

ΕΛΕΓΧΟΙ ΠΑΡΑΒΙΑΣΗΣ ΤΩΝ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ  
ΤΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΤΗΣ ΑΓΟΡΑΣ  
ΣΤΗΝ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΑΚΗ ΑΓΟΡΑ ΤΩΝ ΑΘΗΝΩΝ

Των

*Γ. Καραθανάση*

Οικονομικό Πανεπιστήμιο Αθηνών

και

*Ν. Φίλιππα*

Πανεπιστήμιο Πειραιώς

Abstract

Over the last three decades a substantial amount of empirical research has been undertaken to investigate the behaviour of major securities market. While some work has been done with data from the markets of developing countries, considerable testing must be undertaken for the worlds emerging securities market. The objective of this paper is to present some evidence using Greek data concerning the validity of the major assumptions underlying the market model.

In the paper the authors examined 22 companies quoted on the Athens Stock Exchange.

The empirical results revealed that assumptions of normality and heteroscedasticity are violated in a large number of companies.

In addition there are problems as regards the specification of the model and the stability of regression coefficients over time. (JEL G12)

1. Εισαγωγή

Τις τελευταίες τρεις δεκαετίες έχουν αναληφθεί τεράστιες ερευνητικές προσπάθειες για την εξερεύνηση της συμπεριφοράς των μεγάλων διεθνών αγορών των αξιογράφων.

Όμως την τελευταία δεκαετία τεράστιο ενδιαφέρον παρουσιάζουν για τους μεγάλους διεθνείς οργανισμούς οι λεγόμενες αναδυόμενες Χρηματιστηριακές αγορές<sup>1</sup> η συμπεριφορά των οποίων ελάχιστα έχει διερευνηθεί<sup>2</sup>.

Ο σκοπός του άρθρου αυτού είναι να παρουσιάσει ορισμένα εμπειρικά αποτελέσματα αναφορικά με την συμπεριφορά του υποδείγματος της αγοράς

όταν αυτό εφαρμόζεται στην Χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών. Στο άρθρο εξετάζονται οι 22 πιο εμπορεύσιμες<sup>3</sup> μετοχές εταιριών οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Αθηνών για την περίοδο 1.1.1988 - 31.12.1991<sup>4</sup>.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα αποκαλύπτουν έναν σημαντικό αριθμό εταιριών όπου παρουσιάζονται προβλήματα παραβιάσεων των υποθέσεων της αγοράς.

Εάν λάβουμε υπ' όψιν μας ότι στην ανάλυση έχουν συμπεριληφθεί οι πιο εμπορεύσιμες εταιρίες καθίσταται φανερό ότι τα προβλήματα στην εφαρμογή του υποδείγματος της αγοράς στην Χρηματιστηριακή Αγορά των Αθηνών είναι ακόμη εντονότερα. Ως εκ τούτου η δημοσιοποίηση εμπειρικών αποτελεσμάτων<sup>5</sup> για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών χωρίς προηγούμενο έλεγχο και αντίστοιχη χρήση μεθόδων θεραπείας σε τυχόν παραβιάσεις δημιουργεί σοβαρά προβλήματα αξιοπιστίας και σύγκρισης στο επενδυτικό κοινό.

Το άρθρο αποτελείται από τέσσερα (4) τμήματα. Στο δεύτερο περιγράφονται τα προβλήματα που παρουσιάζονται στην εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς και γίνεται επισκόπηση προηγούμενων μελετών.

Στο τρίτο τμήμα παρουσιάζονται οι πηγές των δεδομένων, οι σχετικοί οικονομετρικοί έλεγχοι, και ορίζονται οι μεταβλητές που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση. Στο ίδιο κεφάλαιο παρουσιάζονται και αναλύονται τα εμπειρικά αποτελέσματα.

Τέλος στο τέταρτο τμήμα καταγράφονται τα κυριότερα συμπεράσματα της μελέτης και προτείνονται ιδέες για περαιτέρω έρευνα.

## 2. Το Υπόδειγμα της Αγοράς

### 2.1. Εισαγωγή

Το πρώτο υπόδειγμα το οποίο όρισε τον κίνδυνο στα πλαίσια της ανάλυσης Χαρτοφυλακίου ανεπτύχθη από τον Markowitz (1952). Σύμφωνα με τον Markowitz οι επενδυτές υπολογίζουν την καμπύλη αποτελεσματικών συνδυασμών (efficient frontier) από όλους τους δυνατούς συνδυασμούς κινδύνου-απόδοσης. Ως γνωστόν η καμπύλη αυτή περιλαμβάνει όλα τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια (efficient portfolios) τα οποία ορίζονται ως εκείνα τα οποία παρέχουν την υψηλότερη απόδοση για δεδομένο επίπεδο κινδύνου.

Σύμφωνα με τον Markowitz η επιλογή του τελικού αρίστου χαρτοφυλακίου (optimum portfolio) εξαρτάται από τις προτιμήσεις του κάθε επενδυτή αναφορικά με την σχέση κίνδυνος-απόδοση.

Για να προσδιορισθεί όμως σύμφωνα με τον Markowitz το αποτελεσματικό σύνολο των χαρτοφυλακίων απαιτείται η εκτίμηση των αποδόσεων και του κινδύνου των αποδόσεων (τυπική απόκλιση) για κάθε επενδυτή.

Επί πλέον απαιτείται η εκτίμηση του συντελεστή συσχέτισης για κάθε ζεύγος επενδύσεων.

