Αγορά Χωρίς Σύνορα Τόμος 12 (4) 2007: 390-413

Χατζηκωστής Κωνσταντίνος*
Αθανάσιος Κουλακιώτης*
Κωνσταντίνος Κατρακυλίδης** και
Νικόλας Παπασυριόπουλος***

Η επίδραση του ευρώ στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών

Περίληψη: *Το άρθρο αυτό εξετάζει την επίδραση του ευρώ στον Γενικό δείκτη του Χρηματιστηρίου Αθηνών χρησιμοποιώντας τρία μοντέλα: το GARCH, το EGARCH και το OLS. Τα μοντέλα αυτά μας δείχνουν ότι η διακύμανση του Γενικού δείκτη είναι μικρότερη στη δεύτερη περίοδο εξέτασης (1999-2005) από ότι την πρώτη περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ (1985-1998). Τα αποτελέσματα αυτά ερμηνεύονται εξίσου καλά και από ένα μονόπλευρο Τ-τεστ το οποίο γίνεται τόσο στα ARCH όσο και στα GARCH αποτελέσματα καθώς επίσης και στα καλά και άσχημα του EGARCH μοντέλου.*

Λέξεις Κλειδιά: *ευρώ, Χρηματιστήριο Αθηνών, ARCH και GARCH αποτελέσματα*

* Πανεπιστήμιο Αιγαίου, Τμήμα Μηχανικών Οικονομίας και Διοίκησης, Χίος.
** Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο Θεσσαλονίκης, Τμήμα Οικονομικών.
*** Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, Τμήμα Διεθνών και Ευρωπαϊκών Οικονομικών και Πολιτικών Σπουδών.

Εισαγωγή

Βασικός σκοπός του άρθρου είναι να διερευνήσει τη διακύμανση των μετοχών και τη σχέση τους με τη δομή των χρηματιστηρίων. Συγκεκριμένα, θα γίνει μια εμπειρική εφαρμογή πάνω σε πραγματικά δεδομένα του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών. Αυτό που θα εξεταστεί είναι η επίδραση της εισαγωγής του ευρώ στη μεταβλητότητα των μετοχών. Για την διεξαγωγή αυτών των αποτελεσμάτων θα χρειαστεί η βοήθεια του οικονομετρικού προγράμματος Eviews και Minitab. Με τη χρήση αυτού του προγράμματος θα εξαγάγουμε ορισμένα GARCH και EGARCH αποτελέσματα καθώς και OLS και t-tests, τα οποία θα μας βοηθήσουν να δούμε την επίδραση της εισαγωγής του ευρώ στη μεταβλητότητα των μετοχών.

Η εισαγωγή του ευρώ ήταν ένα από τα πιο σημαντικά γεγονότα τη τελευταία δεκαετία για τις παγκόσμιες χρηματιστηριακές αγορές. Όπως, τονίζουν και οι Bartram και Taylor και Wang, «μία άμεση συνέπεια της υιοθέτησης του κοινού αυτού νομίσματος ήταν η σύγκλιση των επιτοκίων στην ζώνη του ευρώ καθώς και η ολοκλήρωση των σταθερών επενδυτικών εισοδημάτων (fixed-income market). Μία άλλη σημαντική διάσταση της εξάλειψης του συναλλαγματικού κινδύνου (exchange rate risk) πέρα από τις χώρες μέσα στη ζώνη του ευρώ, σαν συνέπεια της υιοθέτησης ενός απλού νομίσματος, είναι η επίδρασή του στην εξάρτηση των χρηματιστηρίων που βρίσκονται μέσα στη ζώνη του ευρώ».[1]

Η επίδραση της εισαγωγής του ευρώ στην αλληλεξάρτηση των αγορών είναι στην Ευρώπη ένα σπουδαίο ζήτημα με σημαντικές επιπτώσεις στη διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου και κατά συνέπεια στη διαχείριση του ενεργητικού (asset management),[2] στη διαχείριση κινδύνου[3] και στη διεθνή τιμολόγηση των ακινήτων.

Βιβλιογραφική ανασκόπηση[4]

Ολοκλήρωση αγορών

Η ολοκλήρωση των χρηματοοικονομικών αγορών είναι ένα ζήτημα το οποίο

---

[1] S. Bartram - S. T. Taylor – Y.H. Wang, *The Euro and European Market Integration*", Working Paper, European Central Bank, 2005, p.3, http://repec.org/mmfc04/49.pdf

[2] Η συστηματική και μεθοδική διαχείριση του συνόλου των υλικών και άυλων περιουσιακών στοιχείων για την επίτευξη των στόχων της επιχείρησης. Για τις τράπεζες, τα ταμιευτήρια κ.λπ., η κατάλληλη διαχείριση των στοιχείων του ισολογισμού, κυρίως δανείων και καταθέσεων, ώστε να αποτρέπονται οι επιπτώσεις από τις διακυμάνσεις των επιτοκίων, τον ετεροχρονισμό ή την αναντιστοιχία υποχρεώσεων- απαιτήσεων και να επιτυγχάνεται η ανάπτυξη των κερδοφόρων εργασιών με ανάλογη προστασία από κινδύνους ζημιογόνων ενεργειών ή παραλείψεων.

[3] Η τεχνική και τα μέσα με τα οποία μπορεί ο επενδυτής, η τράπεζα ή η επιχείρηση να αποφύγει, να μειώσει ή να ανταλλάξει οποιαδήποτε μορφή κινδύνου από τις σχετικές συναλλαγές.

[4] Το μέρος αυτό του άρθρου στηρίζεται σε μεγάλη έκταση στην εργασία των G. Alexandrou- A. Koulakiotis- A. Dasilas, *The Evolution of the European Banking System: The EU Effectiveness in Achieving a Common Banking Market*. Βλ. http://www.efmaefm.org/efma2006/papers/611767_full.pdf

Μία άμεση συνέπεια της υιοθέτησης του κοινού αντού νομίσματος ήταν η σύγκλιση των επιτοκίων στην ζώνη του Ευρώ καθώς και η ολοκλήρωση των σταθερών επενδυτικών εισοδημάτων.

έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον των επαγγελματιών, των κυβερνήσεων και ακαδημαϊκών καθώς έχει συνέπειες στον προσδιορισμό των ορίων και των ευκαιριών για διεθνείς επενδυτικές στρατηγικές και διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου. Υπάρχουν αρκετά μέτρα οικονομικής ολοκλήρωσης,[5] με τους πιο συνηθισμένους δείκτες βασισμένους στις τιμές και στα στοιχεία με τις αποδόσεις των μετοχών. Το κύριο πλεονέκτημά τους, είναι ότι είναι ευρείας διάθεσης και ότι η ευδιάκριτη ερμηνεία του βρίσκεται στη λογική του νόμου της μίας τιμής.[6]

Ένας αριθμός μελετών ερευνά την ολοκλήρωση των αγορών υιοθετώντας το CAMP. [7] Η μηδενική υπόθεση της πλήρης ολοκλήρωσης απαιτεί το εγχώριο χαρτοφυλάκιο να είναι από κοινού σχετικό με το παγκόσμιο χαρτοφυλάκιο, και βρίσκει, σε γενικές γραμμές εμπειρική υποστήριξη. Κατά συνέπεια, η βασική διαίσθηση του CAPM είναι ότι οι εγχώριες αποδόσεις σε μία πλήρως ολοκληρωμένη αγορά εξαρτώνται μόνο στους μη-διαφοροποιημένους διεθνείς παράγοντες.[8] Στη διεθνή μακροοικονομική, η ολοκλήρωση των αγορών εξετάζεται με τη βοήθεια των όρων για την ισορρόπηση των επιτοκίων.[9]

Οι έρευνες για την ολοκλήρωση των αγορών υιοθετούν GARCH μοντέλα προκειμένου να λάβουν υπόψη την ύπαρξη των ARCH αποτελεσμάτων από την υψηλή συχνότητα.[10] Οι Koutmos και Booth ερεύνησαν τη δυναμική αλληλεπίδρα-

---

[5] K. Adam, - T.A. Jappelli.- A. Menchini.- M. Padula. - M. Pagano, *Analyse, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union,* CESF, University of Salerno, 2002.

[6] B. Reszat, *How Has the European Monetary Integration Process Contributed to Regional Financial Market Integration?*, HWWA Discussion Paper, No. 221, 2003.

[7] Πρότυπο αποτίμησης επενδυτικών κεφαλαίων. Υπόδειγμα που χρησιμοποιείται κατά την αξιολόγηση των επενδύσεων με σκοπό να διαπιστωθεί ο κίνδυνος σε σχέση με την απόδοση. Βασίζεται στο στατιστικό στοιχείο beta, το οποίο μετρά τον κίνδυνο ορισμένης μετοχής σε σχέση με το σύνολο της χρηματιστηριακής αγοράς. Βλ. G. Hardouvelis - D. Malliaropoulos - R. Priestly, "EMU and European Stock Market Integration", *Journal of Business*, Vol.19, 2001, pp. 73-84, G. Bekaert -C. R. Harvey, "Time-Varying World Market Volatility" *Journal of Financial Economics*, Vol., 50, No. 2, 1995, pp. 403-444, B. Dumas - B. Solnik, "The World Price of Foreign Exchange Risk", *Journal of Finance*. Vol.50, No. 2, 1995, pp. 445-479, W. Ferson - C. Harvey, "The Variation of Economic Risk Premiums", *Journal of Political Economy,* Vol. 99, No. 2, 1991, pp. 385-415.

