

## Σ.Μ.Ε., ΟΓΚΟΣ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΚΑΙ ΑΝΟΙΚΤΑ ΣΥΜΒΟΛΑΙΑ: ΤΥΧΑΙΟΣ ΠΕΡΙΠΑΤΟΣ ΚΑΙ ΠΡΟΒΛΕΨΗ ΣΤΟ Χ.Π.Α.

By

*Νικόλαος Α. Χουρβουλιάδης\**, *Δημήτριος Β. Κουσενίδης\*\**

\* Υποψήφιος Διδάκτωρ, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο  
Θεσσαλονίκης

\*\* Επίκουρος Καθηγητής, Τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο  
Θεσσαλονίκης

### Abstract

#### STOCK INDEX FUTURES, TRADING VOLUME AND OPEN INTEREST: RANDOM WALK AND FORECASTING IN ADEX

The major purpose of this paper is dual: testing the Random Walk Hypothesis and the forecasting power of the linear regression and GARCH models. The data refer to the stock index FTSE/ATHEX20, for a five year period, from 2002-2006, contributing robustness to the findings. In particular, the paper finds strong evidence of random walk patterns, i.e. stationarity on first differences and cointegration according to Johansen. Furthermore, there is evidence of one way Granger causality, with various lags, proving that the future markets lead the spot, by reacting faster to the news. The paper further examines the relationships among a set of four variables, looking into possible patterns in their behavior and deviations from the long term cointegrated equilibrium. Through gradual improvements, the constructed model evolves from a simple linear regression to a GARCH (1,1) one, corrected for structural break and autocorrelation. Surprisingly, the forecasting power of the advanced GARCH model is not superior to that of the simple linear one, showing that such costly and time consuming methods do not yield respective results and thus can be avoided if price movements are the major goal of forecasting. JEL Classifications: G13, G14.

**Keywords:** Stock Index Futures, Unit Roots, Stationarity, Johansen Cointegration, Granger Causality, Linear Regression, Structural Breaks, GARCH.

### 1. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

Στη διεθνή βιβλιογραφία υπάρχει ικανός αριθμός ερευνών που διαπραγματεύεται τα φαινόμενα του τυχαίου περιπάτου και της συνολοκλήρωσης στις αγορές παραγώγων προϊόντων. Τα τελευταία χρόνια η συγκεκριμένη μεθοδολογία απαντάται στους περισσότερους ερευνητές και εφαρμόζεται με αυξανόμενο ρυθμό στον έλεγχο των χρονολογικών σειρών των θεσμοθετημένων χρηματιστηρίων παραγώγων. Αντιθέτως, ο ρόλος και η σημασία του όγκου συναλλαγών και των ανοικτών συμβολαίων ως μεταβλητές δεν έχει ερευνηθεί εις βάθος. Ειδικό-

τερα, στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται οι παραπάνω μεταβλητές, εφαρμόζονται κατά κανόνα προς έλεγχο σχέσης τους με τη διακύμανση των τιμών στην αγορά, και όχι προς ερμηνεία των μεταβολών των τιμών.

Η συντριπτική πλειοψηφία των ερευνών αφορά στις αναπτυσσόμενες αγορές της Ευρώπης, Αμερικής και Ασίας, όπου διακινούνται τεράστιοι όγκοι κεφαλαίων. Η αγορά παραγών της Ελλάδας και το Χ.Π.Α. κατατάσσεται στις αναπτυσσόμενες αγορές (emerging markets) και δεν βρίσκεται στην πρώτη γραμμή του ενδιαφέροντος των διεθνών ερευνητών. Η σταδιακή όμως ωρίμανση του Χ.Π.Α., η θεσμοθέτηση αλλαγών που βελτιώνουν την αποδοτικότητά του, και κυρίως η πραγματοποίηση των συναλλαγών σε Ευρώ, αποτελούν παράγοντες ταχύτερης ανάπτυξης στο μέλλον, καθιστώντας το μία σημαντική εναλλακτική πρόταση απέναντι στις μεγάλες διεθνείς αγορές.

Η εξέταση της εγχώριας αγοράς παραγών πραγματοποιείται κυρίως από Έλληνες ερευνητές. Ο Κεπουργίος (2004) στη μελέτη του εξετάζει το δείκτη FTSE/ATHEX20 για την περίοδο 1999-2002. Συμπεραίνει ότι υπάρχουν ενδείξεις τυχαίου περιπάτου, υπολογίζοντας ότι τα δεδομένα δεν είναι στάσιμα στα επίπεδα, ενώ είναι στάσιμα στις πρώτες διαφορές, εφαρμόζοντας ελέγχους ADF και PP. Στον έλεγχο συνολοκλήρωσης εφαρμόζει τις μεθόδους Engle-Granger και Johansen, βρίσκοντας ότι οι μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες. Καταλήγει ότι υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger ανάμεσα στο δείκτη FTSE/ATHEX20<sup>1</sup> της αγοράς τοις μετρητοίς και εκείνης των παραγών, υποστηρίζοντας ότι τόσο η αγορά παραγών όσο και η αγορά τοις μετρητοίς επηρεάζουν η μία την άλλη στη διαμόρφωση των τιμών. Σε διαφορετική μελέτη του ο Κεπουργίος (2005) εξετάζει την υπόθεση αμεροληψίας και αποτελεσματικότητας του δείκτη FTSE/ATHEX20 για την περίοδο 2000-2002. Εφαρμόζοντας τα ίδια κριτήρια στασιμότητας και συνολοκλήρωσης συμπεραίνει ότι αφενός οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες αφετέρου όμως απορρίπτει την υπόθεση της αμεροληψίας στις μεταβλητές των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης, αναδεικνύοντας την ύπαρξη ατελειών στην αγορά.

Στη μελέτη των Alexakis, Kavussanos & Visvikis (2002) εξετάζεται η ύπαρξη σχέσης αιτίου-αιτιατού (lead-lag) μεταξύ των αποδόσεων και της διακύμανσης των δεικτών των δύο αγορών για την περίοδο 1999-2001. Οδηγούνται στο συμπέρασμα ότι η προθεσμιακή αγορά παραγών των ΣΜΕ οδηγούν-προηγούνται της αγοράς τοις μετρητοίς, αντιδρώντας ταχύτερα στα νέα δεδομένα. Εφαρμόζοντας τους ελέγχους ADF, PP και Johansen, βρίσκουν ότι οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες πρώτου βαθμού, έχουν τον ίδιο βαθμό ολοκλήρωσης  $I(1)$ , και συνεπώς είναι συνολοκληρωμένες  $CI(1,1)$  με μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους. Οι Kavussanos & Visvikis (2004)

ελέγχοντας τη συμπεριφορά των συμβολαίων στους δείκτες FTSE/ATHEX20 και FTSE/ATHEXMid40, συμπεραίνουν ότι η αγορά του δεύτερου εμφανίζεται πιο αποτελεσματική από εκείνη του πρώτου. Από οικονομετρική σκοπιά θέτουν έναν προβληματισμό, συγκρίνοντας την προβλεπτικότητα των πολύπλοκων υποδειγμάτων τυχαίου περιπάτου με εκείνη των απλούστερων μοντέλων χρονολογικών σειρών και τεχνικών ARIMA, αμφισβητώντας την ανωτερότητα των πρώτων. Σε μελέτη τους οι Kavussanos & Nomikos (2003) πάνω στα ΣΜΕ BIFFEX στο χρηματιστήριο παραγώγων του Λονδίνου (LIFFE), καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η προθεσμιακή αγορά βρίσκεται σε μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας με εκείνη της μετρητοίς, είναι συλοκληρωμένες, και τα παράγωγα συμβόλαια ενσωματώνουν ταχύτερα τις νέες πληροφορίες, οδηγώντας την αγορά της μετρητοίς.

Στη μελέτη τους οι Floros & Vougas (2004) εξετάζουν τους δύο βασικούς δείκτες του Χρηματιστηρίου Αθηνών για την περίοδο 1999-2001. Τα αποτελέσματά τους επιβεβαιώνουν ότι τα επίπεδα των χρονολογικών σειρών περιέχουν μοναδιαία ρίζα και μετατρέπονται σε στάσιμα παίρνοντας τις πρώτες διαφορές. Οι σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού  $I(1)$  ενώ και ο έλεγχος Johansen αποδεικνύει την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης στις μεταβλητές. Στη μελέτη του ο Spyrou (2005) εξετάζει την τυχόν επίπτωση στη μεταβλητότητα (volatility) της αγοράς της μετρητοίς εξαιτίας της εισαγωγής του ΣΜΕ στον FTSE/ATHEX20. Ο έλεγχος γίνεται για την περίοδο 1997-2003 και καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η αγορά παραγώγων όχι μόνο δεν επηρεάζει τη μεταβλητότητα στο Χ.Α.Α. αλλά υπάρχουν και ενδείξεις για μείωση αυτής μετά την έναρξη διαπραγματεύσεων του ΣΜΕ στο δείκτη.

Επικουρικά με τις μελέτες των προθεσμιακών τιμών, θα ήταν χρήσιμο να ληφθούν υπόψη και τα συμπεράσματα ερευνών που εξετάζουν αποκλειστικά την ύπαρξη αποτελεσματικότητας στην αγορά μετρητοίς του Χ.Α.Α., μιας αγοράς συγγενικής του Χ.Π.Α., αφού ενεργοποιούνται οι ίδιοι κυρίως επενδυτές, διαπραγματεύονται οι υποκείμενοι τίτλοι και ανήκουν αμφότερα στη μητρική Ελληνικά Χρηματιστήρια Α.Ε. Χαρακτηριστικά αναφέρονται οι μελέτες των Theodossiou *et al.* (1993), Koutmos *et al.* (1993)<sup>2</sup>, Laopodis (2003)<sup>3</sup>, Barkoulas & Travlos (1998)<sup>4</sup> και Papachristou (1999)<sup>5</sup>, οι οποίες αν και δεν είναι άμεσα συγκρίσιμες τόσο στη μεθοδολογία (χρήση ελέγχου μοναδιαίας ρίζας, συνολοκλήρωσης και οικονομετρικά υποδείγματα) όσο και στη χρονολογική περίοδο (καλύπτουν σχεδόν είκοσι έτη εξέλιξης των τιμών), εντούτοις οδηγούνται στο συμπέρασμα για ύπαρξη τυχαίου περιπάτου στις μεταβλητές, με την εξαίρεση κάποιων υποπεριπτώσεων. Εν γένει, ο αναγνώστης οδηγείται στο επικρατούν συμπέρασμα ότι η αγορά εμφανίζει έστω και ασθενούς μορφής αποτελεσματι-

κότητα (weak form efficiency) και δεν μπορεί να απορριφθεί η ύπαρξη τυχαίου περιπάτου των τιμών.

Το ζήτημα της αποτελεσματικότητας της αγοράς των παραγώγων απασχολεί πλήθος ερευνητών σε διεθνές επίπεδο. Από τη μία πλευρά υφίσταται η οικονομετρική θεώρηση του προβλήματος και από την άλλη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της κάθε εθνικής αγοράς. Η πληθώρα και η διαφορετική φύση των υποκείμενων τίτλων δημιουργεί ξεχωριστές συνθήκες ισορροπίας για κάθε μελλοντικό συμβόλαιο σε κάθε τοπική αγορά. Η ύπαρξη τυχαίου περιπάτου στις τιμές, η υπόθεση της αμεροληψίας των μεταβλητών, η μακροχρόνια συνολοκλήρωση και η βραχυχρόνια αιτιότητα κατά Granger οριοθετούν τις μελέτες και τα συμπεράσματα αυτών.

Στην μελέτη τους οι Brooks *et al.* (2001) εξετάζουν το δείκτη FTSE100 της Αγγλικής αγοράς, παίρνοντας 10λεπτες τιμές για περίοδο 1996-1997, χρησιμοποιώντας Engle-Granger και ADF, οδηγούνται στο συμπέρασμα ότι το ΣΜΕ προηγείται των τιμών μετρητοίς και η προθεσμιακή αγορά ενσωματώνει γρηγορότερα τα νέα, στοιχειοθετώντας ύπαρξη φαινομένου αιτιότητας κατά Granger. Σε προγενέστερη μελέτη του ο Abhyankar (1998)<sup>6</sup> εξετάζοντας ωριαίες τιμές του FTSE100 επιβεβαίωσε την ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger (προήγησης) των ΣΜΕ στις μετρητοίς. Οι Antoniou & Holmes (1995) συμπεραίνουν ότι η είσοδος του συμβολαίου στον FTSE100 βελτίωσε την ταχύτητα διάχυσης της πληροφόρησης στην αγορά τοις μετρητοίς, προκάλεσε όμως αύξηση στη μεταβλητότητα των τιμών. Ομοίως, ο Butterworth (2000) διεπίστωσε αύξηση της ποσότητας των πληροφοριών στην αγορά με την είσοδο των συμβολαίων στον FTSE Mid250.