Για ένα λοιπόν χαρτοφυλάκιο το οποίο αποτελείται από  $N$  επενδύσεις απαιτούνται  $N$  αποδόσεις,  $\frac{N^2 - N}{2}$  συντελεστές συσχέτισης και συνολικά  $\frac{N(N+3)}{2}$  στοιχεία.

Οι τεράστιες υπολογιστικές διαδικασίες που απαιτούνται για την εκτίμηση του υποδείγματος του Markowitz ξεπεράστηκαν χάρις τις σημαντικές συμβολές των Lintner (1965), Mossin (1966) αλλά κυρίως του Sharpe (1963, 1964) οι οποίοι ανέπτυξαν το υπόδειγμα της αγοράς (Market model).

Ο Sharpe υιοθέτησε την υπόθεση ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων τα οποία βρίσκονται διαθέσιμα για επιλογή συσχετίζονται μεταξύ τους μόνον μέσα από την εξάρτησή τους ως προς το χαρτοφυλάκιο της αγοράς (market portfolio).

Η υπόθεση αυτή έχει ως αποτέλεσμα την δραστική μείωση των απαιτούμενων υπολογισμών στον βαθμό που οι απαιτήσεις για τον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των διαφόρων περιουσιακών στοιχείων εξαλείφονται.

Για την εφαρμογή του υποδείγματος της αγοράς απαιτείται η εκτίμηση μόνον  $3N+2$  στοιχείων.

Η μαθηματική εξειδίκευση του υποδείγματος της αγοράς είναι η πιο κάτω:

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + U_{it} \quad (1)$$

όπου:

$R_{it}$  είναι η απόδοση της μετοχής  $i$  κατά την διάρκεια της χρονικής περιόδου  $t-1, t$ ,

- $R_{mt}$  είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς κατά την ίδια χρονική περίοδο,  
 $a_i$  είναι η απόδοση της μετοχής  $i$  όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική  
 $b_i$  είναι ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής  $i$  και τέλος  
 $U_{it}$  είναι μια μεταβλητή η οποία εκφράζει την συνδυασμένη επίδραση όλων των άλλων μη συστηματικών παραγόντων οι οποίοι είναι ανεξάρτητοι από τις διακυμάνσεις του Χρηματιστηρίου.

Η εφαρμογή του υποδείγματος της αγοράς και η γνώση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών είναι ιδιαίτερης σπουδαιότητας στον βαθμό που οι τιμές αυτές χρησιμοποιούνται:

- α) στον προσδιορισμό της απόδοσης που απαιτεί η αγορά για αυτές,
- β) στον προσδιορισμό του κόστους του κεφαλαίου για αξιολόγηση επενδύσεων και τέλος
- γ) στην δημιουργία αποδοτικών χαρτοφυλακίων από συμβούλους επενδύσεων.

Για όλους τους παραπάνω λόγους είναι φανερό ότι απαιτείται ιδιαίτερη προσοχή στην εκτίμηση των σχετικών συντελεστών του υποδείγματος της αγοράς διαφορετικά τα αποτελέσματα θα είναι αναξιόπιστα.

Τα προαναφερθέντα περιλαμβάνουν και τον έλεγχο ενός σημαντικού αριθμού παραβιάσεων οι οποίες σημειωτέον έχουν παρατηρηθεί σε όλα σχεδόν τα Χρηματιστήρια του κόσμου αλλά ιδιαίτερα σε μικρά περιφερειακά Χρηματιστήρια.

Ας σημειώσουμε τέλος ότι οι τυχούσες παραβιάσεις των υποθέσεων του υποδείγματος της αγοράς δημιουργούν σοβαρά προβλήματα αξιοπιστίας στις τιμές του συστηματικού κινδύνου και απαιτούνται κατάλληλες μέθοδοι θεραπείας τους.

Ιδιαίτερο λοιπόν ενδιαφέρον έχει η γνώση του πως συμπεριφέρεται το υπόδειγμα της αγοράς σε μια αναδυόμενη Χρηματιστηριακή αγορά όπως αυτή των Αθηνών όπου κυρίαρχα χαρακτηριστικά του είναι η ρηχότητα, η έλλειψη βάθους και πλάτους καθώς επίσης ότι αρκετές από τις εισηγμένες μετοχές δεν διακινούνται κάθε εργάσιμη ημέρα.

Η εκτίμηση του υποδείγματος (1) γίνεται συχνά εφαρμόζοντας την απλή μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων η χρησιμοποίηση της οποίας προϋποθέτει την

υιοθέτηση αρκετά περιοριστικών υποθέσεων, οι οποίες πρέπει να ελέγχονται εμπειρικά.

Οι υποθέσεις αυτές αφορούν κυρίως, αλλά όχι μόνο, την συμπεριφορά του στοχαστικού όρου  $U_{it}$ , οι οποίες χρησιμοποιώντας μαθηματικά σύμβολα είναι οι πιο κάτω:

$$E(U_{it}) = 0 \quad \forall t \quad (1.1)$$

$$\text{Cov}(U_{it}, U_{i,t+k}) = 0 \quad \forall k \neq 0 \quad (1.2)$$

$$\text{Cov}(U_{it}, R_{mt}) = 0 \quad (1.3)$$

$$\text{Var}(U_{it}) = \sigma_i^2 \quad (1.4)$$

Η υπόθεση (1.1) υπονοεί ότι η αναμενόμενη τιμή του στοχαστικού όρου είναι μηδέν, ενώ η υπόθεση (1.2) αναφέρεται στην διαχρονική ανεξαρτησία των καταλοίπων.