[8] M. Fratzscher, "Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets", *International Journal of Finance and Economics*, Vol.18, No.1, 2002, pp.131-151.

[9] J. Lemmen - S. Eijffinger, "The Quality Approach to Financial Integration: The Feldstein-Horioka Criterion Revisited", Vol. 6, No. 2, pp. 145-165, J. Frankel - A. T. MacArthur, "Political vs Currency Premia in International Real Interest Rate Differentials: A Study of Forward Rates for 24 Countries", *European Economic Review*, Vol. 32, No. 5, 1988, pp. 1083-1113, M. Feldstein - C. Horioka, "Domestic Saving and International Capital Flows", *Economic Journal*, Vol.90, No.358, 1980, pp.314- 329.

[10] M. Fratzscher, *"Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets",op.cit.*

ση από τα χρηματιστήρια της Νέας Υόρκης, του Τόκυο και του Λονδίνου εξετάζοντας τις τιμές των μετοχών και τη μεταβλητότητά τους με τη βοήθεια ενός πολυμεταβλητού EGARCH μοντέλου.[11] Αυτοί τεκμηρίωσαν σημαντικά την διάχυση της μεταβλητότητας από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης στο Λονδίνο και στο Τόκυο, από το Λονδίνο προς τα χρηματιστήρια Νέας Υόρκης και Τόκυο και από το Τόκυο προς το Λονδίνο και τη Νέα Υόρκη. Αναφέρουν, επίσης, ότι μετά την κρίση του 1987, αυτές οι αγορές έχουν γίνει περισσότερο ολοκληρωμένες και οι αγορές της Νέας Υόρκης και του Λονδίνου έχουν γίνει περισσότερο ευαίσθητες στις καινοτομίες που προέρχονται από το Τόκυο. Οι Arshanapalli και Doukas έδειξαν ότι για τη δεκαετία του 1980, πολλές χρηματιστηριακές αγορές είναι μη-στάσιμες. Βρίσκουν, μάλιστα, ισχυρές εξαρτήσεις μεταξύ των αγορών των ΗΠΑ, Γερμανίας, Αγγλίας και Γαλλίας για τη μετά τη κρίση του 1987 περίοδο. Η θεωρία της ολοκλήρωσης-συνολοκλήρωσης προσφέρεται σαν μία νέα μέθοδος για τον έλεγχο της αλληλεξάρτησης των χρηματιστηριακών αγορών. Τα αποτελέσματα των εμπειρικών αποτελεσμάτων των ελέγχων αυτών είναι σημαντικά, επίσης, για τη διεθνή διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου. Οι Arshanapalli και Doukas βρίσκουν ότι οι αγορές της Γαλλίας, Ιαπωνίας και Αγγλίας συνολοκληρώνονται με αυτήν των ΗΠΑ για την περίοδο 1980-1990, ενώ για την περίοδο 1980-1987 η υπόθεση της συνολοκλήρωσης απορρίπτεται. Για τη μετά την κρίση του 1987 περίοδο, οι παραπάνω συγγραφείς, βρίσκουν ότι οι αγορές της Γαλλίας, Γερμανίας και Αγγλίας συνολοκληρώνονται με αυτήν των ΗΠΑ, κάτι που δεν παρατηρούν με τη χρηματιστηριακή αγορά του Τόκυο.[12]

Οι Lin και Ito βρήκαν παρόμοιες διαχύσεις μεταβλητότητας μεταξύ των χρηματιστηρίων του Λονδίνου, του Τόκυο και της Νέας Υόρκης.[13] Ο Fratzscher εξετάζει τη διαδικασία ολοκλήρωσης των Ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων από τη δεκαετία του 1980.[14] Εστίασε στο ρόλο της Οικονομικής Νομισματικής Ένωσης (EMU) και στις αλλαγές της διακύμανσης της τιμής συναλλάγματος στη διαδικασία ολοκλήρωσης των Ευρωπαϊκών αγορών.[15] Υιοθέτησε ένα όριο ισότητας των επιτοκίων για να μετρήσει την οικονομική ολοκλήρωση χρησιμοποιώντας ένα GARCH μοντέλο και να παρέχει στοιχεία που η ευρωπαϊκή ενοποίηση είχε αυ-

---

[11] G. Koutmos - G. Booth, "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance,* Vol. 14, No. 6, 1995, pp. 747-762.

[12] B. Arshanapali - J. Doukas "International Stock Market Link-ages: Evidence from the Pre- and Post – October 1987 Period", *Journal of Banking and Finance,* Vol.17, No.1, 1993, pp.193-208.

[13] W. L. Lin - T. Ito, *Price Volatility and Volume Spillovers between the Tokyo and New York Indexes in the Estimation of Time-Varying Betas,* Mimeo, Royal Melbourne Institute of Technology, 1994.

[14] M. Fratzscher, "Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets", *op.cit.*

[15] Στη συνδιάσκεψη της Ρώμης (11 και 12 Νοεμβρίου, 1990) έντεκα από τα δώδεκα μέλη της ΕΟΚ, αποφάσισαν να δημιουργήσουν ένα σταθερό και ισχυρό ευρωπαϊκό νόμισμα, το οποίο θα αντικαταστούσε τα εθνικά νομίσματα των χωρών-μελών, σε εύλογο χρονικό διάστημα. Η μεταβατική περίοδος για ΟΝΕ άρχισε την 1η Ιανουαρίου 1994.

Η ολοκλήρωση των χρηματοοικονομικών αγορών είναι ένα ζήτημα το οποίο έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον των επαγγελματιών, των κυβερνήσεων και ακαδημαϊκών καθώς έχει συνέπειες στον προσδιορισμό των ορίων και των ευκαιριών για διεθνείς επενδυτικές στρατηγικές, και διαφοροποίηση χαρτοφυλακίου.

ξήσει το βαθμό ολοκλήρωσης, και συγκεκριμένα μεταξύ των χωρών που είχαν υιοθετήσει το ευρώ (Euro-adopters). Η μείωση της αβεβαιότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας και η σύγκλιση της νομισματικής πολιτικής στα επιτόκια και στον πληθωρισμό ήταν διαπιστευμένη ως ο κύριος οδηγός πίσω από την Ευρωπαϊκή ολοκλήρωση.

Εισαγωγή του ευρώ

Οι Bartram και Taylor και Wang ερεύνησαν τον αντίκτυπο της εισαγωγής του ευρώ στην ολοκλήρωση των Ευρωπαϊκών αγορών κατά τη διάρκεια της περιόδου 1994-2003 χρησιμοποιώντας ένα GJR-GARCH-t μοντέλο που επιτρέπει τη σύλληψη της «διαχρονικής αστάθειας» και μη-γραμμικών συσχετίσεων.[16] Ερευνούν αλλαγές στην εξάρτηση της διαχρονικής αστάθειας των ευρωπαϊκών αγορών μέσα στη ζώνη του ευρώ, όπως και των χρηματιστηριακών αγορών ανάμεσα στις περιοχές της ζώνης του ευρώ και εκτός αυτής. Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι, μέσα στη ζώνη του ευρώ, η εξάρτηση των αγορών αυξάνεται μετά την εισαγωγή του ευρώ μόνο για μεγάλα χρηματιστήρια, όπως είναι της Γαλλίας, της Γερμανίας, της Ιταλίας, της Ολλανδίας και της Ισπανίας. Αυτές οι αγορές χαρακτηρίζονται από σχετικά μεγάλη κεφαλαιοποίηση, εκτεταμένους κανονισμούς, υψηλή ρευστότητα και χαμηλή συναλλαγή και χαμηλό κόστος πληροφοριών. Από την άλλη πλευρά, τα κόστη συναλλαγών παραμένουν σημαντικά εμπόδια για να επενδύσει κάποιος σε μικρότερες αγορές και κατά συνέπεια στην ολοκλήρωση των αγορών. Ψάχνοντας για εναλλακτικές μεθόδους να σπάσει η εξάρτηση των αγορών, οι Bartram και Taylor και Wang βρήκαν ότι η μείωση της εξάρτησης ξεκίνησε από το τέλος του 1997 ή αρχές του 1998, όταν τα μέλη του ευρώ καθορίστηκαν και ανακοινώθηκαν. Παρόλα αυτά, πολλές από τις εναπομείναντες Ευρωπαϊκές χώρες συνέχισαν να μην είναι ολοκληρωμένες μέσα στη ζώνη του ευρώ.[17] Η Μεγάλη Βρετανία και η Σουηδία δεν είχαν υιοθετήσει το ευρώ αλλά η εξάρτηση των αγορών τους με τις άλλες αγορές μέσα στο ευρώ, είχε ελαφρώς αυξηθεί δείχνοντας πιθανή πρόβλεψη της οριστικής υιοθέτησης του ευρώ.

