

# ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

<b>Περίληψη</b>	<b>4</b>
<b>1 Εισαγωγή</b>	<b>5</b>
1.1 Σκοπός και αντικείμενο της εργασίας.....	5
1.2 Διάρθρωση της εργασίας.....	5
<b>2 Βιβλιογραφική επισκόπηση</b>	<b>7</b>
2.1 Η έννοια της αποτελεσματικής αγοράς.....	7
2.2 Η σημασία της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς.....	10
2.3 Ανωμαλίες της αγοράς (market anomalies).....	11
2.3.1 Το φαινόμενο της Δευτέρας (Monday effect).....	12
2.3.2 Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect).....	12
2.3.3 Το φαινόμενο του μικρού μεγέθους εταιρειών (small firm effect ή size effect).....	14
2.3.4 Αναγγελίες κερδών (earnings announcements).....	14
2.4 Η έννοια των στρατηγικών αξίας.....	15
2.5 Η υπόθεση της υπερβολικής αντίδρασης.....	15
2.6 Συσχέτιση των υπερβαλλουσών αποδόσεων με ανωμαλίες της αγοράς.....	18
2.6.1 Δείκτης τιμής μετοχής προς κέρδη ανά μετοχή.....	18
2.6.2 Δείκτης τιμής μετοχής προς ταμειακές ροές.....	18
2.6.3 Μερισματική απόδοση.....	18
2.6.4 Παράγοντες μεγέθους των εταιρειών.....	19
2.6.5 Δείκτης χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία.....	20
2.6.6 Δείκτης δανειακής επιβάρυνσης - μόχλευση.....	21
2.7 Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου.....	21
2.7.1 Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM).....	21
2.7.2 Εξήγηση των υπερβαλλουσών αποδόσεων από τον συντελεστή βήτα.....	23
2.8 Συμπεράσματα.....	24
<b>3 Δεδομένα και μεθοδολογία</b>	<b>25</b>
3.1 Συλλογή και επεξεργασία πρωτογενών δεδομένων.....	25
3.1.1 Συλλογή δεδομένων.....	25
3.1.2 Ταξινόμηση και επεξεργασία δεδομένων.....	26
3.2 Υπολογισμός ετήσιων αποδόσεων μετοχών.....	26
3.3 Υπολογισμός χρηματοοικονομικών δεικτών.....	27
3.3.1 Λόγος τιμής μετοχής προς κέρδη ανά μετοχή.....	27
3.3.2 Μερισματική απόδοση.....	29
3.3.3 Δείκτης μεγέθους εταιριών.....	29