Η εξέταση της σχέσης των δεικτών της αγοράς τοις μετρητοίς με τα αντίστοιχα προθεσμιακά συμβόλαια απασχολεί πλείστους ερευνητές της αγοράς των Η.Π.Α. Οι Crowder & Phengpis (2005) εξετάζοντας το δείκτη S&P500 για μία περίοδο 21 ετών, επιβεβαιώνουν την ύπαρξη συνολοκλήρωσης στις μεταβλητές, εστιάζοντας την προσοχή τους στη σταθερότητα των συνθηκών της αγοράς, συμφωνώντας με τον λεπτομερή οικονομετρικό προβληματισμό των Brenner & Kroner (1995). Στις πολύ σημαντικές μελέτες τους οι Kawaller *et al.* (1987), Stoll & Whaley (1999)<sup>7</sup>, Chan (1992), και Ghosh (1993)<sup>8</sup> για την αμερικανική αγορά, κατέληξαν σε όμοια συμπεράσματα, ύπαρξης συνολοκλήρωσης και προήγησης των τιμών των ΣΜΕ έναντι των αντιστοίχων τιμών των δεικτών τοις μετρητοίς, θέτοντας όμως συγκεκριμένα ερωτηματικά για την εν γένει αποτελεσματικότητα των αγορών. Σε μία συνδυαστική μελέτη τους οι Mok *et al.* (2000) πάνω στους δείκτες S&P500 των Η.Π.Α. και Hang Seng του Χονγκ-Κονγκ, χρησιμοποιώντας καθημερινές τιμές με διαστήματα 15 λεπτών,

δεν απορρίπτουν την υπόθεση τυχαίου περιπάτου, αν και διαπιστώνουν ότι η Αμερικανική αγορά είναι πιο ώριμη από εκείνη του Χονγκ-Κονγκ.

Η υπόθεση ότι οι μεταβλητές των ΣΜΕ αποτελούν αμερόληπτους εκτιμητές των τιμών των δεικτών τις μετρητοίς επιβεβαιώνεται και στις μελέτες των Pizzi *et al.* (1998), Chu *et al.* (1999)<sup>9</sup> και Ackert & Racine (1999)<sup>10</sup> για το δείκτη S&P500, ενισχύοντας τις ενδείξεις για ύπαρξη αποτελεσματικότητας στην αγορά. Ύπαρξη αποτελεσματικότητας επιβεβαιώνουν και οι Zhong *et al.* (2004)<sup>11</sup> για τη γειτονική αγορά του Μεξικό και το βασικό δείκτη IPC. Παρόμοια χαρακτηριστικά έχουν επιβεβαιωθεί και σε ευρωπαϊκές αγορές, που επηρεάζουν αμειότερα την ελληνική. Οι Lee *et al.* (2000)<sup>12</sup>, εξετάζοντας τη γαλλική αγορά, συγκεκριμένα συμβόλαια δεικτών, ομολόγων και επιτοκίων, βρίσκουν συντριπτικές αποδείξεις ότι η υπόθεση τυχαίου περιπάτου δεν μπορεί να απορριφθεί.

Η αγορά της Ισπανίας, παρά το σημαντικά μεγαλύτερο μέγεθός της, προσομοιάζει ακόμα περισσότερο την ελληνική από αναδυόμενη σε ώριμη. Οι Nieto *et al.* (1998) μελέτησαν την περίοδο 1994-1996 παίρνοντας τις ημερήσιες τιμές του βασικού δείκτη Ibex35, και εφάρμοσαν τους ελέγχους ADF και Johansen. Τα συμπεράσματά τους επιβεβαίωσαν ότι οι χρονολογικές σειρές είναι  $I(1)$  και συνολοκληρωμένες  $CI(1)$ . Επιπροσθέτως, ισχυρίζονται ότι υπάρχει αιτιότητα κατά Granger προς μία κατεύθυνση, από την προθεσμιακή προς την μετρητοίς, συμφωνώντας με τις μελέτες λοιπών Ισπανών ερευνητών. Ομοίως, για την ισπανική αγορά, οι Lee & Mathur (1999), χρησιμοποιώντας ελέγχους ADF, KPSS και το Variance Ratio Test των Lo & MacKinlay (1988)<sup>13</sup>, όχι μόνο δεν απορρίπτουν την ύπαρξη τυχαίου περιπάτου στην αγορά, αλλά και θεωρούν την αποτελεσματικότητα της ισπανικής αγοράς ως τον βασικό λόγο ανάπτυξής της σε σύγκριση με άλλες αναδυόμενες αγορές που στερούνται του βαθμού αποτελεσματικότητας της Ισπανίας.

Στη σχετικά νέα και ιδιαίτερος εξελισσόμενη αγορά της Κορέας, οι Bae *et al.* (2004)<sup>14</sup> μελετούν το ΣΜΕ με υποκείμενο τίτλο τον βασικό δείκτη KOSPI200 για μία περίοδο 9 ετών, οδηγούμενοι στο συμπέρασμα ότι η είσοδος των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης σχετίζεται με μεγαλύτερη αποτελεσματικότητα στην αγορά τοις μετρητοίς. Στη σημαντική περιφερειακή και εξίσου ταχέως αναπτυσσόμενη αγορά της Ινδίας, τα εμπειρικά αποτελέσματα εμφανίζουν μεικτά συμπεράσματα. Στις μελέτες τους οι Gupta & Singh (2005), Pant & Bishnoi (2001)<sup>15</sup>, Mangala & Mittal (2005)<sup>16</sup> και Marisetty (2003)<sup>17</sup>, αφενός βρίσκουν ενδείξεις αποτελεσματικότητας ασθενούς μορφής, αφετέρου όμως επιβεβαιώνουν τη δυνατότητα πρόβλεψης μελλοντικών τιμών και συστηματικής πραγματοποίησης κερδών λόγω συγκεκριμένων ατελειών στην αγορά.

Καθίσταται εν γένει φανερό ότι η διεθνής βιβλιογραφία επιβεβαιώνει την ύπαρξη αποτελεσματικής αγοράς και τυχαίου περιπάτου στις αγορές των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης. Ο επιφυλακτικός μελετητής οδηγείται σε μερικό προβληματισμό, λαμβάνοντας υπόψη τις ιδιαιτερότητες της κάθε αγοράς, τη σταθερότητα των προϋποθέσεων, τη διάχυση της πληροφόρησης, την αμεροληψία των εκτιμητών καθώς και την αυξομειώση της μεταβλητότητας των τιμών κατά περίπτωση.

## 2. Δεδομένα

Τα δεδομένα που επιλέχθηκαν είναι οι τιμές του δείκτη FTSE/ATHEX20. Η διαπραγματεύσή του στο Χ.Π.Α. άρχισε στις 27 Αυγούστου 1999. Υφίστανται τέσσερις χρονολογικές σειρές: η τιμή του δείκτη στην αγορά της μετρητοίς (spot/cash market), η τιμή του ΣΜΕ, ο ημερήσιος όγκος συναλλαγών και το ημερήσιο ύψος ανοικτών συμβολαίων. Οι μετοχές των δεικτών αναθεωρούνται δύο φορές το χρόνο. Οι παρακάτω μετοχές των δύο δεικτών είναι σύμφωνα με την κατηγοριοποίηση του Χρηματιστηρίου Αθηνών τον Απρίλιο του 2006.

Οι μετοχές που απαρτίζουν το δείκτη FTSE/ATHEX20 είναι οι εξής

### ΠΙΝΑΚΑΣ 2.1

#### Μετοχές Δείκτη FTSE/ATHEX20

Εθνική Τραπ.	Eurobank	Alpha Bank	Τραπ. Πειραιώς
Εμπορική Τραπ.	OTE	Cosmote	Γερμανός
TITAN	BIOΧΑΛΚΟ	Intracom	Αγροτική Τραπ.
K.A.E.	ΔΕΗ	ΟΠΑΠ	Motoroil
E.E.E.K.	ΕΛΠΕ	HYATT	Folli - Follie

Οι τιμές περιλαμβάνουν την περίοδο 2 Ιανουαρίου 2002 έως 28 Απριλίου 2006, στο σύνολο 1075 παρατηρήσεων για κάθε χρονολογική σειρά. Η χρονολογική σειρά του δείκτη είναι συνεχής ενώ το ΣΜΕ έχει μηνιαία λήξη στο ΧΠΑ. Στην παρούσα μελέτη παίρνεται η τιμή του επομένου συμβολαίου μία ημέρα πριν την λήξη του τρέχοντος (rollover), δηλαδή την εκάστοτε Πέμπτη πριν την τρίτη Παρασκευή που κατά κανόνα λήγουν τα ΣΜΕ. Προκειμένου να δοθεί ιδιαίτερη ισχύς (robustness) στα συμπεράσματα, οι χρονολογικές σειρές έχουν καλή συχνότητα (frequency), ημερήσιες τιμές και μεγάλη χρονική έκταση (time span) 5 ετών.

Η επιλογή της χρονικής περιόδου 2002–2006 αφορά κυρίως το γεγονός της σχετικής ωρίμανσης της εγχώριας αγοράς παραγώγων. Οι συναλλαγές γίνο-

νται σε Ευρώ και οι διεθνείς συνέργιες είναι πολλαπλές. Από τον Μάιο του 2001, το Ελληνικό Χρηματιστήριο αναβαθμίστηκε από τις αναδυόμενες αγορές (emerging markets) στις ώριμες (mature), με αποτέλεσμα να συγκρίνεται άμεσα με τις μεγάλες αγορές της ευρωζώνης, της Αμερικής και της Ασίας. Η έναρξη του 2002 βρίσκει την Ελληνική αγορά σε μία ενιαία ευρωζώνη, με όλα τα γνωστά πλεονεκτήματα της νομισματικής ενοποίησης. Πλεονεκτήματα που έχουν να κάνουν τόσο σε μακροοικονομικά μεγέθη, όσο και σε τεχνικά που περιλαμβάνουν την ευκολία κίνησης κεφαλαίων από χώρα σε χώρα, την εξάλειψη της επίδρασης της δραχμής στο νομισματικό κίνδυνο, καθώς και στην πιο άμεση συγκρισιμότητα των τιμών των χρεογράφων σε όλη τη ζώνη του Ευρώ. Ταυτόχρονα, έχει ψηφισθεί ο νέος νόμος 3152/2003, που σαν αποτέλεσμα έχει την πρόοδο στη θεσμική οργάνωση και ωριμότητα του Χ.Π.Α., σε συνδυασμό με τις αποφάσεις των φορέων προς όφελος της ρευστότητας, των περιθωρίων ασφάλισης και της διαφάνειας στις συναλλαγές. Επιπροσθέτως, οι δημοσιευμένες μελέτες που αφορούν την Ελληνικά αγορά παραγώγων καλύπτουν τη χρονική περίοδο μέχρι το 2002 περίπου και όχι μεταγενέστερα.

### 3. Συχνότητα και Χρονική Έκταση Δεδομένων

Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, η συχνότητα (frequency) και η χρονική έκταση (time span) αποτελούν καθοριστικούς παράγοντες του βαθμού ισχύος των συμπερασμάτων παρόμοιων αναλύσεων. Πέρα από τις εμπειρικές μελέτες, η ισχύς των ελέγχων ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας και συνολοκλήρωσης, σε σχέση με τη συχνότητα και χρονική έκταση των δεδομένων, εξετάστηκε διεξοδικά και από τους οικονομετρικούς ερευνητές. Στις ιδιαίτερα διαφωτιστικές μελέτες τους, οι Shiller & Perron (1985)<sup>18</sup>, Perron (1989) και οι Diebold & Rudebusch (1991)<sup>19</sup> εξετάζουν ακριβώς αυτό το ζήτημα. Στα συμπεράσματά τους ισχυρίζονται ότι η ισχύς των ελέγχων εξαρτάται περισσότερο από τη χρονική έκταση των δεδομένων, παρά από τον συνολικό αριθμό παρατηρήσεων.

Ομοίως, οι Hakkio & Rush (1991) στη μελέτη τους για το πόσο σημαντική είναι η συχνότητα των παρατηρήσεων, απέδειξαν ότι για ένα φαινόμενο όπως η συνολοκλήρωση, που αφορά μακροπρόθεσμη ισορροπία, μεγαλύτερη βαρύτητα έχει η χρονική έκταση των δεδομένων, παρά ένας μεγάλος αριθμός παρατηρήσεων.