Οι Askari and Chatterjee ερεύνησαν τη σύγκλιση στο πραγματικό και ονομαστικό επιτόκιο και των χρηματιστηριακών αποδόσεων ανάμεσα σε τρεις διαφορετικές ομάδες χωρών, στις χώρες που έχουν υιοθετήσει το ευρώ, σ' αυτές που δεν το έχουν υιοθετήσει και στις χώρες εκτός Ευρωπαϊκής Ένωσης (ΗΠΑ, Ιαπωνία

[16] S. Bartram - S. T. Taylor – Y.H. Wang, *The Euro and European Market Integration*",*op.cit.*
[17] *Ibid.*

και Ελβετία). Οι έρευνές τους επεκτάθηκαν σε επίσης τρεις διαφορετικές χρονικές περιόδους: α) συζητήσεις για τη συνθήκη του Μάαστριχτ (Ιανουάριος 1992-Δεκέμβριος 1995), β) περίοδο της σύγκλισης (Ιανουάριος 1996-Δεκέμβριος 1998), γ) περίοδο που ακολούθησε την εισαγωγή του ευρώ (Ιανουάριος 1999-Ιούνιος 2003).[18]

Τα αποτελέσματά τους, παρόλο που είναι ανάμικτα, δείχνουν ότι η υιοθέτηση του ευρώ είχε κάπως συμβάλλει στο βαθμό ολοκλήρωσης των αγορών. Συγκεκριμένα, για τις χώρες που είχαν υιοθετήσει το ευρώ, η εισαγωγή του μείωσε το κόστος των κεφαλαίων, ειδικά για τις λιγότερο ανεπτυγμένες χώρες. Εμφάνισαν, παρόλα αυτά, ότι οι τρεις χώρες που δεν είχαν υιοθετήσει το ευρώ είχαν επίσης κερδίσει από το χαμηλότερο κόστος των κεφαλαίων που ακολούθησε από την εισαγωγή του ευρώ.

Μεθοδολογία και δεδομένα

Ανάλυση δεδομένων

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στη μελέτη αποτελούνται από καθημερινούς χρηματιστηριακούς δείκτες την ημέρα κλεισίματος του Χρηματιστηρίου Αθηνών σε τοπικό νόμισμα. Η περίοδος που εξετάζουμε είναι από τον Ιανουάριο του 1985 μέχρι το τέλος του 2005. Τα στοιχεία τα έχουμε λάβει από το σύστημα ταυτόχρονης ηλεκτρονικής μετάδοσης της ροής των χρηματιστηριακών συναλλαγών (Datastream). Ο δείκτης είναι βασισμένος στις τιμές κλεισίματος της Παρασκευής εκφρασμένος όπως προαναφέραμε σε τοπικό νόμισμα και δεν περιέχει μερίσματα.[19]

Οι αποδόσεις σε κάθε αγορά (R_t) υπολογίζεται από τη πρώτη διαφορά του λογαρίθμου των χρηματιστηριακών δεικτών.

Αυτές είναι: $R_t=\ln(P_t)-\ln(P_{t-1})$

όπου P_t είναι το επίπεδο της τιμής του δείκτη στη χρονική περίοδο t

και R_t είναι ο λογάριθμος των αποδόσεων των τιμών του δείκτη στη χρονική περίοδο t (Γράφημα 1).

Το παρακάτω ιστόγραμμα (Γράφημα 2) είναι ένα χρήσιμο «εργαλείο» για τη περιγραφή των δεδομένων με τη βοήθεια κάποιων χαρακτηριστικών μέτρων τα οποία αναφέρονται ως περιγραφικά στατιστικά. Τα μέτρα αυτά είναι ο μέσος, η διάμεσος, η τυπική απόκλιση, η ασυμμετρία, η κύρτωση και ο έλεγχος Jarque-Bera. Στα εφαρμοσμένα οικονομικά μια χρονολογική σειρά (time series) μπορεί

[18] H. Askari -J. Chatterjee, "The Euro and Financial Market Integration», *Journal of Common Market Studies*, Vol.43, No.1, 2005, pp.1-11.

[19] Οποιοδήποτε έσοδο είτε από κέρδη είτε από προϊόν πωλήσεων περιουσιακών στοιχείων, το οποίο προορίζεται να διανεμηθεί στους μετόχους ή στους πιστωτές ως τόκος για τα κεφάλαια που έχουν επενδύσει ή που τους οφείλονται.

Η υιοθέτηση του Ευρώ είχε κάπως ανεβάσει το βαθμό ολοκλήρωσης των αγορών. Συγκεκριμένα, για τις χώρες που είχαν υιοθετήσει το Ευρώ, η εισαγωγή του μείωσε το κόστος των κεφαλαίων, ειδικά για τις λιγότερο ανεπτυγμένες χώρες.

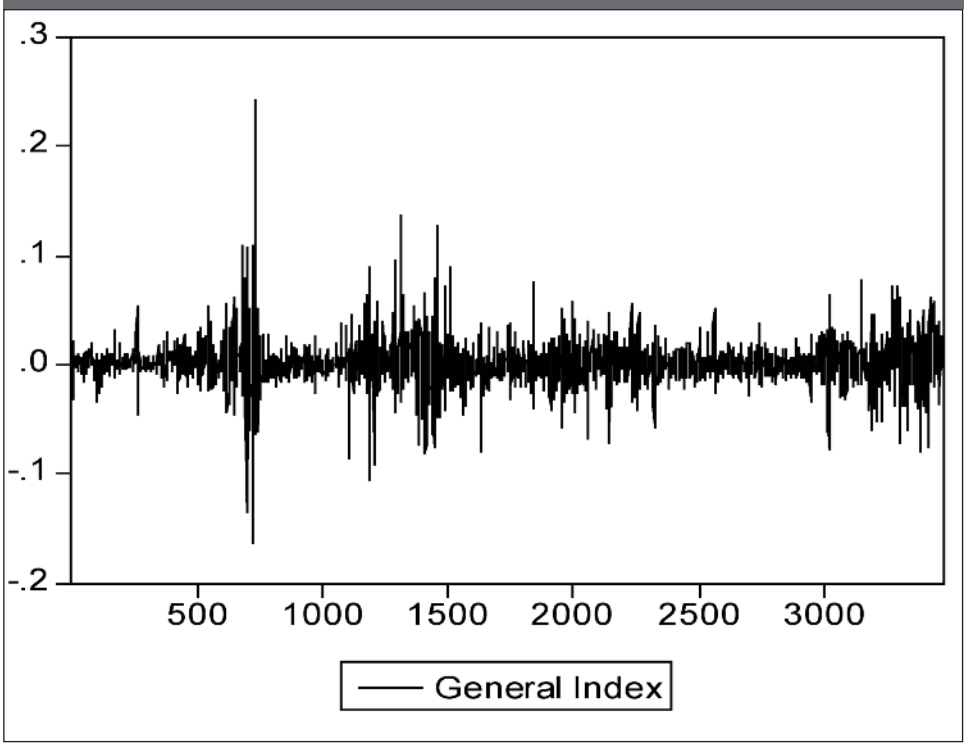
να αναλυθεί σε τρία βασικά συστατικά: την τάση, την κυκλικότητα και τις ακανόνιστες μεταβολές (trend, cyclical and irregular components). Τα δύο πρώτα συστατικά ονομάζονται προσδιοριστικά (deterministic). Η τάση εμφανίζεται υπό τη μορφή αλλαγών στον μέσο και/ή την διακύμανση της σειράς. Ο μέσος μπορεί να αυξάνεται ή να μειώνεται ακολουθώντας κάποιο γραμμικό ή μη-γραμμικό σχηματισμό (π.χ. πολυωνυμικό ή εκθετικό). Με δεδομένη την ύπαρξη εξαρτήσεων στο ακανόνιστο συστατικό της σειράς, η ανάλυσή της επιβάλλει την χρήση των λεγόμενων ροπών. Η ροπή πρώτης τάξης, μ_t, είναι ο λεγόμενος μέσος (0.001207) της σειράς ενώ η ροπή δεύτερης τάξεως, σ^2_t, καλείται η διακύμανση (0.018863) και είναι μέτρο διασποράς της σειράς. Η ασυμμετρία (0.405878) είναι το στατιστικό μέτρο που μας πληροφορεί αν οι τιμές μιας μεταβλητής διατάσσονται συμμετρικά γύρω από τον μέσο της κατανομής και αντιστοιχεί στη ροπή τρίτης τάξης. Η ροπή τέταρτης τάξης η οποία μετρά την κύρτωση (18.81110) της μεταβλητής είναι περίπου στο 3. Η κύρτωση μετράει τον βαθμό συγκέντρωσης των τιμών μιας μεταβλητής στην περιοχή του μέσου αριθμητικού και προς τα άκρα δεξιά και αριστερά αυτού. Εάν ο συντελεστής κύρτωσης είναι μεγαλύτερος από του 3 έχουμε λεπτόκυρτη κατανομή, ενώ αν είναι μικρότερος του 3 τότε η κατανομή των τιμών μιας μεταβλητής είναι πλατύκυρτη (fat tailed distribution). Η τελευταία αυτή περίπτωση, αποτελεί ένδειξη ότι το σύστημα που μελετάμε έχει μακροχρόνια μνήμη και περιγράφεται καλύτερα από μια μη-γραμμική στοχαστική διαδικασία. Τέλος, ο έλεγχος Jarque-Bera είναι ένας από κοινού έλεγχος για την κανονικότητα μιας μεταβλητής, αφού χρησιμοποιεί και τους δύο συντελεστές που προαναφέραμε (κύρτωσης και ασυμμετρίας) με αποτέλεσμα να δίνει πιο αξιόπιστες ενδείξεις ως αναφορά την κανονικότητα μιας μεταβλητής.

