $t-2$ κτλ.

3.4 ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ

3.4.1 ΤΑΥΤΟΧΡΟΝΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ

Η ταυτόχρονη σχέση (contemporaneous relationship) μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των αποδόσεων εξετάζεται με βάση το κατωτέρω υπόδειγμα:

Μοντέλο GARCH (1,1)

$$R_t = b_0 + b_1 V_t + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t / (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}$$

Ο έλεγχος υποθέσεων που γίνεται είναι ο εξής:

$$H_0: b_1 = 0$$

$$H_1: b_1 \neq 0$$

Εάν έπειτα από τον οικονομετρικό έλεγχο που διεξαχθεί απορριφθεί η μηδενική υπόθεση $H_0: b_1 = 0$ τότε ο σημερινός όγκος των συναλλαγών επηρεάζει τις σημερινές αποδόσεις. Εάν αντιθέτως δεν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση αλλά η εναλλακτική υπόθεση $H_1: b_1 \neq 0$ τότε ο σημερινός όγκος των συναλλαγών δεν επηρεάζει τις σημερινές αποδόσεις.

Το μοντέλο GARCH χρησιμοποιείται στην περίπτωση που το σφάλμα (error) δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή αλλά υπάρχουν ενδείξεις ετεροσκεδαστικότητας.

Η ταυτόχρονη σχέση (contemporaneous relationship) μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και της διακύμανσης των αποδόσεων εξετάζεται με βάση το κατωτέρω υπόδειγμα:

Μοντέλο GARCH (1,1)

$$R_t = b_0 + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t / (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} + \alpha_3 V_t$$

Ο έλεγχος υποθέσεων που γίνεται είναι ο εξής:

$$H_0: a_3 = 0$$

$$H_1: a_3 \neq 0$$

Εάν έπειτα από τον οικονομετρικό έλεγχο που διεξαχθεί απορριφθεί η μηδενική υπόθεση $H_0: a_3 = 0$ τότε ο σημερινός όγκος των συναλλαγών επηρεάζει την διακύμανση των αποδόσεων. Εάν αντιθέτως δεν απορριφθεί η μηδενική υπόθεση αλλά η εναλλακτική υπόθεση $H_1: a_3 \neq 0$ τότε ο σημερινός όγκος των συναλλαγών δεν επηρεάζει την διακύμανση των αποδόσεων.

3.4.2 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ

Η διαχρονική εξάρτηση (causal relationship) μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών, της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών και του όγκου των συναλλαγών εξετάζεται με βάση τα μοντέλα VAR (Vector Autoregressive Models) διαφόρων βαθμίδων ανάλογα με το πόσες χρονικές υστερήσεις θα χρησιμοποιήσουμε (lags).

Ένα μοντέλο VAR(1) είναι της μορφής

$$\begin{bmatrix} R_t \\ V_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ V_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

δηλαδή αναλύεται στο εξής σύστημα εξισώσεων

$$R_t = \alpha_{11} + \beta_{11}R_{t-1} + \beta_{12}V_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$V_t = \alpha_{21} + \beta_{21}R_{t-1} + \beta_{22}V_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Εάν $\beta_{12} = 0$ τότε οι παρελθούσες τιμές του όγκου των συναλλαγών δεν επηρεάζουν καθόλου τις σημερινές και τις μελλοντικές αποδόσεις. Ομοίως, εάν $\beta_{21} = 0$ τότε οι παρελθούσες αποδόσεις δεν έχουν καμία επίπτωση στον σημερινό και στον μελλοντικό όγκο των συναλλαγών.

Δηλαδή, η αμφίδρομη σχέση απόδοσης – όγκος συναλλαγών διενεργείται υπό το πρίσμα των Granger Causality Tests. Σε όλα τα προαναφερθέντα μοντέλα η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (H_0) συνεπάγεται αυτομάτως ότι ο όγκος των συναλλαγών Granger causes τις αποδόσεις και το αντίστροφο (αναλόγως το κάθε φορά υπό εξέταση μοντέλο) είτε αναφερόμαστε σε σημερινές τιμές είτε σε παρελθούσες.

Γενικά, τα κατωτέρω αυτοπαλίνδρομα μοντέλα χρησιμοποιούνται για να αποδείξουν εάν υπάρχουν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ του όγκου των συναλλαγών και των αποδόσεων:

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m a_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m g_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i y_{t-i} + \eta_t$$

Εάν υποθέσουμε ότι x_t και y_t είναι ο όγκος των συναλλαγών και οι αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών αντιστοίχως και οι παράμετροι β_t είναι στατιστικά σημαντικοί, οι παρελθούσες αποδόσεις (y) σε συνδυασμό με τις παρελθούσες τιμές του όγκου συναλλαγών (x), βοηθάνε στην πρόβλεψη του μελλοντικού όγκου συναλλαγών. Δηλαδή, οι αποδόσεις των μετοχών Granger cause τον όγκο συναλλαγών. Εάν το Wald - test δεν απορρίψει την υπόθεση ότι όλα τα $\beta_t = 0$, τότε δεν ισχύει ότι οι αποδόσεις των δεικτών Granger cause τον όγκο συναλλαγών. Ομοίως, στην δεύτερη εξίσωση εάν οι παράμετροι γ_t δεν είναι μηδενικοί, τότε ο όγκος των συναλλαγών Granger causes τις αποδόσεις. Εάν και οι δύο παράμετροι β_t και γ_t είναι διάφοροι του μηδενός, τότε υπάρχει μια αμφίδρομη σχέση μεταξύ των αποδόσεων των δεικτών και του όγκου των συναλλαγών.

Η αλληλεξάρτηση μεταξύ των χωρών όσον αφορά τον όγκο συναλλαγών και τις αποδόσεις των χρηματιστηριακών δεικτών θα εξεταστεί με ένα μοντέλο VAR(κ). Το πόσες χρονικές υστερήσεις (κ) θα απαιτηθούν για την εύρεση της διαχρονικής εξάρτησης μεταξύ όγκου συναλλαγών και αποδόσεων μετοχών θα εξεταστεί με βάση ένα μοντέλο της μορφής VAR(κ), όπου αναλύεται στην εξής εξίσωση:

$$Z_t = A + B_1 Z_{t-1} + \dots + B_\kappa Z_{t-\kappa} + U_t$$

Ένα τέτοιο μοντέλο VAR(1) είναι της μορφής:

$$\begin{bmatrix} R_t \\ V_t \\ R_{us,t} \\ V_{us,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ a_{31} \\ a_{41} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ V_{t-1} \\ R_{us,t-1} \\ V_{us,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}$$

Η άριστη χρονική υστέρηση – optimal lag (δηλαδή πόσες χρονικές περιόδους θα χρησιμοποιήσουμε για την εξέταση της υπό μελέτης σχέσης) έγινε με βάση το Akaike information criterion (AIC).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

4.1 ΤΑΥΤΟΧΡΟΝΗ ΣΧΕΣΗ (CONTEMPORANEOUS RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ

Η ταυτόχρονη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών για τις ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία, Γαλλία, Ελλάδα, Κίνα, Ινδία, Ταϊλάνδη, Ν. Αφρική και Αργεντινή παρουσιάζεται στον Πίνακα 1.