Η υπόθεση (1.3) αναφέρεται στην ανεξαρτησία της μεταβλητής  $R_{mt}$  (η οποία εκφράζει την απόδοση του Χαρτοφυλακίου της αγοράς), από τον στοχαστικό όρο  $U_{it}$  ενώ η υπόθεση (1.4) υπονοεί ότι η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος (Υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας).

Εάν οι προαναφερθείσες υποθέσεις πληρούνται τότε οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι και έχουν την μικρότερη διακύμανση μεταξύ όλων των γραμμικών και αμερόληπτων εκτιμητών. Πρέπει όμως να σημειώσουμε ότι η παραβίαση των υποθέσεων αυτών δημιουργεί σοβαρά προβλήματα αξιοπιστίας στην τιμή του συντελεστή βήτα.

Εάν παραβιάζεται η υπόθεση της ανεξαρτησίας των καταλοίπων (ύπαρξη αυτοσυσχέτισης) και εκτιμήσουμε το υπόδειγμα της αγοράς με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων οι συντελεστές του υποδείγματος θα είναι αμερόληπτοι μεν πλην όμως δεν θα είναι αποτελεσματικοί. Επιπρόσθετα, και ίσως το πιο σημαντικό, οι δειγματικές διακυμάνσεις των εκτιμηθέντων συντελεστών θα είναι μεροληπτικές με αποτέλεσμα οι συνήθεις έλεγχοι στατιστικής σημαντικότητας και η κατασκευή διαστημάτων εμπιστοσύνης να μην είναι έγκυρη.

Τις ίδιες ακριβώς επιπτώσεις θα έχουμε εάν παραβιάζεται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας και εμείς εκτιμήσουμε το υπόδειγμα της αγοράς με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων.

Η παραβίαση της υπόθεσης 1.3 δημιουργεί σοβαρά οικονομετρικά προβλήματα στον βαθμό που οι εκτιμηθέντες συντελεστές με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι μεροληπτικοί και ασυνεπείς.

Η παραβίαση της υπόθεσης 1.1 όπως και η παραβίαση της υπόθεσης της κανονικότητας του στοχαστικού όρου δεν έχουν σημαντικές επιπτώσεις στην συνέπεια και στην ασυμπτωτική αποτελεσματικότητα των εκτιμητών των ελαχίστων τετραγώνων. Αυτό ισχύει ιδιαίτερα όταν το μέγεθος του δείγματος είναι μεγάλο.

Πρέπει όμως να σημειώσουμε ότι η παραβίαση της υπόθεσης περί κανονικής κατανομής των κατάλοιπων έχει μεγάλη σημασία κατά την διατύπωση συμπερασμάτων αναφορικά με τον βαθμό αξιοπιστίας των εκτιμηθέντων συντελεστών του υποδείγματος. Όπως είναι γνωστό τα κλασσικά κριτήρια στατιστικού ελέγχου της σημαντικότητας των διαφορών υποθέσεων βασίζονται στην υπόθεση της κανονικότητας. Κατά συνέπεια αυτά δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τον έλεγχο των εκτιμηθέντων συντελεστών και την κατασκευή διαστημάτων εμπιστοσύνης όταν τα  $U_i$  δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Μία έμμεση υπόθεση η οποία υιοθετείται κατά την εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς είναι ότι οι συντελεστές βήτα είναι σταθεροί διαχρονικά. Ας σημειώσουμε ότι η υπόθεση αυτής έχει αμφισβητηθεί έντονα στην διεθνή ορθογραφία (Blume (1975), Fabozzi-Francis (1978) Alexander-Benson (1982) κ.ά.) και ως εκ τούτου απαιτούνται κατάλληλοι έλεγχοι διαχρονικής σταθερότητας του υποδείγματος. Είναι προφανές ότι εάν παρατηρείται (στατιστικά-σημαντική) διαχρονική αστάθεια των συντελεστών βήτα τα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων θα είναι αναξιόπιστα.

Η προηγούμενη ανάλυση καθιστά φανερό ότι η εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς πρέπει να γίνεται προσεκτικά εξετάζοντας αναλυτικά την παραβίαση των περιοριστικών υποθέσεων οι οποίες γίνονται παραδεκτές.

## **2.2. Επισκόπηση Προηγούμενων Μελετών**

Οι υποθέσεις του υποδείγματος της αγοράς αλλά και το υπόδειγμα αυτό καθ' εαυτό έχουν υποστεί σοβαρή κριτική στην διεθνή αρθρογραφία.

Μια κατηγορία εμπειρικών μελετών αποδεικνύουν την παραβίαση των υποθέσεων του κλασσικού γραμμικού υποδείγματος γεγονός το οποίο έχει

σημαντικές επιπτώσεις στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα. Στην κατηγορία αυτή περιλαμβάνονται μελέτες όπου επισημαίνονται κυρίως τα προβλήματα της αυτοσυσχέτισης του στοχαστικού όρου Swartz-Whitcomb (1977), Atchison et al (1987), Cohen et al (1983), Perry (1985) κ.ά.) αλλά κυρίως το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας (Fama et al (1969), Praetz (1969), Miller-Scholles (1973), Martin-Klemkosky (1975), Brown (1977), Belkaoui (1977), Brenner-Smidt (1977), Fowler et al (1979), Bey-Pinches (1980), Giaccotto C.-M. Ali (1982), Huang-Jo (1988), Karathanassis-Philippas (1993) κ.ά.).