Η Ng (1995)<sup>20</sup> σε μία μελέτη της σε δεδομένα με διαφορετική συχνότητα τιμών και την επίδρασή τους στους ελέγχους Μοναδιαίας Ρίζας, καταλήγει στα ακόλουθα συμπεράσματα για τη σχέση συχνότητας δεδομένων και χρονικής έκτασης  $S$  αυτών:

- Όταν αυξάνεται το  $S$ , η ισχύς του ελέγχου αυξάνεται, ακόμα και αν ο συνολικός αριθμός παρατηρήσεων παραμένει σταθερός (και συνεπώς μειώνεται η συχνότητα των τιμών)
- Όταν μειώνεται το  $S$ , μειώνεται η ισχύς του ελέγχου, ακόμα και αν αυξάνεται η συχνότητα.
- Όταν το  $S$  παραμένει σταθερό, και αυξάνεται η συχνότητα, η ισχύς του ελέγχου αυξάνεται αλλά με μειούμενο ρυθμό.

Σχετικά με τη συχνότητα (frequency), χρονική έκταση (time span) και μεταφορά τιμής (rollover) των τιμών των Σ.Μ.Ε. υπάρχει ποικιλία αντιμετώπισης στην εμπειρική βιβλιογραφία. Όσον αφορά τη συχνότητα των παρατηρήσεων, υπάρχουν μελέτες που εφαρμόζουν ιδιαιτέρως πυκνή τιμοληψία, όπως Pizzi *et al.* (1998) κάθε 1 λεπτό, Kenourgios (2005) κάθε 1 λεπτό, Wang & Yau (1994) κάθε 5 λεπτά, και Brooks *et al.* (2001) κάθε 10 λεπτά. Η συχνότερη μέθοδος είναι η λήψη των ημερησίων τιμών κλεισίματος (daily close) των τιμών, όπως για παράδειγμα βλέπουμε στις μελέτες των Nieto *et al.* (1998), Lee & Mathur (1999), Crowder & Phengpis (2005), Gupta & Singh, Chang *et al.* (2000), Wang & Hsu (2006), Kavussanos & Nomikos (2003), Kavussanos & Visvikis (2004), Olszewski (1998), Floros & Vougas (2004), Antoniou *et al.* (1998), Alexakis *et al.* (2002). Τέλος, έχουμε και τη σπάνια περίπτωση να επιλέγονται οι τιμές των συμβολαίων που λήγουν στις τέσσερις τριμηνιαίες επετείους του έτους, δηλαδή Μάρτιο-Ιούνιο-Σεπτέμβριο-Δεκέμβριο, ανάλογα και με την οργάνωση του υπό εξέταση χρηματιστηρίου παραγώγων. Στην παρούσα μελέτη χρησιμοποιούνται οι καθημερινές τιμές κλεισίματος των προϊόντων.

Αναφορικά με τη χρονική έκταση των δεδομένων, οι μελέτες κυμαίνονται από σύντομα διαστήματα μηνών, όπως Wang & Yau (1994) για 1 μήνα, Pizzi *et al.* (1998) για 3 μήνες, Brooks *et al.* (2001) για 1 έτος, έως και περιόδους ετών, όπως Floros & Vougas (2004) για 2 έτη, Alexakis *et al.* (2002) για 2 έτη, Kenourgios (2005) για 2 έτη, Nieto *et al.* (1998) για 2,5 έτη, Gupta & Singh για 5 έτη, Chang *et al.* (2000) για 6 έτη, Wang & Hsu (2006) για 6 έτη, Olszewski (1998) για 7 έτη, Kavussanos & Nomikos (2003) για 10 έτη, και Crowder & Phengpis (2005) για 21 έτη. Είναι σύνηθες, όσο πιο μεγάλη είναι η συχνότητα τιμοληψίας σύμφωνα με την προηγούμενη ανάλυση, τόσο πιο μικρή να είναι η χρονική έκταση των δεδομένων, και αντιστρόφως. Η χρονική περίοδος που καλύπτουν τα δεδομένα της διατριβής είναι 5 έτη, από το 2002 έως το 2006.

Όσον αφορά το ζήτημα της μεταφοράς (ανανέωσης θέσεων) στις τιμές του συμβολαίου του επόμενου μηνός, η συντριπτική πλειοψηφία των μελετών εφαρμόζει την αλλαγή στην προηγούμενη ημέρα πριν τη λήξη του τρέχοντος συμβολαίου. Υπάρχουν και οι περιπτώσεις όπου η συγκεκριμένη μετάβαση γίνεται



ως και μία εβδομάδα πριν την επέτειο του τρέχοντος συμβολαίου, όπως στους Brooks *et al.* (2001), Kεpourgiος (2004), ή και 1 μήνα προ της λήξης του τρίμηνου συμβολαίου Kεpourgiος (2005), και Antonίου *et al.* (1998) με αιτιολογία την αποφυγή τυχόν αραιών αγορών (thin markets), δηλαδή μικρής ρευστότητας και όγκου συναλλαγών. Στο Χ.Π.Α. δεν παρατηρείται τέτοιου είδους φαινόμενο, καθότι οι επενδυτές παραμένουν ενεργοί και την τελευταία εβδομάδα διαπραγμάτευσης του ΣΜΕ χωρίς να δημιουργείται πρόβλημα ρευστότητας. Για αυτό το λόγο προτιμάται η λύση της παρακολούθησης του συμβολαίου έως και την προηγούμενη της λήξης του, έτσι ώστε να είναι σχετικά πιο ρεαλιστική η χρονολογική σειρά. Ο κυριότερος λόγος που αποφεύγουμε την τελευταία ημέρα διαπραγμάτευσης είναι ότι η τιμή κλεισίματος ισούται εξ' ορισμού με την τιμή κλεισίματος του δείκτη στη αγορά τοις μετρητοίς, και συνεπώς δεν ορίζεται από τις δυνάμεις προσφοράς και ζήτησης του χρηματιστηρίου παραγώγων.

#### 4. Μεθοδολογία

Η μεθοδολογία της ανάλυσης που εφαρμόστηκε στην παρούσα διατριβή περιλαμβάνει αρχικώς την επιλογή και δημιουργία τεσσάρων (4) χρονολογικών σειρών, για τον δείκτη FTSE/ATHEX20. Οι σειρές αφορούν για έκαστο δείκτη, την ημερήσια τιμή κλεισίματος του ΣΜΕ στο δείκτη, την ημερήσια τιμή κλεισίματος του δείκτη στην αγορά τοις μετρητοίς, τον ημερήσιο όγκο συναλλαγών για κάθε συμβόλαιο, και το ημερήσιο ύψος των ανοικτών συμβολαίων που εκκρεμούν. Μετά από έναν υπολογισμό των βασικών στατιστικών χαρακτηριστικών των χρονολογικών σειρών γίνεται η εφαρμογή των ελέγχων των κριτηρίων ADF, PP καθώς και του KPSS στις σειρές για την ύπαρξη ή όχι μοναδιαίας ρίζας και στασιμότητας στα δεδομένα. Ακολουθώντας, εφαρμόζουμε τα ίδια τεστ στις πρώτες διαφορές των δεδομένων και γίνεται επανέλεγχος για την ύπαρξη προϋποθέσεων τυχαίου περιπάτου. Ολοκληρώνεται η διαδικασία με έλεγχο Johansen για ύπαρξη διανύσματος συνολοκλήρωσης των σειρών. Ακολουθώντας, εφαρμόζεται έλεγχος κατά Granger για ύπαρξη αιτιότητας προς οποιαδήποτε κατεύθυνση μεταξύ των αγορών.

Η διαδικασία εκτίμησης υποδειγμάτων μεταξύ των μεταβλητών ξεκινάει με μία απλή γραμμική παλινδρόμηση, η οποία βελτιώνεται σταδιακά: έλεγχος παραμέτρων, σημαντικότητας και ετεροσκεδαστικότητας. Γίνεται έλεγχος για ύπαρξη διαρθρωτικής αλλαγής και η επιβεβαίωση αυτής οδηγεί σε διαχωρισμό των σειρών σε δύο υποπεριόδους. Επαναπροσδιορίζονται τα γραμμικά υποδείγματα και στο τέλος διορθώνεται το φαινόμενο της αρνητικής αυτοσυσχέτισης με υπόδειγμα GARCH (1,1). Τέλος ελέγχεται η προβλεπτική ισχύς και ικανότητα όλων των μοντέλων προκειμένου να εξαχθούν χρήσιμα

συμπεράσματα για τους συναλλασσόμενους στην αγορά. Όλοι οι υπολογισμοί έγιναν με τη χρήση του προγράμματος EViews, έκδοση EViews 5.0.

## 5. Συνολοκλήρωση και Αιτιότητα Granger

Οι χρονολογικές σειρές περιλαμβάνουν έκαστη 1075 παρατηρήσεις στη διάρκεια των πέντε ετών που εξετάζονται. Ονομάζονται με S20 οι τιμές του δείκτη FTSE/ATHEX20 στην αγορά τοις μετρητοίς. Ομοίως, F20 είναι οι τιμές του ΣΜΕ, και οι μεταβλητές ημερήσιου όγκου συναλλαγών και ύψους ανοικτών συμβολαίων συμβολίζονται ως VOL20 και INT20 αντιστοίχως.

Τα βασικά τους στατιστικά χαρακτηριστικά (πίνακας 5.1) δείχνουν ότι καμία εκ των μεταβλητών δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή. Το γεγονός του μεγάλου αριθμού παρατηρήσεων, 1075 στο σύνολο για κάθε μεταβλητή, μας επιτρέπει να επικαλεσθούμε το θεώρημα του κεντρικού ορίου (central limit theorem). Οι μεταβλητές του δείκτη μεγάλης κεφαλαιοποίησης λοξεύουν ελαφρώς προς τα δεξιά (με την εξαίρεση των ανοικτών συμβολαίων) και εμφανίζουν παρόμοιες περίπου τιμές κύρτωσης. Αντιθέτως, οι μεταβλητές του δείκτη μεσαίας κεφαλαιοποίησης λοξεύουν αρκετά προς τα δεξιά και εμφανίζουν ιδιαίτερος υψηλές τιμές λόξωσης.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 5.1**

Βασικά στατιστικά χαρακτηριστικά μεταβλητών

	F20	S20	VOL20	INT20
Mean	1351.042	1355.869	7136.652	14884.73
Median	1262.080	1263.380	6661.000	15329.00
Maximum	2339.340	2347.870	25961.00	25930.00
Minimum	685.1900	703.3700	1168.000	2197.000
Std. Dev.	400.1118	400.7916	3247.843	5090.392
Skweness	0.629878	0.656696	1.040850	-0.338913
Kurtosis	2.605871	2.624265	4.940641	2.372106
Jarque-Bera	78.04145	83.58907	362.7927	38.23858

Ξεκινώντας με την ανάλυση των μεταβλητών του δείκτη FTSE/ATHEX20, εφαρμόζουμε έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα δεδομένα. Προκειμένου να αυξήσουμε την ισχύ των αποτελεσμάτων μας, θα εφαρμόσουμε τόσο έλεγχο ADF και PP όσο και KPSS. Στους δύο πρώτους ελέγχους η μηδενική υπόθεση  $H_0$  είναι η ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, επομένως επιθυμούμε τη μη απόρριψη της  $H_0$ , ενώ στον έλεγχο KPSS η μηδενική υπόθεση είναι η μη ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, συνεπώς εδώ επιθυμούμε απόρριψη της  $H_0$ . Ο πίνακας 5.2 δείχνει συνοπτικά τα

αποτελέσματα των ελέγχων στις τιμές S20, F20, Vol20 και Int20. Το συμπέρασμα είναι ιδιαίτερος ισχυρό, υπό όλα τα κριτήρια, ότι τα επίπεδα τιμών των μεταβλητών είναι μη στάσιμα, περιέχουν δηλαδή μοναδιαία ρίζα.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 5.2

Έλεγχος στασιμότητας στα επίπεδα τιμών

Επίπεδα τιμών	S20	F20	Vol20	Int20
ADF	Μη απόρριψη $H_0$	Μη απόρριψη $H_0$	Απόρριψη $H_0$	Απόρριψη $H_0$
PP	Μη απόρριψη $H_0$	Μη απόρριψη $H_0$	Απόρριψη $H_0$	Απόρριψη $H_0$
KPSS	Απόρριψη $H_0$	Απόρριψη $H_0$	Μη απόρριψη $H_0$	Μη απόρριψη $H_0$
Συμπέρασμα	Σειρά μη στάσιμη	Σειρά μη στάσιμη	Σειρά στάσιμη, Ολοκληρωμένη $I(0)$	Σειρά στάσιμη, Ολοκληρωμένη $I(0)$

Παίροντας εν συνεχεία τις πρώτες διαφορές (βλ. πίνακα 5.3) και εφαρμόζοντας έλεγχο ADF και KPSS, συμπεραίνουμε ότι όλες οι μεταβλητές μετατρέπονται σε στάσιμες. Είναι συνεπώς στάσιμες, ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού  $I(1)$ , γεγονός που ενισχύει την πιθανότητα ύπαρξης φαινομένου συνολοκλήρωσης.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 5.3

Έλεγχος στασιμότητας στις πρώτες διαφορές

Πρώτες διαφορές	S20	F20
ADF	Απόρριψη $H_0$	Απόρριψη $H_0$
PP	Απόρριψη $H_0$	Απόρριψη $H_0$
KPSS	Μη Απόρριψη $H_0$	Μη Απόρριψη $H_0$
Συμπέρασμα	Σειρά Στάσιμη, Ολοκληρωμένη πρώτου βαθμού $I(1)$	Σειρά Στάσιμη, Ολοκληρωμένη πρώτου βαθμού $I(1)$

Το γεγονός ότι οι μεταβλητές των τιμών βρέθηκαν να είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού  $I(1)$ , με καθημερινές τιμές και χρονική έκταση πέντε ετών, προσδίδει ιδιαίτερη ισχύ στο συμπέρασμα. Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης σύμφωνα με το κριτήριο Johansen καταδεικνύει ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης μεταξύ των ζευγών των μεταβλητών F20-S20. Ο πίνακας 5.4 ανακεφαλαιώνει το στατιστικό έλεγχο για ύπαρξη συνολοκλήρωσης σύμφωνα με πέντε διαφορετικά κριτήρια, και καθιστούν φανερό την ύπαρξη ενός διανύσματος, ειδικότερα στην τρίτη κατηγορία που μας ενδιαφέρει, δηλαδή τη γραμμική (linear) με σταθερό όρο (intercept) και χωρίς τάση (no trend).