3.3.4	Λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία.....	29
3.3.5	Δείκτης δανειακής επιβάρυνσης .....	30
3.3.6	Συντελεστής βήτα .....	31
3.4	Μεθοδολογία ανάλυσης δεδομένων.....	33
3.4.1	Μεθοδολογία ανάλυσης χαρτοφυλακίων .....	33
3.4.2	Μεθοδολογία ανάλυσης ομάδας δεδομένων.....	34
3.5	Έλεγχος στατιστικών υποθέσεων .....	36
3.5.1	Ορισμοί.....	36
3.5.2	Διαδικασία ελέγχου.....	38
3.5.3	Έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων τιμών δύο πληθυσμών με γνωστές διασπορές.....	38
3.5.4	Έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων τιμών δύο κανονικών πληθυσμών με άγνωστες διασπορές .....	39
3.5.5	Έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών δύο πληθυσμών.....	40
3.6	Γραμμική παλινδρόμηση ομάδας δεδομένων .....	41
3.6.1	Γραμμική παλινδρόμηση πολλών μεταβλητών.....	41
3.6.2	Συντελεστής προσδιορισμού.....	42
3.6.3	Έλεγχοι υποθέσεων στην πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση.....	43
3.6.4	Η έννοια της ομοσκεδαστικότητας .....	44
3.6.5	Το γενικευμένο μοντέλο ελαχίστων τετραγώνων .....	45
3.6.6	Αυτοσυσχέτιση καταλοίπων – Ο έλεγχος Durbin-Watson .....	46
<b>4</b>	<b>Αποτελέσματα</b>	<b>47</b>
4.1	Ανάλυση χαρτοφυλακίων .....	47
4.1.1	Χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη P/E .....	47
4.1.2	Χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη MV/BV .....	50
4.1.3	Χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος των εταιρειών.....	51
4.1.4	Χαρτοφυλάκια με βάση τη μερισματική απόδοση.....	52
4.1.5	Χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη D/E.....	54
4.1.6	Χαρτοφυλάκια με βάση τους συντελεστές βήτα.....	60
4.2	Ανάλυση ομάδας δεδομένων .....	61
4.2.1	Σενάριο 1: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, MV, DY, BETA, D/E .....	62
4.2.2	Σενάριο 2: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, MV, DY, BETA .....	67
4.2.3	Σενάριο 3: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, MV, DY .....	69
4.2.4	Σενάριο 4: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, DY, BETA .....	70
4.2.5	Σενάριο 5: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV, DY, BETA.....	71
4.2.6	Σενάριο 6: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, ln(MV), DY, BETA, D/E .....	72
4.2.7	Σενάριο 7: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, ln(MV), DY, BETA .....	75
4.2.8	Σενάριο 8: Διαχρονική ανάλυση ομάδας δεδομένων .....	76
<b>5</b>	<b>Σύνοψη και συμπεράσματα</b>	<b>80</b>
5.1	Σύνοψη των εργασιών.....	80
5.2	Συμπεράσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων .....	80

5.3	Συμπεράσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων .....	81
5.4	Γενικά συμπεράσματα - Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....	82
	<b>Βιβλιογραφία</b>	<b>83</b>
	<b>Παράρτημα Α: Τελικό δείγμα εταιρειών του ΧΑΑ</b>	<b>87</b>
	<b>Παράρτημα Β: Αρχεία εξόδου πακέτου E-Views</b>	<b>92</b>

## Περίληψη

---

Η εργασία διερευνά την αποτελεσματικότητα των αντιτιθέμενων στρατηγικών (ή στρατηγικών αξίας) στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) κατά τα τελευταία 11 έτη (1992-2002). Συγκεκριμένα, ελέγχεται αν η επένδυση σε χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται βάσει κριτηρίων που είναι αντίθετα με την κρατούσα άποψη της αγοράς μπορούν να οδηγήσουν σε συστηματικά υψηλές αποδόσεις. Για τον σκοπό αυτό, χρησιμοποιείται ένα δείγμα 260 εταιρειών, των οποίων υπολογίζονται σε ετήσια βάση οι αποδόσεις των μετοχών τους και έξι βασικά χρηματοοικονομικά μεγέθη, ήτοι ο δείκτης χρηματιστηριακής τιμής προς κέρδος (P/E), ο δείκτης χρηματιστηριακής τιμής προς λογιστική αξία (MV/BV), το μέγεθος των εταιρειών (εκφραζόμενο μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας, MV), η μερισματική απόδοση (DY), η δανειακή επιβάρυνση (D/E), καθώς και ο συντελεστής βήτα του μοντέλου CAPM. Εφαρμόζονται δύο ειδών προσεγγίσεις: (α) ανάλυση χαρτοφυλακίων, ήτοι στατιστική σύγκριση των μέσων ετήσιων αποδόσεων διαφόρων ζευγών εικονικών χαρτοφυλακίων, τα οποία διαμορφώνονται με εφαρμογή στρατηγικών αξίας και ανάπτυξης, και (β) ανάλυση ομάδας δεδομένων, ήτοι προσαρμογή μοντέλων πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης, με εξαρτημένη μεταβλητή τις ετήσιες αποδόσεις και μεταβλητές εξήγησης τους εξεταζόμενους χρηματοοικονομικούς δείκτες. Οι παραπάνω προσεγγίσεις καταλήγουν στο κοινό συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές που συστηματικά εξηγούν τις αποδόσεις στο ΧΑΑ, και οι οποίες σχετίζονται με την εφαρμογή αντιτιθέμενων στρατηγικών, είναι ο δείκτης P/E και η μερισματική απόδοση. Ακόμη, βάσει της ανάλυσης ομάδας δεδομένων προκύπτει ότι και ο συντελεστής βήτα του μοντέλου CAMP είναι στατιστικά σημαντικός παράγοντας εξήγησης των αποδόσεων, και μάλιστα, σε αντίθεση με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, σχετίζεται αρνητικά με αυτές. Τέλος, για τους υπόλοιπους δείκτες δεν προκύπτει συστηματική συσχέτισή τους με τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων, και συνεπώς αυτοί δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως βάση εφαρμογής αντιτιθέμενων στρατηγικών στο ΧΑΑ.