Συγκεκριμένα, δεν φαίνεται να υπάρχει ταυτόχρονη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών για τις ΗΠΑ, Γαλλία, Αγγλία, Ελλάδα και Ν. Αφρική. Αντίθετα, για την Ιαπωνία, Κίνα, Ινδία, Ταϊλάνδη και Αργεντινή ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει τις αποδόσεις.

4.2 ΤΑΥΤΟΧΡΟΝΗ ΣΧΕΣΗ (CONTEMPORANEOUS RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Η ταυτόχρονη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και της διακύμανσης των αποδόσεων για τις ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία, Γαλλία, Ελλάδα, Κίνα, Ινδία, Ταϊλάνδη, Ν. Αφρική και Αργεντινή παρουσιάζεται στον Πίνακα 2.

Συγκεκριμένα, δεν φαίνεται να υπάρχει ταυτόχρονη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και της διακύμανσης των αποδόσεων μόνο για την Ιαπωνία, Αγγλία και Ταϊλάνδη. Αντίθετα, για τις ΗΠΑ, Γαλλία, Ελλάδα, Κίνα, Ινδία, Ν. Αφρική και Αργεντινή ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει την διακύμανση των αποδόσεων.

Δηλαδή για τις ΗΠΑ, Γαλλία, Ελλάδα και Ν. Αφρική ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει εμμέσως τις αποδόσεις μέσω της διακύμανσης των αποδόσεων. Για την Ιαπωνία και την Ταϊλάνδη ενώ ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει τις αποδόσεις, δεν επηρεάζει την διακύμανση των αποδόσεων. Για την Κίνα, Ινδία και Αργεντινή ο όγκος συναλλαγών

έχει προβλεπτική ικανότητα τόσο πάνω στις αποδόσεις όσο και στην διακύμανση αυτών. Ενώ, στην Αγγλία ο όγκος συναλλαγών δεν επηρεάζει ούτε τις αποδόσεις αλλά ούτε και την διακύμανση των αποδόσεων.

Η υπό εξέταση χρονική περίοδος του δείγματος είναι από 3/1/1990 – 31/12/2004 για τις ΗΠΑ, 5/1/1990 – 30/12/2004 για την Ιαπωνία, 3/1/1990 – 31/12/2004 για την Αγγλία, 3/1/1992 – 31/12/2004 για την Γαλλία, 15/9/1993 – 10/9/2002 για την Ελλάδα, 2/1/1992 – 2/6/2002 για την Κίνα, 3/1/1995 – 31/12/2004 για την Ινδία, 3/1/1990 – 31/12/2004 για την Ταϊλάνδη, 3/1/1990 – 31/12/2004 για την Ν. Αφρική και 3/8/1993 – 31/12/2004 για την Αργεντινή.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

	ΗΠΑ		ΙΑΠΩΝΙΑ		ΓΑΛΛΙΑ		ΑΓΓΛΙΑ		ΕΛΛΑΔΑ	
		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]
b_0	0.000701	3.853632 [0.0001]	-0.001632	-5.023663 [0.0000]	0.000737	2.800852 [0.0051]	0.000460	2.383768 [0.0171]	-0.000343	-0.529056 [0.5968]
b_1	-0.001369	-0.960747 [0.3367]	0.003270	6.794680 [0.0000]	-0.009237	-1.386047 [0.1657]	-0.000147	-0.698390 [0.4849]	-0.053922	1.605982 [0.1083]
a_0	9.41E-07	5.170501 [0.0000]	5.98E-06	8.112481 [0.0000]	2.11E-06	3.617728 [0.0003]	1.36E-06	4.732398 [0.0000]	2.46E-05	6.271081 [0.0000]
a_1	0.065162	14.22833 [0.0000]	0.123701	13.29998 [0.0000]	0.060706	9.188544 [0,0000]	0.077635	10.76246 [0.0000]	0.070532	7.138841 [0.0000]
a_2	0.926744	160.7242 [0.0000]	0.844890	70.39183 [0.0000]	0.928283	117.7098 [0.0000]	0.909634	104.5898 [0.0000]	0.876178	52.73964 [0.0000]
ARCH Test LM Test	0.793411		0.776561		0.404927		0.626690		0.905329	

ΠΙΝΑΚΑΣ 1 (συνέχεια)

	ΚΙΝΑ		ΙΝΔΙΑ		ΤΑΥΛΑΝΔΗ		Ν.ΑΦΡΙΚΗ		ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	
		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]
b_0	-0.004522	-8.782495 [0.0000]	0.000150	0.342028 [0.7323]	-0.000315	-1.19010 [0.2631]	0.000785	3.835402 [0.0001]	-0.002283	-3.640412 [0.0003]
b_1	0.000436	5.637195 [0.0000]	0.256018	3.316859 [0.0009]	0.001525	5.842645 [0.0000]	0.003840	0.179019 [0.8579]	0.109610	8.165797 [0.0000]
a_0	5.58E-05	17.40570 [0.0000]	1.96E-05	8.469560 [0.0000]	9.12E-06	7.210447 [0.0000]	6.06E-06	8.852674 [0.0000]	1.80E-05	6.992683 [0.0000]
a_1	0.693509	25.35864 [0.0000]	0.224338	15.17269 [0.0000]	0.142812	15.93918 [0.0000]	0.107908	18.57691 [0.0000]	0.133531	14.45577 [0.0000]
a_2	0.606650	55.56581 [0.0000]	0.749544	52.79652 [0.0000]	0.836964	93.34830 [0.0000]	0.868033	136.8753 [0.0000]	0.837807	76.17770 [0.0000]
ARCH Test LM Test	0.785371		0.076728		0.057280			0.050071		0.825859

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

	ΗΠΑ		ΙΑΠΩΝΙΑ		ΓΑΛΛΙΑ		ΑΓΓΛΙΑ		ΕΛΛΑΔΑ	
		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]
b_0	0.000597	4.406487 [0.0000]	9.48E-05	0.535473 [0.5923]	0.000551	2.576783 [0.0100]	0.000369	2.706094 [0.0068]	-0.000220	-0.706207 [0.4801]
a_0	9.69E-07	5.140980 [0.0000]	5.18E-06	6.857522 [0.0000]	1.77E-06	3.091203 [0.0020]	1.32E-06	4.454741 [0.0000]	-1.37E-07	-9.388320 [0.0000]
a_1	0.065756	13.74262 [0.0000]	0.123292	12.97508 [0.0000]	0.059585	9.047847 [0.0000]	0.077908	10.77605 [0.0000]	0.001283	30.05972 [0.0000]
a_2	0.922269	149.6647 [0.0000]	0.842637	68.26031 [0.0000]	0.929101	118.5098 [0.0000]	0.909023	103.5185 [0.0000]	1.001113	50902.00 [0.0000]
a_3	3.37E-06	1.999776 [0.0455]	2.23E-06	1.869505 [0.0616]	1.81E-05	2.025004 [0.0429]	1.04E-07	0.506237 [0.6127]	-0.000628	-44.72282 [0.0000]
ARCH Test LM Test	0.763482		0.714440		0.451258		0.612856		0.547668	

