

**Ο ΑΡΙΘΜΟΣ ΤΩΝ ΠΑΡΑΓΟΝΤΩΝ
ΤΟΥ ΓΡΑΜΜΙΚΟΥ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ ΔΙΑΜΟΡΦΩΣΕΩΣ
ΤΩΝ ΑΠΟΔΟΣΕΩΝ ΜΕΤΟΧΩΝ ΣΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΑΞΙΩΝ
ΑΘΗΝΩΝ**

Του
*Δημητρίου Κ. Κεβόρκα**

Abstract

The primary objective of the present study —to our knowledge the first on this subject— is to investigate the number of factors (statistical and priced) in the asset return generating process for the Athens Stock Exchange in the Arbitrage Pricing Theory context. Firstly, by forming sample covariance-correlation matrices of returns for sequentially larger groups of portfolios (assets) as well as for subperiods, using principal component factor analysis. Secondly, by testing for the priced factors, and thirdly by intertemporally aggregating the basic daily returns into four more observation frequencies different from daily in order to test empirically possible effects on the daily results. We find clear evidence of several statistically generated factors which increase with the number of securities in the matrix of returns and explain more than 50% of the total variation of returns, a percentage which is remaining constant over all the increasing matrices. Two of these factors and possibly two more are found to be priced while the first factor dominates the common variation in asset returns, being consistently present in the pricing results. We also find that there is no significant differentiation of the estimates obtained by the changes in the daily observation frequency of the returns. (JEL 012)

Η περί Αρμπιτράζ Θεωρία Αποτιμήσεως Κεφαλαιακών Στοιχείων, APT, συνιστά ένα πολυπαραγοντικό υπόδειγμα το οποίο φιλοδοξεί να εξηγήσει τη διασπρωματική μεταβλητικότητα των αποδόσεων των χρηματιστηριακών τίτ-

* Ο συγγραφέας (B. Sc., M. Sc. Finance, University of London) επιθυμεί να εκφράσει τις θερμές του ευχαριστίες ιδιαίτερα προς τον Ν. Τραυλό, Καθηγητή του Τμήματος Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής Πανεπιστημίου Πειραιώς και του Boston College (ως και προς την Εμπορική Τράπεζα της Ελλάδος) για την παραχώρηση της ηλεκτρονικής βάσεως χρηματιστηριακών δεδομένων 1981-1990 και την εν γένει ενθάρρυνση του. Επίσης θεωρεί ευχάριστη του να αναγνωρίσει τις κριτικές παρατηρήσεις επί της μελέτης από τον Αν. Καθηγητή Γ. Διακογιάννη, του ιδίου Τμήματος, από τον Καθηγητή του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών Γ. Καραθανάση και από τον Dr Κ. Πατσό.

λων εν γένει ως μετοχών κλπ. Από την πρώτη του διατύπωση από τον Ross (1976), έχει γίνει το επίκεντρο μελετών και εφαρμογών που αποσκοπούν να προσδιορίσουν ποσοτικά την εκάστοτε ισχύουσα παραγοντική διάρθρωση των χρηματιστηριακών αποδόσεων, τουτέστι τους παράγοντες εκείνους οι οποίοι χαρακτηρίζονται ως κοινοί, με την έννοια ότι έκαστος επιδρά επί των αποδόσεων όλων των μετοχών ή τουλάχιστον επί ενός σημαντικού αριθμού αυτών. Εν τούτοις, ενώ για χώρες με αναπτυγμένες και καλώς οργανωμένες χρηματιστηριακές αγορές η σχετική έρευνα είναι άκρως προχωρημένη (βλ., ενδεικτικά, Βιβλιογραφία), για αναδυόμενες αγορές παραμένει ακόμη πολύ περιορισμένη, αν όχι μηδαμινή, λόγω προφανώς και των εγγενών δυσκολιών.

Το υπόδειγμα Ross, το οποίο είναι γραμμικό, διατυπώνεται ως υποκατάστατο του ευρύτερα γνωστού μονομεταβλητού υποδείγματος αποτιμής κεφαλαιακών στοιχείων, CAPM, το οποίο, αναπτυχθέν από τον Sharpe (1964) και άλλους, αποτελεί ήδη για περισσότερο από τριάντα χρόνια το ισχυρό πλαίσιο ανάλυσης και ερμηνείας της διαστρωματικής μεταβλητικότητας των προσδοκώμενων αποδόσεων των χρηματιστηριακών τίτλων και γενικότερα της όλης θεωρίας χαρτοφυλακίου που έχει διατυπωθεί. Είναι αξιοσημείωτο ότι και το διαζευκτικό πολυπαραγοντικό υπόδειγμα APT, όπως άλλωστε και το μονοπαραγοντικό CAPM, κατά τους ίδιους τους υποστηρικτές του, δύναται, επίσης, να υποβληθεί σε εμπειρική επιβεβαίωση και έλεγχο.

Αυτή καθ' εαυτή η θεωρία του γραμμικού πολυπαραγοντικού υποδείγματος αποτιμής (APT) στηρίζεται σε έναν ελάχιστο αριθμό υποθέσεων (την ανυπαρξία ευκαιριών αρμπιτράζ). Το θεωρητικό τούτο υπόδειγμα όμως (το οποίο ως σημειωθεί είναι μη παρατηρήσιμο) σιγεί ως προς τον ακριβή αριθμό των παραγόντων που διαμορφώνουν τις κεφαλαιακές αποδόσεις στην οικονομία και, επομένως, το πρόβλημα αυτό μπορεί μόνο να αντιμετωπιστεί, έστω κατά προσέγγιση, με τη χρησιμοποίηση δειγματοληπτικών δεδομένων της παρατηρήσεως και καταλλήλων τεχνικών αναλύσεως. Εν τούτοις, το θέμα τούτο είναι κορυφαίο για το υπόδειγμα APT διότι εάν ο αριθμός των παραγόντων βρεθεί κατά αδιαφιλονίκητο τρόπο να είναι πολύ μεγάλος ή ίσος με τον αριθμό των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών, π.χ. μετοχών, το υπόδειγμα αυτό θα χαρακτηριστεί ως θεωρία μη ικανοποιητική και με έντονα αμφισβητήσιμη πρακτικότητα.

Το παρόν άρθρο από απόψεως διαρθρώσεως έχει ως εξής: Στο τμήμα I δίνεται μία σύντομη επισκόπηση της περί Αρμπιτράζ Θεωρίας Αποτιμής κεφαλαιακών στοιχείων του Ross. Στο τμήμα II κατά πρώτον περιγράφονται κατά κριτικό τρόπο τα διαθέσιμα Ελληνικά χρηματιστηριακά στατιστικά

στοιχεία επί των οποίων στηρίζεται η παρούσα εφαρμοσμένη μελέτη και στη συνέχεια παρουσιάζεται η ακολουθούμενη μέθοδος αναλύσεως τους με έμφαση σε ορισμένα ειδικά για την περίπτωση εγγενή προβλήματα. Στο τμήμα ΙΙΙ παρουσιάζονται και ερμηνεύονται τα προκύπτοντα από την ανάλυση των ημερήσιων ποσοστιάων αποδόσεων αριθμητικά αποτελέσματα, ενώ στο τμήμα ΙV ελέγχεται, με μία ιδιαίτερη ανάλυση, κατά πόσο αυτά διαφοροποιούνται από την αλλαγή (επιμήκυνση) της συχνότητας παρατηρήσεως των ημερήσιων αποδόσεων. Στο τμήμα V ανακεφαλαιώνονται τα εξαγόμενα συμπεράσματα.

Ι. Σύντομη Επισκόπηση της Περί Αρμπιτράζ Θεωρίας Αποτιμήσεως

Αφετηρία του υποδείγματος ΑΡΤ αποτελεί η υπόθεση ότι η απόδοση των μετοχών (και γενικότερα των κεφαλαιακών στοιχείων), κατά μία χρονική περίοδο, διαμορφώνεται στα πλαίσια μιας γραμμικής συναρτησιακής διαδικασίας η οποία περιέχει ένα μικρό αριθμό κοινώς δρώντων παραγόντων ως και έναν εξειδικευμένο για κάθε μετοχή κατάλοιπο παράγοντα, της μορφής

$$r = e + B f + u \quad (1)$$

Στην ανωτέρω στοχαστική σχέση, r είναι το $(n \times 1)$ διάνυσμα των αποδόσεων των μετοχών κατά την περίοδο t , f είναι το $(k \times 1)$ διάνυσμα των κοινών παραγόντων, B είναι η $(n \times k)$ μήτρα (ο πίνακας) των προς εκτίμηση συντελεστών του υποδείγματος οι οποίοι συνδυάζουν τους κοινούς παράγοντες και u το $(n \times 1)$ διάνυσμα του «ιδιοσυγκρατικού» τμήματος των αποδόσεων (των εξειδικευμένων τυχαίων παραγόντων κατά μετοχή). Οι υποθέσεις που γίνονται είναι:

$$E[f] = 0 \quad E[u] = 0 \quad E[fu'] = 0 \quad E[ff'] = I$$

με το e να εκφράζει τις μέσες αποδόσεις $E[r]$. Στην περίπτωση αυτή η μήτρα B εκτιμάται ως

$$B = E\{ (r - E[r]) f' \} (E[ff'])^{-1} \quad (2)$$

Αφού οι «τυποποιημένοι» (με την στατιστική έννοια) κοινοί παράγοντες δε συσχετίζονται μεταξύ τους, αλλά ούτε και με τους ιδιοσυγκρατικούς κινδύνους στη σχέση (1), η μήτρα συνδιακυμάνσεως των αποδόσεων των μετοχών V μπορεί να γραφεί ως

$$V = B E[ff'] B' + W = B B' + W \quad (3)$$

δηλαδή ως το άθροισμα δύο μήτρων, ήτοι της μήτρας συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως του τμήματος των μη διαφοροποιήσιμων συστηματικών (παραγοντικών) και μετρήσιμων κινδύνων των μετοχών και της μήτρας συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως των αντιστοίχων ιδιοσυγκρατικών κινδύνων $W = E [uu']$. Στην περίπτωση κατά την οποία οι συνιστώσες του ιδιοσυγκρατικού ή διαφοροποιήσιμου κινδύνου των αποδόσεων των μετοχών λαμβάνονται ως ασυσχέτιστες μεταξύ μετοχών, η ως άνω προσεγγιστική παραγοντική συναρτησιακή διάρθρωση καθίσταται μαθηματικώς αυστηρή (Connor and Korajczyk, 1993). Η αρχική εργασία του Ross περιέχει την υπόθεση ότι η συνάρτηση (1) ακολουθεί μία αυστηρή παραγοντική διάρθρωση, τουτέστιν ότι η μήτρα W είναι μοναδιαία. Σε μία αγορά χωρίς ευκαιρίες αρμπιτράζ, η σχετική θεωρία προβλέπει ότι οι προσδοκώμενες αποδόσεις μετοχών είναι ένας γραμμικός συνδυασμός των παραγοντικών συντελεστών B καθώς ο αριθμός των μετοχών που ικανοποιούν το παραγοντικό υπόδειγμα (1) τείνει προς το άπειρο, δηλαδή, βάσει της (1),

$$e = x_0 + B x \quad (4)$$

όπου x_0 είναι το $(n \times 1)$ διάνυσμα των σταθερών οι οποίες εκφράζουν το ελεύθερο κινδύνου (μηδενικού συντελεστή) επιτόκιο και x είναι το $(k \times 1)$ διάνυσμα των παραγοντικών ασφαλιστρών κινδύνου (factor risk premia). Η κατά προσέγγιση αυτή σχέση, γραμμική και μιας περιόδου, η οποία εξηγεί τη διαστρωματική μεταβλητικότητα των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών, είναι το κεντρικό συμπέρασμα του υποδείγματος APT και, που είναι γεγονός ιδιαίτερης σημασίας, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να ελεγχθεί η ισχύς του υποδείγματος στην πράξη. Αφού όμως το υπόδειγμα αυτό ορίζεται σε όρους προσδοκιών, οι οποίες δεν είναι παρατηρήσιμες, η εφαρμοσμένη επιβεβαίωση του προαπαιτεί ex post στατιστικά δεδομένα χρονολογικών σειρών, γεγονός το οποίο με τη σειρά του έχει ανάγκη της ισχυρής υποθέσεως περί διαχρονικής στασιμότητας της ενωμένης (πολυμεταβλητής) κατανομής των αποδόσεων των μετοχών κατά τη διάρκεια της περιόδου η οποία είναι υπό διερεύνηση.

Π. Τα Διαθέσιμα Δεδομένα, τα Απαντώμενα Προβλήματα και η Μεθοδολογία Αναλύσεως

2.1. Τα Χαρακτηριστικά των Διαθέσιμων Δεδομένων και τα Απαντώμενα Προβλήματα

Τα χρησιμοποιηθέντα στην παρούσα έρευνα στατιστικά στοιχεία προέρχονται από την ηλεκτρονική βάση χρηματιστηριακών δεδομένων η οποία

αναπτύχθηκε από τον καθηγητή Ν. Τραυλό (και χρηματοδοτήθηκε από την Εμπορική Τράπεζα της Ελλάδος). Τα στοιχεία αυτά αναφέρονται στις ποσοστιαίες ημερήσιες αποδόσεις, αναπροσαρμοσμένες για όλες τις κεφαλαιακές μεταβολές (δωρεάν διανομή μετοχών, διάσπαση μετοχών κ.λπ.) καθώς και για τα διανεμηθέντα μερίσματα των μετοχών όλων των εταιρειών που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (Χ.Α.Α.) κατά την περίοδο 1981-1990. Καθώς αυτή η επιτυχώς οργανωμένη βάση δεδομένων —μοναδική για όλη τη δεκαετή περίοδο— κατά κάποιο τρόπο χαρακτηρίζει τις επικρατούσες συνθήκες της χρηματιστηριακής αγοράς της χώρας, ορισμένα χαρακτηριστικά σημεία αυτής, έχοντα άμεση σχέση και με το σχηματισμό του τελικά διαμορφωθέντος προς ανάλυση δείγματος μετοχών, πρέπει να αναφερθούν (βλ. και Ν. Τραυλός, 1992, 1994):

(Ι). Στα αρχεία της ως άνω ηλεκτρονικής βάσεως υπάρχουν μέχρι 2475 ημερήσιες αποδόσεις μετοχών αναφερόμενες στις τιμές κλεισίματος αυτών, που καλύπτουν ολόκληρη τη δεκαετή περίοδο για συνολικά 227 μετοχές κάθε κατηγορίας 152 εταιρειών εισηγμένων στο Χ.Α.Α. Εάν αποκλειστούν οι 65 μη κοινές μετοχές (όπως οι προνομιούχες κλπ.) εταιρειών οι οποίες συνεκδίδουν και κοινές ως και οι 12 μετοχές οι οποίες ανήκουν σε τράπεζες επενδύσεων (προς αποφυγήν του πάντα ελοχέοντος κινδύνου εισαγωγής στην ανάλυση «επικαλυπτόμενων» μεταβλητών) και, ακόμη, 35 άλλες οι οποίες παρέμεναν ανενεργείς για μακρές υποπεριόδους ή εισήχθησαν στη χρηματιστηριακή αγορά προς το τέλος της δεκαετίας, απομένουν 127 μετοχές οι οποίες, εν τούτοις, πρέπει να υποστούν περαιτέρω έλεγχο ως προς το βαθμό εμπορευσιμότητας τους, λόγω του υπαρκτού προβλήματος της ρηχότητας των συναλλαγών που αποτελεί χαρακτηριστικό γνώρισμα των αναδυόμενων χρηματιστηρίων.