Αυτό το οποίο θα μπορούσαμε να σχολιάσουμε παρατηρώντας το ιστόγραμμα και τα περιγραφικά στατιστικά της δεύτερης περιόδου, δηλαδή της περιόδου μετά την εισαγωγή του ευρώ, είναι ότι σχεδόν όλα τα μέτρα που αναφέραμε παρουσιάζουν μια σημαντική μείωση σε σχέση πάντα με τη περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ.

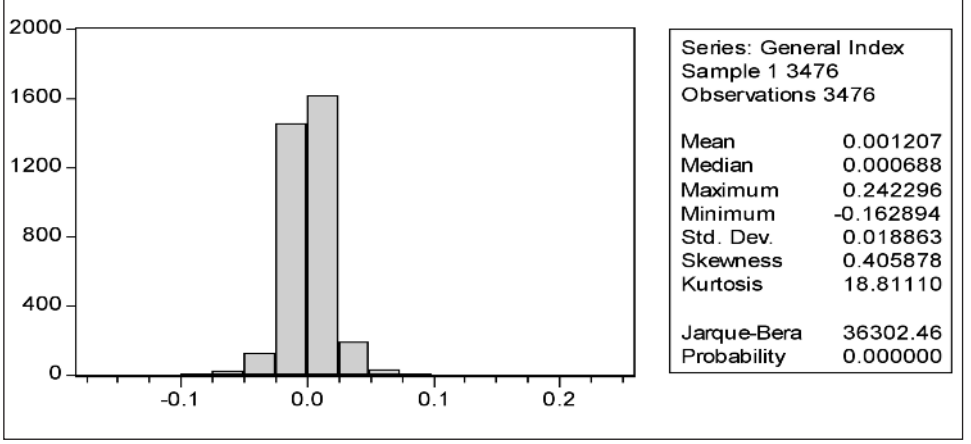
Το μονομεταβλητό GARCH μοντέλο

Προτού αναλυθεί η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα έρευνα είναι χρήσιμο να γίνει αναφορά στην σχετική βιβλιογραφία. Πολλές οικονομικές χρονοσειρές παρουσιάζουν περιόδους με ασυνήθιστα υψηλή μεταβλητότητα, ακολουθούμενη από περιόδους ηρεμίας. Σε τέτοιες περιπτώσεις η υπόθεση της σταθερής διακύμανσης(ομοσκεδαστικότητας) δεν θεωρείται κατάλληλη. Ο Engle βρίσκει ότι σε κάποια δεδομένα, η διακύμανση του διαταρακτικού

Γράφημα 1: Περίοδος (1985-1998)



Γράφημα 2: Περιγραφικά στατιστικά



Πολλές οικονομικές χρονοσειρές παρουσιάζουν περιόδους με ασυνήθιστα υψηλή μεταβλητότητα, ακολουθούμενη από περιόδους ηρεμίας. Σε τέτοιες περιπτώσεις η υπόθεση της σταθερής διακύμανσης(ομοσκεδαστικό τητας) δεν θεωρείται κατάλληλη.

όρου σε υποδείγματα χρονοσειρών είναι λιγότερο σταθερή από ότι πίστευαν. Τα αποτελέσματα του Engle δείχνουν ότι σε υποδείγματα με πληθωρισμό, μεγάλα και μικρά κατάλοιπα εμφανίζονται σε ομάδες, κάτι που υποδηλώνει μια μορφή ετεροσκεδαστικότητας, κατά την οποία η διακύμανση των καταλοίπων εξαρτάται από το μέγεθος του προηγούμενου διαταρακτικού όρου. Έτσι ο Engle πρότεινε το αυτοπαλίνδρομο, υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικό υπόδειγμα (ARCH, autoregressive conditionally heteroskedastic model) σαν ένα εναλλακτικό υπόδειγμα.[20]

Οι τελευταίες έρευνες των χρηματαγορών δείχνουν ότι το φαινόμενο είναι αρκετά συχνό. Το ARCH υπόδειγμα αποδείχθηκε χρήσιμο στη μελέτη της διακύμανσης του πληθωρισμού, στη χρονική διάρθρωση των επιτοκίων (term structure of interest rates), στη μεταβλητότητα των αποδόσεων των χρηματιστηρίων και σε πολλά άλλα.[21]

Ο Bollerslev επέκτεινε την αρχική δουλειά του Engle αναπτύσσοντας μία τεχνική που επιτρέπει στην υπό συνθήκη διακύμανση να είναι μια ARMA ανέλιξη. Αυτό το γενικευμένο ARCH(p,q) υπόδειγμα λέγεται GARCH(p,q) και επιτρέπει την ύπαρξη αυτοπαλίνδρομων και κινητών μέσων συντελεστών στην ετεροσκεδαστική διακύμανση. Το πλεονέκτημα ενός GARCH υποδείγματος είναι ότι, ένα μεγάλης τάξης ARCH υπόδειγμα μπορεί να γραφεί σαν ένα GARCH υπόδειγμα μικρότερης τάξης, το οποίο είναι ευκολότερο να ταυτοποιηθεί και να εκτιμηθεί και επιπλέον χρειάζεται λιγότερους περιορισμούς στους συντελεστές.[22]

Αυτό το μοντέλο μπορεί να περιγράψει εμπειρικά την υπό συνθήκη διακύμανση των καθημερινών και μηνιαίων αποδόσεων. Το GARCH μοντέλο μπορεί να γραφεί:

$$R_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} \beta_i R_{t-i} + u_t \qquad (1)$$

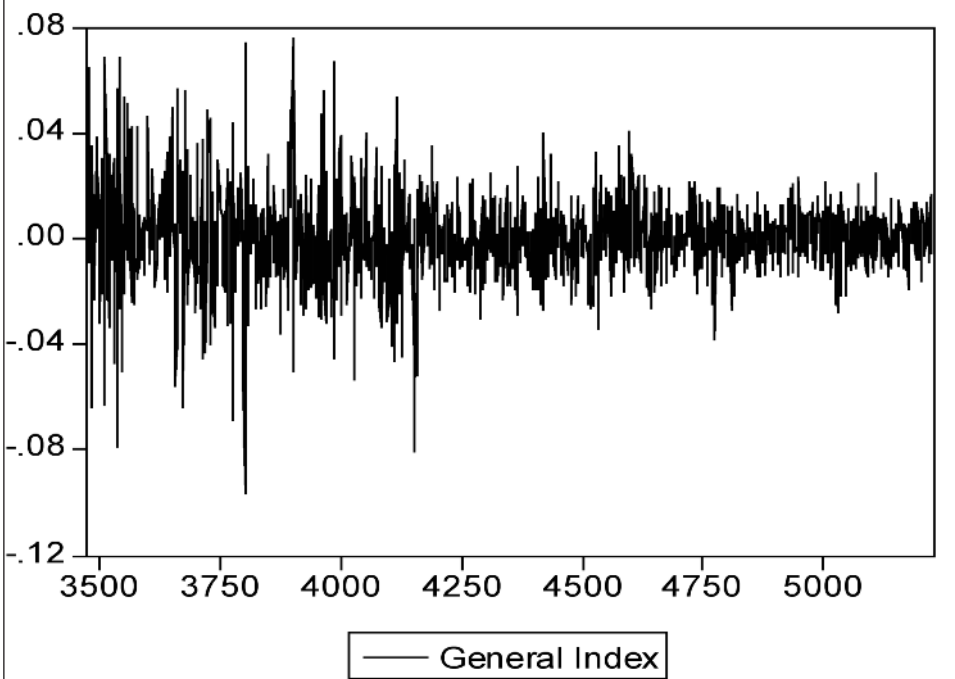
Όπου R_t είναι ο λογάριθμος των αποδόσεων των χρηματιστηριακών δεικτών στη χρονική περίοδο t,

[20] R. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation", *Econometrica,* Vol. 50, No. 8, 1982, pp. 377-403, R. Engle, "Estimates of the Variance of US Inflation Based on the ARCH Model", *Journal of Money Credit and Banking,* Vol.15, 1983, pp. 286-301.

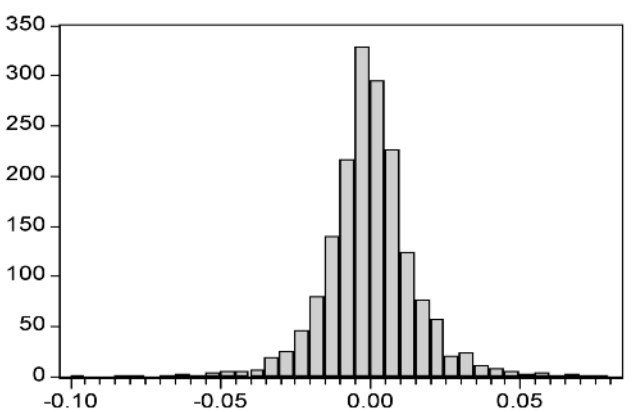
[21] I. Domowitz - C. S. Hakkio "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market", *Journal of International Economics,* Vol., 19, No.1-2, 1985, pp. 47-66.

[22] T.Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp.307-327.