# 1 Εισαγωγή

---

## 1.1 Σκοπός και αντικείμενο της εργασίας

Η παρούσα εργασία έχει ως στόχο τη διερεύνηση της αποτελεσματικότητας των λεγόμενων *αντιτιθέμενων στρατηγικών* (contrarian strategies) ή *στρατηγικών αξίας* (value strategies) στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών, κατά τα τελευταία 11 έτη (1992-2002).

Η φιλοσοφία των παραπάνω επενδυτικών στρατηγικών συνίσταται στη δημιουργία χαρτοφυλακίων που είναι αντίθετα με την κρατούσα άποψη της αγοράς και τα οποία, εκμεταλλευόμενα καταστάσεις που είναι γνωστές ως *ανωμαλίες της αγοράς* (market anomalies), μπορούν να οδηγήσουν σε *υπερβάλλουσες αποδόσεις* (abnormal returns), ήτοι εξαιρετικά υψηλά και μη αναμενόμενα κέρδη.

Η εργασία εξετάζει αν υπάρχουν οι κατάλληλες προϋποθέσεις για τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων στην ελληνική χρηματιστηριακή αγορά. Ειδικότερα, ελέγχει κατά πόσο οι επενδυτικές στρατηγικές που διαμορφώνονται με βάση μετοχές εταιρειών που είναι φθηνές σύμφωνα με ορισμένα κριτήρια, παράγουν μεγαλύτερες αποδόσεις από μετοχές που επιλέγονται με βάση τα αντίθετα χαρακτηριστικά. Τα κριτήρια που διερευνώνται είναι πέντε, ήτοι ο δείκτης χρηματιστηριακής τιμής προς κέρδος, ο δείκτης χρηματιστηριακής τιμής προς λογιστική αξία, το μέγεθος των εταιρειών, η μερισματική απόδοση και η δανειακή επιβάρυνση. Επιπλέον, διερευνάται η σημασία του κινδύνου της αγοράς, όπως αυτός εκφράζεται μέσω του συντελεστή βήτα του μοντέλου CAPM.

Για τη διερεύνηση των παραπάνω πραγματοποιούνται δύο ειδών προσεγγίσεις. Η πρώτη και μεθοδολογικά απλούστερη προσέγγιση είναι η *ανάλυση χαρτοφυλακίων*. Για κάθε δείκτη που εξετάζεται, διαμορφώνονται χαρτοφυλάκια που περιέχουν υψηλές και χαμηλές τιμές των παραπάνω δεικτών, και συγκρίνονται οι μέσες ετήσιες αποδόσεις αυτών ώστε να διαπιστωθεί αν τα χαρτοφυλάκια αξίας παρέχουν συστηματικά υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια ανάπτυξης. Για το σκοπό αυτό, πραγματοποιούνται οι κατάλληλοι στατιστικοί έλεγχοι.

Η δεύτερη προσέγγιση (*ανάλυση ομάδας δεδομένων*) συνίσταται στην προσαρμογή μοντέλων γραμμικής παλινδρόμησης, με εξαρτημένη μεταβλητή τις ετήσιες αποδόσεις και ανεξάρτητες μεταβλητές διάφορους συνδυασμούς των παραπάνω χρηματοοικονομικών δεικτών. Με τον τρόπο αυτό ελέγχεται ποιοι δείκτες εξηγούν στατιστικά τις αποδόσεις και κατά πόσο αυτοί είναι στατιστικά σημαντικοί.