Μια άλλη κατηγορία ερευνητών θεωρεί την υπόθεση της σταθερότητας του συστηματικού κινδύνου για την εξεταζόμενη περίοδο ως ανεπαρκή. Οι ερευνητές αυτοί προτείνουν προχωρημένα οικονομετρικά υποδείγματα για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου. Οι προσεγγίσεις αυτές αποδέχονται λιγότερο περιοριστικές υποθέσεις για την συμπεριφορά του συστηματικού κινδύνου.

Πιο συγκεκριμένα τα υποδείγματα αυτά θεωρούν ότι ο συντελεστής βήτα είναι είτε τυχαία μεταβλητή (Fabozzi-Francis (1978), Alexander-Benson (1982) κ.ά.) είτε κάποια στοχαστική παράμετρος (Sunder (1980), Ohlsen-Rosenberg (1982) κ.ά.).

Οι πιο πάνω ερευνητές χρησιμοποιούν τα γνωστά οικονομετρικά υποδείγματα των Swamy (1971), των Cooley-Prescott (1973), του Rosenberg (1973), των Hildreth-Houck (1968) κ.ά.

Πρέπει να σημειώσουμε ότι είναι πολύ πιθανό όπως η παρατηρούμενη διαχρονική αστάθεια του συντελεστή βήτα, καθώς και τα προβλήματα της αυτοσυσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας ερμηνεύονται ικανοποιητικά από την παραδοχή ότι ο συντελεστής βήτα είναι τυχαία μεταβλητή παρά σταθερή ποσότητα.

Μια άλλη κατηγορία ερευνητών επεκτείνουν το υπόδειγμα αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων σε μη-τυπικές μορφές (Non-Standard Forms of Capital Asset Pricing Models) (Elton-Gruber (1974), Brennan (1971), Levy (1980) κ.ά.).

Στην ίδια κατηγορία πρέπει να περιληφθούν οι μελετητές του Arbitrage Pricing Model με κυριότερο τον Ross (1977).

### 3. Παρουσίαση και Ανάλυση των Εμπειρικών Αποτελεσμάτων

#### 3.1. Πηγές Δεδομένων και Ορισμός των Μεταβλητών

Για την εκτίμηση του Υποδείγματος της Αγοράς επιλέγησαν οι 22 πιο εμπορεύσιμες μετοχές εταιριών οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Αθηνών. Οι μετοχές αυτές παρατηρήθηκαν για την περίοδο 1.1.1988 έως και 31.12.1991 και παρουσιάζονται στο σχετικό παράρτημα.

Να επισημάνουμε ότι για την εκτίμηση του υποδείγματος χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα τα οποία προσαρμόστηκαν για τυχούσες διασπάσεις μετοχών αλλά και αυξήσεις μετοχικού κεφαλαίου.

Η απόδοση της μετοχής  $i$  υπολογίσθηκε ως εξής<sup>6</sup>:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{i, t-1}}{P_{i, t-1}}$$

όπου  $P_{it}$ ,  $P_{i, t-1}$  είναι η τιμή της μετοχής  $i$  στο τέλος των περιόδων  $t$  και  $t-1$  αντίστοιχα.

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς  $R_{mt}$  υπολογίσθηκε αντίστοιχα ως:

$$R_{mt} = \frac{P_{mt} - P_{m, t-1}}{P_{m, t-1}}$$

όπου  $P_{mt}$ ,  $P_{m, t-1}$  είναι η τιμή του Γενικού Δείκτη του Χρηματιστηρίου των Αθηνών στο τέλος των περιόδων  $t$  και  $t-1$ .

#### 3.2. Παρουσίαση και Ανάλυση των Εμπειρικών Αποτελεσμάτων

Στο τμήμα του άρθρου αυτού παρουσιάζονται και αναλύονται τα κυριότερα αποτελέσματα, χρησιμοποιώντας τους σχετικούς οικονομετρικούς ελέγχους<sup>7</sup> παραβιάσεων των υποθέσεων του υποδείγματος της αγοράς.

Οι έλεγχοι αυτοί χωρίζονται στις πιο κάτω κατηγορίες:

- α) Έλεγχος κανονικότητας των καταλοίπων όπου χρησιμοποιείται το κριτήριο των Jarque-Bera.

- β) Έλεγχοι παραβίασης της ανεξαρτησίας του στοχαστικού όρου όπου χρησιμοποιούνται τα παρακάτω κριτήρια: Durbin-Watson, Breusch-Godfrey και Box-Pierce.
- γ) Έλεγχοι παραβίασης της υπόθεσης της ομοσκεδαστικότητας όπου χρησιμοποιείται το ιδιαίτερα δημοφιλές στον χώρο της Χρηματοοικονομικής κριτήριο του White (1980).
- δ) Έλεγχοι ύπαρξης αυτοσυσχέτισης υπό την προϋπόθεση ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας όπου χρησιμοποιείται το κριτήριο ARCH σε διάφορες παραλλαγές του.
- ε) Έλεγχοι κατάλληλης εξειδίκευσης του υποδείγματος όπου χρησιμοποιείται το κριτήριο του Ramsey (1969).  
και τέλος
- στ) Έλεγχοι διαχρονικής σταθερότητας του υποδείγματος όπου χρησιμοποιούνται τα κριτήρια F και LR (Likelihood Ratio).