## ΠΙΝΑΚΑΣ 5.4

## Έλεγχος συνολοκλήρωσης μεταβλητών S20-F20

Johansen Cointegration Test Summary					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model			Variables S20, F20		
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

Ειδικότερα, οι εκτυπώσεις συνολοκλήρωσης για τις μεταβλητές S20-F20 μας δείχνουν ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5% σύμφωνα με τη μέθοδο μεγίστης πιθανοφάνειας του Johansen, υπάρχει ένα μόνο διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Γνωρίζοντας ότι η συγκεκριμένη μέθοδος πραγματοποιεί διπλό έλεγχο, βλέπουμε ότι ο έλεγχος ίχνους (trace test) καταδεικνύει το μέγιστο 1 διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Ο δεύτερος έλεγχος, αυτός της μεγίστης ιδιοτιμής (maximum eigenvalue) ελέγχει την πιθανότητα να υπάρχουν  $n+1$  διανύσματα, και καταλήγει στο συμπέρασμα ότι υπάρχει μόνο 1 διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Πιο αναλυτικά:

## ΠΙΝΑΚΑΣ 5.5

## Εκτύπωση συνολοκλήρωσης S20-F20

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None*	0.061711	69.19592	15.49471	0.0000
At most 1	0.000972	1.040280	3.841466	0.3078
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None*	0.061711	68.15564	14.26460	0.0000
At most 1	0.000972	1.040280	3.841466	0.3078

Συνεχίζοντας τον έλεγχο των χαρακτηριστικών της αγοράς, εφαρμόζεται έλεγχος για τυχόν ύπαρξη αιτιότητας κατά Granger προς οποιαδήποτε κατεύθυνση. Στον συγκεκριμένο έλεγχο βασικό ρόλο παίζει η παράμετρος των χρονικών υστερήσεων (lags) που θα επιλεγθεί. Για να εξετασθεί η έκταση της ισχύος του φαινομένου, θα πραγματοποιηθούν διαδοχικοί έλεγχοι αυξάνοντας τη χρονική υστέρηση ως εξής:

- Lag=1, προκειμένου να εξετάσουμε τη βραχυπρόθεσμη, ημερήσια αιτιότητα μεταξύ των μεταβλητών
- Lag=4, προκειμένου να εξετάσουμε τη μεσοπρόθεσμη, εβδομαδιαία αιτιότητα
- Lag=10, για την δεκαπενθήμερη αιτιότητα
- Lag=20, για τη μηνιαία αιτιότητα.

Να σημειωθεί εκ των προτέρων ότι είναι ορθότερο λογικά να εφαρμόζονται μεγαλύτερες τιμές, δεδομένου ότι η φιλοσοφία της θεωρίας του Granger στηρίζεται στο γεγονός ότι οι παλαιότερες τιμές εν γένει δικαιολογούν-προηγούνται των μεταγενέστερων. Τα αποτελέσματα συνοψίζονται στον πίνακα 5.6:

**ΠΙΝΑΚΑΣ 5.6**  
Αιτιότητα κατά Granger

	Lag 1	Lag 4	Lag 10	Lag 20
Το F20 δεν προκαλεί το S20	0,9597 ΑΠΟΡ.	0,2419 ΑΠΟΡ.	0,1442 ΑΠΟΡ.	0,2531 ΑΠΟΡ.
Το S20 δεν προκαλεί το F20	3,9E-12 ΑΠΟΔ.	7,2E-15 ΑΠΟΔ.	1,1E-11 ΑΠΟΔ.	1,2E-9 ΑΠΟΔ.

Τα αποτελέσματα καταδεικνύουν μία μονόπλευρη σχέση αιτιότητας κατά Granger: η τιμή του συμβολαίου της προθεσμιακής αγοράς προηγείται εκείνης της αγοράς τοις μετρητοίς. Το αντίστροφο δεν φαίνεται να συμβαίνει, οδηγώντας στο συμπέρασμα ότι η πιο ευέλικτη προθεσμιακή αγορά καταφέρνει να αντιδρά γρηγορότερα στα νέα, ενσωματώνοντας τις εξελίξεις και προηγούμενη της παραδοσιακής αγοράς της μετρητοίς.

## 6. Γραμμική Παλινδρόμηση στον FTSE/ATHEX20

Η παρούσα μελέτη εν συνεχεία εξετάζει αν οι διαφορές των μεταβλητών μπορούν να ερμηνεύσουν υπό κάποια μορφή, είτε την τιμή στην αγορά τοις μετρητοίς είτε την αντίστοιχη του Σ.Μ.Ε. Στις προηγούμενες παραγράφους έχει ήδη αποδειχθεί ότι οι χρονολογικές σειρές του όγκου συναλλαγών και

των ανοικτών συμβολαίων είναι στάσιμες  $I(0)$ . Πέρα από την οικονομετρική αντιμετώπιση των μεταβλητών, από άποψη χρηματοοικονομική, ενδιαφέρον έχουν οι μεταβολές στα μεγέθη, για αυτό και θα εξετασθούν τόσο τα επίπεδα τιμών όσο και οι διαφορές των μεγεθών σε μία συνάρτηση παλινδρόμησης. Επίσης, υπενθυμίζεται ότι σε προγενέστερο κεφάλαιο οι σειρές των τιμών έκαστου δείκτη είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού  $I(1)$ , και συνολοκληρωμένες μεταξύ τους. Τέλος, υπογραμμίζεται ότι βασικότατος στόχος της διατριβής είναι η λελογισμένη επιλογή και η οικονομία των μεταβλητών, η χρήση των οποίων προσδίδει κάποια λογική στη χρηματοοικονομική αγορά, και όχι η τυχαία προσθήκη παραμέτρων με κριτήρια οικονομετρικά.

Βασιζόμενοι σε αυτή την παραπάνω λογική, κρίνεται σκόπιμο να ελέγξουμε τη δυνατότητα πρόβλεψης σε βραχυχρόνιο ορίζοντα τις τιμές του συμβολαίου μελλοντικής εκπλήρωσης, λόγω του γεγονότος ότι σε αυτό μπορούν να πραγματοποιηθούν πράξεις αγοράς ή πώλησης. Αντιθέτως, η τιμή του συμβολαίου της μετρητοίς λαμβάνει τη σταθμισμένη τιμή των μετοχών που το απαρτίζουν και δεν είναι δυνατόν να πραγματοποιηθούν πράξεις στο σύνολο του δείκτη, παρά μόνο ξεχωριστά σε κάθε μετοχή. Συμπερασματικά, θα ασχοληθούμε με την ικανότητα πρόβλεψης των μεταβολών των τιμών του παράγωγου προϊόντος.

Η μέθοδος που θα εφαρμοσθεί αρχικά είναι αυτή των ελαχίστων τετραγώνων (*LS-Least Squares*). Σε μία πρώτη προσπάθεια παλινδρομούμε τις τέσσερις μεταβλητές μεταξύ τους, παίρνοντας αφενός τις πρώτες διαφορές των τιμών των συμβολαίων και τα επίπεδα τιμών του όγκου συναλλαγών και των ανοικτών συμβολαίων. Ο λόγος που παίρνουμε τα επίπεδα τιμών των τελευταίων δύο μεταβλητών είναι επειδή οι τιμές είναι στάσιμες ήδη, δηλαδή  $I(0)$  και επιβάλλεται η λήψη των πρώτων διαφορών. Η πρώτη συνάρτηση με εξαρτημένη μεταβλητή την τιμή του Σ.Μ.Ε. έχει ως εξής:

$$d(f20) = c + c_1 \times d(s20) + c_2 \times vol20 + c_3 \times int20$$

Το εκτιμώμενο υπόδειγμα έχει ως εξής

**ΠΙΝΑΚΑΣ 6.1**  
Γραμμική Παλινδρόμηση, αρχικό

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.138709	0.869210	0.159580	0.8732
D(S20)	0.972275	0.016965	57.31176	0.0000
VOL20	4.08E-05	7.95E-05	0.512997	0.6081
INT20	-2.81E-05	5.06E-05	-0.554748	0.5792
R-squared	0.755595	Mean dependent var		0.731248
Adjusted R-squared	0.754910	S.D. dependent var		16.56737
S.E. of regression	8.201936	Akaike info criterion		7.050335
Sum squared resid	71980.77	Schwarz criterion		7.068879
Log likelihood	-3782.030	F-statistic		1102.661
Durbin-Watson stat	2.692749	Prob(F-statistic)		0.000000

Παρατηρείται αρχικώς ότι όλες οι μεταβλητές είναι μη σημαντικές με εξαίρεση εκείνη της τιμής του συμβολαίου. Ένας πιο ενδελεχής έλεγχος όμως των δύο συναρτήσεων παλινδρόμησης, εμφανίζει σημαντικά προβλήματα. Ο έλεγχος<sup>21</sup> για συσχέτιση των καταλοίπων και στις δύο συναρτήσεις καταδεικνύει ύπαρξη συσχέτισης (serial correlation). Το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης<sup>22</sup> μας δείχνει ότι υπάρχει έντονη αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, και συνδυάζοντας τα παραπάνω με τις τιμές του κριτηρίου Durbin-Watson και στις δύο εκτυπώσεις, επιβεβαιώνουμε την ύπαρξη αρνητικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

Σε μία πρώτη προσπάθεια να βελτιώσουμε το εκτιμώμενο υπόδειγμα, εφαρμόζουμε την ίδια μέθοδο *LS* αλλάζοντας τις δύο τελευταίες μεταβλητές. Στην προηγούμενη εξίσωση χρησιμοποιήσαμε τα επίπεδα τιμών των σειρών του όγκου συναλλαγών και των ανοικτών συμβολαίων: σε αντικατάσταση αυτών, παίρνουμε τις πρώτες διαφορές του όγκου συναλλαγών και των ανοικτών συμβολαίων. Πέρα από την οικονομετρική ορθότητα, είναι και πρακτικώς πιο λογικό να χρησιμοποιηθούν οι μεταβολές στις εν λόγω σειρές προς ερμηνεία της εξαρτημένης μεταβλητής  $d(f20)$ . Συνεπώς, δημιουργείται η παρακάτω εξίσωση:

$$d(f20) = c + c_1 \times d(s20) + c_2 \times d(vol20) + c_3 \times d(int20)$$

Η αντίστοιχη εκτύπωση έχει ως εξής

**ΠΙΝΑΚΑΣ 6.2**

Γραμμική Παλινδρόμηση, διαφορές μεταβλητών

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016396	0.132650	0.123604	0.9017
D(S20)	0.968673	0.027891	34.73067	0.0000
D(VOL20)	6.97E-05	9.49E-05	0.734514	0.4628
D(INT20)	-0.000442	0.000169	-2.618480	0.0090
R-squared	0.762029	Mean dependent var		0.731248
Adjusted R-squared	0.761361	S.D. dependent var		16.56737
S.E. of regression	8.093267	Akaike info criterion		7.023659
Sum squared resid	70086.03	Schwarz criterion		7.042204
Log likelihood	-3767.705	F-statistic		1142.113
Durbin-Watson stat	2.709999	Prob(F-statistic)		0.000000

Συγκρίνοντας τα δύο εκτιμώμενα μοντέλα, αρχικώς βλέπουμε ότι στη δεύτερη περίπτωση έχουμε οριακά καλύτερη προσαρμογή, καθώς οι συντελεστές προσδιορισμού  $R^2$  και διορθωμένο  $R^2$  βελτιώνονται οριακά. Επίσης, οριακά βελτιωμένα είναι και τα κριτήρια πληροφοριών AIC και SBIC, αφού στη δεύτερη περίπτωση οι τιμές είναι ελαφρώς μειωμένες, συνεπώς καλύτερες. Η σημαντικότερη διαφορά όμως εντοπίζεται στο γεγονός ότι τα τελευταία δύο υποδείγματα καταδεικνύουν ως στατιστικά σημαντική τη μεταβλητή  $d(int20)$ , δηλαδή τις διαφορές στο ύψος των ανοικτών συμβολαίων, η οποία προηγουμένως δεν ήταν. Μας ανησυχεί, εν τούτοις, το γεγονός ότι στα συγκεκριμένα μοντέλα, η τιμή Durbin-Watson αυξάνεται, έστω και οριακά, φανερώνοντας ακόμη μεγαλύτερη αρνητική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Ομοίως, και τα διαγράμματα αυτοσυσχέτισης τα οποία επιβεβαιώνουν την ύπαρξη αρνητικής αυτοσυσχέτισης.