Ο τυχόν αποκλεισμός όλων των μετοχών οι οποίες παρουσιάζουν κάποια ρηχότητα συναλλαγών, ιδίως όταν σε αριθμό (ή αξία) αυτές συνιστούν σημαντικό ποσοστό του συνόλου των εισηγμένων μετοχών, αποτελεί αποφυγή μάλλον παρά λύση του σημαντικού αυτού προβλήματος αφού έχει ως αποτέλεσμα το σχηματισμό δείγματος μη αντιπροσωπευτικού του όλου πληθυσμού, δηλαδή δείγματος συνιστάμενου από μετοχές με βαθμό εμπορευσιμότητας σημαντικά υψηλότερο αυτού που παρατηρείται στο γενικό σύνολο των μετοχών. Τούτο, αναμφίβολα, αποκτά ιδιαίτερη σημασία εάν ληφθεί υπόψη ότι οι εταιρείες των οποίων οι μετοχές έχουν την μεγαλύτερη εμπορευσιμότητα αναμένεται να είναι και οι σχετικά μεγαλύτερες εταιρείες (ύπαρξη θετικής συσχέτισης μεταξύ μεγέθους εταιρειών και εμπορευσιμότητας μετοχών). Η χρήση τυχόν μεγαλύτερων χρονικών περιόδων σε συνδυασμό με επιμηκύτερες συχνότητες παρατηρήσεως των δεδομένων, π.χ. μηνιαίων αντί ημερήσιων αποδό-

σεων μετοχών, θα μπορούσε να αμβλύνει σε κάποιον βαθμό το πρόβλημα αυτό, αλλά θα πρέπει να σημειωθεί ότι όσο μεγαλύτερη είναι η συνολική χρονική περίοδος η οποία τελικά καλύπτεται από την όλη ανάλυση, τόσο δυσκολότερα επαληθεύεται η νοούμενη υπόθεση ότι η συναρτησιακή παραγοντική διάρθρωση παραμένει διαχρονικά σταθερή, ιδίως σε περιπτώσεις αναδυόμενων χρηματιστηριακών αγορών όπως είναι η Ελληνική. Ακόμη, η ρηχότητα των συναλλαγών πιθανολογείται από πολλούς ερευνητές ότι συμβαδίζει (συσχετίζεται) με ασταθή διακύμανση των αποδόσεων (βλ. π.χ. σχετική εργασία των Μυλωνά και Παπαϊωάννου στις εβδομαδιαίες αποδόσεις σαράντα μετοχών για την περίοδο 1973-76 στο Ελληνικό Χρηματιστήριο) και επίσης ότι προκαλεί μεροληπτικά σφάλματα άγνωστου μεγέθους στα αποτελέσματα εφαρμοσμένων διερευνήσεων.

Από το στάδιο οργανώσεως της παρούσας μελέτης έγινε αντιληπτό ότι η διερεύνηση με ημερήσιες αποδόσεις ολόκληρης της περιόδου 1981-90 δε συνιστάται, αφού μόνο 20 κοινές μετοχές μη επενδυτικών επιχειρήσεων, εκ των οποίων εν τούτοις σχεδόν οι μισές ανήκουν στον καθαρώς τραπεζικό τομέα, εμφανίζονται με έντονη δραστηριότητα, για όλες σχεδόν τις ημέρες χρηματιστηριακών συναλλαγών της δεκαετίας. Κατά συνέπεια, δεν είναι εφικτή ούτε και η υποδιαίρεση της χρονικής αυτής περιόδου στις δύο μη επικαλυπτόμενες υποπεριόδους Ιαν. 1981 - Δεκ. 1985 και Ιαν. 1986 - Δεκ. 1990 για να καταστεί δυνατόν, μεταξύ άλλων, να ελεγχθεί, σύμφωνα με τον αρχικό σχεδιασμό, η ιδιαίτερης σημασίας για την εμπειρική επαλήθευση του υποδείγματος APT υπόθεση ότι οι κοινοί παράγοντες που επιδρούν στις αποδόσεις των μετοχών παραμένουν σταθεροί κατά τη διάρκεια όλης αυτής της μακράς περιόδου. Άλλωστε, μια τόσο «ηρωική» υπόθεση θα ήταν ελάχιστα ρεαλιστική, κάτω από τις μεταβαλλόμενες συνθήκες της αναδυόμενης κεφαλαιακής και χρηματιστηριακής αγοράς στη χώρα κατά την περίοδο αυτή.

Η ειδικότερη περίοδος 1987-90, εν τούτοις, αποδεικνύεται από τα διαθέσιμα δεδομένα ως η σχετικώς ολιγότερο πάσχουσα από τη ρηχότητα της χρηματιστηριακής αγοράς, εξασφαλίζουσα, με ελάχιστες εξαιρέσεις, ένα αριθμό ημερών πραγματικών (και όχι μόνο προτεινόμενων από αγοραστές ή από πωλητές) χρηματιστηριακών συναλλαγών μεταξύ 130 και 245 κατ' έτος για πενήντα περίπου σχετικά δραστήριες μετοχές. Κατ' ακολουθία, η διερεύνηση, μεταξύ άλλων, των ασκούμενων διαχρονικά επιδράσεων στην υπό εκτίμηση συναρτησιακή παραγοντική διάρθρωση ή, κατά άλλη διατύπωση, ο έλεγχος της υποθέσεως περί διαχρονικής σταθερότητας του παραγοντικού υποδείγματος καθίσταται δυνατόν να πραγματοποιηθεί με την ανάλυση των δύο υποπεριόδων Ιαν. 1987 - Δεκ. 1988 και Ιαν. 1989 - Δεκ. 1990, με δυνατότητα χρησιμοποίησης ημερήσιων αποδόσεων μετοχών.

Το ως άνω δείγμα μετοχών, το μεγαλύτερο δυνατό που μπορεί να σχηματιστεί για μία τετραετή περίοδο, ενώ δεν κρίνεται ολιγοπληθές με τα συνήθη στατιστικά μέτρα, είναι δυνατόν να θεωρηθεί συγκριτικά πολύ μικρό εάν αντιπαραβληθεί με τις πολύ μεγάλες ακολουθίες (σειρές) δειγμάτων που χρησιμοποιούνται για την μελέτη πλήρως ανεπτυγμένων χρηματιστηριακών αγορών, με τις ειδικές για την περίπτωση τεχνικές αναλύσεως μεγάλων δειγμάτων όπως π.χ. έχουν αυτές εφαρμοσθεί από τους Trzcinka (1986), Lehmann και Modest (1988) και ακροθιγώς αναλύονται στα επόμενα. Παρά ταύτα, έχει ενδιαφέρον να διαπιστωθεί το είδος των αποτελεσμάτων τα οποία μπορούν να προκύψουν από την έρευνα και μικρών χρηματιστηριακών αγορών, ιδίως εντός της Ευρωπαϊκής Ενώσεως όπως η Ελληνική, ακόμη και για λόγους συγκρίσεως αφού είτε μικρή είτε μεγάλη είναι η ακολουθία των σχηματιζόμενων δειγμάτων είναι βέβαιον ότι πρόκειται μόνο για δείγματα νοούμενα ότι ανήκουν σε ένα πληθυσμό μετοχών θεωρητικώς τείνοντα προς το άπειρο. Η παρούσα προσπάθεια να διερευνηθεί ο αριθμός των παραγόντων στη γεννήτρια των αποδόσεων συνάρτηση για το αναδυόμενο Χ.Α.Α. ενθαρρύνεται ακόμη από τα ευρήματα των ειδικών επί του θέματος ερευνητών Shukla and Trzcinka (1990, ιδίως p. 1545) οι οποίοι διατείνονται ότι κάθε πολυπαραγοντικό υπόδειγμα το οποίο προκύπτει από αναλύσεις ακόμη και σχετικά μικρών δειγμάτων μετοχών σίγουρα παρουσιάζει ενδιαφέρον, καθώς το θεωρητικό σφάλμα αποτιμήσεως μετοχής είναι το ίδιο, άσχετα από το δείγμα στο οποίο ανήκει η μετοχή.

Προς διατήρηση ισορροπίας μεταξύ των ανωτέρω, αλλά και ικανοποίηση της ανάγκης δημιουργίας υποομάδων μετοχών καθώς και υποπεριοδών, το ως άνω θέμα του μεγέθους του τελικού δείγματος μετοχών που θα χρησιμοποιηθεί ρυθμίζεται δια της επιλογής της περιόδου Ιαν. 1987 - Δεκ. 1990 ως συνολικής καθώς και δείγματος πενήντα συνολικά μετοχών οι οποίες καλύπτουν ικανοποιητικά δεκατρείς κλάδους δραστηριότητας, από ένα σύνολο δεκαέξι (Πίνακας 1 Παραρτήματος), γεγονός το οποίο αυτό καθ' εαυτό έχει τη σημασία του όσον αφορά την εγκυρότητα των γενικεύσεων των εξαγόμενων συμπερασμάτων για το σύνολο της χρηματιστηριακής αγοράς (βλ. περισσότερα στο τμήμα ΙΙΙ). Η παρούσα μελέτη στηρίζεται επομένως σε αυτό το μοναδικό αλλά αντιπροσωπευτικό δείγμα διαθέσιμων δεδομένων, αναφερόμενο στις ημερήσιες αποδόσεις των επιλεγισών 50 κοινών μετοχών μη επενδυτικών εταιρειών σε μια αναδυόμενη χρηματιστηριακή αγορά όπως το Χ.Α.Α., με τις περαιτέρω χρήσιμες υποδιαιρέσεις αυτού κατά μέγεθος και χρόνο (και συχνότητα παρατήσεως των αποδόσεων).

(ΙΙ). Η συχνότητα παρατηρήσεως (observation frequency) η οποία θα χρησιμοποιηθεί προς μέτρηση των ποσοστιαίων αποδόσεων των μετοχών και

τελικά προς εκτίμηση και εμπειρική επαλήθευση των παραγοντικών υποδειγμάτων είναι πρωταρχικής σημασίας θέμα, συνδεδεμένο σε κάθε περίπτωση και με τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των διαθέσιμων στατιστικών δεδομένων. Γενικά, η χρήση των ημερήσιων αποδόσεων, ως εξασφαλίζουσα τον μέγιστο δυνατό αριθμό δεδομένων της παρατηρήσεως, έχει, δυνητικά, σημαντικές ευεργετικές επιδράσεις στην εκτίμηση των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων των μετοχών και συνάμα επιτρέπει την τόσο επιθυμητή υποδιαίρεση σε χρονικές υποπεριόδους. Αφ' ετέρου, τα ημερήσια δεδομένα επί των αποδόσεων ενσωματώνουν σε μεγαλύτερο βαθμό τις επιδράσεις από την ρηχότητα και τον ετεροχρονισμό των συναλλαγών (λόγω των χρησιμοποιούμενων τιμών κλεισίματος του Χρηματιστηρίου), με συνέπεια την εμφιλοχώρηση μεροληψίας στις εκτιμήσεις των ροπών. Στις εφαρμοσμένες αναλύσεις τους, οι Roll και Ross (1980) διαπίστωσαν ότι οι ημερήσιες αποδόσεις μετοχών είναι πολύ ασυμμετρικές, ο Ferry (1982) ότι έχουν ασταθή διακύμανση και οι Fama (1976), Brealey (1979) καθώς και οι Corhay και Tourani Rad (1994), μεταξύ άλλων, και άπαντες για αναπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές, ότι δεν περιγράφονται ικανοποιητικά από την κανονική κατανομή¹. (Σημειώνεται σχετικά ότι οι εκτιμηθείσες περιγραφικές παράμετροι των χρησιμοποιούμενων στην παρούσα έρευνα μεταβλητών των ημερήσιων αποδόσεων των 50 μετοχών αποκαλύπτουν ότι σχεδόν οι μισές κατανομές αυτών είναι εξαιρετικά λεπτόκυρτες ενώ οι περισσότερες εμφανίζουν ένα μέτριο βαθμό θετικής ασυμμετρίας). Η χρήση, τέλος, συχνότητας παρατηρήσεως των αποδόσεων μακρότερης της ημερήσιας και συγκεκριμένα η εβδομαδιαία υποστηρίζεται από τους Lo και MacKinley (1986), οι οποίοι και τη χρησιμοποίησαν, ότι μειώνει τη δυνατότητα σφάλματος εκ λόγων ρηχότητας και ετεροχρονισμού των συναλλαγών.

Ως αποτέλεσμα των ανωτέρω εκτεθέντων (βλ. επίσης, Lehmann και Modest, 1988) και ακολουθώντας για την περίπτωση τους Roll και Ross (1980) καθώς και άλλους ερευνητές, ημερήσια τελικώς δεδομένα αποδόσεων χρησιμοποιούνται στην παρούσα μελέτη, μία επιλογή η οποία, πέραν των πλεονεκτημάτων που έχουν προαναφερθεί, χαρακτηρίζεται και από τη παραδοχή ότι το κέρδος ακριβείας που προκύπτει από τα συγκριτικώς πολυαριθμότερά της στατιστικά στοιχεία μπορεί να θεωρηθεί επαρκές να καλύψει το τυχόν υπολειπόμενο μεροληπτικό σφάλμα ρηχότητας και ετεροχρονισμού των συναλλαγών. Ο ουσιαστικός έλεγχος αυτού του τόσο σημαντικού θέματος, δηλαδή γενικότερα κατά πόσο τα πάσης φύσεως αριθμητικά αποτελέσματα που προκύπτουν από μία ανάλυση ημερήσιων χρηματιστηριακών δεδομένων μπορούν να διαφοροποιηθούν εάν επιλεγεί διαφορετική συχνότητα παρατηρήσεως (εβδομαδιαία

έως και μηνιαία) των αποδόσεων, επιχειρείται και παρουσιάζεται ως συμπληρωματική διερεύνηση στο τμήμα IV.

Ως προς αυτά καθ' εαυτά τα χρησιμοποιούμενα στην παρούσα εργασία στατιστικά στοιχεία, ισχύουν και τα εξής ειδικότερα:

α) Οι ημερήσιες αποδόσεις μετοχών, λαμβανόμενες ως ποσοστά μεταξύ των τιμών 0 και ± 1 , και με παρατηρούμενες τιμές αυτών ασφαλώς χαμηλότερες της κρίσιμου 0,5 (βλ. Σχήμα ετεροσκεδαστικότητας "double bow" εις Weisberg, 1985) εξ ορισμού δεν αναμένεται να πάσχουν σε ιδιαίτερα σημαντικό βαθμό από ετεροσκεδαστικότητα. Ακόμη δε και όταν, όπως συμβαίνει στην παρούσα εργασία, χρησιμοποιούνται σχετικές τιμές μετοχών (που προκύπτουν δια προσθέσεως του 1 σε όλες τις ποσοτικές αποδόσεις), το πρόβλημα αυτό αναμένεται να συγκρατηθεί εντός των αρχικών και μάλλον περιορισμένων διαστάσεων του.