Στον πίνακα 1 παρουσιάζονται συγκεντρωτικά τα αποτελέσματα της ανάλυσης. Στον ίδιο πίνακα απεικονίζονται τα κριτήρια ελέγχων των παραβιάσεων των υποθέσεων, οι τιμές της στατιστικής που χρησιμοποιείται, οι κριτικές τιμές των αντίστοιχων θεωρητικών σε δύο επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας και τέλος η ένδειξη ύπαρξης (NAI) ή μη (OXI) της σχετικής παραβίασης.

Εξετάζοντας τα εμπειρικά αποτελέσματα κατά επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας παρατηρούμε τα πιο κάτω:

#### **A) Επίπεδο Στατιστικής Σημαντικότητας 0,05**

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της ανάλυσης οι 9 από τις 22 εταιρίες οι οποίες εξετάστηκαν παρουσιάζουν προβλήματα παραβίασης της υπόθεσης της κανονικότητας του στοχαστικού όρου (ποσοστό 41%).

Ο ίδιος αριθμός εταιριών (9) παρουσιάζει σύμφωνα με το κριτήριο του Ramsey, προβλήματα κατάλληλης εξειδίκευσης.

Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν να μην υπάρχουν σοβαρά προβλήματα αυτοσυσχέτισης πρώτου ή άλλου βαθμού.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι ένας σημαντικός αριθμός εταιριών (10) παρουσιάζει προβλήματα ετεροσκεδαστικότητας.

Αντίθετα ο έλεγχος ύπαρξης αυτοσυσχέτισης υπό την προϋπόθεση ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας (κριτήριο ARCH) δεν έδειξε σημαντικές παραβιάσεις.

Τέλος ένας αρκετά σημαντικός αριθμός εταιριών (8) φαίνεται ότι παρουσιάζει προβλήματα διαχρονικής σταθερότητας του υποδείγματος.

#### B) Επίπεδο Στατιστικής Σημαντικότητας 0.01

Όπως προκύπτει από την επισκόπηση του πίνακα, αλλά και όπως εκ των προτέρων αναμέναμε ο αριθμός των παραβιάσεων σε επίπεδο σημαντικότητας 0.01 μειώθηκε. Εξαιρέση αποτελεί ο αριθμός των εταιριών που εμφανίζουν παραβίαση της κανονικότητας του στοχαστικού όρου ο οποίος είναι ακριβώς ο ίδιος (9).

Στο επίπεδο αυτό της στατιστικής σημαντικότητας (6) εταιρίες παρουσιάζουν προβλήματα κατάλληλης εξειδίκευσης του υποδείγματος, ενώ ο αριθμός των εταιριών οι οποίες παρουσιάζουν ετεροσκεδαστικότητα σύμφωνα με το κριτήριο του White δεν μειώθηκε σημαντικά (6).

Τα εμπειρικά αποτελέσματα δείχνουν ότι και στο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.01 δεν υπάρχουν προβλήματα αυτοσυσχέτισης πρώτου ή άλλου βαθμού.

Στα ίδια συμπεράσματα καταλήγουν οι έλεγχοι ύπαρξης αυτοσυσχέτισης υπό την προϋπόθεση ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας οι οποίοι έδειξαν ότι δεν υπάρχουν κατάλοιπα με τέτοια μορφή.

Τέλος ο αριθμός των εταιριών οι οποίες έδειξαν ότι υπάρχουν προβλήματα διαχρονικής σταθερότητας μειώθηκε αρκετά. Έξι (6) εταιρίες σύμφωνα με το κριτήριο F και μόνο τέσσερις (4) σύμφωνα με το κριτήριο του λόγου των πιθανοφανειών φαίνεται να παρουσιάζουν προβλήματα διαχρονικής σταθερότητας.

#### 4. Συμπεράσματα και Προτάσεις για Περαιτέρω Έρευνα

Ο βασικός σκοπός του άρθρου αυτού ήταν ο εμπειρικός έλεγχος των παραβιάσεων των υποθέσεων του υποδείγματος της αγοράς όταν αυτό εφαρμοσθεί στην Χρηματιστηριακή Αγορά των Αθηνών. Για τους σκοπούς της ανάλυσης επιλέχθηκαν οι εικοσιδύο (22) πιο εμπορεύσιμες εταιρίες οι οποίες παρατηρήθηκαν για την περίοδο 1.1.1988 έως και 31.12.1991.

Η εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς έγινε με την χρήση μηνιαίων στοιχείων και σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.05 αποκάλυψε έναν σημαντικό αριθμό εταιριών (10) οι οποίες παραβιάζουν την υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας (ποσοστό 45%).

Ένας παρόμοιος αριθμός εταιριών (9) παρουσιάζει προβλήματα κατάλληλης εξειδίκευσης. Στον ίδιο αριθμό εταιριών (9) παραβιάζεται η υπόθεση της κανονικότητας του στοχαστικού όρου.

Τέλος σύμφωνα με τα εμπειρικά αποτελέσματα δεν φαίνεται να υπάρχουν σοβαρά προβλήματα αυτοσυσχέτισης πρώτου ή άλλου βαθμού.

Να σημειώσουμε ότι οι έλεγχοι σταθερότητας του υποδείγματος έδειξαν ότι ένας σημαντικός αριθμός εταιριών (8) παρουσιάζει διαχρονική αστάθεια.

Οι έλεγχοι σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 0.01 έδειξαν μια ελαφρά μείωση του αριθμού των παραβιάσεων κάτι που άλλωστε ανεμένετο. Πάντως σε γενικές γραμμές τα εμπειρικά αποτελέσματα κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση.