## 7. Διαρθρωτική Αλλαγή

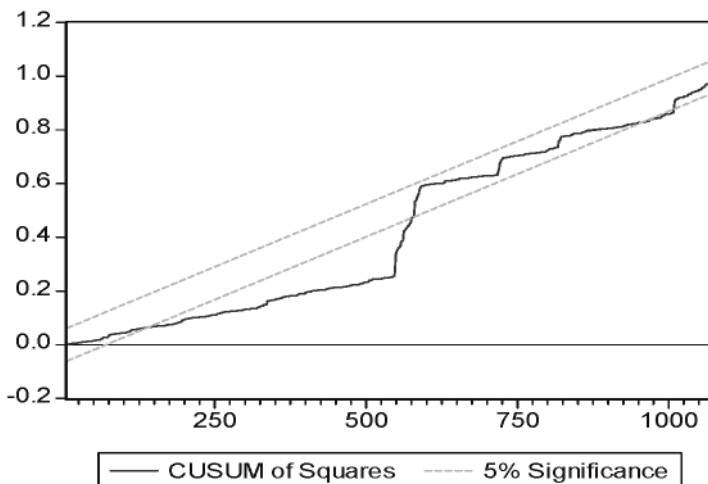
Προκειμένου να ελέγξουμε εις βάθος τα δεδομένα, και μη ικανοποιημένοι από την ποιότητα των αποτελεσμάτων, υποπτευόμαστε την ύπαρξη διαρθρωτικής αλλαγής (structural change) στα δεδομένα μας. Στην προσπάθειά μας για έλεγχο διαρθρωτικών μεταβολών θα χρησιμοποιήσουμε συνδυαστικά τα παρακάτω κριτήρια: Το κριτήριο Chow Breakpoint Test για έλεγχο της ισότητας των συντελεστών, χωρίζοντας τα δεδομένα σε δύο υποπεριόδους και ελέγχοντας το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων. Η μηδενική υπόθε-



ση είναι ότι δεν υπάρχει διαρθρωτική αλλαγή, και υπολογίζεται κυρίως με τη στατιστική  $F$ . Η εφαρμογή του είναι εφικτή καθώς ο αριθμός των παρατηρήσεων σε κάθε υποπερίοδο είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των υπολογιζόμενων μεταβλητών. Επίσης, θα εφαρμοσθεί το κριτήριο Διαδοχικών Ελαχίστων Τετραγώνων (Recursive LS) προκειμένου να ελέγξουμε και να εντοπίσουμε το πιθανό σημείο διαρθρωτικού χωρισμού, και πιο συγκεκριμένα, το κριτήριο σωρευτικού αθροίσματος των τετραγώνων των τυποποιημένων διαδοχικών καταλοίπων CUSUM Q<sup>23</sup>, το οποίο υπολογίζει τη σταθερότητα των παραμέτρων μέσα σε ένα περιθώριο 5%. Τέλος, χρησιμοποιείται και το κριτήριο του Ramsey RESET<sup>24</sup>, το οποίο εξετάζει την υπόθεση ότι τα κατάλοιπα κατανομούνται κανονικά, με μηδενική υπόθεση  $H_0$ : Η κατανομή των καταλοίπων  $\sim N(0, \sigma^2 I)$  (έλεγχος σε πρώτο βαθμό).

Εφαρμόζοντας συνδυαστικά τα παρακάτω κριτήρια στο τελευταίο υπόδειγμά μας, και ξεκινώντας από το οπτικό κριτήριο CUSUM Q, έχουμε το εξής αποτέλεσμα

**ΠΙΝΑΚΑΣ 7.1**  
Έλεγχος CUSUM Q



Ο παραπάνω έλεγχος των τυποποιημένων διαδοχικών καταλοίπων αποτελεί μία πρώτη ένδειξη ότι υπάρχει μία σχετική αστάθεια στα δεδομένα. Χωρίς να μπορούμε με απόλυτη σιγουριά να εντοπίσουμε το ακριβές σημείο διαρθρωτικού διαχωρισμού (structural break), τοποθετούμε με σχετική ασφάλεια την αλλαγή κοντά στην αλλαγή τάσης των δεδομένων: αρχικά στην πρώτη περίοδο μέχρι την

άνοιξη του 2003 η αγορά είναι έντονα πτωτική, ενώ στη δεύτερη περίοδο μέχρι το καλοκαίρι του 2006 η αγορά ακολουθεί μία συνεχή ανοδική πορεία. Συνεπώς, θα χωρίσουμε τα δεδομένα μας σε δύο υποπεριόδους, την αρχική πτωτική και την μεταγενέστερη ανοδική, με ημερομηνία διαχωρισμού την 1<sup>η</sup> Απριλίου 2003, όπου το Σ.Μ.Ε. γνωρίζει τη χαμηλότερη τιμή του. Οι δύο υποπεριόδοι περιλαμβάνουν τώρα 308 και 767 τιμές αντιστοίχως, προ και μετά το σημείο διαχωρισμού. Ο έλεγχος με το κριτήριο Chow Breakpoint test με σημείο διαχωρισμού την τιμή #308 απορρίπτει αποφασιστικά τη μηδενική υπόθεση, η οποία

### ΠΙΝΑΚΑΣ 7.2

Έλεγχος Chow, διαρθρωτική αλλαγή

Chow Breakpoint Test: 308			
F-statistic	5.957496	Probability	0.000097
Log likelihood ratio	23.74447	Probability	0.000090

είναι  $H_0$ : δεν υπάρχει διαρθρωτική αλλαγή στα δεδομένα, επιβεβαιώνοντας την υποψία για σημείο διαρθρωτικού διαχωρισμού. Ολοκληρώνοντας τους ελέγχους, το Ramsey RESET τεστ στο σύνολο των παρατηρήσεων, δίδει:

### ΠΙΝΑΚΑΣ 7.3

Έλεγχος Ramsey, διαρθρωτική αλλαγή

Ramsey RESET Test:			
F-statistic	2.182927	Probability	0.139843
Log likelihood ratio	2.190901	Probability	0.138828

Ο έλεγχος δίνει μία σχετικά μικρή πιθανότητα, απορρίπτοντας τη μηδενική υπόθεση σταθερότητας των μεταβλητών σε επίπεδο μεγαλύτερο του 14% περίπου, δείχνοντας μία πιθανή αλλά όχι απόλυτη ύπαρξη διαρθρωτικής αλλαγής.

Σαν αποτέλεσμα, οι μεταβλητές θα μετονομαστούν και θα αποκτήσουν το δείκτη *before* και *after*, υπονοώντας προ και μετά του σημείου διαχωρισμού. Πιο συγκεκριμένα, οι μεταβλητές του υποδείγματος ονομάζονται ως εξής:

Μεταβλητή	Προ του σημείου διαχωρισμού	Μετά το σημείο διαχωρισμού
<i>F20</i>	<i>F20<sub>before</sub></i>	<i>F20<sub>after</sub></i>
<i>S20</i>	<i>S20<sub>before</sub></i>	<i>S20<sub>after</sub></i>
<i>Vol20</i>	<i>Vol20<sub>before</sub></i>	<i>Vol20<sub>after</sub></i>
<i>Int20</i>	<i>Int20<sub>before</sub></i>	<i>Int20<sub>after</sub></i>

Το επόμενο βήμα μας είναι ο υπολογισμός δύο διαφορετικών συναρτήσεων παλινδρόμησης, και η σύγκριση αυτών με την προγενέστερη – συνολική συνάρτηση που είχαμε διαθέσιμη ως τώρα.

Πιο συγκεκριμένα, η πρώτη εξίσωση είναι της μορφής

$$d(f20_{before}) = c + c_1 \times d(s20_{before}) + c_2 \times d(vol20_{before}) + c_3 \times d(int20_{before})$$

και η εκτύπωση των αποτελεσμάτων είναι

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 7.4

Γραμμική παλινδρόμηση, πρώτη υποπερίοδος

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.107738	0.186460	0.577806	0.5638
D(S20_BEFORE)	1.051781	0.023476	44.80238	0.0000
D(VOL20_BEFORE)	-0.000137	0.000147	-0.929175	0.3535
D(INT20_BEFORE)	-0.000994	0.000160	-6.226391	0.0000
R-squared	0.863968	Mean dependent var		-2.435375
Adjusted R-squared	0.862621	S.D. dependent var		14.92826
S.E. of regression	5.533105	Akaike info criterion		6.272319
Sum squared resid	9276.422	Schwarz criterion		6.320877
Log likelihood	-958.8010	F-statistic		641.4734
Durbin-Watson stat	2.595800	Prob(F-statistic)		0.000000

Με μία πρώτη συγκριτική ματιά, τα αποτελέσματα είναι ιδιαίτερος θετικά σε σχέση με την προγενέστερη εξίσωση παλινδρόμησης. Όλες οι παράμετροι του υποδείγματος καταδεικνύουν μία βελτιωμένη προσαρμογή με καλύτερα ποιοτικά χαρακτηριστικά. Συνεχίζοντας, εκτιμούμε την ίδια εξίσωση για τη δεύτερη υποπερίοδο των δεδομένων

$$d(f20_{after}) = c + c_1 \times d(s20_{after}) + c_2 \times d(vol20_{after}) + c_3 \times d(int20_{after})$$

με αντίστοιχη εκτύπωση την:

**ΠΙΝΑΚΑΣ 7.5**

Γραμμική παλινδρόμηση, δεύτερη υποπερίοδος

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020562	0.155550	-0.132192	0.8949
D(S20_AFTER)	1.007282	0.021391	47.08920	0.0000
D(VOL20_AFTER)	9.21E-05	8.92E-05	1.032643	0.3021
D(INT20_AFTER)	-9.43E-05	0.000124	-0.763364	0.4455
R-squared	0.839066	Mean dependent var		1.970836
Adjusted R-squared	0.838432	S.D. dependent var		17.01802
S.E. of regression	6.840476	Akaike info criterion		6.688800
Sum squared resid	35655.59	Schwarz criterion		6.713036
Log likelihood	-2557.810	F-statistic		1324.286
Durbin-Watson stat	2.618848	Prob(F-statistic)		0.000000

Συγκρίνοντας τα δύο μεταγενέστερα μοντέλα με το αρχικό παρατηρούμε μία σαφή βελτίωση των αποτελεσμάτων. Συγκρίνοντας τα δύο υποδείγματα της μεταγενέστερης περιόδου μεταξύ τους, παρατηρούμε μία οριακή υπεροχή του μοντέλου προ του σημείου διαχωρισμού, χωρίς η δεύτερη περίοδος να υστερεί σημαντικά.

Πιο αναλυτικά, ελέγχοντας την ποιότητα των υποδειγμάτων ανά βασικό κριτήριο έχουμε

- Οι συντελεστές προσδιορισμού  $R^2$  και διορθωμένο  $R^2$  είναι πιο υψηλοί, συνεπώς βελτιωμένοι.
- Τα κριτήρια πληροφοριών AIC και SBIC λαμβάνουν χαμηλότερη, άρα καλύτερη τιμή.
- Το στατιστικό Durbin-Watson είναι χαμηλότερο, συνεπώς διορθώσαμε μέρος της αρνητικής αυτοσυσχέτισης που υπήρχε.
- Ο σταθερός όρος  $c$  στην συνάρτηση παλινδρόμησης εξακολουθεί να μην είναι στατιστικά σημαντικός, γεγονός που απομακρύνει την πιθανότητα μεροληψίας στο υπόδειγμά μας.