ΠΙΝΑΚΑΣ 2 (συνέχεια)

	ΚΙΝΑ		ΙΝΔΙΑ		ΤΑΪΛΑΝΔΗ		Ν.ΑΦΡΙΚΗ		ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	
		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]		t-ratio coefficient [probability]
b_0	-0.000898	-2.766559 [0.0057]	0.000867	2.648753 [0.0081]	0.000566	2.358028 [0.0184]	0.000790	0.985267 [0.0001]	0.001408	3.860091 [0.0001]
a_0	7.04E-05	23.99406 [0.0000]	2.21E-05	8.450124 [0.0000]	8.98E-06	6.673697 [0.0000]	5.82E-06	8.212995 [0.0000]	1.15E-05	3.847669 [0.0001]
a_1	0.641313	35.41855 [0.0000]	0.247687	15.50912 [0.0000]	0.138398	15.54264 [0.0000]	0.108876	18.47415 [0.0000]	0.130342	14.65950 [0.0000]
a_2	0.630593	79.33160 [0.0000]	0.703267	41.95354 [0.0000]	0.842477	94.10925 [0.0000]	0.864623	133.9099 [0.0000]	0.842413	81.30052 [0.0000]
a_3	-0.000320	-14.82066 [0.0000]	0.002008	3.268834 [0.0011]	-5.66E-07	-0.692127 [0.4889]	0.000366	2.382738 [0.0172]	0.000176	2.495286 [0.0126]
ARCH Test LM Test	0.805488		0.130372		0.051729		0.050010		0.788944	

4.3 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ, ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

Η εξέταση της διαχρονικής εξάρτησης όσον αφορά τις αποδόσεις, τον όγκο συναλλαγών και της διακύμανση των αποδόσεων για κάθε μία από τις 10 χώρες ξεχωριστά παρακολουθείτε στον επόμενο Πίνακα.

Συγκεκριμένα, εξετάζεται η αμφίδρομη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών καθώς και η αμφίδρομη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και της διακύμανσης των αποδόσεων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗΣ ΕΞΑΡΤΗΣΗΣ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ, ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΚΑΙ ΤΗΣ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΓΙΑ ΚΑΘΕ ΧΩΡΑ ΞΕΧΩΡΙΣΤΑ

		Chi-sq	Probability
ΗΠΑ	USV G.C. USR	122.6669	0.0007
	USR G.C. USV	188.2577	0.0000
	USV G.C. USR ²	177.8987	0.0000
	USR ² G.C. USV	149.9402	0.0000
ΙΑΠΩΝΙΑ	JPV G.C. JPR	8.516140	0.9014
	JPR G.C. JPV	76.92685	0.0000
	JPV G.C. JPR ²	16.97596	0.3203
	JPR ² G.C. JPV	45.86454	0.0001
ΑΓΓΛΙΑ	ENGV G.C. ENGR	85.22133	0.0004
	ENGR G.C. ENGV	104.9747	0.0000
	ENGV G.C. ENGR ²	193.4305	0.0000
	ENGR ² G.C. ENGV	196.7141	0.0000

ΓΑΛΛΙΑ	FRV G.C. FRR	30.02585	0.0179
	FRR G.C. FRV	16.31296	0.4313
	FRV G.C. FRR ²	41.74499	0.0942
	FRR ² G.C. FRV	22.73622	0.8585
ΕΛΛΑΔΑ	GRV G.C. GRR	8.515754	0.2893
	GRR G.C. GRV	18.81183	0.0088
	GRV G.C. GRR ²	3.363650	0.8494
	GRR ² G.C. GRV	1.289298	0.9887
ΚΙΝΑ	CHV G.C. CHR	13.17529	0.2820
	CHR G.C. CHV	6.124639	0.8649
	CHV G.C. CHR ²	39.31725	0.0000
	CHR ² G.C. CHV	1.291428	0.9998
ΙΝΔΙΑ	INDV G.C. INDR	34.80583	0.2916
	INDR G.C. INDV	83.47635	0.0000
	INDV G.C. INDR ²	60.02009	0.0001
	INDR ² G.C. INDV	55.64600	0.0004
ΤΑΥΛΑΝΔΗ	TLV G.C. TLR	27.73738	0.7266
	TLR G.C. TLV	82.88397	0.0000
	TLV G.C. TLR ²	8.835938	1.0000
	TLR ² G.C. TLV	14.57693	0.9977
Ν. ΑΦΡΙΚΗ	SAFV G.C. SAFR	18.92667	0.7559
	SAFR G.C. SAFV	67.37970	0.0000
	SAFV G.C. SAFR ²	37.95305	0.0468
	SAFR ² G.C. SAFV	142.4062	0.0000
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	ARGV G.C. ARGR	16.04150	0.2469
	ARGR G.C. ARGV	19.20784	0.1168
	ARGV G.C. ARGR ²	13.05816	0.9066
	ARGR ² G.C. ARGV	52.39512	0.0002

G.C. = Granger causes, R= αποδόσεις, V= όγκος συναλλαγών, R² = διακύμανση αποδόσεων. Η υπό εξέταση χρονική περίοδος του δείγματος είναι από 3/1/1990 – 31/12/2004 για τις ΗΠΑ, 5/1/1990 – 30/12/2004 για την Ιαπωνία, 3/1/1990 –

31/12/2004 για την Αγγλία, 3/1/1992 – 31/12/2004 για την Γαλλία, 15/9/1993 – 10/9/2002 για την Ελλάδα, 2/1/1992 – 2/6/2002 για την Κίνα, 3/1/1995 – 31/12/2004 για την Ινδία, 3/1/1990 – 31/12/2004 για την Ταϊλάνδη, 3/1/1990 – 31/12/2004 για την Ν. Αφρική και 3/8/1993 – 31/12/2004 για την Αργεντινή.