Ένα άλλο ιδιαίτερα ενδιαφέρον αποτέλεσμα είναι το γεγονός ότι υπάρχει συστηματική παραβίαση της υπόθεσης της ομοσκεδαστικότητας παρά το γεγονός ότι χρησιμοποιούμε ανάλυση χρονολογικών σειρών.

Επιπλέον μια προσεκτική επισκόπηση των εμπειρικών αποτελεσμάτων για τις μεμονωμένες εταιρίες αποκαλύπτει ότι δεν υπάρχει κάποιος συγκεκριμένος τομέας ο οποίος να εμφανίζει ιδιαίτερες παραβιάσεις (π.χ. εμποροβιομηχανικός ως προς τον τραπεζικό).

Να επισημάνουμε ότι τα εμπειρικά μας αποτελέσματα (ιδιαίτερα στο πρόβλημα της ετροσκεδαστικότητας που είναι και το σημαντικότερο στην διεθνή αρθρογραφία) βρίσκονται σε συμφωνία με παρόμοιες μελέτες άλλων μικρών και περιφερειακών Χρηματιστηρίων όπως του Τορόντο (Belkaoui), του Σίδνευ και της Μελβούρνης (Praetz) αλλά και μελέτες για το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (Bey-Pinches, Giaccotto-Ali, Huang-Jo, κ.ά.).

Τα αποτελέσματα της μελέτης μας έδειξαν σημαντικές παραβιάσεις των υποθέσεων που υιοθετεί το κλασσικό γραμμικό υπόδειγμα. Ως εκ τούτου καθίσταται φανερό ότι η απλή μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων είναι ανεπαρκής μέθοδος για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Αθηνών.

Είναι βέβαια γνωστό ότι η Οικονομετρία προσφέρει ικανοποιητικές μεθόδους θεραπείας των προβλημάτων αυτών.

Μια σημαντική πρόταση για έρευνα στην Χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών αφορά στην άρση της υπόθεσης ότι οι συντελεστές βήτα είναι σταθε-

ροί διαχρονικά. Η υπόθεση αυτή έχει αμφισβητηθεί στην διεθνή αρθρογραφία έντονα.

Οι ερευνητές προτείνουν υποδείγματα συντελεστών, όπου ο συντελεστής βήτα είναι είτε κάποια τυχαία μεταβλητή (Fabozzi-Francis (1978), Alexander-Benson (1982) ) είτε κάποια στοχαστική παράμετρος (Sunder (1980), Ohlson-Rosenberg (1981) κ.ά.).

Αξίζει να σημειώσουμε ότι είναι πολύ πιθανόν η παρατηρούμενη διαχρονική αστάθεια του συντελεστή βήτα καθώς και τα προβλήματα της κατάλληλης εξειδίκευσης και της ετεροσκεδαστικότητας να ερμηνεύονται ικανοποιητικά από την παραδοχή ότι ο συντελεστής βήτα είναι τυχαία μεταβλητή παρά σταθερή ποσότητα.

### ΠΙΝΑΚΑΣ 1

#### Συγκεντρωτικά αποτελέσματα 22 Εταιριών

Έλεγχος	Κριτήριο	Επίπεδο Στατιστικής σημαντικότητας 0.05		Επίπεδο Στατιστικής σημαντικότητας 0.01	
		Αριθμός παραβιάσεων	Ποσοστό %	Αριθμός παραβιάσεων	Ποσοστό %
Κατάλληλης εξειδίκευσης	Ramsey	9	41	6	27
Αυτοσυσχέτισης α' βαθμού	D.W.	7	32	1	5
Αυτοσυσχέτισης	Breusch-Godfrey	3	14	1	5
Αυτοσυσχέτισης	Box-Pierce	0	0	0	0
Ετεροσκεδαστικότητας	White	10	45	6	27
Κανονικότητας	Jarque-Bera	9	41	9	41
Αυτοσυσχέτισης υπό την προϋπόθεση ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας	ARCH(1)	2	9	1	5
	ARCH(2)	4	18	1	5
	ARCH(3)	3	14	1	5
	ARCH(4)	3	14	0	0
Σταθερότητας του υποδείγματος	F	8	36	6	27
	LR	8	36	4	18

## Παράρτημα

Εταιρίες που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση  
Σύνολο 22

ΤΡΑΠΕΖΕΣ (8)	ΕΜΠΟΡΟΒΙΟΜΗΧΑΝΙΚΕΣ (12)
ΕΘΝΙΚΗ	ΚΛΩΝΑΤΕΞ
ΕΛΛΑΔΟΣ	ΛΙΠΑΣΜΑΤΑ
ΕΜΠΟΡΙΚΗ	ΠΑΠΟΥΤΣΑΝΗΣ
ΕΡΓΑΣΙΑΣ	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ
ΙΟΝΙΚΗ	ΗΡΑΚΛΗΣ
ΚΤΗΜΑΤΙΚΗ	ΤΙΤΑΝ
ΜΑΚΕΔΟΝΙΑΣ-ΘΡΑΚΗΣ	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟ (Κ)
ΠΙΣΤΕΩΣ	ΕΛΛΙΣ
ΑΣΦΑΛΕΙΕΣ - LEASING (2)	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ (Κ)
ΑΣΤΗΡ	ΣΥΛΕΜΠΟΡΙΑ
ΑΛΦΑ LEASING	ΦΟΥΡΛΗΣ
	ΣΕΛΜΑΝ

## Σημειώσεις

1. Σύμφωνα με διεθνείς Οργανισμούς, (International Finance Corporation, Σεπτέμβριος του 1992) οι βασικές αναδυόμενες αγορές (Emerging Markets) που αναδείχθηκαν τα τελευταία χρόνια θεωρούνται ορισμένες χώρες: της Νοτιοανατολικής Ασίας (Μαλαισία, Ταϊλάνδη, Ινδονησία, Φιλιππίνες, Κίνα και Κορέα), της Λατινικής Αμερικής (κυρίως Μεξικό, Αργεντινή, Βραζιλία, Χιλή και Βενεζουέλα), της Νότιας Ευρώπης (Πορτογαλία, Ελλάδα), της Μέσης Ανατολής (Τουρκία, Ισραήλ) και τέλος ορισμένες χώρες της Ανατολικής Ευρώπης (κυρίως Ρωσία, Ουγγαρία, Τσεχοσλοβακία και Πολωνία).