Ελέγχοντας την προβλεπτική ισχύ των τριών υποδειγμάτων λαμβάνουμε τις εξής τιμές:

## ΠΙΝΑΚΑΣ 7.6

Σύγκριση προβλεπτικής ικανότητας, προ-μετά διαρθρωτική αλλαγή

Κριτήριο Πρόβλεψης	Μία Περίοδος	Μεταγενέστερο Α' περίοδος	Μεταγενέστερο Β' περίοδος
Root Mean Squared Error	8.078181	5.496941	6.822592
Mean Absolute Error	5.303725	4.297902	4.651336
Mean Absolute Percentage Error	169.5869	208.9326	128.2582
Theil Inequality Coefficient	0.260168	0.188463	0.207858
Bias Proportion	0.000000	0.000000	0.000000
Variance Proportion	0.067838	0.036539	0.043838
Covariance Proportion	0.932162	0.963461	0.956162

Η σύγκριση μας οδηγεί με ασφάλεια στο αποτέλεσμα ότι και τα δύο μεταγενέστερα υποδείγματα υπερτερούν έναντι του αρχικού. Αποδεικνύεται λοιπόν ότι τυχόν ύπαρξη διαρθρωτικής αλλαγής στα δεδομένα πρέπει να διορθώνεται, διαφορετικά οδηγεί σε εσφαλμένα συμπεράσματα και χαμηλή προβλεπτική ικανότητα του υπολογιζόμενου υποδείματος. Στην περίπτωση μας, οι τιμές σχεδόν σε όλα τα κριτήρια είναι σημαντικά βελτιωμένες στα δύο μεταγενέστερα υποδείγματα, προ και μετά το σημείο διαρθρωτικού διαχωρισμού.

Γενικώς οδηγούμαστε στο συμπέρασμα ότι η μεταβλητή του ημερήσιου όγκου συναλλαγών δεν εμφανίζεται ως στατιστικά σημαντική στην ερμηνεία κανενός υποδείματος. Είναι πολύ πιθανό να είναι μηδέν (0) ο συντελεστής του, που σημαίνει ότι δεν συνδέεται με κάποια σχέση με την τιμή του Σ.Μ.Ε. Προφανώς, ο όγκος συναλλαγών στη συγκεκριμένη αγορά αποτελεί απλώς ένα αριθμητικό στοιχείο του συνόλου των πράξεων που γίνονται καθημερινά, χωρίς να υπάρχει περαιτέρω σημασία για τις μεταβλητές. Επίσης, και ο σταθερός όρος εμφανίζεται μη σημαντικός σε όλες τις περιπτώσεις, γεγονός ιδιαίτερος ενθαρρυντικό που ενισχύει την πιθανότητα να μην υπάρχει μεροληψία εκτιμητών στο υπόδειγμα. Αξιοσημείωτο είναι το γεγονός ότι η σχέση μεταξύ της τιμής του Σ.Μ.Ε. και του υποκείμενου δείκτη στην αγορά τοις μετρητοίς είναι κοντά στο 1, σε όλα τα υποδείγματα, και εμφανίζεται ως στατιστικά σημαντική πάντοτε.

Αντιθέτως με τις προηγούμενες μεταβλητές, το ύψος των ανοικτών συμβολαίων εμφανίζεται ως μία αμφιλεγόμενη μεταβλητή. Άλλοτε εμφανίζεται στατιστικώς μη σημαντική και άλλοτε σημαντική μεταβλητή στην ερμηνεία της εξαρτημένης μεταβλητής. Ασχέτως της οικονομετρικής ερμηνείας της μεταβλητής, ενδιαφέρον έχει το γεγονός ότι συνδέεται πάντα με αρνητική σχέση

με την τιμή του Σ.Μ.Ε., αν και το μέγεθος του συντελεστή είναι σχετικά μικρό. Παρατηρούμε την ύπαρξη μιας αρνητικής σχέσης: θετικές μεταβολές στον αριθμό των ανοικτών συμβολαίων σημαίνουν αρνητικές μεταβολές στην τιμή του Σ.Μ.Ε. και αντιστρόφως.

Η ερμηνεία του συγκεκριμένου συμπεράσματος γίνεται κατανοητή με μία βαθύτερη σκέψη: εφόσον τα ανοικτά συμβόλαια φανερώσουν τα «εκκρεμή, ενεργά» συμβόλαια της αγοράς, τότε αυτά αυξάνονται σε αριθμό όταν το παράγωγο κινείται πτωτικά. Οι επενδυτές αυξάνουν τις θέσεις τους στην προκειμένη περίπτωση, αφού σε καθοδική αγορά μόνο η αγορά παραγώγων προσφέρει δυνητικά κέρδη. Συνεπώς, οι συναλλασσόμενοι μεγαλώνουν την έκθεσή τους στα παράγωγα όταν η αγορά είναι καθοδική, και τη μειώνουν όταν είναι ανοδική, αφού πιθανώς κερδίζουν στην αγορά τοις μετρητοίς. Είναι προφανής λοιπόν ο ρόλος της αγοράς των παραγώγων ως μοναδικό καταφύγιο σε περίπτωση αρνητικής μεταβολής της αγοράς τοις μετρητοίς.

Παρά το γεγονός ότι το ύψος των ανοικτών συμβολαίων είναι πιο σημαντικό από τον ημερήσιο όγκο συναλλαγών, που οφείλεται προφανώς στη φύση της αγοράς παραγώγων, δεν πρέπει να υποβαθμίζεται η επαγγελματική σημασία του όγκου συναλλαγών: το ύψος των ανοικτών συμβολαίων φανερώνει στην ουσία την πραγματική θέση των επενδυτών στην αγορά, ενώ ο ημερήσιος όγκος αποτελεί ένδειξη κυρίως της ρευστότητας. Σαν χαρακτηριστικό η ρευστότητα είναι πολύ σημαντική, καθώς κρίνει την ευρωστία της αγοράς, καθώς και τη βιωσιμότητα των επαγγελματιών που δραστηριοποιούνται. Επίσης, η ρευστότητα φανερώνει το βάθος και την ωρίμανση της κάθε αγοράς, παίζει καθοριστικό ρόλο στην αποτελεσματική λειτουργία της και την ταξινόμησή της στις αναπτυγμένες ή όχι αγορές.

## 8. Υπόδειγμα GARCH

Εφαρμόζοντας το προαναφερθέν υπόδειγμα GARCH(1,1) γίνεται η πρώτη εκτίμηση στο σύνολο των μεταβλητών, για λόγους ασφαλείας και σύγκρισης με τα μεταγενέστερα υποδείγματα. Πιο συγκεκριμένα

$$d(f20) = c + c_1 \times d(s20) + c_2 \times d(vol20) + c_3 \times d(int20) + [AR(1), MA(1)]$$

Η αντίστοιχη εκτιμώμενη εξίσωση δίδει τα παρακάτω αποτελέσματα:

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8.1**  
Υπόδειγμα GARCH, απλό

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.013277	0.031061	-0.427433	0.6691
D(S20)	1.006318	0.005557	181.0933	0.0000
D(VOL20)	-5.97E-07	6.87E-05	-0.008682	0.9931
D(INT20)	-0.000210	3.90E-05	-5.375507	0.0000
AR(1)	0.467807	0.031683	14.76524	0.0000
MA(1)	-0.889541	0.018560	-47.92832	0.0000
Variance Equation				
C	2.386299	0.421424	5.662471	0.0000
RESID(-1)-2	0.164217	0.020579	7.979810	0.0000
GARCH(-1)	0.801015	0.020572	38.93733	0.0000
R-squared	0.812287	Mean dependent var		0.724893
Adjusted R-squared	0.810876	S.D. dependent var		16.57378
S.E. of regression	7.207671	Akaike info criterion		6.504642
Sum squared resid	55275.35	Schwarz criterion		6.546398
Log likelihood	-3480.741	F-statistic		575.5301
Durbin-Watson stat	2.228939	Prob(F-statistic)		0.000000

Παρατηρούμε καταρχάς ότι από άποψη σημαντικότητας το νέο υπόδειγμα συμφωνεί με τα προηγούμενα: ο σταθερός όρος δεν είναι σημαντικός, άρα αποφεύγεται ο κίνδυνος μεροληψίας, και η μεταβλητή του όγκου συναλλαγών δεν είναι σημαντική. Όλες οι υπόλοιπες μεταβλητές εμφανίζονται σημαντικές. Οι υπόλοιπες τιμές, των κριτηρίων πληροφοριών και των συντελεστών προσδιορισμού εμφανίζονται σχετικά βελτιωμένες. Ιδιαίτερα βελτιωμένη φαίνεται η τιμή του στατιστικού Durbin-Watson, το οποίο έχει πλησιάσει πολύ στην ουδέτερη τιμή του 2. Περαιτέρω, ο έλεγχος για ύπαρξη αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας με το κριτήριο ARCH LM test μας δίνει τις παρακάτω τιμές:

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8.2**  
Έλεγχος ARCH LM

ARCH Test:			
F-statistic	0.451543	Probability	0.501748
Obs*R-squared	0.452196	Probability	0.501294

όπου φαίνεται ότι αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας, έως το βαθμό του 1. Συνεπώς έχουμε μία πρώτη ισχυρή ένδειξη ότι αντιμετωπίστηκε επιτυχώς το ενοχλητικό φαινόμενο της αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

Έχοντας υπόψη το σημείο του διαρθρωτικού διαχωρισμού και τις βελτιωμένες εξισώσεις παλινδρόμησης της προηγούμενης παραγράφου, θα εφαρμόσουμε εν συνεχεία το υπόδειγμα GARCH(1,1) χωρίζοντας τις τιμές σε δύο υποπεριόδους. Η συνάρτηση για την πρώτη υποπερίοδο έχει ως εξής

$$d(f20_{before}) = c + c_1 \times d(s20_{before}) + c_2 \times d(vol20_{before}) + c_3 \times d(int20_{before}) + [AR(1), MA(1)]$$

και τα αποτελέσματα της εκτύπωσης είναι

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8.3**  
Υπόδειγμα GARCH, πρώτη υποπερίοδος

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.079901	0.078167	1.022175	0.3067
D(S20_BEFORE)	1.041534	0.015597	66.77743	0.0000
D(VOL20_BEFORE)	-9.91E-05	0.000157	-0.632372	0.5271
D(INT20_BEFORE)	-0.000879	9.78E-05	-8.989078	0.0000
AR(1)	0.447537	0.063778	7.017117	0.0000
MA(1)	-0.889123	0.036488	-24.36723	0.0000
Variance Equation				
C	14.92129	23.91754	0.623864	0.5327
RESID(-1) <sup>2</sup>	-0.049702	0.064790	-0.767121	0.4430
GARCH(-1)	0.440029	0.933080	0.471588	0.6372
R-squared	0.890212	Mean dependent var	-2.468007	
Adjusted R-squared	0.887255	S.D. dependent var	14.94175	



S.E. of regression	5.017066	Akaike info criterion	6.090351
Sum squared resid	7475.774	Schwarz criterion	6.199868
Log likelihood	-922.8237	F-statistic	301.0276
Durbin-Watson stat	2.042838	Prob(F-statistic)	0.000000

Το αποτέλεσμα είναι ιδιαίτερος ενθαρρυντικό. Οι τιμές όλων, χωρίς εξαίρεση, των κριτηρίων για την ορθότητα του υποδείγματος είναι σαφώς βελτιωμένες. Ελέγχοντας με κριτήριο ARCH LM λαμβάνουμε

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 8.4

Έλεγχος ARCH LM, πρώτη υποπερίοδος

ARCH Test:			
F-statistic	0.710423	Probability	0.399968
Obs*R-squared	0.713440	Probability	0.398304

που οδηγεί στην αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης για ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας στα δεδομένα.

Συγκρίνοντας την προβλεπτική ικανότητα του παρόντος υποδείγματος GARCH(1,1) με εκείνο της γραμμικής παλινδρόμησης, παρατηρούμε αντιθέτως σχετικά αμφιλεγόμενα αποτελέσματα

#### ΠΙΝΑΚΑΣ 8.5

Σύγκριση προβλεπτικής ικανότητας, γραμμική-GARCH

	<u>Γραμμική</u> <u>παλινδρόμηση</u>	<u>Μοντέλο</u> <u>GARCH(1,1)</u>
Root Mean Squared Error	5.496941	5.509270
Mean Absolute Error	4.297902	4.306184
Mean Absolute Percentage Error	208.9326	208.7036
Theil Inequality Coefficient	0.188463	0.190044
Bias Proportion	0.000000	0.000017
Variance Proportion	0.036539	0.052743
Covariance Proportion	0.963461	0.947240

Φαίνεται ότι η προβλεπτική ισχύς του νέου υποδείγματος δεν είναι ανώτερη του απλούστερου γραμμικού, παρά το γεγονός ότι είναι βελτιωμένο και απαλλαγμένο από αυτοσυσχέτιση.