β) Ο συνήθης σε μελέτες της φύσεως αυτής μετασχηματισμός των φυσικών λογαρίθμων που εφαρμόζεται στις ως άνω σχετικές τιμές μειώνει περαιτέρω τις εναπομένουσες διαφοροποιήσεις των διακυμάνσεων και ακόμη περιορίζει σε κάποιο βαθμό τις αποκλίσεις από την κανονικότητα των κατανομών.

(III). Σύμφωνα με τη μεθοδολογία που προτείνεται να εφαρμοστεί (βλ. επόμενο τμήμα), μία ακολουθία υποομάδων μετοχών σχηματίζεται από το συνολικό δείγμα των 50 μετοχών, κατά τρόπο τυχαίο δεδομένου ότι όλες οι επιλεγείσες μετοχές έχουν ονοματολογικά εξυπαρχής καταταγεί (και εκ νέου αριθμηθεί) κατά αλφαβητική σειρά. Δέκα υποομάδες από 5, 10, ..., 50 μετοχές σχηματίζονται, με αφετηρία την μήτρα των αποδόσεων των πρώτων πέντε μετοχών από τον ενιαίο αλφαβητικό κατάλογο, στην οποία μήτρα διαδοχικά προστίθενται πέντε στήλες και πέντε γραμμές (χωρίς αλλαγή της εκάστοτε προηγούμενης). Επί πλέον, σχηματίζονται και δύο ανεξάρτητα τυχαία δείγματα από 25 μετοχές έκαστον (προς αύξηση της στατιστικής «δυνάμεως», αν και η διχοτόμηση του όλου δείγματος οδηγεί σε απώλεια πληροφοριών), με επιλογή από τον ενιαίο αλφαβητικό πίνακα, με τη βοήθεια ενός ψευδο-τυχαίου μηχανισμού (random generator), προς εξουδετέρωση κάθε τυχόν υπολειπόμενης μεροληψίας που προκαλείται από τη φυσική διαδοχή των γραμμμάτων (Lehman και Modest 1988). Τα δύο αυτά δείγματα επιτρέπουν, επίσης, έναν έλεγχο, δίκην αναλύσεως ευαισθησίας, του δειγματοληπτικού αποτελέσματος (σφάλματος) της υποομάδας των 25 μετοχών της αρχικής τυχαίας ακολουθίας. Εξυπακούεται ότι σε όλες αυτές τις περιπτώσεις προπαρασκευής των στοιχείων προς ανάλυση, η χρήση των ημερήσιων αποδόσεων εξασφαλίζει ένα πλή-

θος παρατηρήσεων κατά μετοχή μεγαλύτερο από το συνολικό αριθμό των ίδιων των μετοχών, όπως επιβάλλεται για να αποφευχθούν προβλήματα κατά την αντιστροφή των μήτρων συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως των αποδόσεων (singularity) καθώς και για να εξασφαλιστούν οι αναγκαίες συνθήκες για να αποκτήσουν εμπειρικό περιεχόμενο τα προς εκτίμηση παραγοντικά υποδείγματα.

Τέλος, παρατηρείται, ως προς τις χρονικές υποδιαιρέσεις των ημερήσιων δεδομένων της τετραετίας ότι οι επιλεγείσες δύο διετίες είναι αφ' ενός μη επικαλυπτόμενες, προς ελαχιστοποίηση της δυνατότητας να δημιουργηθούν «καθ' ομοίωση» ερμηνευτικοί παράγοντες, αφ' ετέρου δε ίσες, προς αποφυγή τυχόν διαταρακτικών επιδράσεων από άνισα μήκη περιόδων. Δια του τρόπου αυτού, επομένως, το βασικό ερώτημα —που προηγούμενα αναφέρθηκε— της διαχρονικής σταθερότητας της προς εκτίμηση παραγοντικής διαρθρώσεως ελπίζεται έμμεσα να απαντηθεί.

2.2. Η Εφαρμοζόμενη Μεθοδολογία

(I). Ως πρώτο στάδιο της όλης οικονομετρικής ανάλυσεως, εφαρμόζεται η παραγοντική μέθοδος των κυρίων συνιστωσών, γνωστή για τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της αλλά και μη απαλλαγμένη μειονεκτημάτων, επί όλων των σχηματιζόμενων μητρών (πινάκων) συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως των χρονολογικών σειρών των ημερήσιων αποδόσεων μετοχών. Από την εφαρμογή αυτής προκύπτουν οι εκτιμήσεις των γραμμικών σχέσεων οι οποίες συνδέουν εκάστη των παρατηρούμενων μεταβλητών των αποδόσεων των μετοχών ($i = 1, \dots, \eta$), σε τυποποιημένη μορφή (με μέσο αριθμητικό 0 και μέση απόκλιση 1), με τους k υποκρυπτόμενους παράγοντες ($j = 1, \dots, \kappa$),

$$r_i = B_{i_1} f_1 + B_{i_2} f_2 + \dots + B_{i_k} f_k \quad (5)$$

όπου $k < n$. Οι, εξ ορισμού, ασυσχέτιστοι μεταξύ τους παράγοντες (κύριες συνιστώσες) f_k , οι οποίοι δεν είναι ευθέως παρατηρήσιμοι, θεωρούνται κοινοί και γενικοί από οικονομικής σκοπιάς με την έννοια ότι επηρεάζουν, σε ορισμένο βαθμό έκαστος, ένα μεγάλο αριθμό μετοχών (μεταβλητών) και ταυτόχρονα σαφώς διακρίνονται μεταξύ τους. Οι συντελεστές B_{ij} , γνωστοί ως παραγοντικοί συντελεστές (factor betas) ή παραγοντικά φορτία (factor loadings), εκφράζουν την ευαισθησία των αποδόσεων της μετοχής i στις κινήσεις των κοινών παραγόντων ζ .

Οι ως άνω αρχικοί κοινοί παράγοντες εξάγονται έκαστος από τις παρατη-

ρούμενες αποδόσεις των μετοχών ως γραμμικές συναρτήσεις αυτών, δηλαδή για τον παράγοντα j

$$f_j = \sum_{i=1}^n w_{ij} r_i = w_{1j} r_1 + w_{2j} r_2 + \dots + w_{nj} r_n \quad (6)$$

όπου οι συντελεστές w_{ij} (factor scores) εκφράζουν την ευαισθησία εκάστου παράγοντα j στις κινήσεις των αποδόσεων των διαφόρων μετοχών $i = 1, 2, \dots, n$.

Με το υπόδειγμα (5) και με την χρησιμοποιούμενη μέθοδο —η οποία αποτελεί αυστηρά μαθηματική τεχνική— η κατάλοιπος μήτρα συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως W δεν εκτιμάται, ως μοναδιαία. Αυτό είναι ένα σημαντικό πλεονέκτημα της μεθόδου (Shukla και Trzcinka, 1990), αλλά θα μπορούσε να μεταστραφεί και σε μειονέκτημα αν η κατάλοιπος (ανερμήνευτη) συνιστώσα της μεταβλητής των αποδόσεων συσχετίζεται έντονα μεταξύ των μετοχών (Brown, 1989). Δεν υπάρχει τρόπος να εξακριβωθεί εκ των προτέρων εάν ή κατά πόσο τούτο, ως υπόθεση, παραβιάζεται από τα χρησιμοποιούμενα στην παρούσα μελέτη στατιστικά στοιχεία. Πρέπει πάντως να προστεθεί ότι επειδή η συνιστώσα αυτή αποτελεί συνήθως, και όπως άλλωστε ιδιαιτέρως αναμένεται στην παρούσα περίπτωση, ένα σχετικά μικρό τμήμα της όλης μεταβλητικότητας στις τιμές των μετοχών, το ως άνω υπόδειγμα εξακολουθεί να εκφράζει, μια ικανοποιητική προσέγγιση της ισχύουσας παραγοντικής διαρθρώσεως ακόμη και εάν η μεταβλητή αυτή των ανερμήνευτων σφαλμάτων δεν είναι ανεξάρτητη (Blume, 1971). Εξ άλλου, καθώς η εφαρμοζόμενη παραγοντική ανάλυση των κυρίως συνιστωσών δε συνιστά καν στατιστικής (στοχαστικής) φύσεως υπόδειγμα, παραμένει ελεύθερη από τις συνήθως επιβαλλόμενες περιοριστικές υποθέσεις ως προς τη φύση της κατανομής των χρησιμοποιούμενων στατιστικών στοιχείων (μεταβλητών). Τέλος, σημειώνεται ότι ενώ η σχέση (5) είναι εξ ορισμού αυστηρό (μαθηματικό) υπόδειγμα, ένα είδος καταλοίπων τελικά γίνεται αναπόφευκτο, με την έννοια ότι οι κοινοί παράγοντες οι οποίοι προκύπτουν και τελικά διατηρούνται αδυνατούν να ερμηνεύσουν το σύνολο της παρατηρούμενης μεταβλητικότητας στα διαθέσιμα στατιστικά δεδομένα.

Κατ' εφαρμογή των ανωτέρω, εξάγονται κατά πρώτον οι «ιδιοτιμές» (eigenvalues), απόλυτες, ως ποσοστά της συνολικής μεταβλητικότητας όλων των «τυποποιημένων» μεταβλητών και, ακόμη, ως αντίστοιχα αθροιστικά ποσοστά, οι οποίες αποτελούν για την περίπτωση αποδεκτά μέτρα του συστηματικού κινδύνου των μετοχών (Shukla και Trzcinka, 1990) εκφράζοντα το τμήμα εκείνο της συνολικής μεταβλητικότητας των αποδόσεων των μετοχών το

οποίο δεν είναι δυνατόν να εξαλειφθεί (διαφοροποιηθεί). Η υπολογιστική αυτή διαδικασία επαναλαμβάνεται για κάθε μία από τις δέκα υποομάδες μετοχών της τυχαίας ακολουθίας που έχουν σχηματιστεί, για κάθε ένα από τα δύο τυχαία δείγματα των 25 μετοχών ολόκληρης της τετραετούς περιόδου, αλλά επίσης και για κάθε διετή υποπερίοδο τόσο για το σύνολο των μετοχών όσο και για έκαστο τυχαίο δείγμα των 25 μετοχών. Σε όλες αυτές τις περιπτώσεις εξάγονται επίσης και οι στατιστικοί παράγοντες και εκτιμώνται ακόμη οι συντελεστές betas (της παραγοντικής μήτρας), οι οποίοι ταυτίζονται (λόγω της εφαρμοζόμενης μεθόδου) με τους αντίστοιχους συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των εξαγόμενων κοινών παραγόντων (οι οποίοι, υπενθυμίζεται, είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους) και εκάστης των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών (μετοχών). Οι στατιστικοί αυτοί παράγοντες, που ως κοινοί καλύπτουν ο καθένας περισσότερες από μία μεταβλητή και όλοι μαζί εκφράζουν συνοπτικά τη σχέση που ισχύει μεταξύ των συσχετιζόμενων αποδόσεων των μετοχών, εξ ορισμού (αφού προκύπτουν κατά φθίνουσα τάξη της ερμηνευόμενης μεταβλητικότητας των αποδόσεων) είναι όσοι παρουσιάζουν αντίστοιχες ιδιοτιμές μεγαλύτερες της κρίσιμης τιμής 1, για κάθε δείγμα, ερμηνεύοντας έτσι έκαστος ένα ποσοστό της συνολικής μεταβλητικότητας (trace) των αποδόσεων το οποίο είναι μεγαλύτερο του $1/n$ (όπου n ο αριθμός των μετοχών) ενώ, ως σημειωθεί, όλοι οι υπόλοιποι παράγοντες εκ των συνολικώς εξαγομένων αγνοούνται ως ασήμαντοι. Τούτο, αν και χωρίς πλήρη θεωρητική θεμελίωση, αποδεικνύεται ότι είναι ένας χρησιμότερος «κανόνας» στο παρών —πρώτο— στάδιο της όλης αναλύσεως. Προφανώς, στην περίπτωση κατά την οποία βρεθεί ότι καμμία από τις ιδιοτιμές που προκύπτουν δεν είναι μεγαλύτερες του 1 —τούτο υποδηλώνει ότι οι εξαχθέντες παράγοντες είναι τόσοι πολλοί όσο και ο αριθμός των χρησιμοποιούμενων μετοχών— τεκμαίρεται ότι η όλη διάρθρωση των ερευνόμενων στατιστικών στοιχείων συνίσταται από μεταβλητές (αποδόσεις μετοχών) οι οποίες είναι τελείως ασυσχέτιστες μεταξύ τους (περίπτωση μοναδιαίας μήτρας αποδόσεων). Κάτω από συνθήκες όπως αυτή, ουδεμία χρησιμότητα παρέχει οποιαδήποτε περαιτέρω στατιστικο-οικονομετρική ανάλυση αφού οι τυχόν εκτιμώμενοι παράγοντες δεν είναι καλύτεροι αυτών τούτων των αρχικών μεταβλητών και ουδεμία «συμπύκνωση» των δεδομένων της παρατηρήσεως επιτυγχάνεται.

Προς προστασία από τον ανωτέρω κίνδυνο, ο οποίος, ως τονιστεί, αντιστοιχεί με την ύπαρξη ενός μηδενικού παραγοντικού (O-factor) υποδείγματος των αποδόσεων των μετοχών, το τεστ σφαιρικότητας του Bartlett, βασιζόμενο σε έναν X^2 μετασχηματισμό της ορίζουσας της μήτρας των συντελεστών συσχέτισης, διενεργείται προς έλεγχο —και απόρριψη— της υποθέσεως ότι η σχηματιζόμενη για κάθε δείγμα μήτρα των μεταβλητών είναι μοναδιαία. Όσο

μεγαλύτεροι είναι οι προκύπτοντες συντελεστές συσχέτισεως εκάστης μεταβλητής με τις άλλες μεταβλητές σε κάθε σχηματιζόμενο δείγμα, τόσο αυξάνει η πιθανότητα οι αποδόσεις των μετοχών να συμπεριφέρονται υπό την επίδραση κοινών πράγματι παραγόντων. Το τεστ τούτο, εκτός του ότι θα δώσει την πρώτη ένδειξη περί του εάν οι αποδόσεις των μετοχών «αντιπροσωπεύονται» από κοινούς παράγοντες, επιτρέπει και μία πρώτη αξιολόγηση της καταλληλότητας εκάστου εκτιμηθέντος υποδείγματος. Επιβοηθητικό εργαλείο προς διάκριση —και απόρριψη— εκείνων των στατιστικών παραγόντων που είναι ασήμαντοι αποτελεί και η γραφική παρουσίαση (scree plot) αυτών τούτων των ιδιοτιμών που αντιστοιχούν στους διάφορους παράγοντες, προς εντοπισμό του σημείου στο οποίο η κλίση της σχηματιζόμενης αριστερόστροφης πολυγωνικής γραμμής (ως πρόποδες οροσειράς) καθίσταται οριζόντια. Η συγκριτική εξέταση, επίσης, των ποσοστιαίων ιδιοτιμών σε όλο το εύρος της σχηματιζόμενης ακολουθίας των χαρτοφυλακίων (δειγμάτων) μετοχών διαφορετικού μεγέθους αποκαλύπτει κάθε πρόσθετη μεταβλητικότητα των αποδόσεων των μετοχών την οποία οι εξαγόμενοι και μη απορριπτόμενοι από την παραγοντική ανάλυση κοινού παράγοντες κατά φθίνουσα σειρά ερμηνεύουν σε διαρκώς μεγαλύτερα δείγματα μετοχών.