Όπως φαίνεται από τον ανωτέρω Πίνακα η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης (H_0) ισχύει για τις περισσότερες χώρες. Συγκεκριμένα, παρατηρείται αμφίδρομη σχέση μεταξύ των σημερινών και των παρελθουσών τιμών των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών καθώς και της διακύμανσης των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών τόσο για τις ΗΠΑ όσο και για την Αγγλία. Στην Ιαπωνία, οι αποδόσεις επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών αλλά δεν ισχύει το αντίθετο. Επίσης, η διακύμανση των αποδόσεων Granger causes τον όγκο συναλλαγών. Στην Γαλλία ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει τις αποδόσεις αλλά οι αποδόσεις δεν επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών, χωρίς να παρατηρείται κάποια αμφίδρομη σχέση μεταξύ της διακύμανσης των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών. Στην Ελλάδα ο όγκος συναλλαγών επηρεάζεται μόνο από τις σημερινές και παρελθούσες τιμές των αποδόσεων ενώ στην Κίνα ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει εμμέσως τις αποδόσεις, μέσω της διακύμανσης των αποδόσεων. Στην Ινδία αλλά και στην Ν. Αφρική παρατηρείται αμφίδρομη σχέση μεταξύ της διακύμανσης των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών. Επίσης, οι αποδόσεις επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών χωρίς, όμως, να ισχύει το αντίστροφο. Στην Ταϊλάνδη υπάρχει μόνο προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων στον όγκο συναλλαγών, χωρίς να ισχύει καμία άλλη σχέση ενώ στην Αργεντινή η διακύμανση των αποδόσεων επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών.

Αντιθέτως, ο όγκος συναλλαγών δεν επηρεάζει τις αποδόσεις και ο όγκος συναλλαγών δεν επηρεάζει την διακύμανση των αποδόσεων όσον αφορά την Ιαπωνία, οι αποδόσεις δεν επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών στην Γαλλία χωρίς, επίσης, να υπάρχει καμμια αμφίδρομη σχέση μεταξύ όγκου συναλλαγών και διακύμανσης αποδόσεων. Στην Ελλάδα, ο όγκος συναλλαγών δεν επηρεάζει ούτε τις αποδόσεις αλλά ούτε και την διακύμανση των αποδόσεων, ενώ η διακύμανση των αποδόσεων δεν επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών. Στην Κίνα δεν φαίνεται να υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών ενώ η διακύμανση των αποδόσεων δεν επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών. Στην Ινδία και στην Ν. Αφρική, ο όγκος των

συναλλαγών δεν επηρεάζει τις αποδόσεις. Στην Ταϊλάνδη, ο όγκος συναλλαγών δεν επηρεάζει τις αποδόσεις και τη διακύμανση των αποδόσεων και η διακύμανση των αποδόσεων δεν επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών. Στην Αργεντινή, δεν υπάρχει αμφίδρομη σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις και στον όγκο συναλλαγών. Επίσης, ο όγκος συναλλαγών φαίνεται να μην επηρεάζει την διακύμανση των αποδόσεων.

4.4 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΩΡΙΜΩΝ ΚΑΙ ΑΝΑΔΥΟΜΕΝΩΝ ΑΓΟΡΩΝ

Η διαχρονική αλληλεξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών διαφορετικών χωρών παρουσιάζεται στους κάτωθι Πίνακες. Συγκεκριμένα, εξετάζεται κατά πόσο υπάρχει σχέση αλληλεξάρτησης ανάμεσα στις αποδόσεις των ώριμων χωρών και στις αποδόσεις των αναδυόμενων χωρών, στον όγκο συναλλαγών των ώριμων χωρών και στις αποδόσεις των αναδυόμενων χωρών καθώς και ανάμεσα στον όγκο συναλλαγών των ώριμων αγορών και στον όγκο συναλλαγών των αναδυόμενων αγορών.

Από τις ώριμες χώρες έχουν επιλεγεί οι ΗΠΑ και η Ιαπωνία ενώ οι αναδυόμενες χώρες αποτελούνται από τις Ελλάδα, Κίνα, Ινδία, Ταϊλάνδη, Ν. Αφρική και Αργεντινή. Για την εξέταση των υπό μελέτη σχέσεων αλληλεξάρτησης έχουν δημιουργηθεί η εξής κατηγορίες:

1. Οι ΗΠΑ σε σχέση με (Πίνακας 4):
 - Ταϊλάνδη και Ν. Αφρική για το χρονικό διάστημα από 5/1/1990 – 30/12/2004
 - Ελλάδα και Κίνα για το χρονικό διάστημα από 15/9/1993 – 2/6/2002
 - Ινδία και Αργεντινή για το χρονικό διάστημα από 3/1/1995 – 30/12/2004
 - Γαλλία για το χρονικό διάστημα από 3/1/1992 – 30/12/2004

2. Η Ιαπωνία σε σχέση με (Πίνακας 5):

- Ταϊλάνδη και Ν. Αφρική για το χρονικό διάστημα από 5/1/1990 – 30/12/2004
- Ελλάδα και Κίνα για το χρονικό διάστημα από 15/9/1993 – 2/6/2002
- Ινδία και Αργεντινή για το χρονικό διάστημα από 3/1/1995 – 30/12/2004

Η ύπαρξη ή μη διαχρονικής εξάρτησης μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών των ΗΠΑ σε σχέση με τις αναδυόμενες αγορές εμφανίζονται στον κατωτέρω Πίνακα. Συγκεκριμένα, εξετάζεται κατά πόσο οι απόδοσεις και ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ Granger causes τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών της Ελλάδας, Κίνας, Ινδίας, Ταϊλάνδης, Ν. Αφρικής και Αργεντινής.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗΣ ΕΞΑΡΤΗΣΗΣ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΤΙΣ ΗΠΑ ΚΑΙ ΣΤΙΣ ΑΝΑΔΥΟΜΕΝΕΣ ΑΓΟΡΕΣ

		Chi-sq	Probability
ΗΠΑ – ΕΛΛΑΔΑ	USR G.C. GRR	6.50E-05	0.9936
	USV G.C. GRR	18.90065	0.5283
	USV G.C. GGV	22.00025	0.5202
ΗΠΑ – ΚΙΝΑ	USR G.C. CHR	0.356696	0.9490
	USV G.C. CHR	4.729136	1.0000
	USV G.C. CHV	79.58563	0.0000

ΗΠΑ – ΙΝΔΙΑ	USR G.C.INDR	0.505953	0.4769
	USV G.C INDR	17.34835	0.8688
	USV G.C. INDV	13.94436	0.9627
ΗΠΑ – ΤΑΪΛΑΝΔΗ	USR G.C. TLR	3.605947	0.0576
	USV G.C TLR	13.65110	0.7515
	USV G.C. TLV	61.94261	0.0000
ΗΠΑ – Ν. ΑΦΡΙΚΗ	USR G.C. SAFR	1.173687	0.2786
	USV G.C SAFR	41.57769	0.0199
	USV G.C. SAFV	24.30357	0.8332
ΗΠΑ - ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	USR G.C. ARGR	14.41546	0.0024
	USV G.C ARGR	17.27756	0.8715
	USV G.C. ARGV	115.9863	0.0000

G.C. = Granger Causes, R= αποδόσεις, V= όγκος συναλλαγών

Αναλυτικά, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ επηρεάζει (Granger causes) τον όγκο συναλλαγών τις Κίνας, της Ταϊλάνδης και της Αργεντινής καθώς και τις αποδόσεις της Ν.Αφρικής. Αντιθέτως, ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ δεν έχει καμία προβλεπτική στις αποδόσεις της Ελλάδας, Κίνας, Ινδίας και Ταϊλάνδης. Επιπροσθέτως, οι αποδόσεις των ΗΠΑ φαίνονται να μην επηρεάζουν καθόλου τις αποδόσεις των αναδυόμενων αγορών εκτός από τις αποδόσεις της Αργεντινής.