Για μια αναλυτική παρουσίαση του θέματος αυτού δεξ Δ. Βερροϊόπουλου «Το Ελληνικό Χρηματιστήριο στον κόσμο των αναδυόμενων αγορών» Επιλογή, Δεκέμβριος του 1992.

2. Για σχετικές μελέτες: Dawson (1981), Barnes (1986), Solber (1975), Pogue-Solnik (1974), Drake (1977), Raiboon-Malone (1985) κ.ά. Για την Ελλάδα σημαντικές συμβολές για την Χρηματιστηριακή Αγορά των Αθηνών θεωρούνται αυτές των Ραφαϊοαννου (1984), Ραφαϊοαννου - Phillipatos (1982), Bletsas-Tebbutt (1984), Karathanassis - Phillipas (1988), (1993).

3. Η εμπορευσιμότητα (marketability) μιας μετοχής ορίζεται ως το ποσοστό του αριθμού των μετοχών της εταιρίας που συναλλάσσονται μέσα σε μία περίοδο δια του αριθμού των μετοχών της, οι οποίες είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο. Οι μετοχές οι οποίες επιλέγησαν με το κριτήριο αυτό περιλαμβάνονται στον Γενικό Δείκτη του Χρηματιστηρίου των Αθηνών και αποτελούν διαχρονικά τον κορμό του.

4. Είναι γνωστό ότι πριν από την εξεταζόμενη περίοδο η Χρηματιστηριακή αγορά των Αθηνών υπολειπουργούσε. Τα τέσσερα χρόνια στοιχείων για την εκτίμηση του υποδείγματος της

αγοράς θεωρούνται ικανοποιητικά τόσο σε θεωρητικό επίπεδο (Alexander - Chernavy 1980) όσο και σε πρακτικό διεθνές επίπεδο (Value Line, Merrill Lynch, Risk Measurement Service κλπ.).

5. Δες τα Beta Book της Alpha Trust ή της ETBA όπου οι συντελεστές βήτα εκτιμώνται με την απλή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και δημοσιοποιούνται αποτελέσματα τα οποία είναι δύσκολο να γίνουν αποδεκτά.

6. Η παράλειψη των μερισμάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων στην εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς μπορεί να δημιουργήσει θεωρητικά διάφορα οικονομετρικά προβλήματα. Στην περίπτωση μας όμως αφ' ενός τα μερίσματα αποτελούν ένα μικρό ποσοστό της συνολικής απόδοσης αφ' ετέρου δε ο Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου των Αθηνών δεν περιλαμβάνει τα μερίσματα. Για τους δύο προηγούμενους λόγους θεωρούμε ότι η χρησιμοποιηθείσα προσέγγιση δεν θα επηρεάσει τα αποτελέσματα.

Για ένα παρόμοιο πρόβλημα αλλά και προσέγγιση δες Bottazzi και Gorrad (1991).

7. Για μια αναλυτική παρουσίαση των κριτηρίων: Judge et al 1985.

## Βιβλιογραφία

- Akgiray*, (1989) "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts" *Journal of Business*, pp. 55-80.
- Alexander-Benson*, (1982) "More on Beta as a Random Coefficient" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* pp. 27-36.
- Alexander-Chernavy*, (1980) "On the Estimation and Stability of Beta" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 123-137.
- Atchinson et al* (1987), "Nonsynchronous Security Trading and Market Index Autocorrelation" *Journal of Finance*, pp. 111-118.
- Barnes*, (1986) "Thin Trading and Stock Market Efficiency: The Case of the Kuala Lumpur Stock Exchange" *Journal of Business Finance and Accounting*, pp. 609-617.
- Belkaoui*, (1977) "Canadian evidence of Heteroscedasticity in the Market Model" *Journal of Business*, pp. 1320-24.
- Bey and G. E. Pinches*, (1980) "Additional Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 299-322.
- Bletsas A, and Tebbutt S.* (1984) "Efficiency of the Greek Stock Market: An Empirical Investigation" in *European Equity Markets*, Hawawini and Michel editors.
- Blume*, (1975) "Betas and their Regression Tendencies" *Journal of Finance*, pp. 785-795.
- Bottazzi-Gonad* (1991) "Analysis the Risk Premium in the Italian Stock Market ARCH - M Models Versus Non Parametric Models" *Applied Economics*, pp. 535-542
- Brennan*, (1991) "Capital Market Equilibrium with Divergent Borrowing and Lending Rates", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.