Τα αποτελέσματα των παραπάνω αναλύσεων συνδυάζονται, ώστε να εξαχθούν συμπεράσματα σχετικά με το ποιοι από τους παραπάνω δείκτες μπορούν τελικά να χρησιμοποιηθούν ως βάση για τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων αξίας στην ελληνική χρηματαγορά, οι οποίες να παρέχουν συστηματικά υψηλές αποδόσεις στους επενδυτές.

## 1.2 Διάρθρωση της εργασίας

Η παρούσα εργασία, εκτός από την παρούσα εισαγωγή (Κεφάλαιο 1), διαρθρώνεται σε τέσσερα κεφάλαια και δύο παραρτήματα.

Στο Κεφάλαιο 2 γίνεται η ανασκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας σχετικά με τις αντιτιθέμενες στρατηγικές και τις προσπάθειες ερμηνείας αυτών.

Στο Κεφάλαιο 3 περιγράφονται η συλλογή και επεξεργασία των πρωτογενών δεδομένων, η μεθοδολογία που εφαρμόζεται στα πλαίσια των δύο αναλύσεων και το μεθοδολογικό υπόβαθρο των στατιστικών ελέγχων και των μεθόδων παλινδρόμησης που χρησιμοποιούνται.

Στο Κεφάλαιο 4 περιγράφεται το σύνολο των αναλύσεων, οι οποίες χωρίζονται σε δύο κατηγορίες, ήτοι ανάλυση χαρτοφυλακίων και ανάλυση ομάδας δεδομένων.

Στο Κεφάλαιο 5 συνοψίζεται η πορεία των εργασιών και δίνονται τα κύρια συμπεράσματα, καθώς και ορισμένες προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

Στο Παράρτημα Α δίνεται το σύνολο των εταιρειών, τα στοιχεία των οποίων χρησιμοποιήθηκαν στα πλαίσια των αναλύσεων.

Τέλος, στο Παράρτημα Β παρατίθεται τα αποτελέσματα από την εφαρμογή του στατιστικού πακέτου E-Views, στα πλαίσια της ανάλυσης ομάδας δεδομένων.

Τα υπόλοιπα πρωτογενή και επεξεργασμένα δεδομένα της εργασίας, εξαιτίας του υπερβολικά μεγάλου όγκου τους, δίνονται σε cd.

## 2 Βιβλιογραφική επισκόπηση

---

### 2.1 Η έννοια της αποτελεσματικής αγοράς

Ένα από τα κυρίαρχα θέματα της χρηματοοικονομικής επιστήμης από τη δεκαετία του 1960 και έπειτα είναι η έννοια της *αποτελεσματικής κεφαλαιαγοράς* (efficient capital market).

Η έννοια της αποτελεσματικής αγοράς είναι ζωτικής σημασίας για τη λειτουργία των χρηματοοικονομικών αγορών, καθώς διατηρεί την εμπιστοσύνη του επενδυτικού κοινού σε αυτές. Γενικά μιλώντας, ο όρος μιας αποτελεσματικής αγοράς είναι λιγότερο περιοριστικός από εκείνον της τέλει αγοράς. Σύμφωνα, με τους *Copeland and Weston* (1988) υπάρχουν οι ακόλουθες υποθέσεις για την τέλεια κεφαλαιαγορά:

- Δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών και φόροι, όλοι οι τίτλοι είναι άπειρα διαιρετοί και διαπραγματεύονται στην αγορά και δεν υπάρχουν περιοριστικοί θεσμοί.
- Υπάρχει τέλειος ανταγωνισμός, συνεπώς οι τιμές δεν επηρεάζονται από ενέργειες μεμονωμένων επενδυτών, καθώς είναι δεδομένες και προκύπτουν από το νόμο της προσφοράς και της ζήτησης.
- Η πληροφόρηση είναι διάχυτη στην αγορά, δηλαδή είναι διαθέσιμη οποιαδήποτε στιγμή και χωρίς κόστος σε όλους τους επενδυτές.
- Όλοι οι επενδυτές συμπεριφέρονται λογικά και επιδιώκουν να μεγιστοποιούν τις συναρτήσεις χρησιμότητας της προσδοκώμενης απόδοσης και του κινδύνου.