Παράλληλα, εξετάζεται και η ύπαρξη ή μη διαχρονικής εξάρτησης μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών της Ιαπωνίας σε σχέση με τις αναδυόμενες αγορές. Συγκεκριμένα, εξετάζεται κατά πόσο οι αποδόσεις και ο όγκος συναλλαγών της Ιαπωνίας Granger causes τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών της Ελλάδας, Κίνας, Ινδίας, Ταϊλάνδης, Ν. Αφρικής και Αργεντινής.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗΣ ΕΞΑΡΤΗΣΗΣ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΤΗΝ ΙΑΠΩΝΙΑ ΚΑΙ ΣΤΙΣ ΑΝΑΛΥΟΜΕΝΕΣ ΧΩΡΕΣ

		Chi-sq	Probability
ΙΑΠΩΝΙΑ – ΕΛΛΑΔΑ	JPR G.C. GRR	0.191115	0.9089
	JPV G.C. GRR	3.554204	0.7367
	JPV G.C. GGV	2.596744	0.9571
ΙΑΠΩΝΙΑ – ΚΙΝΑ	JPR G.C. CHR	5.090223	0.0785
	JPV G.C. CHR	4.368746	0.4976
	JPV G.C. CHV	10.26110	0.4179
ΙΑΠΩΝΙΑ – ΙΝΔΙΑ	JPR G.C. INDR	5.247092	0.1546
	JPV G.C. INDR	9.931162	0.2699
	JPV G.C. INDV	20.94873	0.6955
ΙΑΠΩΝΙΑ – ΤΑΪΛΑΝΔΗ	JPR G.C. TLR	24.44643	0.0404
	JPV G.C. TLR	18.74063	0.2257
	JPV G.C. TLV	102.9014	0.0000
ΙΑΠΩΝΙΑ – Ν. ΑΦΡΙΚΗ	JPR G.C. SAFR	1.865391	0.3935
	JPV G.C. SAFR	9.433943	0.8538
	JPV G.C. SAFV	20.50010	0.9757
ΙΑΠΩΝΙΑ - ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ	JPR G.C. ARGR	2.794223	0.2473
	JPV G.C. ARGR	4.174729	0.9391
	JPV G.C. ARGV	33.88929	0.0087

G.C. = Granger Causes, R= αποδόσεις, V= όγκος συναλλαγών

Από την ανάλυση των αποτελεσμάτων προκύπτει το συμπέρασμα ότι ο μόνο ο όγκος συναλλαγών της Ιαπωνίας ασκεί κάποια επιρροή στον όγκο συναλλαγών της Ταϊλάνδης και της Αργεντινής. Αντιθέτως, φαίνεται να μην επηρεάζει καθόλου τον όγκο συναλλαγών της Ελλάδας, Κίνας, Ινδίας και Ν. Αφρικής. Επιπροσθέτως, ο όγκος συναλλαγών της Ιαπωνίας δεν συσχετίζεται διαχρονικά με τις αποδόσεις των αναδυόμενων αγορών. Όπως και στην περίπτωση των ΗΠΑ, έτσι και εδώ, οι αποδόσεις της Ιαπωνίας δεν επηρεάζουν τις αποδόσεις της Ελλάδας, Κίνας, Ινδίας, Ν. Αφρικής και Αργεντινής. Εξάιρεση αποτελεί η Ταϊλάνδη, όπου οι αποδόσεις της Ιαπωνίας επηρεάζουν τις αποδόσεις της.

4.5 ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗ ΕΞΑΡΤΗΣΗ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΜΕΤΑΞΥ ΩΡΙΜΩΝ ΑΓΟΡΩΝ

Επίσης, εξετάζεται η διαχρονική αμφίδρομη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών για τις ώριμες αγορές. Ειδικότερα, εξετάζεται η αλληλεξάρτηση των αποδόσεων, των όγκων συναλλαγών και των αποδόσεων με των όγκων συναλλαγών για τις ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία και Γαλλία. Το χρονικό διάστημα που εξετάζονται οι ανωτέρω σχέσεις καλύπτει την περίοδο 3/1/1992 – 30/12/2004 (Πίνακας 6).

ΠΙΝΑΚΑΣ 6

ΕΞΕΤΑΣΗ ΤΗΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗΣ ΕΞΑΡΤΗΣΗΣ (CAUSAL RELATIONSHIP) ΜΕΤΑΞΥ
ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΚΑΙ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΤΙΣ ΩΡΙΜΕΣ
ΑΓΟΡΕΣ (ΗΠΑ, ΙΑΠΩΝΙΑ, ΑΓΓΛΙΑ, ΓΑΛΛΙΑ)

		Chi-sq	Probability
ΗΠΑ – ΙΑΠΩΝΙΑ	USR G.C. JPR	7.038043	0.0296
	JPR G.C. USR	0.589678	0.7447
	USR G.C. JPV	23.19877	0.1085
	JPV G.C. USR	19.45138	0.2460
	USV G.C. JPR	15.05362	0.1301
	JPR G.C. USV	10.15430	0.4271
	USV G.C. JPV	44.88027	0.0004
	JPV G.C. USV	37.34955	0.0047
ΗΠΑ – ΑΓΓΛΙΑ	USR G.C. ENGR	245.5753	0.0000
	ENGR G.C. USR	17.87644	0.3312
	USR G.C. ENGV	120.3780	0.0003
	ENGV G.C. USR	152.9799	0.0000
	USV G.C. ENGR	182.9831	0.0000
	ENGR G.C. USV	84.20818	0.0648
	USV G.C. ENGV	251.1148	0.0000
	ENGV G.C. USV	60.27485	0.0000
ΗΠΑ – ΓΑΛΛΙΑ	USR G.C. FRR	0.225052	0.6352
	FRR G.C. USR	0.001401	0.9701
	USR G.C. FRV	74.99348	0.0044
	FRV G.C. USR	60.82491	0.0704