Ο αριθμός των κοινών παραγόντων που προκύπτει κατά τον ως άνω τρόπο μπορεί να θεωρηθεί —κατά ορολογία παράλληλη της χρησιμοποιούμενης από τον Ingersoll για αποτελέσματα αφορώντα τους εξαχθέντες παράγοντες προς αποτίμηση (pricing) των μετοχών— ως «η μεγίστη δυνατή αντιπροσώπευση», με την έννοια του ανώτατου δυνατού αριθμού παραγόντων που είναι αναγκαίοι για να εκφράσουν τη «συμπύκνωση» κάθε παράλληλης κινήσεως (συμμεταβλητικότητας) των αποδόσεων των μετοχών. Τούτο συμβαίνει διότι σε αριθμό οι παράγοντες που εξάγονται με τη συνήθως χρησιμοποιούμενη μέθοδο των κυρίων συνιστωσών της παραγοντικής αναλύσεως είναι όσοι επαρκούν και απαιτούνται για την αποδοχή της στατιστικής υποθέσεως ότι η μήτρα της συνιστώσας συνδιακυμάνσεως των ιδιοσυγκρατικών (διαφοροποιούμενων) κινδύνων (W της εξισώσεως 3) είναι μοναδιαία, γεγονός το οποίο μπορεί να αυξήσει τον αριθμό αυτών των παραγόντων (Trzcinka, 1986). Διευκρινίζεται σχετικά ότι όλοι οι κατά τον ως άνω τρόπο εξαγόμενοι παράγοντες αναμένεται να μειωθούν κατά την εφαρμογή του δεύτερου σταδίου της όλης αναλύσεως που αποσκοπεί στον προσδιορισμό εκείνων μόνον οι οποίοι πράγματι μπορούν να χρησιμοποιηθούν και για σκοπούς αποτιμήσεως των μετοχών. Ακόμη, όπως οι Roll and Ross (1980) τονίζουν, το προκαταρκτικό στάδιο εξαγωγής παραγόντων (κυρίων συνιστωσών) όπως το εφαρμοζόμενο στην παρούσα εργασία, αν και μπορεί να οδηγήσει στην εκτίμηση και πλασματικών (επικαλυπτόμενων) παραγόντων, εξασφαλίζει σε κάθε περίπτωση την παρουσία και των

δρώντων (priced) παραγόντων στα προς έλεγχο εκτιμώμενα υποδείγματα, γεγονός το οποίο αποκτά ιδιαίτερη σημασία όταν, όπως στην παρούσα περίπτωση, διερευνώνται και μικρές υποομάδες μετοχών.

Προς επισήμανση των δρώντων στις αγορές κεφαλαίων παραγόντων (συνδεόμενων με τα ασφάλιστρα κινδύνου) εφαρμόζεται, στη συνέχεια, ένα άμεσο τεστ στις προς τούτο εκτιμηθείσες, σε δεύτερο στάδιο, διαστρωματικές εξισώσεις παλινδρομήσεως των αποδόσεων. Στις παλινδρομήσεις αυτές, τα ήδη εκτιμηθέντα betas των στατιστικών παραγόντων τίθενται ως ερμηνευτικές μεταβλητές των υπολογιζόμενων (ως προσεγγίσεων των μη παρατηρήσιμων προσδοκώμενων) μέσων αποδόσεων των μετοχών, σύμφωνα με την εξίσωση 4. Μεμονωμένες μετοχές χρησιμοποιούνται και όχι ειδικώς κατασκευασθέντα χαρτοφυλάκια όπως κάνουν π.χ. οι Fama και MacBeth (1973) και ο Reinganum (1981) σε μια προσπάθεια αντιμετώπισης του τυχόν προβλήματος των σφαλμάτων στις μεταβλητές, καθ' όσον μία διαδικασία όπως αυτή, πέραν των άλλων που επισημαίνονται από τους Διακογιάννη, Prasad, Μερικά και Γλεζάκο (1996), βάλλεται και διότι παράγει τελικά όχι μόνο μια παραγοντική διάρθρωση αλλά πολλαπλές ανάλογα με τη μεθόδευση κατασκευής των χαρτοφυλακίων (Shanken, 1982).

Κατά συνέπεια των ανωτέρω, η παρούσα μελέτη επικεντρώνεται στην εξαγωγή του αριθμού των παραγόντων του υποδείγματος APT, τόσο των «στατιστικών» όσο και των ενεργών προς αποτίμηση των μετοχών, σε όλα τα σχηματιζόμενα διαφορετικού μεγέθους δείγματα υποομάδων μετοχών και υποπεριόδων και ακόμη στον έλεγχο της ευαισθησίας αυτών των αποτελεσμάτων σε κάθε μεταβολή των χρονικών συχνοτήτων παρατηρήσεως των ποσοστιαίων αποδόσεων. Έτσι, μεταξύ άλλων, αναμένεται να φωτιστεί και το σημαντικό θέμα του κατά πόσον ο αριθμός των παραγόντων που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για αποτίμηση των μετοχών τείνει να αυξάνει με ρυθμό βραδύτερο από αυτόν των στατιστικών παραγόντων (κυρίων συνιστωσών) καθώς αυξάνει ο αριθμός των μετοχών του δείγματος, όπως έχει βρεθεί από τους Dhrymes, Friend και Gultekin (1984) για αναπτυσσόμενες χρηματιστηριακές αγορές ή παραμένει σχετικά σταθερός.

Παράλληλους σκοπούς προς την μέθοδο των κυρίων συνιστωσών, και γενικά προς όλες τις παραπλήσιες τεχνικές της παραγοντικής αναλύσεως, δύναται να εξυπηρετήσει και η χρησιμοποίηση παρατηρήσιμων (observable) παραγόντων (innovations), συνήθως μακροοικονομικών αλλά και μικροοικονομικών, με εφαρμογή της πολλαπλής παλινδρομήσεως επί των διαθέσιμων χρονολογικών σειρών μεταβλητών κατάλληλων για την ερμηνεία της μετά-

βλητικότητας των αποδόσεων των μετοχών. Οι Chen, Roll και Ross (1986) χρησιμοποίησαν μεταβλητές όπως η διαφορά μεταξύ μακροχρόνιου και βραχυχρόνιου επιτοκίου, ο αναμενόμενος και μη αναμενόμενος πληθωρισμός, η βιομηχανική παραγωγή και η διαφορά μεταξύ υψηλής και χαμηλής κλάσεως ομολογιών για την εκτίμηση των συντελεστών By στην εξίσωση (5). Η διαδικασία αυτή αναλύεται λεπτομερώς από τους Fama και French (1992, 1993) οι οποίοι και την εφάρμοσαν προς ερμηνεία των διαστρωματικών διαφορών των μηνιαίων αποδόσεων των μετοχών δια της χρήσεως μικροοικονομικών μεταβλητών όπως το μέγεθος των επιχειρήσεων, η λογιστική αξία αυτών, ο λόγος κερδών-τιμής μετοχών κλπ. Η εναλλακτική αυτή διαδικασία των παρατηρήσιμων μεταβλητών, προσιδιάζει για την ανάλυση δεδομένων που έχουν συχνότητα παρατηρήσεως τουλάχιστον μηνιαία, και ανεξάρτητα από το βασικό της συγκριτικό πλεονέκτημα της άμεσης οικονομικής ερμηνείας των αποτελεσμάτων (χωρίς να είναι απαλλαγμένη και αυτή μειονεκτημάτων, όπως π.χ. το προβαλλόμενο από τους Connor και Korajczyk, 1992, ότι «επιβάλλει την επιλογή των παραγόντων ex ante»), δεν είναι δυνατόν να ακολουθηθεί στην παρούσα μελέτη η οποία από σχεδιασμού της αποσκοπεί σε πολλαπλούς στόχους, μεταξύ των οποίων είναι και η κρινόμενη ως πρώτη προτεραιότητας σύγκριση των αποτελεσμάτων τα οποία λαμβάνονται από τη χρήση των ημερήσιων δεδομένων με τα αντίστοιχα που προκύπτουν από διαφορετικές συχνότητες παρατηρήσεως των αποδόσεων όπως π.χ. εβδομαδιαίες, μηνιαίες κλπ. Εξ άλλου, όπως προηγουμένως έχει αναφερθεί, όσο η όλη διαδικασία εκτιμήσεων των κοινών παραγόντων εμπλέκεται με ανάλυση μακρότερων χρονικών περιόδων (που γίνεται σχεδόν αναγκαιότητα όταν χρησιμοποιούνται μηνιαία στοιχεία), τόσο ο κίνδυνος διαρθρωτικών μεταβολών καθίσταται μεγαλύτερος και απαιτεί πρόσθετα τεστ. Οι Roll και Ross (1980), τέλος, θεωρούν αυτήν την περιοχή έρευνας ως σημαντική, αφού άλλωστε την εφάρμοσαν (Chen, Roll, Ross, 1986) σε δεδομένα του Χρηματιστηρίου Αξιών Νέας Υόρκης, αλλά ξεχωριστή από την εμπειρική επιβεβαίωση της θεωρίας APT.

(Π). Σχετικά με τις υφιστάμενες δυνατές εναλλακτικές μεθοδολογίες, θα ήταν παράλειψη να μην αναφερθεί τέλος και μία ακόμη, μονοσταδιακή, μέθοδος η οποία αποκαλύπτει κατ' ευθείαν τον αριθμό των προς αποτίμηση ενεργών κοινών παραγόντων, στηριζόμενη στην ανάλυση της όλης συμπεριφοράς των μέγιστων ιδιοτιμών της μήτρας συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως των αποδόσεων στα αυξανόμενου μεγέθους δείγματα μετοχών της τυχαίας ακολουθίας σε μια προσεγγιστική παραγοντική λύση (διάθρωση). Οι Trzcinka (1986), Brown (1989) καθώς και οι Shulka και Trzcinka (1990) έχουν, μεταξύ άλλων, εφαρμόσει την τεχνική αυτή η οποία βασίζεται στις θεωρητικές αναλύσεις των Chamberlain και Rothschild (1983), όπως επεκτάθηκαν από τους Connor και Ko-

rajczyk (1986), οι οποίοι για αναπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές με πολύ μεγάλο αριθμό μεταβλητών (μετοχών) απέδειξαν ότι επαρκής και αναγκαία συνθήκη για να συσχετίζονται οι αποδόσεις μετοχών κατά γραμμικό τρόπο με k σε αριθμό κοινούς παράγοντες είναι k ιδιοτιμές της μήτρας συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως των αποδόσεων να αυξάνουν χωρίς όριο καθώς ο αριθμός των μετοχών στα δείγματα βγαίνει αυξανόμενος ενώ οι υπόλοιπες $n-k$ να παραμένουν σταθερές. Σε περιπτώσεις όπως αυτή (που ισοδυναμεί με k «εκρηγνύμενες» ιδιοτιμές), μία εκτίμηση του αριθμού των κοινών παραγόντων προς αποτίμηση μετοχών λαμβάνεται χωρίς την ανάγκη πρόσθετης εφαρμογής των διαστρωματικών παλινδρομήσεων. Εάν, δε βρεθεί το σταθερό k , εύλογα συμπεραίνεται ότι η συμπεριφορά των τιμών των μετοχών δεν ακολουθεί το γραμμικό πολυπαραγοντικό υπόδειγμα. Με την ίδια τεχνική, και για τον ίδιο ακριβώς σκοπό μπορεί, διαζευκτικά, να διερευνηθεί η συμπεριφορά τόσο των ποσοστιαίων όσο και των αθροιστικών ποσοστιαίων ιδιοτιμών εκάστης τάξεως καθώς αυξάνει προς το «άπειρο» το μέγεθος των δειγμάτων. Με δεδομένο ότι το ενδιαφέρον της παρούσας έρευνας επικεντρώνεται στη διερεύνηση, με τις κατάλληλες τεχνικές, της σχετικά περιορισμένης σε μέγεθος και δραστηριότητα χρηματιστηριακής αγοράς των Αθηνών, μόνο ορισμένες μη ιδιαίτερης σημασίας νύξεις ως προς τη διαφορετική αυτή μεθοδολογία είναι δυνατόν να γίνουν από καθαρώς εφαρμοσμένης πλευράς.

III. Τα Εμπειρικά Αποτελέσματα

Οι Εκτιμηθέντες Στατιστικοί Παράγοντες - Κύριες Συνιστώσες: Στον Πίνακα 1 δίνονται, κατά πρώτον, οι παράγοντες που προκύπτουν από την εφαρμογή (μετά τα πλήρως ενθαρρυντικά αποτελέσματα των τεστ σφαιρικότητας του Bartlett) της παραγοντικής ανάλυσης των κυρίων συνιστωσών σε όλη την τυχαία ακολουθία των σχηματιζόμενων δέκα δειγμάτων μετοχών, και οι οποίοι παράγοντες χαρακτηρίζονται, όπως έχει ήδη εξηγηθεί, ως κοινοί. Οι στατιστικοί αυτοί παράγοντες βρέθηκαν σε αριθμό να κυμαίνονται μεταξύ 2 και 12, εξαρτώμενοι από το μέγεθος (την τάξη) της μήτρας μετοχών η οποία εξετάζεται, και λαμβανόμενοι ως σύνολο ερμηνεύουν περισσότερο από το μισό της συνολικής μεταβλητικότητας των αποδόσεων των μετοχών. Επί πλέον, το ποσοστό αυτό διαπιστώνεται ότι δεν εξαρτάται από τον αριθμό των εξαγόμενων κοινών παραγόντων, εύρημα που και αυτό έχει τη σημασία του. Για το συνολικό δείγμα των 50 μετοχών, το ερμηνευόμενο αυτό ποσοστό αγγίζει το 60% —αφήνοντας όλους τους άλλους μη σημαντικούς παράγοντες να εξηγούν την εναπομένουσα μεταβλητικότητα— δίνοντας έτσι και μια γενική εικόνα του πόσο ικανοποιητικά τα αναλυόμενα δεδομένα δέχονται και εκφράζουν το προ-

σαρμοζόμενο υπόδειγμα παραγοντικής διαρθρώσεως. Υπενθυμίζεται πάντως ότι η παραγοντική ανάλυση των κυρίων συνιστωσών διαμορφώνει τον αριθμό των εξαγόμενων παραγοντικών betas, των από πολλούς επονομαζόμενων στατιστικών «δημιουργημάτων» (artifacts), στο επίπεδο που απαιτείται για να μετασχηματιστεί η μήτρα των καταλοίπων σε μοναδιαία, γεγονός το οποίο, στην έκταση που συμβαίνει, μπορεί δια μέσου της διογκώσεως των διακυμάνσεων των συνιστωσών να έχει συμβάλλει στη σχετική αύξηση του αριθμού τους. Το γεγονός ότι το ανώτατο αυτό όριο —που αναμένεται να μειωθεί μετά το τεστ ελέγχου της αποτιμητικής ικανότητας των εξαχθέντων και διατηρούμενων κοινών παραγόντων— βρέθηκε ήδη να είναι πολύ κάτω του συνολικού αριθμού των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών (μετοχών), δίνει, ακόμη και στο προκαταρκτικό τούτο στάδιο αναλύσεως, εμπειρική υπόσταση στα προκύπτοντα παραγοντικά υποδείγματα.