Είναι φανερό ότι η έννοια της τέλει αγοράς θα μπορούσε να εφαρμοστεί μόνο σε έναν ιδεατό κόσμο, όπου μπορούν να ισχύουν οι παραπάνω υποθέσεις. Στην πραγματικότητα όπου οι αγορές δεν είναι δυνατόν να ικανοποιούν ταυτόχρονα όλους αυτούς τους περιορισμούς, υπάρχει η έννοια της αποτελεσματικής αγοράς όπου μπορεί να ισχύει ακόμα και όταν δεν υφίσταται κάποιος από αυτούς τους παράγοντες.

Σύμφωνα με τους *Samuels and Wilkes* (1986) υπάρχουν τρία είδη αποτελεσματικότητας:

- (α) *Επιμεριστική* (allocational): σε αυτήν την αγορά τα κεφάλαια επενδύονται εκεί όπου υπάρχουν οι καλύτερες επενδυτικές ευκαιρίες, έτσι ώστε να γίνεται σωστός επιμερισμός των παραγωγικών συντελεστών και να επιτυγχάνεται η μέγιστη δυνατή απόδοση των επενδεδυμένων κεφαλαίων.
- (β) *Λειτουργική* (operational): σε αυτήν την αγορά οι λειτουργίες, δηλαδή οι συναλλαγές, πραγματοποιούνται στο χαμηλότερο δυνατό κόστος.
- (γ) *Τιμολογιακή* (pricing): σε αυτήν την αγορά η τιμή των διαπραγματεύσιμων τίτλων αντικατοπτρίζει όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση για γεγονότα που έγιναν στο παρελθόν και για γεγονότα που αναμένονται στο μέλλον.

Από τα παραπάνω είδη, το ενδιαφέρον μας εστιάζεται στην τιμολογιακή αποτελεσματικότητα. Σύμφωνα με τη θεωρία της πληροφοριακής αποτελεσματικότητας, οι τιμές των μετοχών στο χρηματιστήριο αντανακλούν πλήρως και πολύ γρήγορα, θεωρητικά άμεσα, οποιαδήποτε πληροφορία τις αφορά. Έτσι, η χρηματιστηριακή τιμή μιας μετοχής σε μια χρονική στιγμή, έστω στον χρόνο  $t$ , πρέπει να αντιδρά μόνο στις πληροφορίες που την αφορούν στον συγκεκριμένο χρόνο  $t$ , και οι οποίες θεωρητικά είναι γνωστές σε όλους τους επενδυτές. Σε μια αποτελεσματική αγορά, οι παρελθούσες πληροφορίες έχουν ήδη ενσωματωθεί στις χρηματιστηριακές τιμές και οι τιμές των μετοχών δε θα

πρέπει να αντιδρούν στις παλιές αυτές πληροφορίες. Το πλέον σημαντικό αποτέλεσμα της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών είναι ότι εφόσον η πληροφορία (είδηση) έρχεται στην αγορά με ένα τυχαίο τρόπο, οι μεταβολές των τιμών ως αποτέλεσμα της ενσωμάτωσης της πληροφορίας (είδησης) στις τιμές πρέπει να συμπεριφέρονται με τυχαίο τρόπο. Το πιο πάνω αποτέλεσμα καθιστά αδύνατο για κάποιον επενδυτή να προβλέπει τις χρηματιστηριακές τιμές πάντα ορθά και να αυξάνει συνεχώς τον πλούτο του από τις προβλέψεις αυτές.