Γράφημα 3: Περίοδος (1999-2005)



Γράφημα 4: Περιγραφικά στατιστικά



Series: General Index
Sample 3477 5225
Observations 1749

Mean	0.000172
Median	-0.000137
Maximum	0.076225
Minimum	-0.096152
Std. Dev.	0.015815
Skewness	-0.014360
Kurtosis	7.115005
Jarque-Bera	1234.072
Probability	0.000000

Για το λόγο αυτό, τα τελευταία τριάντα χρόνια έχουν αναπτυχθεί πολλοί διαγνωστικοί έλεγχοι για τον εντοπισμό παρατηρήσεων που ενδέχεται να προκαλέσουν δυσκολίες στην εφαρμογή των παραμετρικών μεθόδων παλινδρόμησης ή παρατηρήσεων που ενδέχεται να επηρεάσουν τα αποτελέσματα, με την έννοια ότι σχετικά μικρές μεταβολές σε αυτές μπορούν να έχουν εμφανή επίδραση στις εκτιμήσεις.

$h^2t=V(u_t/\Omega_{t-1})=E(u^2_t/\Omega_{t-1})=a_0+{}^q\sum_{i=1}a_iu_{t-1}+{}^p\sum_{i=1}\varphi_ih^2_{t-1}$ (2)
και u_t το τυπικό σφάλμα
και Ω_{t-1} είναι το σετ πληροφοριών στη χρονική στιγμή t-1, περιέχοντας παρατηρήσεις στις αποδόσεις των τιμών των μετοχών της προηγούμενης περιόδου; το $\Omega_{t-1}=(h_{t-1},h_{t-2},\ldots,R_{t-1},R_{t-2},\ldots)$.

Η εκτός συνθήκη διακύμανση του u_t είναι σταθερή και δίνεται από τη εξίσωση: $V(u_t)=\sigma^2=a_0/1-{}^q\sum_{i=1}a_i-{}^p\sum_{i=1}\varphi_i>0$ (3) και η απαραίτητη συνθήκη για τη (2) να είναι στάσιμη η συνδιακύμανση δίνεται από: ${}^q\sum_{i=1}a_i+{}^p\sum_{i=1}\varphi_i<1$ (4)

Επιπρόσθετα στους περιορισμούς (3) και (4) ο Bollerslev υπέθεσε ότι ai≥0, i=1,2,...,q, και φi≥0, ι=1,2,....p. Αν και αυτοί οι επιπρόσθετοι περιορισμοί ήταν επαρκής για να είναι η υπό συνθήκη διακύμανση θετική, παρόλα αυτά δεν ήταν απαραίτητη.

Το μονομεταβλητό EGARCH μοντέλο

Είναι συχνή η περίπτωση που η υπό συνθήκη διακύμανση, δεν είναι μία συχνή λειτουργία των παρελθοντικών διαταραχών (θορύβων), ut-1, ut-2. Ένα GARCH μοντέλο προτάθηκε από τον Nelson με σκοπό να πιάσει αυτό το σημαντικό χαρακτηριστικό, το οποίο συχνά παρουσιάζεται όταν αναλύονται αποδόσεις χρηματιστηριακών δεικτών.[23]

Χρησιμοποιούμε την εκδοχή του GARCH μοντέλου:

$$R_t= \beta_0 + \sum_{i=1}^{n}\beta_i R_{t-i} + u_t \qquad (3)$$

Όπου Rt είναι ο λογάριθμος των αποδόσεων τη χρονική στιγμή t
h^2_t είναι ο υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικός όρος τη χρονική στιγμή t
και ut ο διαταρακτικός όρος
$h^2_t=V(u_t/\Omega_{t-1})=E(u^2_t/\Omega_{t-1})$. Παρόλα αυτά, για το h^2_t, ο Nelson χρησιμοποιεί ένα λειτουργικό ερμηνευτικό σχήμα, το οποίο γράφεται ως εξής:

$$\log h^2_t=a_0+{}^q\sum_{i=1}a_i(u_{t-1}/h_{t-1})+{}^q\sum_{i=1}a_i(|u_{t-1}/h_{t-1}|-\mu)+{}^p\sum_{i=1}\varphi_i\log h^2_{t-1} \qquad (4)$$

όπου, $\mu=E(|u_t/h_t|)$

Έχουμε: $\mu=(2/\pi)^{1/2}$, αν $\varepsilon_t\approx N(0,1)$ (3)

Η ύπαρξη της εκτός συνθήκης διακύμανσης απαιτεί ότι $1-{}^p\sum_{i=1}\varphi_t\varepsilon^i_t=0$ (4). Το μοναδικό το οποίο απαιτείται είναι ότι η ρίζα της παραπάνω εξίσωσης πρέπει

[23] D. Nelson, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, Vol.59, No.2, 1991, pp. 347-370.

να είναι διαφορετική της μονάδας. Η εκτός συνθήκη διακύμανση του u_t σε αυτή τη περίπτωση δεν έχει μια απλή μορφή. Παρόλα αυτά, αν $^{p}\sum_{i=1}\varphi_t\varepsilon^i_t<1$ τότε ο λογάριθμος της διακύμανσης θα δίνεται από τον τύπο: $\log(h^2_t)=a_0(1-^{p}\sum_{i=1}\varphi_t\varepsilon^i_t)^{-1}$. Έτσι, σε αντίθεση με το GARCH μοντέλο, το EGARCH μοντέλο δίνει πάντα θετική την υπό συνθήκη διακύμανση.

Το πολυμεταβλητό OLS (μέθοδος ελάχιστων τετραγώνων) μοντέλο με ψευδομεταβλητές

Συχνά, σε σχέση με πρακτικές εφαρμογές, οι σταθερές α και β είναι άγνωστες και απαιτείται να εκτιμηθούν από τα δεδομένα. Η κλασσική μέθοδος για την προσαρμογή μιας ευθείας γραμμής σε διμεταβλητά δεδομένα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (ordinary least squares method) που, όπως είναι γνωστό, έχει βέλτιστες ιδιότητες κάτω από ορισμένες συνθήκες ανεξαρτησίας και κανονικότητας, οι οποίες επιτρέπουν τη χρησιμοποίηση παραμετρικών τεχνικών εκτίμησης και ελέγχου υποθέσεων. Παρά το ότι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων ενδέχεται να έχει σχετικά μικρή ευαισθησία σε ορισμένες αποκλίσεις από τις βασικές προϋποθέσεις, μπορεί να επηρεάζεται σημαντικά από άλλες. Για το λόγο αυτό, τα τελευταία τριάντα χρόνια έχουν αναπτυχθεί πολλοί διαγνωστικοί έλεγχοι για τον εντοπισμό παρατηρήσεων που ενδέχεται να προκαλέσουν δυσκολίες στην εφαρμογή των παραμετρικών μεθόδων παλινδρόμησης ή παρατηρήσεων που ενδέχεται να επηρεάσουν τα αποτελέσματα, με την έννοια ότι σχετικά μικρές μεταβολές σ' αυτές μπορούν να έχουν εμφανή επίδραση στις εκτιμήσεις.

Η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων χρησιμοποιείται για την εκτίμηση υποδειγμάτων όπως το ακόλουθο.

$$Y_1=B_0 + B_1Y_{t-1} + B_2Y_{t-2} + \gamma_1Z_1 + u_t \qquad (5)$$

Όπου Y_1 ενδογενείς μεταβλητή, Y_{t-1},Y_{t-2}, χρονικές υστερήσεις με 1 και 2 lags αντίστοιχα

Z_1 ψευδομεταβλητή που παίρνει τιμή 0 πριν την εισαγωγή του ευρώ
και 1 μετά την εισαγωγή του ευρώ

Η εξίσωση (5) περιέχει στο δεξιό μέρος αυτής μόνο την εξωγενή μεταβλητή Z_1 και το στοχαστικό όρο u_t. Δεδομένου ότι, σύμφωνα με τα δεδομένα του προβλήματος, το Z_1 είναι ανεξάρτητο από το u_t, η εξίσωση αυτή μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Όπως έχει διατυπωθεί το υπόδειγμα, η υπόθεση ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές πρέπει να είναι ασυσχέτιστες με το διαταρακτικό όρο δεν παραβιάζεται. Κατά συνέπεια οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων θα είναι συνεπείς.

Το μονόπλευρο T-TEST

Αποδεικνύεται ότι όταν η κατανομή των διαταρακτικών όρων είναι κανονική τότε η κατανομή του στατιστικού

Η ελληνική αγορά μετά την εισαγωγή του ευρώ έχει γίνει λιγότερο μεταβλητή, η διακύμανση δηλαδή έχει μικρύνει.

$$t_{\pi} = (b_i - b_j)/\sqrt{sb_i^2 + sb_j^2} \qquad (6)$$

ακολουθεί την κατανομή t-student με ν=n-κ-1 βαθμούς ελευθερίας. Με βάση το αποτέλεσμα αυτό μπορούμε να κάνουμε έλεγχο της υπόθεσης ότι μια ερμηνευτική μεταβλητή, έστω X_j είναι πλεονάζουσα ως εξής:

- *Η μηδενική υπόθεση και η εναλλακτική υπόθεση*
  Ho: $b_i = b_j$
  Hε: $b_i > b_j$
- *Το κριτήριο αποφάσεως*: Αν υπολογίσουμε την τιμή
  t_{π} και
  ισχύει $|t_{\pi}| > t_{n-κ-1,α/2}$ τότε θα απορρίψουμε την Ho στο επίπεδο σημαντικότητας α%.