	USV G.C. FRR	114.5038	0.0023
	FRR G.C. USV	114.8016	0.0021
	USV G.C. FRV	17.10339	0.0043
	FRV G.C. USV	10.20311	0.0697
ΙΑΠΩΝΙΑ – ΑΓΓΛΙΑ	JPR G.C. ENGR	11.27074	0.0804
	ENGR G.C. JPR	9.117873	0.1671
	JPR G.C. ENGV	27.50110	0.9162
	ENGV G.C. JPR	28.30015	0.8974
	JPV G.C. ENGR	11.19716	0.7385
	ENGR G.C. JPV	23.96253	0.0657
	JPV G.C. ENGV	46.43171	0.2947
	ENGV G.C. JPV	92.53095	0.0000
ΙΑΠΩΝΙΑ – ΓΑΛΛΙΑ	JPR G.C. FRR	2.682450	0.4432
	FRR G.C. JPR	5.902222	0.1165
	JPR G.C. FRV	29.48000	0.4925
	FRV G.C. JPR	33.54081	0.2996
	JPV G.C. FRR	12.30389	0.6559
	FRR G.C. JPV	33.31380	0.0042
	JPV G.C. FRV	69.24889	0.0190
	FRV G.C. JPV	58.32627	0.1244
ΓΑΛΛΙΑ – ΑΓΓΛΙΑ	FRR G.C. ENGR	9.869219	0.1303
	ENGR G.C. FRR	4.019470	0.6740
	FRR G.C. ENGV	24.95252	0.9606
	ENGV G.C. FRR	46.84917	0.1815
	FRV G.C. ENGR	158.5694	0.0000

	ENGR G.C. FRV	154.6748	0.0000
	FRV G.C ENGV	40.10426	0.0000
	ENGV G.C. FRV	26.13901	0.0036

G.C. = Granger Causes, R= αποδόσεις, V= όγκος συναλλαγών

Από την εξέταση των διαχρονικών σχέσεων αιτιότητας προκύπτουν τα εξής συμπεράσματα:

Υπάρχουν διαχρονικές σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των αποδόσεων των ΗΠΑ και των αποδόσεων της Ιαπωνίας καθώς και αμφίδρομη αλληλεξάρτηση μεταξύ των όγκων συναλλαγών ΗΠΑ και Ιαπωνίας. Οι αποδόσεις των ΗΠΑ επηρεάζουν τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών της Αγγλίας. Ο όγκος συναλλαγών της Αγγλίας επηρεάζει τις αποδόσεις των ΗΠΑ ενώ ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ επηρεάζει τις αποδόσεις της Αγγλίας. Επίσης, υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών των ΗΠΑ και του όγκου συναλλαγών της Αγγλίας. Οι αποδόσεις και ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών της Γαλλίας. Ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ επηρεάζει τις αποδόσεις της Γαλλίας ενώ συμβαίνει και το αντίθετο, δηλαδή, οι αποδόσεις της Γαλλίας επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών των ΗΠΑ. Ο όγκος συναλλαγών της Αγγλίας επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών της Ιαπωνίας και τον όγκο συναλλαγών της Γαλλίας, οι αποδόσεις της Γαλλίας επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών της Ιαπωνίας και ο όγκος συναλλαγών της Ιαπωνίας επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών της Γαλλίας. Τέλος, ο όγκος συναλλαγών της Γαλλίας επηρεάζει τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών της Αγγλίας και επηρεάζεται από τις αποδόσεις της Αγγλίας.

Αντιθέτως, οι αποδόσεις της Ιαπωνίας δεν επηρεάζουν τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών των ΗΠΑ, Αγγλίας και Γαλλίας. Οι αποδόσεις των ΗΠΑ δεν επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών της Ιαπωνίας και τις αποδόσεις της Γαλλίας και δεν επηρεάζονται από τον όγκο συναλλαγών της Ιαπωνίας και από τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών της Γαλλίας. Ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ δεν επηρεάζει τις αποδόσεις της Ιαπωνίας και δεν επηρεάζεται από τις αποδόσεις της Αγγλίας και τον όγκο συναλλαγών της Γαλλίας. Επίσης, δεν υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ των αποδόσεων της Ιαπωνίας και των αποδόσεων της Αγγλίας, των αποδόσεων της Ιαπωνίας και του όγκου συναλλαγών της Αγγλίας, του όγκου συναλλαγών της Ιαπωνίας και των αποδόσεων της Αγγλίας, των αποδόσεων της Ιαπωνίας και των αποδόσεων της

Γαλλίας, των αποδόσεων της Ιαπωνίας και του όγκου συναλλαγών της Γαλλίας, των αποδόσεων της Αγγλίας και των αποδόσεων της Γαλλίας καθώς και αποδόσεων της Γαλλίας και του όγκου συναλλαγών της Αγγλίας. Τέλος, ο όγκος συναλλαγών της Ιαπωνίας δεν επηρεάζει τον όγκο συναλλαγών της Αγγλίας και τις αποδόσεις της Γαλλίας ενώ δεν επηρεάζεται από τον όγκο συναλλαγών της Γαλλίας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Οι σχέσεις αιτιότητας ανάμεσα στις τιμές ή στις αποδόσεις μετοχών και στον όγκο συναλλαγών έχει απασχολήσει πολλούς ερευνητές κατά το παρελθόν. Οι ταυτόχρονες ή διαχρονικές σχέσεις αιτιότητας ανάμεσα στις αποδόσεις και στον όγκο συναλλαγών αναλύθηκαν τόσο για μεμονωμένες μετοχές όσο και για χρηματιστηριακούς δείκτες είτε στα πλαίσια μιας χώρας είτε στα πλαίσια των αλληλεξαρτήσεων μεταξύ διαφορετικών χωρών.

Η εργασία αυτή προσπάθησε να ερευνήσει την ύπαρξη ή μη ταυτόχρονων σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των αποδόσεων συγκεκριμένων χρηματιστηριακών δεικτών και του όγκου συναλλαγών αυτών καθώς και μεταξύ της διακύμανσης των αποδόσεων των εν λόγω δεικτών και του όγκου συναλλαγών αυτών για τις ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία, Γαλλία, Ελλάδα, Κίνα, Ινδία, Ταϊλάνδη, Ν. Αφρική και Αργεντινή.

Σε δεύτερο στάδιο ερευνήθηκε εάν υπάρχει διαχρονική εξάρτηση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων καθώς και μεταξύ του όγκου συναλλαγών και της διακύμανσης των αποδόσεων για κάθε μία από τις προαναφερθείσες χώρες.

Έπειτα, εξετάστηκε κατά πόσο οι αποδόσεις των ΗΠΑ και της Ιαπωνίας επηρεάζουν τις αποδόσεις των αναδυόμενων αγορών (Ελλάδα, Κίνα, Ινδία, Ταϊλάνδη, Ν. Αφρική και Αργεντινή) και κατά πόσο ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ και Ιαπωνίας επηρεάζουν τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών των αναδυόμενων αγορών.

Τέλος, μελετήθηκε η ύπαρξη ή μη διαχρονικής αμφίδρομης εξάρτησης μεταξύ των αποδόσεων, των όγκων συναλλαγών καθώς και μεταξύ των αποδόσεων και των όγκων συναλλαγών για τις ώριμες αγορές (ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αγγλία, Γαλλία).