Από τα λεπτομερή αποτελέσματα των σειρών των ιδιοτιμών που έχουν υπολογιστεί —και τα οποία ελλείψει χώρου δεν παρουσιάζονται— διαπιστώνεται επίσης ότι ο πρώτος από αυτούς τους κοινούς παράγοντες, που είναι και η πρώτη κύρια συνιστώσα, κυριαρχεί στην παραγοντική μήτρα σε όλα τα δείγματα μετοχών, καθώς η αντίστοιχη του ιδιοτιμή βρέθηκε να είναι συστηματικά κατά πολύ μεγαλύτερη του 1 (βλ. και διαγραμματική απεικόνιση Factor Scree Plot), και με πλήρη συνέπεια όχι μόνο εξηγεί σε όλες τις ερευνώμενες περιπτώσεις το μεγαλύτερο ποσοστό της υπάρχουσας συνολικής μεταβλητικότητας των αποδόσεων αλλά είναι ακόμη και ανελλιπώς παρών σε όλα τα αποτελέσματα του ελέγχου (τεστ) της ικανότητας των κοινών παραγόντων προς αποτίμηση των μετοχών (βλ. επόμενα). Αυτό τούτο το γεγονός, μεμονωμένα, στο παρόν προκαταρκτικό στάδιο, λαμβάνεται ως ισχυρότατη ένδειξη υπέρ της επιβεβαιώσεως της υποθέσεως περί υπάρξεως πράγματι ενός γραμμικού υποδείγματος γενεσιουργού των αποδόσεων των μετοχών στο Χρηματιστήριο Αθηνών. (Το εάν τούτο είναι και πολυπαραγοντικής μορφής εξακριβώνεται από τη διαδικασία των τεστ αποτιμήσεων).

Η με ταχύ ρυθμό παρατηρούμενη αύξηση του αριθμού των εξαχθέντων στατιστικών παραγόντων (των κυρίων συνιστωσών) καθώς αυξάνει το μέγεθος του χρησιμοποιούμενου δείγματος μετοχών έχει την εξήγηση της. Πέραν της πιθανής εισαγωγής «επικαλυπτόμενων» παραγόντων προερχόμενης από την ίδια τη φύση των χρησιμοποιούμενων στατιστικών στοιχείων ή και της προαναφερθείσας ανάγκης περί μοναδιαίας μήτρας W , κατά την ακολουθούμενη διαδικασία της προσθέσεως, τυχαία, νέων μετοχών προς σχηματισμό των συνεχώς μεγαλύτερων δειγμάτων, αναπόφευκτα εμφανίζεται και η περίπτωση να προστίθενται μετοχές οι οποίες ανήκουν σε κλάδους επιχειρήσεων μη συμπεριλαμβανόμενους στο εκάστοτε προηγούμενο μικρότερο δείγμα.

Όπως, επίσης, διαπιστώνεται (βλ. Πίνακα 2), δεν υπάρχουν διαφορές αποτελεσμάτων μεταξύ των δύο τυχαίων δειγμάτων μεγέθους εκάστου 25 μετοχών, ως και αμοφτέρων αυτών από το υπο-δείγμα των 25 μετοχών της αρχικής τυχαίας ακολουθίας (Πίνακας 1), γεγονός το οποίο αποτελεί σαφή ένδειξη περί ασήμαντων διαφοροποιήσεων από την τυχαία δειγματοληψία. Πολύ μικρές φαίνεται να είναι ακόμη και οι διαφορές στον αριθμό των στατιστικών παραγόντων μεταξύ των δύο συγκρινόμενων υποπεριόδων (1987-88 και 1989-90) σε ολόκληρο το δείγμα των 50 μετοχών ενώ, εξ άλλου, το ερμηνευόμενο τμήμα της μεταβλητικότητας των αποδόσεων των μετοχών είναι στην πρώτη υποπερίοδο σχετικά μεγαλύτερο. Αξιοσημείωτη, τέλος, συμφωνία αποτελεσμάτων ως προς τον αριθμό των εξαχθέντων παραγόντων παρατηρείται πρώτον μεταξύ των δύο τυχαίων δειγμάτων των 25 μετοχών για την ίδια υποπερίοδο και δεύτερον μεταξύ των δύο υποπεριοδών για το ίδιο τυχαίο δείγμα 25 μετοχών, με σχετικά μεγαλύτερο ερμηνευόμενο ποσοστό μεταβλητικότητας των αποδόσεων στην πρώτη υποπερίοδο για αμφότερα τα τυχαία αυτά δείγματα.

Ενδιαφέρον παρουσιάζει επίσης και η περαιτέρω ερμηνευτική διερεύνηση αυτών τούτων των παραγοντικών μητρών. Για παράδειγμα, η παραγοντική μήτρα των 50 μετοχών ολόκληρης της τετραετίας και ειδικότερα η ίδια η παραγοντική μήτρα μετά την αναδιάταξη των συντελεστών betas που αποτελούν τα στοιχεία της (μία προαιρετική επιλογή της παραγοντικής αναλύσεως), αποκαλύπτει ότι οι μετοχές των οποίων οι αποδόσεις έντονα συσχετίζονται μεταξύ τους υπό τη σκέπη και επιρροή του πρώτου και κυριαρχούντος κοινού παράγοντα (ο οποίος αντιστοιχεί στην κατά πολύ μεγαλύτερη όλων ιδιοτιμή) αποτελούν σχεδόν όλο το διερευνώμενο τελικό δείγμα των 50 μετοχών. Και είναι άξιο περαιτέρω τονισμού ότι αυτές οι μετοχές αντιπροσωπεύουν όλους σχεδόν τους 13 κλάδους επιχειρήσεων τους οποίους καλύπτει το τελικό δείγμα, γεγονός το οποίο, όπως έχει επισημανθεί, επιτρέπει την εξαγωγή γενικότερων συμπερασμάτων (βλ. και Πίνακα 1 Παραρτήματος).

Τα ανωτέρω επιβεβαιώνουν το συμπέρασμα ότι ο ως άνω πρώτος κοινός παράγοντας πράγματι κυριαρχεί στην μήτρα συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως των αποδόσεων, αφού διαπιστώνεται επί πλέον ότι ερμηνεύει το μεγαλύτερο ποσοστό της συνολικής μεταβλητικότητας συγκριτικά με όλους τους άλλους παράγοντες που έχουν εξαχθεί. Εάν, και κατά πόσον ο ως άνω πρώτος και κυρίαρχος παράγοντας, αμιγώς, ταυτίζεται με τον αναφερόμενον στο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα CAPM κοινό παράγοντα του «χαρτοφυλακίου της αγοράς» δεν είναι δυνατόν αδιαφιλονίκητα να υποστηριχθεί *ex ante*, αν και *ex post* αναμένεται αυτός —ο κυρίαρχος παράγοντας— να συσχετίζεται πολύ έντονα με «κάποιο κοινό μέτρο της αγοράς». Εάν πράγματι αυτό συμβαίνει, η στενή

σύνδεση του πολυπαραγοντικού υποδείγματος APT με το μονοπαραγοντικό CAPM επιβεβαιώνεται πλήρως, καθώς και ο ισχυρισμός ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως υποκατάστατο ενός εκ των κοινών παραγόντων (Roll και Ross 1980, Chen 1983).

Πέραν του ως άνω παράγοντα, και ο εξαχθείς δεύτερος κατά σειράν σημασίας παράγοντας βρέθηκε, από την εξέταση της ίδιας παραγοντικής —και αναδιαταχθείσας— μήτρας, να αντιπροσωπεύει περίπου το 75% του συνολικού αριθμού των μετοχών του τελικού δείγματος, γεγονός το οποίο ασφαλώς καθιστά και αυτόν έντονα «κοινόν». Καθώς η τάξη των ως άνω εξαχθέντων παραγόντων αυξάνει, ο αριθμός των μετοχών που έκαστος εκφράζει (συνοψίζει) βαθμιαία μειώνεται, όπως άλλωστε αναμενόταν.

Τεστ Ικανότητας προς Αποτίμηση: Καθώς οι εξαχθέντες στατιστικοί παράγοντες δεν ελπίζεται να είναι όλοι «αληθινοί» (ορολογία Ross), εφαρμόζεται επ' αυτών η μεθοδολογία που αναπτύχθηκε στο προηγούμενο τμήμα για τον εντοπισμό εκείνων ειδικότερα των κοινών παραγόντων οι οποίοι έχουν την ιδιότητα να μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την εν γένει αποτίμηση των μετοχών. Τούτο γίνεται σε όλα τα αυξανόμενου μεγέθους δείγματα της τυχαίας ακολουθίας, στα δύο τυχαία δείγματα των 25 μετοχών, στις δύο υποπεριόδους και σε όλες τις μεταξύ τους διασταυρούμενες υποδιαιρέσεις. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν από την ειδική αυτή διαδικασία ελέγχου, παρουσιάζονται στους Πίνακες 1 και 2, παραπλεύρως των ήδη εξαχθέντων, για λόγους συγκρίσεως. Η πρώτη σημαντική διαπίστωση που προκύπτει από τα πρόσθετα αυτά αποτελέσματα είναι ότι δύο τουλάχιστον παράγοντες είναι παρόντες στις «πιμές» των μετοχών (στην πραγματικότητα στις αναμενόμενες αποδόσεις) ενώ σοβαρές εμπειρικές ενδείξεις (ως η πολύ μεγάλη πιθανότητα επαληθεύσεως που βρέθηκε) συνηγορούν υπέρ της υπάρξεως δύο ακόμη κοινών παραγόντων στο παραγοντικό υπόδειγμα αποτιμήσεως. Παρά την μη απόλυτη συγκρισιμότητα μεταξύ των δύο περιπτώσεων, σημειώνεται ότι οι Roll και Ross έχουν εντοπίσει στη σχετική εργασία τους (βλ. Βιβλιογραφία), κατά την οποία χρησιμοποίησαν μία μεγάλη ακολουθία από δείγματα τριάντα μετοχών, τρεις έως πέντε παράγοντες με ικανότητα αποτιμήσεως μετοχών.

Δεύτερη διαπίστωση ιδιαίτερου ενδιαφέροντος είναι ότι ο μικρός αυτός αριθμός των προς αποτίμηση κοινών παραγόντων (τόσο των βέβαιων όσο και των πολύ πιθανών) που εξακριβώνεται ότι υπάρχει στην υποκρυπτόμενη παραγοντική διάρθρωση των αποδόσεων των μετοχών του Χ.Α.Α. —και ο οποίος είναι μικρότερος των εξαχθέντων στατιστικών παραγόντων (κυρίων συνιστωσών) κατά το αρχικό στάδιο της όλης αναλύσεως— αυξάνεται με βραδύτατο

ρυθμό καθώς ο αριθμός των μετοχών στο ερευνώμενο δείγμα αυξάνει. Επί πλέον, ο βραδύς αυτός ρυθμός διαπιστώνεται ότι είναι κατά πολύ μικρότερος του αντιστοίχου των εξαχθέντων στατιστικών παραγόντων, γεγονός το οποίο βρίσκεται σε πλήρη συμφωνία με τα ευρήματα των Dhrymes, Friend και Gultekin (1984). Από πρακτική δε άποψη, ο συνολικός τους αριθμός διαπιστώνεται πως παραμένει σχεδόν αμετάβλητος στα τρία μεγαλύτερα δείγματα της σχηματιζόμενης ακολουθίας των δέκα δειγμάτων, μη υπερβαίνων πάντως σε καμία περίπτωση (από όλες τις διερευνηθείσες) τους τέσσερις ενεργούς παράγοντες.

Τέλος, αναφορικά με τα ήδη λεχθέντα περί της διαζευκτικής μεθοδολογίας των εργασιών του Trzcinka (1986) ως και των Connor και Korajczyk (1993), η οποία όμως υπενθυμίζεται ότι προσιδιάζει σε πολύ μεγάλα δείγματα (τείνοντα προς το άπειρο), μία απλή επισκόπηση της συμπεριφοράς όλων των ληφθέντων —αλλά παραλειπόμενων ελλείψει χώρου— αποτελεσμάτων των ιδιοτιμών αποκαλύπτει, χωρίς καν τη συναφή διαδικασία εκτιμήσεως συναρτήσεων παλινδρομήσεως, ότι οι απόλυτες ιδιοτιμές σε κάθε μία τάξη (rank) αυτών αυξάνουν με την αύξηση του αριθμού n των μετοχών στα δείγματα, και ότι αυτή η τάση εξασθενεί στις υψηλότερες τάξεις, ιδίως μετά τη δεύτερη. Αλλά ουδεμιάς τάξεως οι ποσοστιαίες ιδιοτιμές φαίνεται να δείχνουν τάση συγκλίσεως προς μία σταθερά. Ακόμη, οι αθροιστικές ποσοστιαίες ιδιοτιμές (που αποτελούν τα ερμηνευόμενα αθροιστικά ποσοστά μεταβλητικότητας των αποδόσεων) μειώνονται καθώς αυξάνει το n , αν και με βραδύτερο ρυθμό στα τελευταία μεγαλύτερα δείγματα. Είναι προφανές ότι προς εξαγωγή τελικών συμπερασμάτων με τη διαζευκτική αυτή μεθοδολογία παρατηρήσεως της συμπεριφοράς των ιδιοτιμών απαιτείται, εκτός άλλων, και η συνέχιση των επιχειρούμενων διερευνήσεων με δείγματα ενεργών (από απόψεως συναλλαγών) μετοχών κατά πολύ μεγαλύτερα των ήδη διαθεσίμων.

Τα ως άνω εμπειρικά ευρήματα εύλογα οδηγούν στο ιδιαίτερης σημασίας συμπέρασμα ότι οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών του Χ.Α.Α. διέπονται από ένα γραμμικό υπόδειγμα το οποίο περιέχει ένα μικρό αριθμό κοινών, αυτοτελών και ενεργών παραγόντων —της τάξεως των δύο έως τεσσάρων— από τους οποίους ο πρώτος που είναι και ο κατά πολύ σημαντικότερος φαίνεται να αντιστοιχεί σε ένα βασικό παράγοντα της αγοράς, όπως π.χ. είναι αυτός του γνωστού μονοπαραγοντικού υποδείγματος CAPM, ο οποίος εκφράζει γενικές επιδράσεις επί όλων των μετοχών.