Θέλοντας να ολοκληρώσουμε την εικόνα, εκτιμούμε το υπόδειγμα GARCH (1,1) για τη δεύτερη υποπερίοδο των δεδομένων

$$d(f20_{after}) = c + c_1 \times d(s20_{after}) + c_2 \times d(vol20_{after}) + c_3 \times d(int20_{after}) + [AR(1), MA(1)]$$

Τα αποτελέσματα των υπολογισμών είναι ως εξής

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8.6**  
Υπόδειγμα GARCH, δεύτερη υποπερίοδος

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.044763	0.045507	-0.983664	0.3253
D(S20_AFTER)	1.004492	0.006690	150.1546	0.0000
D(VOL20_AFTER)	1.81E-05	7.21E-05	0.251828	0.8012
D(INT20_AFTER)	6.45E-06	4.57E-05	0.141177	0.8877
AR(1)	0.505409	0.037745	13.38995	0.0000
MA(1)	-0.884607	0.021418	-41.30297	0.0000
Variance Equation				
C	1.421763	0.305461	4.654481	0.0000
RESID(-1)^2	0.161563	0.022457	7.194439	0.0000
GARCH(-1)	0.823334	0.020450	40.26088	0.0000
R-squared	0.864609	Mean dependent var		1.959843
Adjusted R-squared	0.863176	S.D. dependent var		17.02644
S.E. of regression	6.298031	Akaike info criterion		6.356330
Sum squared resid	29986.88	Schwarz criterion		6.410917
Log likelihood	-2422.296	F-statistic		603.4773
Durbin-Watson stat	2.098468	Prob(F-statistic)		0.000000

Το υπόδειγμα είναι σαφώς βελτιωμένο σε σχέση με το αντίστοιχο γραμμικό της δεύτερης υποπεριόδου, σε όλα τα κριτήρια. Η μεταβλητή του ύψους των ανοικτών συμβολαίων εμφανίζεται ξανά ως μη σημαντική. Το ARCH LM τεστ ισούται με:

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8.7**

Έλεγχος ARCH LM, δεύτερη υποπερίοδος

ARCH Test:			
F-statistic	0.590803	Probability	0.442347
Obs*R-squared	0.591895	Probability	0.441687

που οδηγεί στην αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης για ύπαρξη ομοσκεδαστικότητας.

Η σύγκριση των δύο υποδειγμάτων μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η προβλεπτική ικανότητα παραμένει στα ίδια περίπου επίπεδα, παρά την καλύτερη ποιοτικά κατασκευή του μεταγενέστερου υποδείγματος.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8.8**

Σύγκριση προβλεπτικής ικανότητας

	<u>Γραμμική</u> <u>Παλινδρόμηση</u>	<u>Μοντέλο</u> <u>GARCH(1,1)</u>
Root Mean Squared Error	6.822592	6.839134
Mean Absolute Error	4.651336	4.651817
Mean Absolute Percentage Error	128.2582	126.8897
Theil Inequality Coefficient	0.207858	0.208758
Bias Proportion	0.000000	0.000006
Variance Proportion	0.043838	0.048314
Covariance Proportion	0.956162	0.951680

Γίνεται προφανές, ότι η γραμμική παλινδρόμηση, παρά τα προβλήματα της αυτοσυσχέτισης και τις χαμηλότερες τιμές στα λοιπά κριτήρια, καταφέρνει με πολύ ικανοποιητικό τρόπο να προσφέρει μία καλή πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών. Επίσης κατέστη σαφές, ότι μετά το διαχωρισμό των δεδομένων σε δύο υποπεριόδους λόγω ύπαρξης διαρθρωτικής αλλαγής, τα νέα εκτιμημένα μοντέλα είναι ανώτερα εκείνων που αφορούν το σύνολο της περιόδου.

## 8. Συμπεράσματα

Η οριστική και χωρίς επιφυλάξεις αποδοχή ισχυρής μορφής αποτελεσματικότητας στην αγορά (strong-form efficiency) είναι προφανώς δύσκολη. Τόσο οι διεθνείς μελέτες που απορρίπτουν την αποτελεσματικότητα, όσο και εκείνες που την αποδέχονται, διακατέχονται από μία κοινή διατύπωση: οι αγορές εμφανίζουν σε ένα μικρότερο ή μεγαλύτερο βαθμό αποτελεσματικότητα, με την εξαίρεση όμως ειδικών περιπτώσεων. Στην παρούσα διατριβή αποδείχθηκε ότι, για την εξεταζόμενη περίοδο, τα προϊόντα ακολουθούν μία τυχαία διαδρομή και πληρούν τα χαρακτηριστικά μιας αποτελεσματικής αγοράς. Οι χρονολογικές σειρές του δείκτη FTSE/ATHEX20 εμφανίζουν τα ίδια χαρακτηριστικά: Πιο συγκεκριμένα, οι έλεγχοι που διενεργήθηκαν απέδειξαν

- Μη στασιμότητα και αποδοχή ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα των τιμών του δείκτη
- Στασιμότητα στα επίπεδα τιμών στις μεταβλητές του όγκου συναλλαγών και ανοικτών συμβολαίων, συνεπώς  $I(0)$ .
- Στασιμότητα στις πρώτες διαφορές των τιμών, συνεπώς, και οι δύο σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτου βαθμού  $I(1)$ .
- Ύπαρξη φαινομένου συνολοκλήρωσης με χαρακτηριστικά  $CI(I, I)$  για τις σειρές και των δύο δεικτών.
- Ύπαρξη ενός μόνο διανύσματος συνολοκλήρωσης κατά Johansen για τις σειρές και των δύο δεικτών.
- Μονόπλευρη αιτιότητα κατά Granger, με την προθεσμιακή αγορά να προηγείται της αντίστοιχης τοις μετρητοίς.

Σε αντίθεση με τις τιμές των δεικτών στην αγορά τοις μετρητοίς και την προθεσμιακή, οι σειρές του όγκου συναλλαγών και των ανοικτών συμβολαίων είναι στάσιμες  $I(0)$  όπως ήταν και λογικά αναμενόμενο. Στην εξέταση της προβλεπτικής ικανότητας των μεταβλητών μεταξύ τους, αποδεικνύεται ότι στην Ελληνική αγορά ισχύουν τα παρακάτω σημαντικά χαρακτηριστικά

- Η τιμή τοις μετρητοίς εξηγεί με ένα συντελεστή κοντά στη μονάδα (1) την τιμή του αντίστοιχου συμβολαίου μελλοντικής εκπλήρωσης.
- Και οι δυο μεταβλητές αποδεικνύονται σημαντικές στην ερμηνεία η μία της άλλης, ασχέτως περιόδου ή υποδείγματος εκτίμησης.
- Η ύπαρξη διαρθρωτικής αλλαγής απαιτεί τη διόρθωση του δείγματος σε δύο υποπεριόδους, που οδηγεί σε σημαντική βελτίωση του υποδείγματος.
- Η συνάρτηση της γραμμικής παλινδρόμησης πάσχει από αυτοσυσχέτιση

των καταλοίπων, φαινόμενο που διορθώνεται με την εισαγωγή μοντέλου GARCH (1,1)

- Παρά τη σημαντική ποιοτική βελτίωση του υποδείγματος, η προβλεπτική ικανότητά του σε σχέση με το αντίστοιχο της γραμμικής παλινδρόμησης δεν βελτιώνεται. Η πρακτικότητα και η ευκολία υπολογισμού ενός γραμμικού μοντέλου ελαχίστων τετραγώνων επιβεβαιώνεται με την πολύ ικανοποιητική προβλεπτική του ισχύ.
- Οι διαφορές στο ύψος των ανοικτών συμβολαίων έχουν αρνητική σχέση με τις μεταβολές των τιμών του δείκτη και στις δύο αγορές. Η μεταβλητή αποδεικνύεται άλλοτε σημαντική και άλλοτε μη σημαντική, μη εμφανίζοντας σταθερή συμπεριφορά στα διαφορετικά υποδείγματα.
- Οι μεταβολές στον όγκο συναλλαγών δεν αποδεικνύεται ότι είναι στατιστικά σημαντικές στην ερμηνεία των τιμών του δείκτη, σε κανένα υπόδειγμα.
- Τα ανοικτά συμβόλαια φανερώνουν τον ιδιαίτερα σημαντικό τους ρόλο στην αγορά των παραγώγων ως καθοριστικού μεγέθους βάθους στην αγορά. Αντιθέτως, ο καθημερινός όγκος συναλλαγών δείχνει τη ρευστότητα και τη συχνότητα των συναλλασόμενων, στο τέλος της ημέρας όμως, το κλείσιμο των θέσεων οδηγεί σε μία «ορθολογικοποίηση» της αγοράς.

Η παρούσα διατριβή κατέδειξε την ερμηνευτική συμπεριφορά των τεσσάρων βασικών μεταβλητών της αγοράς των παραγώγων υπό διαφορετικά υποδείγματα. Παραμένει στο ερευνητικό ενδιαφέρον η περαιτέρω εμβάθυνση και εξέταση των σχέσεων που διέπουν τις μεταβλητές αυτές και την εξαγωγή συμπερασμάτων που θα μπορούσαν να βοηθήσουν σημαντικά τους συναλλασσόμενους στην αγορά και την εφαρμογή τους στην πράξη. Οι αγορές παραγώγων ανοίγουν τις πόρτες τους σε ολοένα και μεγαλύτερο αριθμό επενδυτών, ιδιαίτερος απλών, καταργώντας την αποκλειστικότητα των θεσμικών επενδυτών, γεγονός που καθιστά αναγκαία τη βαθύτερη γνώση των συνθηκών που διέπουν την εν λόγω αγορά.

## Στατιστικοί Πίνακες

Έλεγχος στασιμότητας: Τιμή μετρητοίς και ΣΜΕ, επίπεδα τιμών

<b><i>Augmented Dickey-Fuller test</i></b>			
<b><i>Level, series Futures FTSE/ATHEX20</i></b>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b><i>Μη Απόρριψη Μοναδιαίας Ρίζας</i></b>			
		<u>t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	ADF test	<u>1.041426</u>	0.9971
Critical Values:	1% level	-3.4362	
	5% level	-2.8640	
	10% level	-2.5681	
<b><i>Level, series Spot FTSE/ATHEX20</i></b>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b><i>Μη Απόρριψη Μοναδιαίας Ρίζας</i></b>			
		<u>t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	ADF test	<u>1.020476</u>	0.9969
<b><i>Phillips-Perron test</i></b>			
<b><i>Level, series Futures FTSE/ATHEX20</i></b>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b><i>Μη Απόρριψη Μοναδιαίας Ρίζας</i></b>			
		<u>Adj. t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	PP test	<u>0.920890</u>	0.1656
<b><i>Level, series Spot FTSE/ATHEX20</i></b>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b><i>Μη Απόρριψη Μοναδιαίας Ρίζας</i></b>			
		<u>Adj. t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	PP test	<u>1.080447</u>	0.9974
<b><i>Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test</i></b>			
<b><i>Level, series Futures FTSE/ATHEX20</i></b>			
<i>Null Hypothesis: Series is stationary</i>			
<b><i>ΑΠΟΡΡΙΨΗ</i></b>			
		<u>LM-statistic</u>	
Series value:	KPSS test	<u>3.223122</u>	
Critical Values:	1% level	0.7390	
	5% level	0.4630	
	10% level	0.3470	

<i>Level, series Spot FTSE/ATHEX20</i>		
<i>Null Hypothesis: Series is stationary</i>		
<b>ΑΠΟΡΡΙΨΗ</b>		
		<u>LM-statistic</u>
Series value:	KPSS test	<u>3.226868</u>

Έλεγχος στασιμότητας: Τιμή μετρητοίς και ΣΜΕ, πρώτες διαφορές

<b><u>Augmented Dickey-Fuller test</u></b>			
<i>First Differences, series Futures FTSE/ATHEX20</i>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b>ΑΠΟΡΡΙΨΗ</b>			
		<u>t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	ADF test	<u>-31.05060</u>	0.0000
Critical Values:	1% level	-3.973956	
	5% level	-3.417586	
	10% level	-3.131216	
<b><u>First Differences, series Spot FTSE/ATHEX20</u></b>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b>ΑΠΟΡΡΙΨΗ</b>			
		<u>t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	ADF test	<u>-28.63297</u>	0.0000
<b><u>Phillips-Perron test</u></b>			
<i>First Differences, series Futures FTSE/ATHEX20</i>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b>ΑΠΟΡΡΙΨΗ</b>			
		<u>Adj. t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	PP test	<u>-31.07386</u>	0.0000
<b><u>First Differences, series Spot FTSE/ATHEX20</u></b>			
<i>Null Hypothesis: Series has a unit root</i>			
<b>ΑΠΟΡΡΙΨΗ</b>			
		<u>Adj. t-statistic</u>	<u>Probability</u>
Series value:	PP test	<u>-28.64130</u>	0.0000