Τα συμπεράσματα τα οποία προέκυψαν είναι τα εξής:

Ταυτόχρονη σχέση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών υπάρχει μόνο για την Ιαπωνία, την Κίνα, την Ινδία, την Ταϊλάνδη και την Αργεντινή. Στις ΗΠΑ, Γαλλία, Ελλάδα και Ν. Αφρική ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει εμμέσως τις αποδόσεις μέσω της διακύμανσης των αποδόσεων. Αντίθετα, στην Αγγλία ο όγκος συναλλαγών δεν φαίνεται να επηρεάζει ούτε τις αποδόσεις αλλά ούτε και την διακύμανση των αποδόσεων.

Από την άλλη πλευρά, υπάρχει διαχρονική εξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών και μεταξύ της διακύμανσης των αποδόσεων και του όγκου

συναλλαγών για τη Αγγλία και τις ΗΠΑ. Επίσης, ο όγκος συναλλαγών επηρεάζει τις αποδόσεις μόνο στην Γαλλία ενώ το αντίθετο παρατηρείται για την Ιαπωνία, Ελλάδα, Ινδία, Ταϊλάνδη και Ν. Αφρική.

Διαχρονικά, ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ φαίνεται να επηρεάζει μόνο τον όγκο συναλλαγών της Κίνας, Ταϊλάνδης και Αργεντινής ενώ έχει προβλεπτική ικανότητα και στις αποδόσεις της Ν. Αφρικής. Παρομοίως, ο όγκος συναλλαγών της Ιαπωνίας επηρεάζει διαχρονικά τον όγκο συναλλαγών της Ταϊλάνδης και της Αργεντινής.

Όσον αφορά τις ώριμες αγορές, οι αποδόσεις, η διακύμανση των αποδόσεων και ο όγκος συναλλαγών των ΗΠΑ επηρεάζουν τις αποδόσεις, την διακύμανση των αποδόσεων και τον όγκο συναλλαγών της Αγγλίας και της Γαλλίας. Φαίνεται, δηλαδή, να υπάρχει ροή πληροφοριών από τις ΗΠΑ προς τις αγορές της Αγγλίας και της Γαλλίας (δεν συμβαίνει ιδιαίτερα το αντίθετο μιας και μόνο ο όγκος συναλλαγών της Αγγλίας επηρεάζει τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών των ΗΠΑ και οι αποδόσεις της Γαλλίας επηρεάζουν τον όγκο συναλλαγών των ΗΠΑ). Δεν συμβαίνει το ίδιο μεταξύ των ΗΠΑ και Ιαπωνίας, μιας και υπάρχει μόνο αμφίδρομη διαχρονική εξάρτηση μεταξύ των όγκων των δύο χωρών. Η Ιαπωνία φαίνεται να μην επηρεάζει την Αγγλία ενώ ο όγκος συναλλαγών της επηρεάζει μόνο τον όγκο συναλλαγών της Γαλλίας. Αντίθετα, ο όγκος συναλλαγών της επηρεάζεται από τον όγκο συναλλαγών και τις αποδόσεις της Γαλλίας. Τέλος, υπάρχει αμφίδρομη σχέση μεταξύ του όγκου συναλλαγών της Γαλλίας και των αποδόσεων αλλά και του όγκου συναλλαγών της Αγγλίας.

Η κατανόηση και η ερμηνεία των σχέσεων αλληλεξάρτησης μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών μπορεί να οδηγήσει σε σωστές προβλέψεις για τις μελλοντικές αποδόσεις. Ωστόσο, θα πρέπει πάντοτε να λαμβάνονται υπόψη και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν τις στρατηγικές των επενδυτών όπως οι ψυχολογικοί παράγοντες και οι ιδιαίτερες οικονομικές συνθήκες που επικρατούν κάθε φορά στην αγορά.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

ΕΛΕΓΧΟΣ ΓΙΑ ΤΗΝ ΥΠΑΡΞΗ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ (UNIT ROOT TEST) – ΠΙΝΑΚΕΣ

Ο έλεγχος για την ύπαρξη ή μη στασιμότητας στις σειρές δεδομένων των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών έγινε με βάση τα κριτήρια των Augmented Dickey – Fuller (ADF) και Phillips – Perron (PP). Στην μεν περίπτωση του ADF για τον υπολογισμό των χρονικών υστερήσεων (lags) χρησιμοποιήθηκε το Akaike Information Criterion (AIC) στη δε περίπτωση του PP χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Bartlett kernel και το Newey – West κριτήριο. Όπως φαίνεται και από τα αποτελέσματα των κατωτέρω Πινάκων (Πίνακες 7 και 8) όλες οι σειρές των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών παρουσιάζουν στασιμότητα για επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5% και 10% με βάση το PP κριτήριο.

ΠΙΝΑΚΑΣ 7

UNIT ROOT TEST ΩΣ ΠΡΟΣ ΤΗΝ ΣΕΙΡΑ ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ

		ADF		PP	
		t - statistic	Probability	t - statistic	Probability
ΗΠΑ		-16.59594	0.0000	-60.98966	0.0001
	1%	-2.565578		-2.565576	
	5%	-1.940908		-1.940908	
	10%	-1.616643		-1.616643	
ΙΑΠΩΝΙΑ		-43.91049	0.0001	-55.00731	0.0001
	1%	-2.565585		-2.565585	
	5%	-1.940909		-1.940909	
	10%	-1.616642		-1.616642	

ΑΓΓΛΙΑ		-13.71517	0.0000	-60.95273	0.0001
	1%	-2.565576		-2.565573	
	5%	-1.940908		-1.940908	
	10%	-1.616643		-1.616643	
ΓΑΛΛΙΑ		-13.83270	0.0000	-55.13773	0.0001
	1%	-2.565705		-2.565701	
	5%	-1.940926		-1.940925	
	10%	-1.616631		-1.616631	
ΕΛΛΑΔΑ		-38.98325	0.0000	-38.98588	0.0000
	1%	-2.566104		-2.566104	
	5%	-1.940980		-1.940980	
	10%	-1.616594		-1.616594	
ΚΙΝΑ		-25.33235	0.0000	-46.58188	0.0001
	1%	-2.565949		-2.565948	
	5%	-1.940959		-1.940959	
	10%	-1.616609		-1.616609	
ΙΝΔΙΑ		-22.53235	0.0000	-45.93984	0.0001
	1%	-2.565910		-2.565909	
	5%	-1.940954		-1.940953	
	10%	-1.616612		-1.616612	
ΤΑΪΛΑΝΔΗ		-14.69734	0.0000	-52.54587	0.0001
	1%	-2.565594		-2.565592	
	5%	-1.940911		-1.940910	
	10%	-1.616641		-1.616642	
Ν. ΑΦΡΙΚΗ		-55.17913	0.0001	-55.19235	0.0001
	1%	-2.565579		-2.565579	
	5%	-1.940908		-1.940908	