Ένα στατιστικό υπόδειγμα που περιγράφει μια αποτελεσματική αγορά είναι το υπόδειγμα του *τυχαίου περιπάτου* (random walk). Σύμφωνα, με το υπόδειγμα αυτό, οι μεταβολές των χρηματιστηριακών τιμών είναι μη προβλέψιμες και η καλύτερη πρόβλεψη που μπορούμε να έχουμε για την τιμή μιας μετοχής σε μια χρονική στιγμή, για παράδειγμα σήμερα, είναι η τιμή που είχε την προηγούμενη χρονική στιγμή, δηλαδή χθες. Αυτό διότι όπως αναφέραμε πιο πριν, η σημερινή χρηματιστηριακή τιμή θα επηρεασθεί από τις σημερινές ειδήσεις και η μεταβολή της από χθες μέχρι σήμερα θα εκφράζει τις ειδήσεις αυτές που όπως είπαμε είναι άγνωστες και απρόβλεπτες.

Το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου μπορεί να εκφρασθεί ως εξής:

$$P_t = P_{t-1} + \text{Ειδήσεις}_t \text{ ή } \Delta P_t = \text{Ειδήσεις}_t \quad (2.1)$$

όπου:  $P_t$  η τιμή μιας μετοχής στο χρόνο αναφοράς  $t$ , δηλαδή σήμερα,

$P_{t-1}$  η τιμή μιας μετοχής στο χρόνο  $t - 1$ , για παράδειγμα χθες, την προηγούμενη εβδομάδα, τον προηγούμενο μήνα κλπ, ανάλογα με το ποια χρονικά βάση χρησιμοποιούμε,

$\Delta P_t$  η μεταβολή της τιμής της μετοχής από την προηγούμενη χρονική περίοδο μέχρι σήμερα.

Όπως αναφέραμε πιο πριν, επειδή οι ειδήσεις είναι τυχαίες και εξ ορισμού απρόβλεπτες, έτσι και οι μεταβολές των χρηματιστηριακών τιμών θα είναι τυχαίες και απρόβλεπτες. Στη γλώσσα της στατιστικής θα λέγαμε ότι οι χρηματιστηριακές μεταβολές τιμών αποτελούν μια χρονολογική σειρά πιθανολογικά ανεξάρτητων διαταράξεων που κατανέμονται ομοιόμορφα.

$$\text{Ειδήσεις}_t = \text{Μεταβολές χρηματιστηριακών τιμών}_t = u_t \quad (2.2)$$

Κάτω από τις εξής υποθέσεις:

- ο μέσος όρος των μεταβολών αυτών είναι σταθερός και ίσος με μηδέν, ήτοι  $E[u_t] = 0$ .
- η διακύμανση είναι σταθερή, ήτοι  $\text{Var}[u_t] = \sigma^2$ .
- η συσχέτιση μεταξύ των διαδοχικών μεταβλητών είναι μηδενική για οποιεσδήποτε μεταβολές, ήτοι  $\text{Cov}[u_t, u_s] = 0$  για κάθε  $t \neq s$ .

Το πιο πάνω υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου υποστηρίχθηκε από μελέτες πολλών ερευνητών, οι οποίοι διαπίστωσαν στατιστικά την τυχαία μεταβολή των χρηματιστηριακών τιμών. Ο πρώτος που ανακάλυψε αυτήν την συμπεριφορά των τιμών ήταν ο *Kendall* (1953), ο οποίος παρατήρησε ότι δεν υπάρχει ένα προβλέψιμο σχέδιο στην πορεία των μετοχών. Ωστόσο, το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου είχε ένα μεγάλο μειονέκτημα: ήταν πολύ περιοριστικό για να ενσωματωθεί στην οικονομική θεωρία, δεδομένου ότι ήταν καθαρά στατιστικό και μια οικονομική θεωρία ήταν αναγκαία για να το στηρίξει οικονομικά.