## Έλεγχος στασιμότητας: Όγκος συναλλαγών και ανοικτά συμβόλαια

Κριτήριο	Όγκος Συναλλαγών		Ανοικτά Συμβόλαια	
	ADF	PP	ADF	PP
	-7.0068	-21.1221	-2.8614	-9.5027
	Τιμή	1% -3.4362		
		5% -2.8640		
		10% -2.5681		
Πιθανότητα	0.0000	0.0000	0.050	0.0000

## Έλεγχος συνολοκλήρωσης S20-F20

Date: 09/15/06 Time: 13:55

Series: F20 S20

Sample: 1 1075

Included observations: 1070

Lags interval: 1 to 4

Selected (0.05 level\*)  
Number of Cointegrating  
Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	2	2
Max-Eig	1	1	1	2	2

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria  
by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-8056.563	-8056.563	-8055.500	-8055.500	-8051.048
1	-8022.551	-8022.464	-8021.422	-8021.296	-8016.910
2	-8021.153	-8020.902	-8020.902	-8013.803	-8013.803



---

Akaike Information Criteria  
by Rank (rows) and Model  
(columns)

0	15.08890	15.08890	15.09065	15.09065	15.08607
1	15.03281	15.03451	15.03443	15.03607	15.02974*
2	15.03767	15.04094	15.04094	15.03141	15.03141

---

Schwarz Criteria by Rank  
(rows) and Model (columns)

0	15.16330	15.16330	15.17435	15.17435	15.17907
1	15.12580*	15.13216	15.13673	15.14302	15.14134
2	15.14927	15.16184	15.16184	15.16160	15.16160

---

Συνολοκλήρωση: κριτήριο ίχνους και μέγιστης ιδιοτιμής, Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

---

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None*	0.061711	69.19592	15.49471	0.0000
At most 1	0.000972	1.040280	3.841466	0.3078

---

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

---

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.061711	68.15564	14.26460	0.0000
At most 1	0.000972	1.040280	3.841466	0.3078

---

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

## Σημειώσεις

1. Η ορολογία FTSE/ATHEX είναι πιο δόκιμη αντί της γνωστότερης FTSE/ASE για δύο λόγους: πρώτον, με τη νέα οργάνωση η εγχώρια αγορά αποτελεί μία εταιρία, τα Ελληνικά Χρηματιστήρια (ATHens EXchange), και δεύτερον, σε διεθνές επίπεδο προτιμάται ο όρος ATHEX αντί του προγενέστερου ASE.

2. Βλέπε Theodossiou, P., Koutmos, G., and Negakis, C. (1993) “Stochastic Behavior of the Athens Stock Exchange”, *Applied Financial Economics*, 3: 119-126.

3. Βλέπε Laopodis, N. (2003) “Financial Market Liberalizations and Stock Market Efficiency: The Case of Greece”, *Managerial Finance*, 29(4): 24-41.

4. Βλέπε Barkoulas, J. and Travlos, N. (1998) “Chaos in an Emerging Capital Market? The Case of the Athens Stock Exchange”, *Applied Financial Economics*, 8: 231-243.

5. Βλέπε Papachristou, G. (1999) “Stochastic Behavior of the Athens Stock Exchange: A Case of Institutional Nonsynchronous Trading”, *Applied Financial Economics*, 9: 239-250.

6. Βλέπε Abhyankar, A. (1998) “Linear and Nonlinear Granger Causality: Evidence from the UK Stock Index Futures Market”, *Journal of Futures Markets*, 18(5): 519-540

7. Βλέπε Stoll, H. and Whaley, R. (1990) “The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25: 441-468.

8. Βλέπε Ghosh, A. (1993) “Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality Between Index and Future Prices”, *Journal of Futures Markets*, 13: 193-198.

9. Βλέπε Chu, Q., Hsieh, W. and Tse, Y. (1999) “Price Discovery on the S&P500 Index Markets: An Analysis of Spot Index, Index Futures and SPDRs”, *International Review of Financial Analysis*, 8(1): 21-34.

10. Βλέπε Ackert, L. and Racine, M. (1999) “Stochastic Trends and Cointegration in the Market for Equities”, *Journal of Economics and Business*, 51(2): 133-143.

11. Βλέπε Zhong, M., Darrat, A. and Otero, R. (2004) “Price Discovery and Volatility Spillovers in Index Future Markets: Some Evidence from Mexico”, *The Journal of Banking and Finance*, 28(12): 3037-3054.

12. Βλέπε Lee, C., Gleason, K. and Mathur, I. (2000) “Efficiency Tests in the French Derivatives Market”, *Journal of Banking and Finance*, 24(5): 787-807

13. Βλέπε Lo, A. and MacKinlay, C. (1988) “Stock Market Prices do not follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, *Review of Financial Studies*, 1: 41-66.

14. Βλέπε Bae, S., Kwon, T. And Park, J. (2004) “Futures Trading, Spot Market Volatility, and Market Efficiency: The Case of the Korean Index Futures Markets”, *The Journal of Futures Markets*, 24(12): 1195-1228.

15. Βλέπε Pant, B. and Bishnoi, R. (2001) “Testing Random Walk Hypothesis for Indian Stock Market Indices”, *Research Paper Presented in UTI Capital Market Conference*, proceedings: 1-15.

16. Βλέπε Mangala, D. and Mittal, R. (2005) “Efficiency of Indian Stock Market: An Evidence of Day-of-the-Week Effect”, *Gyan – A bi-annual Journal of Management & Technology*, 1(1): 3-8.

17. Βλέπε Marisetty, V. (2003) “Measuring Productive Efficiency of Stock Price Adjustment Coefficients”, *International Review of Finance*, 4(1-2): 79-99.

18. Βλέπε Shiller, R. and Perron, P. (1985) "Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation", *Economics Letters*, 18: 381-386.
19. Βλέπε Diebold, F. and Rudebusch, G. (1991) "On the Power of Dickey-Fuller Tests Against Fractional Alternatives", *Economics Letters*, 35: 155-160.
20. Βλέπε Ng, S. (1995) "Testing for Unit Roots in Flow Data Sampled at Different Frequencies", *Economics Letters*, 47: 237-242.
21. Εφαρμόζεται έλεγχος Breusch-Godfrey για serial correlation LM test.
22. Βλέπε παρόρτημα, correlogram of residuals squared
23. Βλέπε CUSUM test, Brown et al. (1975), και Kahya and Theodossiou (1999).
24. Βλέπε Ramsey, J. (1969) "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society B*, 31: 350-371.

## Βιβλιογραφία

- Alexakis, P., Kavussanos, M. and Visvikis, I. (2002) "An Investigation of the Lead-lag Relationship in Returns and Volatility Between Cash and Stock Index Futures: the Case of Greece", *Conference Proceedings, European Financial Management Association, Annual Meeting*.
- Antoniou, A. and Holmes, P. (1995) "Futures Trading and Spot Price Volatility: Evidence from the FTSE100 Stock Index Futures Using GARCH", *Journal of Banking and Finance*, 19(1): 117-129.
- Antoniou, A. and Holmes, P. (1996) "Futures Market Efficiency, the Unbiasedness Hypothesis and Variance Bounds Tests: the Case of FTSE-100 Futures Contract", *Bulletin of Economic Research*, 48(2): 115-128.
- Bollerslev, T., Chou, R. and Kroner, K. (1992) "ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, 52: 5-59.
- Brenner, R. and Kroner, K. (1995) "Arbitrage, Cointegration and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1): 23-42.
- Brooks, C., Rew, A. and Ritson, S. (2001) "A Trading Strategy based on the Lead-lag Relationship between the Spot Index and Futures Contract for the FTSE-100", *International Journal of Forecasting*, 17: 31-44.
- Butterworth, D. (2000) "The Impact of Futures Trading on Underlying Stock Market Volatility: The Case of the FTSE Mid250 Contract", *Applied Economic Letters*, 7(7): 439-442.
- Chan, K. (1992) "A Further Analysis of the Lead-lag Relationship Between the Cash Market and Stock Index Futures Market", *Review of Financial Studies*, 5(1): 123-152.
- Chen, Y., Duan, J. and Hung, M. (1999) "Volatility and Maturity Effects in the Nikkei Index Futures", *The Journal of Futures Markets*, 19(8): 895-909.
- Chow, Y. (1998) "Regime Switching and Cointegration Tests of the Efficiency of Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, 18(8): 871-901.

- Chow, Y. (2001) "Arbitrage, Risk Premium, and Cointegration Test of the Efficiency of Futures Markets", *Journal of Business Finance and Accounting*, 28(5-6): 693-713.
- Crowder, W. and Phengpis, C. (2005) "Stability of the S&P500 Futures Market Efficiency Conditions", *Applied Financial Economics*, 15(12): 855-866.
- Dickey, D. and Fuller, W. (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431.
- Dickey, D. and Fuller, W. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49: 1057-1072.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55: 251-276.
- Floros, C. and Vougas, D. (2004) "Hedge Ratios in Greek Stock Index Futures Market", *Applied Financial Economics*, 14: 1125-1136.
- Fraser, P. and McKaig, A. (1998) "The Time Series Behaviour of Asset Prices: Evidence from UK Futures Markets", *International Journal of Finance and Economics*, 3: 143-155.
- Granger, C. W. J. (1986) "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 213-228.
- Gupta, K. and Singh, B. (2005) "Random Walk and Indian Equity Futures Markets", *Guru Nanak Dev University, Amritsar, Dept. of Commerce and Business Management, and Indian Institute of Capital Markets, 9<sup>th</sup> Capital Markets Conference Paper*.
- Hakkio, C. and Rush, M. (1991) "Cointegration: How Short is the Long Run?", *Journal of International Money and Finance*, 10(4): 571-581.
- Hasan, M. (2005) "An alternative approach in investigating lead-lag relationships between stock and stock index futures markets – comment", *Applied Financial Economics Letters*, 1(2): 125-130.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-211.
- Karathanassis, G. and Sogiakas, V. (2006) "Stock Index Futures Trading and Spot Market Volatility", *SSRN Library Working Paper*.
- Kavussanos, M. and Nomikos, N. (2003) "Price Discovery, Causality and Forecasting in the Freight Futures Market", *Review of Derivatives Research*, 6: 203-230.
- Kavussanos, M. and Visvikis, I. (2004) "Market Interaction in Returns and Volatilities between Spot and Forward Markets", *Journal of Banking and Finance*
- Kawaller, I., Koch, P. and Koch, T. (1987) "The Temporal Price Relationship Between S&P500 Futures and the S&P500 Index", *Journal of Finance*, 42(5): 1309-1329.

- Kenourgios, D. (2004) "Price Discovery in the Athens Derivatives Exchange: Evidence for the FTSE/ASE20 Futures Market", *Economic and Business Review*, 6(3): 229-243.
- Kenourgios, D. (2005) "Testing Efficiency and the Unbiasedness Hypothesis of the Emerging Greek Futures Market", *European Review of Economics and Finance*, 4(1): 3-20.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Lafuente, J. and Novales, A. (2003) "Optimal Hedging under Departures from the Cost-of-carry Valuation: Evidence from the Spanish Stock Index Futures Market", *Journal of Banking and Finance*, 27: 1053-1078.
- Lee, C., Gleason, K. and Mathur, I. (2000) "Efficiency Test in the French Derivatives Market", *Journal of Banking and Finance*, 24: 787-807.
- Lee, C. and Mathur, I. (1999) "Efficiency Tests in the Spanish Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, 19(1): 59-77.
- Mok, D., Lam, K. and Li, W. (2000) "Using Daily High/Low Time to Test for Intraday Random Walk in Two Index Futures Markets", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 14: 381-397.
- Maddala, G.S. and Kim, I.M. (1999) "Unit Roots, Cointegration and Structural Change", *Cambridge University Press*.
- Ng, S. and Perron, P. (2001) "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69(6): 1519-1554.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regressions", *Biometrika*, 75: 335-346.
- Perron, P. (1989) "Testing for a Random Walk: A Simulation Experiment of Power when the Sampling Interval is varied", in Raj, B. (editor) *Advances in Econometrics and Modeling*, Kluwer Academic Publishers.
- Pizzi, M., Economopoulos, A. and O'Neil, H. (1998) "An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets: A Cointegration Approach", *Journal of Futures Markets* 18 (3), 297-305.
- Spyrou, S. (2005) "Index Futures Trading and Spot Price Volatility: Evidence from an Emerging Market", *Journal of Emerging Market Finance*, 4(2): 151-167.
- Theodossiou, P., Koutmos, G. and Negakis, C. (1993) "The Intertemporal Relation between the U.S. and the Greek Stock Markets: A Conditional Tale Analysis", *The International Journal of Finance*, 6: 492-508.
- Wang, G. and Yau, J. (1994) "A Time Series Approach to Testing for Market Linkage: Unit Root and Cointegration Tests", *The Journal of Futures Markets*, 14(4): 457-474.
- Watanabe, T. (2001) "Price Volatility, Trading Volume and Market Depth: Evidence from the Japanese Stock Index Futures Market", *Applied Financial Economics*, 11: 651-658.