	10%	-1.616643		-1.616643	
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ		-14.38853	0.0000	-48.16426	0.0001
	1%	-2.565799		-2.565796	
	5%	-1.940938		-1.940938	
	10%	-1.616622		-1.616623	

ΠΙΝΑΚΑΣ 8

UNIT ROOT TEST ΩΣ ΠΡΟΣ ΤΗΝ ΣΕΙΡΑ ΤΟΥ ΟΓΚΟΥ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ

		ADF		PP	
		t - statistic	Probability	t - statistic	Probability
ΗΠΑ		-3.510805	0.0383	-30.21781	0.0000
	1%	-3.960496		-3.960474	
	5%	-3.411008		-3.410997	
	10%	-3.127318		-3.127312	
ΙΑΠΩΝΙΑ		-5.524603	0.0000	-32.63274	0.0000
	1%	-3.960520		-3.960511	
	5%	-3.411020		-3.411015	
	10%	-3.127325		-3.127323	
ΑΓΓΛΙΑ		-2.726944	0.2256	-35.97118	0.0000
	1%	-3.960492		-3.960463	
	5%	-3.411006		-3.410992	
	10%	-3.127317		-3.127309	
ΓΑΛΛΙΑ		-3.219302	0.0808	-17.21672	0.0000

	1%	-3.960988		-3.960974	
	5%	-3.411249		-3.411243	
	10%	-3.127461		-3.127457	
ΕΛΛΑΔΑ		-5.503130	0.0000	-22.52344	0.0000
	1%	-3.962591		-3.962577	
	5%	-3.412034		-3.412027	
	10%	-3.127927		-3.127923	
ΚΙΝΑ		-5.316372	0.0000	-9.851246	0.0000
	1%	-3.432953		-3.432942	
	5%	-2.862576		-2.862571	
	10%	-2.567367		-2.567364	
ΙΝΔΙΑ		-3.175897	0.0895	-11.34277	0.0000
	1%	-3.961841		-3.961801	
	5%	-3.411667		-3.411647	
	10%	-3.127709		-3.127697	
ΤΑΪΛΑΝΔΗ		-3.166256	0.0915	-12.28416	0.0000
	1%	-3.960561		-3.960539	
	5%	-3.411040		-3.411029	
	10%	-3.127337		-3.127331	
Ν. ΑΦΡΙΚΗ		-4.366914	0.0000	-77.07255	0.0001
	1%	-2.565583		-2.565579	
	5%	-1.940909		-1.940908	
	10%	-1.616642		-1.616643	
ΑΡΓΕΝΤΙΝΗ		-5.109365	0.0001	-33.42864	0.0000
	1%	-3.961367		-3.961352	
	5%	-3.411435		-3.411428	
	10%	-3.127571		-3.127567	

Τα δεδομένα του όγκου συναλλαγών όπως αντλήθηκαν από την Datastream Database θεωρούνται ως ο αριθμός των μετοχών (οι οποίες αποτελούν τον κάθε χρηματιστηριακό δείκτη) που εμπορεύθηκαν κατά την διάρκεια της ημέρας και εμφανίζονται σε χιλιάδες. Για την καλύτερη ορθότητα των αποτελεσμάτων τα ημερήσια δεδομένα όλων των σειρών των όγκων συναλλαγών διαιρέθηκαν με το 1.000.000.

Όπως φαίνεται από τους Πίνακες 1 και 2 το μοντέλο GARCH(1,1) που χρησιμοποιήθηκε για την εξέταση της ύπαρξης ταυτόχρονης σχέσης μεταξύ των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών και μεταξύ της διακύμανσης των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών είναι το κατάλληλο μοντέλο. Η διένεργεια του ARCH LM Test δείχνει ότι γίνεται δεκτή η μηδενική υπόθεση ότι δεν παραμένει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- ◆ Lee B.S., Rui O., “ The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross – country evidence”, *Journal of Banking and Finance* 26 (2002) 51-78
- ◆ Copeland T. “A model of asset trading under the assumption of sequential information”, *The Journal of Finance*, Vol. 31, No 4 (Sep., 1976), 1149-1168
- ◆ Jennings R., Starks L., Fellingham J., “An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival”, *The Journal of Finance*, Vol. 23, No 1, (Mar. 1981), 143-161
- ◆ Karpoff J., “The relation between price changes and trading volume: A survey”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No 1 (Mar. 1987)
- ◆ Gallant A.R., Rossi P., Tauchen G., “Stock prices and volume”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 5, No 2, (1992), 199-242
- ◆ Blume L., Easley D., O’Hara M., “Market statistics and Technical analysis: A Survey”, *The Journal of Finance*, Vol. 49, No 1 (Mar. 1994), 153-181
- ◆ Hiemstra G., Jones J., “Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price – volume relation”, *The Journal of Finance*, Vol. 49, No 5 (Dec. 1995), 1639-1664
- ◆ Bremer M., Hitaki T., “Volume and individual security returns on the Tokyo Stock Exchange”, *Pacific- Basin Finance Journal* 7 (1999) 351-370
- ◆ Chen S.H., Liao C.C., “Agent-based computational modeling of the stock-price volume relationship”, *Information Sciences* (2004)
- ◆ Shen C. H., Wang L.R., “Daily serial correlation, trading volume and price limits: Evidence from the Taiwan stock market”, *Pacific- Basin Finance Journal* 6 (1998) 251-273
- ◆ Wang C.Y., Cheng N.S., “Extremes volumes and expected stock returns: Evidence from China’s stock market”, *Pacific- Basin Finance Journal* 12 (2004) 577-597
- ◆ Bohl M., Henke H., “Trading volume and stock market volatility: The Polish case”, *International Review of Financial Analysis* 12 (2003) 513-525

- ◆ Lange S., “Modeling asset market volatility in a small market: Accounting for non-synchronous trading effects”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9 (1999) 1-18
- ◆ Iori G., “A microsimulation of traders activity in the stock market: the role of heterogeneity, agents’ interactions and trade frictions”, *Journal of Economic Behavior and Organization, Vol. 49* (2002) 269-285
- ◆ Wang C., Chin S., “Profitability of return and volume-based investment strategies in Chinas’ stock market”, *Pacific- Basin Finance Journal* 12 (2004) 541-564
- ◆ Su D., Fleisher B., “Why does return volatility differ in Chinese stock markets?”, *Pacific- Basin Finance Journal* 7 (1999) 557-586
- ◆ Safvenblad P., “Trading volume and autocorrelation: Empirical evidence from the Stockholm Stock Exchange”, *Journal of Banking and Finance* 24 (2000) 1275-1287
- ◆ Llorente G., Michaely R., Saar G., Wang J., “Dynamic volume – return relation of individual stoks”, *The Review of Financial Studies* (2002), Vol. 15, No 4, 1005-1047
- ◆ Huddart S., Lang M., Yetman M., “Psychological factors, stock price paths and trading volume”, *Draft* (2002)