Αναφορικά προς τα συμπεράσματα αυτά, πρέπει ακόμα να προστεθούν και τα εξής ειδικότερα:

(i) Η χρήση δεδομένων χρονολογικών σειρών κατά το προκαταρκτικό στάδιο της όλης αναλύσεως επιτρέπει την ταύτιση των ληφθέντων αποτελεσμάτων προς το αναζητούμενο μοναδικό υπόδειγμα APT μόνο υπό την προϋπόθεση ότι η πολυμεταβλητή κατανομή των αποδόσεων (αριθμητικοί μέσοι και μήτρες διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων) παραμένει κατά την ερευνώμενη περίοδο σταθερή. Καίτοι η υπόθεση αυτή δεν έχει ελεγχθεί κατ' ευθείαν (Diasogiannis 1986, Karathanassis and Patsos 1993) δε φαίνεται να έχει σοβαρώς παραβιαστεί αφού οι προς τούτο υπολογισθείσες περιγραφικές παράμετροι των αποδόσεων για τις δύο υποπεριόδους 1987-88 και 1989-90 και ιδίως οι μέσοι δεν παρουσιάζουν ιδιαίτερα σημαντικές διαφορές μεταξύ τους.

(ii) Ενώ ένας σχετικά σταθερός αριθμός κοινών παραγόντων ικανών προς αποτίμηση των μετοχών κατέστη δυνατόν να προσδιοριστεί στην ακολουθία των δειγμάτων αυξανόμενου μεγέθους, δεν μπορεί να λεχθεί μετά βεβαιότητας ότι οι παράγοντες αυτοί όλοι παραμένουν οι ίδιοι σε όλα τα διαφορετικού μεγέθους δείγματα. Απεναντίας, από τη διαδικασία ελέγχου των διαστρωματικών παλινδρομήσεων προέκυψαν κάποιες ενδείξεις περί του αντιθέτου για ορισμένους παράγοντες, πλην βεβαίως του πρώτου.

(iii) Μόνο εκείνες οι διαστρωματικές εξισώσεις παλινδρομήσεως των αναμενόμενων αποδόσεων (προς έλεγχο και εντοπισμό των κοινών παραγόντων που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αποτίμηση των μετοχών) οι οποίες αναφέρονται σε δείγματα μεγέθους 30 και άνω μετοχών διαπιστώνεται ότι έχουν τιμές της παραμέτρου F αρκούντως υψηλές ώστε να υποδηλώνουν ένα πολύ μικρό επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας (της τάξεως του 1% ή και ολιγότερο) και επομένως ιδιαίτερα υψηλή αντίστοιχη αξιοπιστία.

(iv) Οι τιμές των σταθερών α των διαστρωματικών εξισώσεων, οι οποίες και αντιστοιχούν στο ελεύθερο παντός κινδύνου επιτόκιο (δηλαδή στις συνιστώσες εκείνες των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών που δεν έχουν ευαισθησία στους κοινούς παράγοντες) βρέθηκαν μεγαλύτερες του μηδενός (Πίνακες 1 και 2) για όλα τα δείγματα διαφορετικού μεγέθους και στα περισσότερα από αυτά στατιστικώς σημαντικές, γεγονός που είναι συνεπές με το υπόδειγμα APT. Επί πλέον, φαίνονται να είναι αυτές κατά μέσο όρο του αυτού μεγέθους, που και αυτό είναι συνεπές προς ένα υπόδειγμα APT.

IV. Συγκριτική Διερεύνηση με Συχνότητες Παρατηρήσεως των Αποδόσεων Μετοχών Διαφορετικές των Ημερήσιων

4.1. Χαρακτηριστικά των νέων σειρών αποδόσεων

Όλες οι προηγούμενες εκτιμήσεις παραγόντων και οι διεξαχθέντες έλεγχοι στηρίζονται σε ημερήσια δεδομένα ποσοστιαίων αποδόσεων των μετοχών. Παρουσιάζει όμως ιδιαίτερο ενδιαφέρον να διερευνηθεί κατά πόσο τα αποτελέσματα που έχουν προκύψει διαφοροποιούνται από τη χρήση μη ημερήσιων αποδόσεων. Οι περισσότερες μελέτες, που όμως αφορούν σχεδόν όλες αναπτυγμένα χρηματιστήρια, βασίζονται σε δεδομένα αποδόσεων τα οποία είναι είτε ημερήσια είτε εβδομαδιαία είτε, συνηθέστερα, μηνιαία αλλά σπανιότατα συναντάται διερεύνηση στην οποία να συγκρίνονται αποτελέσματα που εξάγονται από περισσότερες των δύο συχνότητες παρατηρήσεως με τον ίδιο αριθμό μεταβλητών και την ίδια μέθοδο αναλύσεως. Οι Lehmann και Modest (1988) κατά τη διερεύνηση της ειδικότερης μορφής του APT που στηρίζεται στις υπερβάλλουσες (excess) αποδόσεις των μετοχών για το Χρηματιστήριο Αξιών της Νέας Υόρκης (NYSE) και το Αμερικανικό Χρηματιστήριο Αξιών (AMEX) χρησιμοποιούν κατά κύριο λόγο ημερήσιες αποδόσεις αλλά παρουσιάζουν και αποτελέσματα εβδομαδιαίων ως και μηνιαίων αποδόσεων. Ο Trzcinka, καίτοι θέτει το πρόβλημα, αποφεύγει να συνεξετάσει τρεις συχνότητες παρατηρήσεως (μηνιαίες, εβδομαδιαίες και ημερήσιες) χαρακτηρίζοντας το έργο αυτό ως απαγορευτικά δαπανηρό².

Καθώς, εν τούτοις, μία πηγή αστάθειας των αριθμητικών αποτελεσμάτων είναι πολύ πιθανόν να είναι η τυχόν ευαισθησία τους στην επιλεγόμενη συχνότητα παρατηρήσεως των χρησιμοποιούμενων στοιχείων, και δεδομένου ότι το τόσο σημαντικό αυτό θέμα καθόλου δεν έχει διερευνηθεί για αναδυόμενες χρηματιστηριακές αγορές στα πλαίσια του APT υποδείγματος, ένα πλήρες οργανωτικό σχέδιο διερευνήσεως του υλοποιείται, παρά το συνεπαγόμενο υπολογιστικό φόρτο, με τη χρησιμοποίηση του τελικού δείγματος των 50 μετοχών και ολόκληρης της περιόδου 1987-90. Προς τούτο, από όλες τις αρχικά διαθέσιμες χρονολογικές σειρές των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών, όπως έχουν μετασχηματιστεί σε λογάριθμους των σχετικών τιμών των μετοχών, κατασκευάζονται διαδοχικά τέσσερις νέες σειρές αντίστοιχων αποδόσεων με διαφορετική, εβδομαδιαίως αυξανόμενη συχνότητα παρατηρήσεως, δια της γνωστής τεχνικής της μετακυλιόμενης διαχρονικής λογαριθμικής αθροίσεως. Ειδικότερα κατασκευάζονται:

- (i) Κατά πρώτον, μια νέα σειρά 208 εβδομαδιαίων παρατηρήσεων (αποδό-

σεων) για ολόκληρη την τετραετή περίοδο, με χρησιμοποίηση συχνότητας παρατηρήσεως περιόδου μιας εβδομάδας, από Παρασκευή σε Παρασκευή.

(ii) Δια της αθροίσεως, διαδοχικά κατά ζεύγη, των ήδη 208 εβδομαδιαίων αποδόσεων —διαδικασία που αντιστοιχεί σε μεταβολές από Παρασκευή σε μεθεπόμενη Παρασκευή— μια νέα χρονολογική σειρά 104 παρατηρήσεων.

(Hi) Μια σειρά 69 παρατηρήσεων, δια διαδοχικής αθροίσεως τριών συνεχών εβδομαδιαίων αποδόσεων (και με απαλοιφή της τελευταίας εβδομαδιαίας) από τις ήδη υπολογισθείσες.

(iv) Τέλος, μια πρόσθετη σειρά από 52 δεδομένα λογαριθμικών αποδόσεων (σχετικών τιμών) με συχνότητα παρατηρήσεως τεσσάρων εβδομάδων, δια της αθροίσεως των διαδοχικών αποδόσεων δύο εβδομάδων ανά δύο μεταξύ τους.

Σχετικά με την κατασκευή των ανωτέρω σειρών διευκρινίζονται και τα εξής:

α) Κατά τον σχηματισμό της πρώτης νέας σειράς των εβδομαδιαίων αποδόσεων, από την οποία προέκυψαν και οι υπόλοιπες τρεις σειρές, οι ελλείψεις (από μη διενέργεια συναλλαγών) ενδιάμεσες ημερήσιες (λογαριθμικές) παρατηρήσεις συμπληρώθηκαν δια γραμμικής παρεμβολής μεταξύ των πλησιέστερων εκατέρωθεν υφισταμένων. Η διαδικασία αυτή, τεχνικά αναπόφευκτη για τον υπολογισμό πλήρων εβδομάδων συναλλαγών, αναγνωρίζεται ότι είναι δυνατό να προκαλέσει σε κάποιο μικρό βαθμό αυτοσυσχέτιση μεταξύ των αναπληρούμενων παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς των αποδόσεων η οποία άλλως, στο βαθμό που η χρηματιστηριακή αγορά είναι αποτελεσματική σε ασθενή μορφή (weak form), γενικά αναμένεται να είναι ελεύθερη από αυτοσυσχέτιση (Dickinson and Muragy, 1994). Υπενθυμίζεται εν προκειμένω ότι στην μέθοδο της παραγοντικής ανάλυσεως των κυρίων συνιστωσών δεν υπεισέρχεται στοχαστικής φύσεως υπόδειγμα και επομένως δεν είναι αναγκαίες οι συνήθεις υποθέσεις περί της κατανομής των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών. Ακόμη, είναι ενδιαφέρον να σημειωθεί ότι ο ως άνω τρόπος μεταχείρισεως των ελλειπουσών παρατηρήσεων έδωσε πρακτικώς ταυτόσημα αποτελέσματα ιδιοτιμών και στατιστικών παραγόντων —κυρίων συνιστωσών— με αυτά που προέκυψαν από την εναλλακτική τεχνική, η οποία επίσης εφαρμόστηκε δοκιμαστικά και τυχαία σε μία περίπτωση, της απαλοιφής κατά ζεύγη (pairwise-deletion) των ελλειπουσών παρατηρήσεων.

β) Σε όλες τις νέες σειρές —ακόμη και στην ολιγοπληθέστερη σειρά των 52 αποδόσεων— ο αριθμός των διαθέσιμων παρατηρήσεων κάθε μεταβλητής (μετοχής) είναι, όπως επιβάλλεται, μεγαλύτερος του αριθμού των 50 ερευνωμένων μετοχών.

γ) Ως προς τις ασκούμενες από την μεταβολή —επιμήκυνση— της συχνότητας παρατηρήσεως επιδράσεις στην μορφή της κατανομής των ημερήσιων αποδόσεων διαπιστώνεται, από τις υπολογισθείσες περιγραφικές παραμέτρους των νέων σειρών, σημαντική μείωση του υψηλού βαθμού κυρτώσεως που χαρακτηρίζει τις ημερήσιες αποδόσεις. Για παράδειγμα, μόνο μιας μετοχής ο συντελεστής κυρτώσεως της μεταβλητής των αποδόσεων με συχνότητα παρατηρήσεως τεσσάρων εβδομάδων υπερβαίνει την τιμή 10, έναντι 24 μετοχών στις ημερήσιες αποδόσεις και 8 στις εβδομαδιαίες. Εξ άλλου, η ασυμμετρία των ημερήσιων αποδόσεων δε φαίνεται να διαφοροποιείται ουσιωδώς από την επιμήκυνση της συχνότητας παρατηρήσεως των αποδόσεων, εύρημα το οποίο είναι σύμφωνο και με τα αποτελέσματα των ερευνών των Roll και Ross (1980).

4.2. Τα Νέα Παραγοντικά Ευρήματα

Τα αριθμητικά αποτελέσματα της εφαρμογής της παραγοντικής ανάλυσης των κυρίων συνιστωσών επί των νέων χρονολογικών σειρών των αποδόσεων, προς εξαγωγή των στατιστικών παραγόντων του υποδείγματος APT, ως και των εν συνεχεία τεστ ελέγχου δια της διαστρωματικής ανάλυσεως, προς απομόνωση εκείνων ειδικότερα των παραγόντων οι οποίοι μπορούν να χρησιμοποιηθούν προς αποτίμηση των μετοχών, δίνονται στον Πίνακα 3.

Όπως διαπιστώνεται, ο αριθμός των εκτιμηθέντων στατιστικών παραγόντων —κυρίων συνιστωσών— διατηρείται αμετάβλητος στο αρχικό επίπεδο των 12 για τις νέες συχνότητες παρατηρήσεως των δύο και τριών εβδομάδων ενώ οριακά μειώνεται κατά έναν για τις άλλες δύο συχνότητες. Καθώς όμως η συχνότητα παρατηρήσεως των αποδόσεων επιμηκύνεται από ημερήσιας διάρκειας σε διάρκειας τεσσάρων εβδομάδων, παρατηρείται μία τάση βαθμιαίας αυξήσεως του ποσοστού της συνολικά ερμηνευόμενης μεταβλητικότητας των αποδόσεων, από τον ίδιο αριθμό των κοινών παραγόντων. Ειδικότερα, ενώ οι 12 κοινοί παράγοντες των ημερήσιων αποδόσεων ερμηνεύουν το 59,2% της όλης μεταβλητικότητας, οι 12 κοινοί παράγοντες των αποδόσεων δύο εβδομάδων βρέθηκαν να ερμηνεύουν το 73.0% και οι 12 των τριών εβδομάδων το 77.8%. Τα ποσοστά, εξ άλλου, που ερμηνεύονται από τους 11 κοινούς παράγοντες βρέθηκαν να είναι των μεν εβδομαδιαίων αποδόσεων 64.4% των δε χρονικής συχνότητας τεσσάρων εβδομάδων 79.1%, δηλαδή να ακολουθούν και αυτά παρόμοια τάση. Η τάση αυτή από άποψη οικονομικής ερμηνείας δε φαίνεται να είναι άσχετη προς το γεγονός ότι οι μονιμότερες (τελικές) επιδράσεις, ακόμη και των ιδίων κοινώς δρώντων παραγόντων οικονομικής φύσεως αναγκαιούν για να εξαντληθούν (και μετρηθούν) μακρότερα χρονικά διαστήματα, σε αντιδιαστολή προς τις ασκούμενες αντίστοιχες βραχυχρόνιες. Ενισχυτικό

της ερμηνείας αυτής είναι και το ότι οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών βρέθηκαν να διακυμαίνονται ολιγότερον (ως περισσότερο λεπτόκυρτες) των μακροχρονιότερων.

Ένα ακόμη ενδιαφέρον αποτέλεσμα των συγκρίσεων είναι ότι, και πάλιν, η πρώτη ιδιοτιμή και ο συναφής με αυτήν πρώτος κοινός παράγοντας κυριαρχεί πλήρως, σε όλες τις περιπτώσεις, στην μήτρα συνδιακυμάνσεως-συσχετίσεως των αποδόσεων, με έντονη συνεισφορά στην ερμηνεία της όλης μεταβλητικότητας των αποδόσεων, ενώ η κυριαρχία αυτή διαπιστώνεται ελαφρώς μειούμενη καθώς η συχνότητα παρατηρήσεως των αποδόσεων αυξάνει προς τις τέσσερις εβδομάδες, προς όφελος των αμέσως επόμενων και ολιγότερων σημαντικών ιδιοτιμών και παραγόντων.