Η τιμή του στατιστικού t τυπώνεται από όλα τα προγράμματα Η/Υ με την ονομασία t-ratio. Συχνά δίνεται μαζί και η τιμή πιθανότητας του ελέγχου ως p-value. Η επιφύλαξη που διατυπώνεται στον έλεγχο αυτό είναι η εξής: αν για περισσότερες από μία ερευνητικές μεταβλητές η τιμή του t-ratio είναι μικρότερη από την $t_{n-κ-1,α/2}$ (χοντρικά, μικρότερη από 2) αυτό δε σημαίνει ότι αυτές μπορούν να αφαιρεθούν συγχρόνως από το μοντέλο.

Ανάλυση GARCH αποτελσμάτων

Σ' αυτήν την ενότητα παρουσιάζουμε και συζητάμε τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης που πραγματοποιήσαμε. Στην ανάλυσή μας χρησιμοποιούμε GARCH μοντέλα για να εξερευνήσουμε την μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών για τις περιόδους 1985-1998 και για τη περίοδο μετά την εισαγωγή του Ευρώ, 1999-2005. Αυτό που αρχικά κάνουμε είναι να ελέγξουμε

- τη μηδενική υπόθεση: δεν υπάρχουνε ARCH και GARCH διαφορές ως προς την
- εναλλακτική: ότι υπάρχουν ARCH και GARCH διαφορές.

Η μηδενική υπόθεση είναι ισοδύναμη να χαμηλώσει τα επίπεδα ετεροσκεδαστικότητας. Τα Akaike και Schwartz κριτήρια παρουσιάζονται να εξετάζουν αυτή την υπόθεση. Όπως δείχνουν οι πίνακες 1 και 2, η Log-Likelihood είναι σημαντικά μεγαλύτερη για τη περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ (10062.74 έναντι 5042.731). Αυτό μας δείχνει ότι η διακύμανση δεν είναι ίση ανάμεσα στις δύο περιόδους αλλά είναι μεγαλύτερη για την περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ από ότι μετά την εισαγωγή. Τα Akaike και Schwartz κριτήρια προτείνουν ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται αφού τα κριτήρια αυτά επιλέγουν για την περίοδο πριν την εισαγωγή το μοντέλο GARCH (2,2) και GARCH (1,1) για τη περίοδο 1999-2005. Έτσι, οι δύο περίοδοι της έρευνάς μας χαρακτηρίζονται από

Πίνακας 1	
Πριν την εισαγωγή	
Panel A. Period:1985-1998	General Index
Return Equation	R(2)
C(1)	0.000209 (1.372)
C(2)	0.293571 (17.46)
C(3)	-0.043498 (-2.756)
GARCH Equation	*GARCH (2,2)*
C	$9.23E^{-7}$ (4.84)
ARCH (1)	0.320 (15.40)
ARCH (2)	-0.264 (-15,94)
GARCH (1)	1.388 (22.24)
GARCH (2)	-0.440 (-8.15)
(ARCH+GARCH)<1	1.004
Log-Likelihood	10062.74

Σημείωση: 1) Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι η z-statistics από τα αποτελέσματα τα οποία έχουμε εξαγάγει με τη βοήθεια του Eviews, 2) Η επιλογή των χρονικών υστερήσεων για τις αποδόσεις αλλά και για τη εξίσωση της διακύμανσης για τα GARCH μοντέλα έχει γίνει χρησιμοποιώντας τα Akaike και Schwartz κριτήρια, 3) Return equation είναι η εξίσωση αποδόσεων, 4) GARCH equation η GARCH εξίσωση, 5) τα C(1), C(2), C(3) είναι τα β_0, β_1 και β_2 αντίστοιχα ενώ τα ARCH και GARCH είναι τα σφάλματα και η διακύμανση αντίστοιχα για μια και δύο χρονικές υστερήσεις.

ασταθή μεταβλητότητα και εφόσον απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση, δεχόμαστε την εναλλακτική ότι δηλαδή υπάρχουν ARCH και GARCH διαφορές.

Συγκεκριμένα, τα ARCH αποτελέσματα είναι μικρότερα στη πρώτη περίοδο (0.320-0.264=**0.056**) από ότι στη δεύτερη (**0.095**). Αντίθετα, τα GARCH αποτελέσματα είναι μεγαλύτερα για την περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ (1.388-0.440=**0.948**) από ότι στη δεύτερη περίοδο (**0.895**)

Πίνακας 2	
Μετά την εισαγωγή του ευρώ	
Panel B. Period: 1999-2005	General Index
Return Equation	R(1)
C(1)	0.000418 (1.425)
C(2)	0.12409 (4.810)
GARCH Equation	*GARCH (1,1)*
C	$2.51E^{-6}$ (3.45)
ARCH (1)	0.095 (10.19)
GARCH (1)	0.895 (97.55)
(ARCH+GARCH)<1	0.99
Log-Likelihood	5042.731

Σημείωση: 1) Οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι η z-statistics από τα αποτελέσματα τα οποία έχουμε εξαγάγει με τη βοήθεια του Eviews, 2) Η επιλογή των χρονικών υστερήσεων για τις αποδόσεις αλλά και για τη εξίσωση της διακύμανσης για τα GARCH μοντέλα έχει γίνει χρησιμοποιώντας τα Akaike και Schwartz κριτήρια, 3) Return equation είναι η εξίσωση αποδόσεων, 4) GARCH equation είναι η GARCH εξίσωση, 5) τα C(1), C(2) είναι τα β_0 και β_1 αντίστοιχα ενώ τα ARCH και GARCH είναι τα σφάλματα και η διακύμανση αντίστοιχα για μια χρονική υστέρηση.

Η τιμή της επιμονής (persistence) για τη πρώτη περίοδο είναι 1.004 ενώ για τη δεύτερη περίοδο είναι 0.99. Τα αποτελέσματα από τους παραπάνω πίνακες επιδεικνύουν ότι τα ARCH και GARCH αποτελέσματα είναι μεγαλύτερα στη πρώτη περίοδο σε σχέση με τη δεύτερη.

Ανάλυση EGARCH αποτελεσμάτων

Οι δύο παρακάτω πίνακες αναφέρονται σε αποτελέσματα των EGARCH μοντέλων. Στο σημείο αυτό θα εξετάσουμε την επίδραση των καλών και άσχημων νέων στη μεταβλητότητα των τιμών των μετοχών ανάμεσα στις δύο περιόδους (πριν και μετά την εισαγωγή του ευρώ). Για την ακριβή παρουσίαση των αποτελεσμάτων που θέλουμε να σχολιάσουμε θα δημιουργήσουμε ένα πίνακα (5) με τα στοιχειά που μας ενδιαφέρουν.

Πίνακας 3	
EGARCH (2,1) πριν την εισαγωγή	
Panel A. Period: 1985-1998	General Index
Return Equation*	R(2)
C(1)	0.000211 (1.539)
C(2)	0.2919 (17.97)
C(3)	-0.0555 (-4.151)
E-GARCH Equation**	*E-GARCH (2,1)*
C	-0.4097 (-17.06)
Good news	0.4913 (19.34)
Bad news	0.0619 (3.776)
Good news	-0.1962 (-7.423)
Bad news	-0.0282 (-1.799)

Σημείωση: 1) Return equation είναι η εξίσωση αποδόσεων, 2) E-GARCH equation είναι η E-GARCH εξίσωση, 3) οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι η z-statistics από τα αποτελέσματα που έχουμε εξαγάγει από το Eviews, 4) τα good και bad news είναι τα άσχημα και τα καλά νέα.

Από τον πίνακα 5 μπορούμε να δούμε ότι τα 'good' news (καλά νέα) για την περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ είναι μεγαλύτερα (0.491372), από ότι στη δεύτερη περίοδο (0.227197). Η διαφορά των καλών νέων είναι 0.264175. Επιπρόσθετα τα 'bad' news (άσχημα νέα), είναι μεγαλύτερα στην περίοδο πριν την εισαγωγή (0.061961) απέναντι στα άσχημα νέα της άλλης περιόδου (-0.071921). Η διαφορά τους είναι 0.133882. Όσον αφορά τη μεταβλητότητα (volatility) σύμφωνα με τα στοιχεία του πίνακα είναι μεγαλύτερη στη περίοδο πριν την εισαγωγή του ευρώ (0.977736) σε αντίθεση με τη περίοδο μετά (0.974011). Η διαφορά τους είναι 0.003725.

Πίνακας 4

EGARCH (1,1) μετά την εισαγωγή

Panel A. Period: 1999-2005	General Index
Return Equation*	R(2)
C(1)	0.000211 (1.539)***
C(2)	0.2919 (17.97)***
C(3)	-0.0555 (-4.151)***
E-GARCH Equation**	*E-GARCH (2,1)*
C	-0.4097 (-17.06)***
Καλά νέα	0.4913 (19.34)***
Κακά νέα	0.0619 (3.776)***
Καλά νέα	-0.1962 (-7.423)***
Κακά νέα	-0.0282 (-1.799)***

Σημείωση: 1) Return equation είναι η εξίσωση αποδόσεων, 2) E-GARCH equation είναι η -EGARCH εξίσωση, 3) οι αριθμοί στις παρενθέσεις είναι η z-statistics από τα αποτελέσματα που έχουμε εξαγάγει από το Eviews, 4) τα good και bad news είναι τα άσχημα και τα καλά νέα.