- Brenner-Smidt*, (1977) "A Simple Model of Non-stationarity of Systematic risk" *Journal of Finance*, pp. 1081-1092.
- Breusch*, (1978) "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models" *Australian Economic Papers*, pp. 334-335.
- Brown*, (1977) "Heteroscedasticity in the Market Model: a Comment" *Journal of Business*, pp. 80-83.
- Cohen et al* (1983) "Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk" *Journal of Financial Economics*, pp. 263-278.
- Cooley-Prescott*, (1973) "Tests of an Adaptive Regression Model" *The Review of Economics and Statistics*, pp. 248-256.
- Gragg* (1982) "Estimation and Testing in Time Series Regression Models with Heteroscedastic Disturbances" *Journal of Econometrics*, pp. 135-157.
- Dawson*, (1981) "A test of Stock Recommendations and Market efficiency for the Kuala Lumpur Stock Exchange" *Singapore Management Review*, pp. 69-72.
- Drake*, (1977) "Securities Markets in Less Developed Countries" *Journal of Developed Studies*, pp. 73-91.
- Durbin - Watson*, (1950) "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I" *Biometrika*, pp. 159-178.-(1951) "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression II", *Biometrika*, pp. 159-178.
- Elton and Gruber* (1974) "The Multiperiod Consumption Investment Decision and Single Period Analysis" *Oxford Economic Papers*.
- Engle* (1982) "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimation of the Variance of United Kingdom Inflation" *Econometrica*, pp. 987-1008.
- Fabozzi-Francis* (1978) "Beta as a Random Coefficient" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 101-106.
- Fama et al.* (1969) "The Adjustment of Stock Prices to New Information", *International Economic Review*, pp. 1-21.
- Fowler-C. H. Roche- V. M. Jog*, (1979) "Heteroscedasticity,  $R^2$  and Thin Trading on the Toronto Stock Exchange" *Journal of Finance*, pp. 1201-10.
- Giaccotto C, M. Ali*, (1982) "Optimum Distribution Free Tests and Further Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model" *Journal of Finance*, pp. 1247-1257.
- Godfrey*, (1978) "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables" *Econometrica*, pp. 1293-1302.
- Hidreth - Houck*, (1968) "Some Estimators for a Linear Model with Random Coefficients" *Journal of American Statistical Society*, pp. 584-545.
- Huang - Jo*, (1988) "Tests of Market Models: Heteroscedasticity or Misspecification?" *Journal of Banking and Finance*, pp. 439-445.

- Judge et al.*(1985) "The Theory and Practice of Econometrics, Willy Series.
- Karathanassis - Philippas*, (1988) "Estimation of Bank Stock Price Parameters and the Variance Components Model" *Applied Economics*, pp. 497-507.
- Karathanassis - Philippas*, (1993) "Heteroscedasticity in the Market Model. Some Evidence from the Athens Stock Exchange" *Managerial and Decision Economics*, pp. 563-567.
- Levy*, (1980) "The CAMP and Beta in an Imperfect Market" *The Journal of Portfolio Management*".
- Martin - R. C. Klemkosky*, (1975) "Evidence of Heteroscedasticity in the Market Model" *The Journal of Business*, pp. 81-86.
- Miller and Scholes*, (1973) "Rates of return in relation to risk: A Re-examination of some recent findings" in M. C. Jensen end. *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, Praeger Publishers.
- Ohlson - Rosenberg*, (1982) "Systematic Risk of the CRSP Equalweighted Common Stock Index: A History Estimated by Stochastic Parameter Regression" *Journal of Business*, pp. 121-145.
- Paiboon S. - P. Malone*, (1985) "Market Behavior and the Capital Asset Pricing Model in the Securities Exchange of Thailand: An Empirical Application" *Journal of Business Finance and Accounting*, pp. 439-452.
- Parkinson*, (1987) "The explanatory power of the Market Model: an International Comparison" *Applied Economics*, pp. 1625-1637.
- Papaioannou G. and Phillipatos*, (1982) "The intervaling effect under nonsynchronous trading and price adjustments lags in the Athens Stock Exchange" *Spoudai*, pp. 627-639.
- Papaioannou G*, (1984) "Informational Efficiency Tests in the Athens Stock Exchange" in *European Equity Markets*, Hawawini and Michel editors.
- Perry*, (1985) "Portfolio Serial Correlation and Nonsynchronous Trading" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 517-523.
- Pogue - B. H. Solnic*, (1974) "The Market Model Applied to European Common Stocks: Some Empirical Results" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 917-944.
- Praetz*, (1969) "Australian Share Prices and the Random Walk Hypothesis", *Australian Journal of Statistics*, pp. 917-944.
- Praetz*, (1972) "The distribution of Share Price Changes", *Journal of Business*, pp. 49-55.
- Ramsey*, (1969) "Tests for Specification Error in Classical Linear Least Squares Regression Analysis" *Journal of the Royal Statistical Society*, , pp. 350-371.
- Rosenberg*, (1973) "A Survey of Stochastic Regression Parameters" *Annals of Economic and Social Measurement*, pp. 381-397.
- Roefeldt et al.*, (1978) "Further evidence on the Stationary of Beta Coefficients" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.

- Roll*, (1977) "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory" *Journal of Financial Economics*, pp. 129-176.
- Schwert- Seguin*, (1990) "Heteroscedasticity in Stock Returns" *Journal of Finance*, pp. 1129-1155.
- Silber W.*, (1975), "Thinness in Capital Markets: The Case of the Tel Aviv Stock Exchange" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 129-132.
- Shwartz - D. K. Whitcomb*, (1977) "Evidence on the Presence and Causes of Serial Correlation in Market Model Residuals" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 129-132.
- Sunder*, (1980) "Stationary of Market Risk: Random Coefficient Tests for Individual Stocks" *Journal of Finance*, pp. 883-896.
- White*, (1980) "A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix. Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity" *Econometrica*, pp. 817-838.