Μία αξιοσημείωτη ομοιότητα των αποτελεσμάτων των τεσσάρων νέων σειρών —συχνοτήτων παρατηρήσεως των αποδόσεων— έναντι των αρχικών ημερήσιων, διαπιστώνεται επίσης όσον αφορά τους κοινούς παράγοντες που προκύπτουν μετά τα συναφή τεστ ελέγχου της καταλληλότητας τους προς αποτίμηση των μετοχών. Πράγματι, οι παράγοντες αυτοί εξακολουθούν και μετά την πολλαπλή επιμήκυνση της συχνότητας παρατηρήσεως των ημερήσιων αποδόσεων να παραμένουν σε αριθμό μεταξύ δύο και τεσσάρων, με ασήμαντες —και εύκολα εξηγούμενες από τις τυχαίες κυμάνσεις της δειγματοληψίας— εσωτερικές ανακατατάξεις αυτών μεταξύ βέβαιων, δηλαδή εχόντων στατιστική αξιοπιστία μεγαλύτερη του 95%, και πιθανών των οποίων η αξιοπιστία είναι μεταξύ 85% και 95%.

V. Συμπερασματικές Παρατηρήσεις

Στα πλαίσια της δυνατότητας αποτιμήσεως των κεφαλαιακών στοιχείων, το ερώτημα της Χρηματοοικονομικής Επιστήμης κατά πόσον οι αποδόσεις των μετοχών στα χρηματιστήρια διέπονται από ένα οικονομετρικό υπόδειγμα πολυπαραγοντικής φύσεως όπως αυτό της περί Αρμπιτράζ Θεωρίας Αποτιμήσεως του Ross (APT) σε αντιδιαστολή με το ευρύτερα γνωστό αντίστοιχο μονοπαραγοντικό υπόδειγμα αποτιμήσεως (CAPM) προβάλλεται διεθνώς ως ιδιαίτερα σημαντικό και με πολλές προεκτάσεις όσον αφορά την εμπειρική (και στο μέτρο του δυνατού) επαλήθευση της ίδιας της θεωρίας APT. Η εκτίμηση ειδικότερα του αριθμού των επιδρώντων παραγόντων που διέπουν τη γεννήτρια συνάρτηση των αποδόσεων των μετοχών για το Ελληνικό χρηματιστήριο, αποκτά ακόμη μεγαλύτερη σημασία εάν ληφθεί υπόψη ότι η όλη θεωρία APT ελάχιστα έχει από εφαρμοσμένη σκοπιά διερευνηθεί μέχρι σήμερα για χώρες με αναπτυσσόμενη κεφαλαιακή αγορά. Ας σημειωθεί ότι στο

καίριο αυτό θέμα του αριθμού των παραγόντων η ίδια η σχετική θεωρία σιωπά παντελώς, χωρίς συγχρόνως να υποδεικνύει, κατά αδιαφιλονίκητο τρόπο, την λύση ορισμένων ειδικότερων πλην όμως σημαντικών προβλημάτων συναφών με την εμπειρική της επαλήθευση όπως π.χ. το προσήκον μέγεθος του δείγματος μετοχών το οποίο πρέπει να διερευνηθεί, το κατάλληλο μήκος της όλης χρονικής περιόδου που πρέπει να καλύπτουν τα στατιστικά στοιχεία των αποδόσεων των μετοχών, η συχνότητα παρατηρήσεως των αποδόσεων δηλαδή εάν αυτές θα ληφθούν π.χ. ημερήσιες ή εβδομαδιαίες ή μηνιαίες, κλπ.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα που προέκυψαν από τις εφαρμοσμένες αναλύσεις της παρούσας εργασίας παρατηρούνται τα εξής:

(i) Κατά πρώτον, τα διαθέσιμα δεδομένα των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών του Ελληνικού χρηματιστηρίου (Χ.Α.Α.) φαίνεται να ακολουθούν την νομοτέλεια ενός γραμμικού υποδείγματος το οποίο είναι μάλλον πολυπαραγοντικό (APT) παρά μονοπαραγοντικό (CAPM).

(ii) Ειδικότερα, οι στατιστικοί παράγοντες που αρχικά προέκυψαν ως κύριες συνιστώσες της μεθόδου της παραγοντικής αναλύσεως, και οι οποίοι φαίνεται να συνοψίζουν κατά ικανοποιητικό τρόπο τα διαθέσιμα δεδομένα των αποδόσεων των μετοχών, διαπιστώνεται ότι ταχέως αυξάνουν σε πλήθος καθ' όλο το εύρος της τυχαίας ακολουθίας των αυξανόμενου μεγέθους δειγμάτων μετοχών που έχουν σχηματιστεί ενώ, εξ άλλου, το ερμηνευόμενο από όλους αυτούς ποσοστό της συνολικής μεταβλητικότητας των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών είναι σε όλες τις περιπτώσεις μεγαλύτερο από το 50%. Είναι επίσης αξιοσημείωτο ότι το ποσοστό αυτό δε φαίνεται να επηρεάζεται από τον αριθμό των εξηγόμενων κοινών παραγόντων.

(iii) Οι απομονωθέντες με την εφαρμογή —σε δεύτερο στάδιο— της διαστρωματικής αναλύσεως και τους σχετικούς ελέγχους ενεργοί κοινοί παράγοντες, με την εγγενή πλέον ιδιότητα να μπορούν να χρησιμοποιηθούν για αποτιμήσεις (pricing) των μετοχών, ανέρχονται ειδικότερα σε δύο βεβαιωμένους και σε δύο ακόμη πολύ πιθανούς. Σχετικά με το πολυπαραγοντικό αυτό υπόδειγμα, σημαντικής σημασίας είναι, ακόμη, η διαπίστωση ότι ο παρατηρούμενος ρυθμός αυξήσεως των ενεργών αυτών παραγόντων είναι βραδύτατος, εξικνούμενος μέχρι σχεδόν σταθερότητας του αριθμού τους στα σχετικώς μεγαλύτερα δείγματα μετοχών, μεγέθους από 30 έως 50. Κατά πόσο η σχετική αυτή σταθερότητα ελπίζεται να διατηρηθεί και σε ακόμη μεγαλύτερες των διερευνηθεισών μήτρες χαρτοφυλακίων (δειγμάτων) μετοχών δεν είναι δυνατό να διαγνωστεί παρά μόνον εάν καταστεί εξ αντικειμένου εφικτό τούτο να ελεγχθεί εμπειρικά στο μέλλον, στα πλαίσια ενός δυναμικά μεγαλύτερου ή περισσότερου ενεργού Χ.Α.Α.

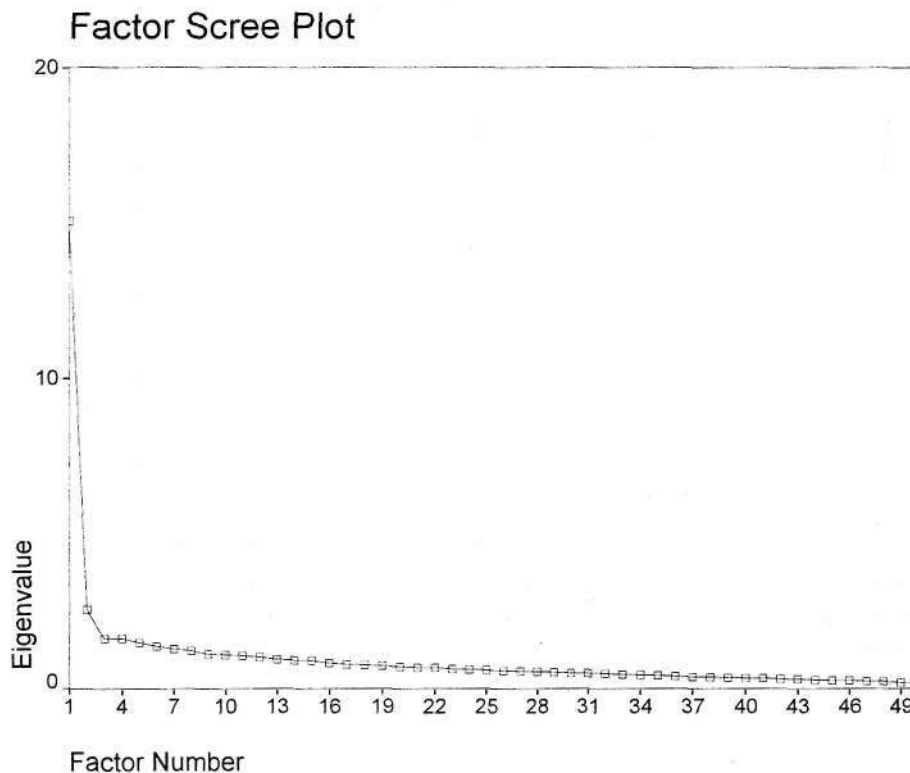
(iv) Ο πρώτος από αυτούς τους κοινούς παράγοντες (στατιστικούς και ενεργούς), ο οποίος όπως προκύπτει κυριαρχεί όλων των άλλων αφού βρέθηκε να επεξηγεί το σχετικά μεγαλύτερο ποσοστό της συνολικής μεταβλητικότητας των αποδόσεων των μετοχών, εύλογα θα μπορούσε να θεωρηθεί αν όχι ότι ταυτίζεται τουλάχιστον ότι συσχετίζεται πολύ έντονα με ένα «βασικό παράγοντα της αγοράς» που ασκεί επιδράσεις στις αποδόσεις όλων των μετοχών όπως είναι αυτός που χαρακτηρίζει το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα CAPM. Στο βαθμό που αυτό συμβαίνει, επιβεβαιώνεται η στενή σύνδεση του πολυπαραγοντικού υποδείγματος APT με το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα CAPM, καθώς επίσης και ο ισχυρισμός ότι το χαρτοφυλάκιο της αγοράς μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως υποκατάστατο ενός εκ των ενεργών αυτών παραγόντων.

(v) Η αναπότρεπτη —εξ αιτίας του μικρού μεγέθους αλλά και της ρηχότητας της χρηματιστηριακής αγοράς Αθηνών— χρησιμοποίηση ακολουθίας δειγμάτων μεγέθους το πολύ 50 μετοχών αποτελεί στοιχείο άξιο ιδιαίτερου σχολιασμού. Ενώ το δείγμα τούτο είναι κατά πολύ μικρότερο πολλών ξένων που χρησιμοποιούνται για τη διερεύνηση των πλήρως αναπτυγμένων χρηματιστηριακών αγορών (καίτοι και αυτά συνήθως διασπώνται σε πολλά άλλα μικρότερα), τα εξ αυτού εξαχθέντα αποτελέσματα κρίνονται όχι μόνο αυτοτελώς αξιόπιστα αλλά και γενικώς συγκρίσιμα. Αξιόπιστα μεν θεωρούνται, καθ' όσον το ληφθέν δείγμα μετοχών, χωρίς να είναι ιδιαίτερα πολυπληθές — σε στατιστικούς όρους πάντως θεωρείται πράγματι μεγάλο ώστε βασίμως να ελπίζεται ότι επιτρέπει τη λειτουργία του νόμου των μεγάλων αριθμών, τουλάχιστον για τα μερικότερα δείγματα της ακολουθίας με μέγεθος 30 και άνω— κρίνεται αντιπροσωπευτικό όλων σχεδόν των κλάδων οικονομικής δραστηριότητας, γεγονός το οποίο εξασφαλίζει τη γενίκευση των εξαγόμενων συμπερασμάτων για το σύνολο του χρηματιστηρίου. Ενισχυτικό της αξιοπιστίας αυτής στοιχείο αποτελεί η σταθερότητα αυτών στις πολλαπλές αλλαγές της χρονικής συχνότητας παρατηρήσεως των ποσοστιαίων αποδόσεων των μετοχών. Συγκρίσιμα δε, έστω σε κάποιο βαθμό, μπορούν επίσης να θεωρηθούν αντιπαραβαλλόμενα με τα αντίστοιχα των μεγαλύτερων μεν δειγμάτων αλλά διασπασμένων σε ακολουθίες πολλών μικρών, πόσο μάλλον όταν προκύπτουν από την εφαρμογή μεθοδολογίας που δεν απαιτεί μεγάλα δείγματα.

(vi) Αν και κάποιας συγκεκριμένης στατιστικής μορφής έλεγχος της υποθέσεως περί διαχρονικής σταθερότητας της πολυμεταβλητής κατανομής των αποδόσεων δεν έγινε, οι παρατηρούμενες μεταξύ των δύο μη επικαλυπτόμενων χρονικών υποπεριόδων που σχηματίσθηκαν μικρές μάλλον διαφορές στις βασικές περιγραφικές στατιστικές παραμέτρους που υπολογίσθηκαν των χρονολογικών σειρών των χρησιμοποιούμενων μεταβλητών (μετοχών) και ιδίως στους μέσους αποτελούν σοβαρή ένδειξη περί μη έντονης παραβίασεως της ως

άνω υποθέσεως, γεγονός το οποίο είναι σύμφωνο και προς τις ασήμαντες διαφορές που διαπιστώθηκαν μεταξύ των αποτελεσμάτων των δύο υποπεριόδων.

Τα ληφθέντα στην παρούσα μελέτη αποτελέσματα, τα οποία τονίζεται ότι αναφέρονται σε ένα αναδυόμενο χρηματιστήριο, και ειδικότερα η διαπιστούμενη αντιστοιχία τους με αυτά πολλών άλλων μελετών για αναπτυγμένα χρηματιστήρια, δε διασφαλίζει πέραν πάσης αμφιβολίας το συμπέρασμα —δεν αποτελεί απόδειξη— ότι εμπειρικά επαληθεύθηκε το υπόδειγμα APT το οποίο, ως σημειωθεί, είναι ένα μη παρατηρήσιμο υπόδειγμα, και ακόμη περισσότερο ότι απορρίπτεται το επίσης μη παρατηρήσιμο υπόδειγμα CAPM. Για ένα τόσης μεγάλης βαρύτητας συμπέρασμα, ή, ίσως ακόμη και για περαιτέρω ενίσχυση των συμπερασμάτων της παρούσας εργασίας, πέραν ορισμένων συμπληρωματικών μελετών ειδικότερης φύσεως —μία των οποίων όπως προαναφέρθηκε αποτελεί το τμήμα IV της παρούσας εργασίας— απαιτείται να διεξαχθούν με επιτυχή αποτελέσματα και άλλες παρόμοιας φύσεως έρευνες που να αφορούν, επίσης, μερικά ακόμη χρηματιστήρια ανάλογα προς το Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, όπως άλλωστε γενικά επιχειρείται διεθνώς επί πολλά ήδη έτη για τα καλώς αναπτυγμένα χρηματιστήρια.



ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Αριθμός Κοινών Παραγόντων και Αθροιστικό Ποσοστό Ερμηνευόμενης Μεταβλητικότητας. Συγκρίσεις στην Ακολουθία των Δειγμάτων Αυξανόμενου Μεγέθους. Περίοδος 1987-90

Αριθμός Μετοχών	Στατιστικοί Παράγοντες *	Παράγοντες προς Αποτίμηση		Τιμές F **	Σταθερά α **
		Βέβαιοι *	Πιθανοί *		
5	2 (61.9)	0 (0.0)	1 (41.7)	0.21 (.83)	3.91 (.06)
10	3 (56.7)	0 (0.0)	0 (0.0)	2.34 (.17)	1.93 (.10)
15	4 (57.7)	0 (0.0)	1 (36.0)	3.25 (.06)	3.30 (.01)
20	4 (52.5)	0 (0.0)	1 (34.2)	2.86 (.06)	2.78 (.01)
25	6 (56.0)	0 (0.0)	1 (5.0)	2.42 (.07)	1.35 (.19)
30	7 (56.4)	1 (4.7)	1 (3.4)	3.28 (.02)	0.87 (.39)
35	8 (57.0)	1 (30.1)	1 (3.0)	2.91 (.02)	3.40 (.00)
40	10 (59.0)	2 (31.8)	1 (3.2)	2.91 (.01)	4.21 (.00)
45	10 (57.3)	1 (28.8)	2 (5.0)	3.24 (.00)	4.38 (.00)
50	12 (59.2)	2 (31.0)	2 (4.8)	3.74 (.00)	3.93 (.00)

* Οι αριθμοί εντός παρενθέσεως είναι τα ερμηνευόμενα ποσοστά μεταβλητικότητας.

** Οι αριθμοί εντός παρενθέσεως υποδηλώνουν το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

Βέβαιοι παράγοντες προς αποτίμηση είναι όσοι βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο μικρότερο του 5%, ενώ πιθανοί οι έχοντες επίπεδο σημαντικότητας μεταξύ του 5% και του 15%.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Παράγοντες (Στατιστικοί και προς Αποτίμηση) και Ποσοστά Ερμηνεύομενης Μεταβλητικότητας. Σύγκριση Περιόδων και Τυχαίων Δειγμάτων

Μέγεθος δείγμα-τος	Περίοδος	Τυχαίο δείγμα	Στατιστικοί παράγοντες *	Παράγοντες προς Αποτίμηση*		Τιμές F **	Σταθερά α **
				Βέβαιοι	Πιθανοί		
50	1987-90		12 (59.2)	2 (31.0)	2 (4.8)	3.74 (.00)	3.93 (.00)
50	1987-88		13 (64.0)	4 (38.4)	0 (.0)	4.57 (.00)	5.31 (.00)
50	1989-90		14 (59.6)	5 (34.8)	0 (.0)	2.20 (.03)	4.40 (.00)
25	1987-90		6 (56.0)	0 (0.0)	1 (5.0)	2.42 (.07)	1.35 (.19)
25	1987-90	1	6 (56.4)	1 (4.2)	0 (.0)	3.17 (.03)	1.92 (.07)
25	1987-90	2	6 (53.5)	2 (33.8)	1 (4.4)	1.92 (.13)	3.99 (.00)
25	1987-88	1	7 (64.8)	1 (4.1)	0 (.0)	2.80 (.04)	1.54 (.14)
25	1987-88	2	7 (62.5)	0 (.0)	1 (4.4)	1.34 (.29)	1.25 (.23)
25	1989-90	1	7 (56.2)	1 (5.2)	0 (.0)	1.30 (.31)	2.30 (.04)
25	1989-90	2	6 (50.2)	1 (6.4)	1 (5.7)	2.05 (.11)	3.09 (.01)

* Οι αριθμοί εντός παρενθέσεως είναι τα ερμηνεύομενα ποσοστά μεταβλητικότητας.

** Οι αριθμοί εντός παρενθέσεως υποδηλώνουν το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

Βέβαιοι παράγοντες προς αποτίμηση είναι όσοι βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο μικρότερο του 5%, ενώ πιθανοί οι έχοντες επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας μεταξύ του 5% και του 15%.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Αριθμός Παραγόντων και Αθροιστικά Ποσοστά Ερμηνευόμενης Μεταβλητικότητας. Συγκρίσεις Μεταξύ Πέντε Συχνοτήτων Παρατήρησης των Αποδόσεων. Αριθμός Μετοχών 50. Περίοδος 1987-90

Συχνότητα Παρατήρησης	Στατιστικοί Παράγοντες *	Παράγοντες προς αποτίμηση*		Τιμές F **	Σταθερά α **
		Βέβαιοι	Πιθανοί		
Ημέρες: 1	12 (59.2)	2 (31.0)	2 (4.9)	3.74 (.00)	3.9 (.00)
Εβδομάδες: 1	11 (64.4)	3 (39.0)	1 (2.5)	2.09 (.04)	5.8 (.00)
Εβδομάδες: 2	12 (73.0)	4 (44.7)	0 (0.0)	3.55 (.00)	7.5 (.00)
Εβδομάδες: 3	12 (77.8)	4 (51.7)	0 (0.0)	2.36 (.02)	7.1 (.00)
Εβδομάδες: 4	11 (79.1)	3 (51.0)	1 (2.9)	2.43 (.02)	6.7 (.00)

* Οι αριθμοί εντός παρενθέσεως είναι τα ερμηνευόμενα ποσοστά μεταβλητικότητας.

** Οι αριθμοί εντός παρενθέσεως υποδηλώνουν το επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας.

Βέβαιοι παράγοντες προς αποτίμηση είναι όσοι βρέθηκαν στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο μικρότερο του 5%, ενώ πιθανοί οι έχοντες επίπεδο σημαντικότητας μεταξύ του 5% και του 15%.

Παράρτημα

ΠΙΝΑΚΑΣ 1

Ταξινόμηση των Κοινών Μετοχών του Τελικού Δείγματος κατά Κλάδους

Αριθμός κλάδου	Κλάδοι (Χ.Α.Α.)	Κωδικός Μετοχής	Αριθμός Μετοχών (Εταιρειών)
1	Τράπεζες	11, 12, 13, 15, 16, 19, 22, 29, 34, 43, 46	11
2	Ασφάλειες / Εταιρείες Επενδύσεων*	20	1
3	Εταιρείες χρηματοδοτικής Μισθώσεως	1	1
4	Μεταφορές & Συγκοινωνίες	—	0
5	Κλωστοϋφαντουργικές	8, 10, 14, 17, 28, 32, 35	7
6	Χημικών Προϊόντων	33, 40, 42	3
7	Οικοδομήσιμων Υλών & Τσιμέντου	21, 47, 48	3
8	Μεταλλεία	—	0
9	Μεταλλουργικές Επιχειρήσεις	2, 4, 5, 18, 31, 36, 39, 44	8
10	Ειδών διατροφής	9, 25, 37, 41	4
11	Αλευροποιητικές	38	1
12	Καπνοβιομηχανίες	26	1
13	Ψυγεία	—	0
14	Βιομηχανικής Συσκευασίας & Χάρτου	7	1
15	Ξενοδοχεία	23	1
16	Διάφορες	3, 6, 24, 27, 30, 45, 49, 50	8
		ΣΥΝΟΛΟ	50

* Οι Εταιρείες Επενδύσεων δεν περιλαμβάνονται στο τελικό δείγμα (ως «επικαλυπτόμενες»).

Υποσημειώσεις

1. Ο Πανάς (1990) διαπίστωσε ότι οι λογαριθμικές μηνιαίες μεταβολές τιμών δέκα ερευνηθεισών μετοχών (από τις οποίες έξι τραπεζικές) του Χ.Α.Α. είναι για την περίοδο 1965-84 τυχαίες αλλά μη κανονικά κατανεμόμενες.

2. Παρουσιάζει ενδιαφέρον να αναφερθεί ότι ως προς το υπόδειγμα CAPM, οι Παπαϊωάννου και Φιλιππάτος (1982) βρήκαν πως οι μέσοι συντελεστές betas για 25 μετοχές (από τις οποίες 13 ενεργείες από απόψεως συναλλαγών) του Ελληνικού Χρηματιστηρίου κατά την περίοδο 1970-75 επηρεάζονται από την αλλαγή της συχνότητας παρατηρήσεως των αποδόσεων, αλλά η επίδραση αυτή ελαχιστοποιείται προκειμένου περί των ενεργών ειδικότερα μετοχών.

References

- Alexakis, P. and M. Xanthakis*, "Day of the Week Effect on the Greek Stock Market", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, 1995, pp. 43-50.
- Blume, M.*, "On the Assessment of Risk", *Journal of Finance*, Vol. 26, March 1971, pp. 1-10.
- Brealey, R.*, "The Distribution and Independence of Successive Rates of Return from the British Equity Market" in *UK and European Share Price Behaviour: The Evidence*. (P. Richard Ed.). London, Kogan, 1979.
- Brown, S.*, "The Number of Factors in Security returns", *Journal of Finance*, Vol. 44, Dec. 1989, pp. 1247-62.
- Chamberlain, G. and M. Rothschild*, "Arbitrage and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets", *Econometrica*, Vol. 51, Sept. 1983, pp. 1281-304.
- Chatfield, C. and A. Collin*, "Introduction to Multivariate Analysis". Chapman and Hall, London, 1980.
- Chen, N. F.*, "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing", *Journal of Finance*, Vol. 38, Dec. 1983, pp. 1393-414.
- , *R. Roll and S. Ross*, "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 59, No 3, 1986, pp. 383-403.
- Christofi, A. C. and G. C. Phillipatos*, "An Empirical Comparison of the CAPM and the ART in the Foreign Exchange Markets", *Spoudai*, Vol. 36, 1986, pp. 18-38.
- Connor, G. and R. Korajczyk*, "The Arbitrage Pricing Theory and Multifactor Models of Asset Returns". Discussion Paper No. 149, LSE Financial Markets Group, Sept. 1992, pp. 1-94 (also in *Finance Handbook*, eds Jarrow, Maksimovic, Ziemba).
- , "A Test for the Number of Factors in an Approximate Factor Model", *Journal of Finance*, Vol. 48, Sept. 1993, pp. 1263-91.

- Corhay, A. and A. Tourani Rad*, "Statistical Properties of Daily Returns: Evidence From European Stock Markets", *Journal of Business Finance and Accounting*, 21 (2), March 1994, pp. 271-82.
- Dhrymes, P., I. Friend, N. Gultekin and M. Gultekin* "An Empirical Examination of the Implications of Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 9, 1985, pp. 73-99.
- , *I. Friend and N. Gultekin* "A critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, Vol. 39, 1984, pp. 323-46.
- Diacogiannis, G.* "Arbitrage Pricing Model: A Critical Examination of its Empirical Applicability for the London Stock Exchange", *Journal of Business Finance and Accounting*, 13 (4), Winter 1986 a, pp. 489-504.
- , "Some Empirical Evidence on the Intertemporal Stationarity of Security Return Distributions", *Journal of Accounting and Business Research*, Vol. 17, Winter 1986b, pp. 43-48.
- , *Dev Prasad, A. Merikas and M. Glezakos* "A Critical Re-Examination of the Return Generating Process of the Arbitrage Pricing Theory", in *Advances in International Banking and Finance*, (Ed. S.J. Khoury), Vol. 2, 1996, pp. 137-60. Jai Press Incorporation.
- Dickinson, J. and K. Muragu*, "Market Efficiency in Developing Countries: A case study of the Nairobi Stock Exchange" *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 21 (1), Jan. 1994, pp. 133-50.
- Fama, E. and K. French*, "The Cross-Section of Expected Stock Returns" *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, pp. 427-65.
- , "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, Febr. 1993, pp. 3-56.
- , *and J. MacBeth*, "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests" *Journal of Political Economy*, Vol. 81, May/June 1973, pp. 607-36.
- Ingersoll, J.*, "Some Results in the Theory of Arbitrage Pricing", *Journal of Finance*, Vol. 39, Sept. 1984, pp. 1021-39.
- Karathanassis, G. and C. Patsos*, "Evidence of Heteroscedasticity and Miss-specification Issues in the Market Model: Results from the Athens Stock Exchange", *Applied Economics*, 1993, Vol. 25, pp. 1423-38.
- Koutmos, G., C. Negakis and P. Theodossiou*, "Stochastic Behaviour of the Athens Stock Exchange", *Applied Financial Economics*, Vol. 3, 1993, pp. 119-26.
- Kryzanowski, L. and M. C. To* "General Factor Models and the Structure of Security Returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 18, No 1, 1983, pp. 31-52.
- Lawley, D. and A. Maxwell*, "Factor Analysis as a Statistical Method", London, Butterworth, 1971.
- Lehmann, B. and D. Modest*, "The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, 1988, pp. 213-54.

- Lo, A. W. and A. C. Mackinley*, "Stock Market Prices Do not Follow Random Walk: Evidence from a Simple Specification Test", *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, No 1, 1986, pp. 41-66.
- Milonas, N. and G. Papaioannou*, "Thinness and Portfolio Diversification Benefits: The Case of the Greek Stock Exchange", *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, Vol. 33, 1986, No 10-11, pp. 1027-40.
- Panas, E.*, "The Behavior of Athens Stock Prices" *Applied Economics*, Vol. 22, 1990, pp. 1715-27.
- Papaioannou, G. and G. Philippatos*, "The Intervaling Effect under Non-Synchronous Trading and Price Adjustment Lags in the Athens Stock Exchange", *Spoudai*, Vol. 32, 1982, pp. 627-39.
- Perry, P.*, "The Time Variance Relationship of Security Returns: Implications for the Return-Generating Stochastic Prices", *Journal of Finance*, Vol. 37, June 1982, pp. 857-69.
- Reinganum, M.*, "Empirical Tests of Multi-Factor Pricing Model, The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results", *Journal of Finance*, Vol. 36, May 1981, pp. 313-21.
- Roll, R. and S. Ross*, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory" *Journal of Finance*, Vol. 35, Dec. 1980, pp. 1073-103.
- , "A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory: A Reply", *Journal of Finance*, Vol. 39, June 1984, pp. 347-50.
- Ross, S.*, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, Dec. 1976, pp. 341-60.
- Shanken J.*, "The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?", *Journal of Finance*, Vol. 37, Dec. 1982, pp. 1129-40.
- Shukla, R. and C. Trzcinka*, "Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood Factors", *Journal of Finance*, Vol. 45, Dec. 1990, pp. 1541-64.
- Τραυλός, Ν.*, "Χρηματιστήριο Αθηνών: Δημιουργία Τράπεζας Πληροφοριών Χρηματιστηριακών Στοιχείων και Χαρακτηριστικά Απόδοσης και Κινδύνου Μετοχών για την Περίοδο 1981-1990". Βοστώνη, Ιούνιος 1992.
- Travlos, N.*, "Stock Return Indices for the Athens Stock Exchange and Risk-Return Characteristics of the Greek Capital Markets in the Period 1981-1990", in "Essays in Honour of Constantine G. Drakatos (Eds. G. Alogoskoufis, T. Kollintzas, G. Provopoulos)", pp. 295-312, Athens, V. Papazissis, 1994.
- Trzcinka, C.*, "On the Number of Factors in the Arbitrage Pricing Models", *Journal of Finance*, Vol. 41, June 1986, pp. 347-68.
- Weisberg, S.* "Applied Linear Regression", (2nd Ed.), Wiley, 1985, N.Y.