Πίνακας 5

Καλά νέα, άσχημα νέα και διακύμανση

Std.Error		**Coefficient**		**Διαφορά**	
ΠΕΡΙΟΔΟΙ	**ΠΡΙΝ**	**ΜΕΤΑ**	**ΠΡΙΝ-ΜΕΤΑ**	**ΠΡΙΝ**	**ΜΕΤΑ**
*Good news**	0.491372	0.227197	0.264175	0.025403	0.017261
*Bad news***	0.061961	-0.071921	0.133882	0.016406	0.009897
*Volatility****	0.977736	0.974011	0.003725	0.002137	0.005652

Σημείωση: * καλά νέα, ** άσχημα νέα, *** διακύμανση

Πίνακας 6

Ανάλυση παλινδρόμησης. Γενικός δείκτης εναντίον ψευδομεταβλητή

```
5225 cases used 2 cases contain missing values

Predictor        Coef     SE Coef          T
P
Constant    0.0012071   0.0003036       3.98
0.000
Dummy1      -0.0010354   0.0005248        -1.97
0.049

S = 0.01790     R -Sq = 0.1%      R -Sq(adj) = 0.1%

Analysis of Variance

Source            DF          SS          MS
F        P
Regression          1   0.0012474   0.0012474
3.89    0.049
Residual  Error   5223   1.6736115   0.0003204
Total            5224   1.6748589
```

Αποτελέσματα από το OLS

Το OLS μοντέλο θα μας βοηθήσει να δούμε την επίδραση της εισαγωγής του ευρώ στο χρηματιστηριακό δείκτη FTSE20. Η εξίσωση που παλινδρομούμε είναι:

$$\text{ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ} = 0.00121 - 0.00104\ \text{Dummy1} + u_t \qquad (1)$$

Για την εξίσωση (1) με βάση τα αποτελέσματα του πίνακα 6 μπορούμε να κάνουμε τα εξής σχόλια. Βλέπουμε ότι η t-statistic της dummy μεταβλητή είναι -1.97. Το αρνητικό πρόσημο (-) σημαίνει ότι η επίδραση μετά την εισαγωγή του ευρώ είναι μεγαλύτερη από ότι πριν την εισαγωγή. Η σχέση (1) μας δείχνει ότι εάν αυξηθεί η επίδραση του ευρώ κατά 1%, τότε ο χρηματιστηριακός δείκτης General Index θα μειωθεί κατά 0.10%. Το επίπεδο σημαντικότητας είναι 5% και το R^2 είναι πολύ χαμηλό. Αυτό μας δείχνει ότι δεν υπάρχει μεγάλη γραμμική σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Το F-statistic είναι 3.89, στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, δηλαδή το μοντέλο αυτό είναι καλό σε γενικές γραμμές και πιάνει την επίδραση του ευρώ στο Χρηματιστήριο.

Πίνακας 7

Ανάλυση παλινδόμησης. Γενικός δείκτης εναντίον γενικού δείκτη με μια υστέρηση, γενικού δείκτη με δύο υσταρήσεις και μια ψευδομεταβλητή

```
5223 cases used 4 cases contain missing values

Predictor                Coef     SE Coef          T
P
Constant               0.0009977   0.0002972
3.36      0.001
GENERAL INDEX*(l)      0.22251     0.01382
16.10    0.000
GENERAL INDEX** (L)   -0.04736     0.01382        -
3.43    0.001
Dummy1***             -0.0008570   0.0005125      -
1.67    0.095

S = 0.01747     R -Sq = 4.8%      R -Sq(adj) = 4.7%

Analysis of Variance

Source            DF          SS          MS
F        P
Regression         3    0.080340    0.026780
87.73    0.000
Residual Error  5219    1.593038    0.000305
Total            5222    1.673378

Source              DF      Seq SS
GENERAL INDEX *(l    1    0.075976
GENERAL INDEX **(L   1    0.003511
Dummy 1***           1    0.000853
```

Σημείωση: *General Index είναι ο Γενικός Δείκτης (β_0) με μία χρονική υστέρηση, ** General Index είναι ο Γενικός Δείκτης (β_1) με δύο χρονικές υστερήσεις, *** Ψευδομεταβλητή (γ_1)

Η εξίσωση παλινδρόμησης είναι:

ΓΕΝΙΚΟΣ ΔΕΙΚΤΗΣ =0.000998 + 0.223 Γενικός Δείκτης (1 υστέρηση) - 0.0474 Γενικός Δείκτης (2 υστερήσεις) -0.000857 Dummy1 + u_t (2)

Το δεύτερο μοντέλο περιλαμβάνει και χρονικές υστερήσεις (lags). Όταν βάζουμε τα lags στο μοντέλο μας τότε μειώνεται η επίδραση του ευρώ στο Γενικό Χρηματιστηριακό Δείκτη. Όμως, σύμφωνα με το R^2 η γραμμικότητα του μοντέλου αυξάνει από 0.1% στο πρώτο μοντέλο σε 4.8% στο δεύτερο. Όταν αυξάνει η dummy 1 κατά 1%, τότε η επίδραση στο χρηματιστήριο θα μειωθεί κατά 0.09%. Το t-statistic και πάλι είναι αρνητικό αλλά τώρα έχει μειωθεί, ενώ το επίπεδο σημαντικότητας έχει αυξηθεί από 5% σε 10%. Το F-statistic δείχνει ότι το δεύτερο μοντέλο είναι καλύτερο από το πρώτο γιατί η τιμή του είναι ίση με 87.73 σε επίπεδο σημαντικότητας 1% ενώ προηγουμένως ήταν 3.89 σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Αποτελέσματα από το T-Test για το GARCH μοντέλο

Στο πίνακα (8) εξετάζουμε με το T-TEST εάν τα ARCH αρχικά και στη συνέχεια GARCH αποτελέσματα με 1 lag (χρονικές υστερήσεις) είναι στατιστικά σημαντικά σε δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας.

ARCH αποτελέσματα

t = 0.320-0.095/ [$\sqrt{(0.020790)^2 + (0.009368)^2}$ = 9.8>3.169,

στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%,

GARCH αποτελέσματα

t = 1.388-0.895/ [$\sqrt{(0.062422)^2 + (0.009184)^2}$ = 7.8>3.169,

στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Πίνακας 8

T-TEST για ARCH και GARCH αποτελέσματα

	Coefficient	Std.Error	
ARCH (1)*	**0.320**	**0.020790**	
ARCH (1)**	**0.095**	**0.009368**	
T-TEST			**9.8**
GARCH (1)*	**1.388**	**0.062422**	
GARCH (1)**	**0.895**	**0.009184**	
T-TEST			**7.8**

* Αποτελέσματα ARCH από το GARCH (2,2) της περιόδου πριν την εισαγωγή του ευρώ,

** αποτελέσματα ARCH από το GARCH (1,1) της περιόδου μετά την εισαγωγή, τα ARCH(1) και GARCH(1) είναι τα σφάλματα και η διακύμανση αντίστοιχα για 1 χρονική υστέρηση.

Στο σημείο αυτό θα εξετάσουμε με το T-TEST εάν τα ARCH (1 και 2 lags) αποτελέσματα είναι στατιστικά σημαντικά σε δεδομένο επίπεδο σημαντικότητας.

$$t = 0.095-0.056/[\sqrt{(0.009368)^2 + (0.020790 + 0.016593)^2} = 1.01<1.812,$$ [24]

άρα η επίδραση των ARCH αποτελεσμάτων είναι στατιστικά ασήμαντη σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Με τον ίδιο ακριβώς τρόπο θα υπολογίσουμε εάν τα GARCH (1 και 2 lags) αποτελέσματα είναι στατιστικά σημαντικά. Βρίσκοντας ότι το t-test είναι 0.45, βλέπουμε ότι η επίδραση των GARCH αποτελεσμάτων είναι στατιστικά ασήμαντη σε επίπεδο σημαντικότητας 10% αφού 0.45<1.812.

Η επίδραση των ARCH+GARCH αποτελεσμάτων είναι στατιστικά ασήμαντη αφού το 0.09<1.812 σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Αποτελέσματα για το T-TEST για το EGARCH μοντέλο

Με βάση τον παρακάτω πίνακα (10) θα υπολογίσουμε το T-TEST των good (καλά) και bad (άσχημα) news (νέα) ξεχωριστά αλλά και για τα δύο ταυτόχρονα.

Αρχικά θα εξαγάγουμε αποτελέσματα από t-test για τα *good news* (καλά νέα). Στη συνέχεια με τον ίδιο τρόπο θα υπολογίσω τα bad news (άσχημα νέα) και τέλος και τα δύο μαζί. Οπότε,

$$t_{καλά} = 0.264175/ \sqrt{(0.025403)^2 + (0.017261)^2} = 8.6>3.169,$$ άρα στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%,

$$t_{άσχημα} = 0.133882/\sqrt{(0.016406)^2 + (0.009897)^2} = 6.9>3.169,$$ άρα στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%,

$$t_{άσχημα+καλά} = (0.491372+0.006196)-(0.227197-0.071921)/$$

$$\sqrt{(0.025403 + 0.016406)^2 + (0.017261 + 0.009897)^2} =$$

7.9>3.169, στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο σημαντικότητας 1%.

Συμπεράσματα και μελλοντικές έρευνες

Σημαντικά συμπεράσματα και περιορισμοί

Σ' αυτό το άρθρο, εξετάσαμε την επίδραση του ευρώ στον ελληνικό χρημα-

[24] Κρίσιμες τιμές της t. Στο μονόπλευρο έλεγχο όπου έχουμε αρχική υπόθεση μ=μ και εναλλακτική μ>μ, οι κριτικές τιμές είναι 1.812, 2.228 και 3.169 για 10%, 5% και 1% επίπεδο σημαντικότητας αντίστοιχα.

Πίνακας 9

Συνολικά ARCH και GARCH αποτελέσματα με το T-TEST

	Coefficient	Std.Error	
ARCH(1)*	0.320	0.020790	
ARCH(2)*	-0.264	0.016593	
ARCH(1)**	0.095	0.009368	
T-TEST			***1.01***
GARCH(1)***	1.388	0.062422	
GARCH(2)***	-0.440	0.054007	
GARCH(1)****	0.895	0.009184	
T-TEST			***0.45***
ARCH+GARCH******	1.004	0.153812	
ARCH+GARCH********	0.99	0.018552	
T-TEST			***0.09***

*Αποτελέσματα ARCH από το GARCH (2,2) της περιόδου πριν την εισαγωγή του ευρώ, **αποτελέσματα ARCH από το GARCH (1,1) της περιόδου μετά την εισαγωγή, ***αποτελέσματα GARCH από το GARCH (2,2) πριν την εισαγωγή του ευρώ, **** αποτελέσματα GARCH από το GARCH (1,1) για μετά την εισαγωγή, *****αποτελέσματα ARCH+ GARCH πριν την εισαγωγή, ******αποτελέσματα μετά την εισαγωγή, τα ARCH(1) και ARCH(2) είναι τα σφάλματα με 1 και 2 χρονικές υστερήσεις αντίστοιχα ενώ τα GARCH(1) και GARCH(2) η διακύμανση με 1 και 2 χρονικές υστερήσεις.

Πίνακας 10

T- Test για τα καλά και άσχημα νέα

	Coefficient		Διαφορά		Std.Error	
ΠΕΡΙΟΔΟΙ	**ΠΡΙΝ**	**ΜΕΤΑ**	**ΠΡΙΝ-ΜΕΤΑ**	**ΠΡΙΝ**	**ΜΕΤΑ**	**T-TEST**
Καλά νέα*	0.491372	0.227197	0.264175	0.025403	0.017261	*8.6*
Κακά νέα **	0.061961	-0.071921	0.133882	0.016406	0.009897	*6.9*
Καλά +Κακά νέα ***	0.5533	0.1552	0.3981	0.04180	0.02715	*7.9*

*Καλά νέα, **άσχημα νέα, *** καλά και άσχημα νέα

Άλλη έρευνα, θα μπορούσε να εξετάσει την αλληλεπίδραση ανάμεσα στη μεταβλητότητα και την αυτοσυσχέτιση στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Επίσης, την συγκεκριμένη έρευνα, την επίδραση δηλαδή της εισαγωγής του ευρώ στη μεταβλητότητα, θα μπορούσαμε να την εφαρμόσουμε και σε άλλα χρηματιστήρια, όπως είναι για παράδειγμα το χρηματιστήριο της Κύπρου.

τιστηριακό δείκτη. Δηλαδή, μελετήσαμε τη διακύμανση του συγκεκριμένου χρηματιστηριακού δείκτη πριν την εισαγωγή (1985-1998) και μετά την εισαγωγή (1999-2005) του ευρώ με τη βοήθεια ορισμένων μοντέλων όπως είναι το GARCH, το EGARCH, το OLS και T-TEST. Πριν προχωρήσουμε στα συμπεράσματα τα οποία έχουμε βγάλει μέσω αυτών των μοντέλων θα ήταν σωστό να αναφέρουμε τα βήματα που ακολουθούμε για την εξαγωγή των τελικών συμπερασμάτων.

i) Σε πρώτη φάση στο άρθρο μας χρησιμοποιούμε ένα GARCH μοντέλο το οποίο περιγράφει την υπό συνθήκη διακύμανση. Τα υποδείγματα αυτά είναι πολύ χρήσιμα διότι μπορούν να περιγράψουν επαρκώς διαδικασίες ARCH (q) στις οποίες περιλαμβάνεται μεγάλος αριθμός υστερήσεων q.

ii) Στην συνέχεια χρησιμοποιούμε εκτός από το GARCH μοντέλο το οποίο μπορεί να πιάσει την συμμετρία και το EGARCH μοντέλο το οποίο πιάνει την ασυμμετρία των σφαλμάτων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του GARCH αυτό που βλέπουμε είναι ότι η διακύμανση δεν είναι ίση ανάμεσα στις δύο περιόδους που εξετάζουμε. Η ελληνική αγορά μετά την εισαγωγή του ευρώ έχει γίνει λιγότερο μεταβλητή, η διακύμανση δηλαδή έχει μικρύνει. Με το EGARCH μοντέλο, εξετάζουμε εάν η διακύμανση μετοχών και θορύβου (καλά και άσχημα νέα) επηρεάζουν το Χρηματιστήριο Αθηνών και συγκεκριμένα το δείκτη που εξετάζουμε. Τα αποτελέσματά μας έδειξαν ότι τα καλά και άσχημα νέα είναι μεγαλύτερα την περίοδο πριν την εισαγωγή, δηλαδή η επίδραση του χρηματιστηριακού δείκτη μετά την εισαγωγή του ευρώ δεν είναι μεγάλη. Επιπλέον, η μεταβλητότητα είναι μεγαλύτερη την περίοδο πριν από την εισαγωγή του ευρώ από ότι μετά την εισαγωγή.

iii) Με ένα πιο απλό μοντέλο OLS βλέπουμε εάν η εισαγωγή του ευρώ επηρεάζει το ελληνικό χρηματιστήριο. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης του OLS μοντέλου χρησιμοποιώντας χρονικές υστερήσεις και μία ψευδομεταβλητή βλέπουμε ότι λειτουργεί καλά και ότι πιάνει την επίδραση της εισαγωγής του ευρώ στο χρηματιστήριο.

iv) Με το T-TEST εξετάζουμε εάν οι ARCH, GARCH επιδράσεις είναι στατιστικά σημαντικές καθώς και αν τα καλά και άσχημα νέα είναι στατιστικά σημαντικά σε δεδομένο πάντα επίπεδο σημαντικότητας. Αρχικά εξετάζουμε εάν τα ARCH και GARCH αποτελέσματα με μία χρονική υστέρηση είναι στατιστικά σημαντικά. Βλέπουμε ότι και τα ARCH αλλά και τα GARCH είναι στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Αντίθετα, τα ARCH και GARCH αποτελέσματα για ένα και δύο lags είναι στατιστικά ασήμαντα σε επίπεδο σημαντικότητας 10%. Η επίδραση ARCH+GARCH είναι στατιστικά ασήμαντη σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Όσον αφορά τα καλά και άσχημα νέα βλέπουμε ότι είναι στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, δηλαδή η διακύμανση μετοχών και θορύβου επιδρά σημαντικά στο ελληνικό χρηματιστήριο.

Μελλοντικές έρευνες

Κάποιες άλλες έρευνες θα μπορούσαν επιπλέον να εξετάσουν τις αλλαγές στο επίπεδο ολοκληροποίησης στον ευρωπαϊκό τομέα των τραπεζικών εργασιών. Να εξετάσουν δηλαδή την επίδραση της εισαγωγής του ευρώ στη μεταβλητότητα σε διάφορα χαρτοφυλάκια.

Επιπλέον, θα μπορούσε εμπειρικά να εξεταστεί η επίδραση των εκλογών από το 1985 έως το 2005 στον ελληνικό χρηματιστηριακό δείκτη για:

- τη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών μεταξύ των ημερών που επρόκειτο να γίνουν οι εκλογές χρησιμοποιώντας τη γνωστή CAR (cumulative abnormal returns) μελέτη με εβδομαδιαία στοιχεία,
- τις αποδόσεις των τιμών των μετοχών και τη μεταβλητότητα χρησιμοποιώντας τρία εναλλακτικά ARCH τύπου μοντέλα χρησιμοποιώντας καθημερινά στοιχεία. Τα μοντέλα που θα μπορούσαμε να χρησιμοποιήσουμε είναι τα δύο μοντέλα που εφαρμόσαμε στη συγκεκριμένη εργασία (GARCH, EGARCH) αλλά και ένα GJR-GARCH μοντέλο το οποίο είναι ένα ασυμμετρικό μοντέλο.

Άλλη έρευνα, θα μπορούσε να εξετάσει την αλληλεπίδραση ανάμεσα στη μεταβλητότητα και την αυτοσυσχέτιση στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών. Επίσης, την συγκεκριμένη έρευνα, την επίδραση δηλαδή της εισαγωγής του ευρώ στη μεταβλητότητα, θα μπορούσαμε να την εφαρμόσουμε και σε άλλα χρηματιστήρια όπως είναι για παράδειγμα το χρηματιστήριο της Κύπρου.