Ένα θεωρητικά θεμελιωμένο υπόδειγμα σε αντίθεση με το καθαρά στατιστικό υπόδειγμα του Τυχαίου Περιπάτου είναι το *δίκαιο παιχνίδι* (fair game). Το υπόδειγμα του δίκαιου παιχνιδιού μπορεί να συνδεθεί με απλές οικονομικές υποθέσεις και να μην είναι έτσι θεωρητικά περιορισμένο, όπως το υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου.

Το υπόδειγμα του δίκαιου παιχνιδιού προέρχεται από το υπόδειγμα martingale:

$$E[P_t / I_{t-1}] = P_t \quad (2.3)$$



Το παραπάνω υπόδειγμα λέει ότι αν η τιμή  $P_t$  μιας μετοχής είναι martingale, η καλύτερη πρόβλεψη αυτής που μπορεί να διαμορφωθεί βασιζόμενη στο τελευταίο διαθέσιμο σετ πληροφοριών,  $I_{t-1}$ , είναι  $P_t$ , υποθέτοντας ότι το  $P_{t-1}$  συμπεριλαμβάνεται στο  $I_{t-1}$ . Το υπόδειγμα martingale λέει ότι το σετ πληροφοριών  $I_{t-1}$  είναι άχρηστο στο να βοηθήσει να προβλέψουμε την αναμενόμενη απόδοση των μετοχών στο χρόνο  $t$ , με την έννοια ότι το  $I_{t-1}$  έχει πλήρως ενσωματωθεί στις τιμές στο χρόνο  $t-1$ .

Σύμφωνα λοιπόν με το υπόδειγμα του δίκαιου παιχνιδιού (το οποίο ορίζεται ως η διαφορά του υποδείματος martingale), και κάτω από την υπόθεση ενός μηδενικού επιτοκίου, σε μια αποτελεσματική αγορά ισχύει  $E[R_t / I_{t-1}] = 0$ . Δηλαδή, για το χρόνο  $t$  η αναμενόμενη απόδοση είναι μηδενική κάτω από το σετ πληροφοριών του χρόνου  $t-1$ ,  $I_{t-1}$ . Διαφορετικά, όσον αφορά τις μεταβολές των τιμών, ισχύει  $E[\Delta P_t / I_{t-1}] = 0$ , δηλαδή μηδενική αναμενόμενη μεταβολή τιμών.

Εάν θέσουμε στην άκρη την υπόθεση του μηδενικού επιτοκίου και υποθέσουμε επίσης ότι οι επενδυτές είναι ουδέτεροι ως προς τον κίνδυνο, τότε θα διατηρούν τα περιουσιακά στοιχεία που θα δίνουν τις μεγαλύτερες αποδόσεις, αδιαφορώντας για τον κίνδυνο. Σε επίπεδο ισορροπίας, όλα τα περιουσιακά στοιχεία θα αποδίδουν το πραγματικό επιτόκιο. Έτσι, σύμφωνα με την πιο πάνω υπόθεση ισχύει:

$$E[R_t / I_{t-1}] = \rho \quad (2.4)$$

όπου  $\rho$  είναι η απόδοση ισορροπίας της αγοράς που είναι ίση με το πραγματικό επιτόκιο.

Το υπόδειγμα του δίκαιου παιχνιδιού είναι ο συνδυασμός κρίκος μεταξύ της οικονομικής θεωρίας και του υποδείματος του τυχαίου περιπάτου. Το υπόδειγμα του δίκαιου παιχνιδιού υποθέτει ότι οι τιμές είναι ίσες με τις προεξοφλημένες προσδοκώμενες χρηματικές ροές που δημιουργεί ένα περιουσιακό στοιχείο.

Επειδή η ποσότητα  $1 + R$ , όπου  $R$  η απόδοση, είναι εξ ορισμού ίση με το σύνολο της μερισματικής απόδοσης,  $D_{t+1} / P_t$  και τον λόγο των κεφαλαιακών κερδών,  $P_{t+1} / P_t$ , τότε η σχέση (2.4) μπορεί να γραφεί και ως εξής:

$$P_t = \text{Σφάλμα!} \quad (2.5)$$

Αντικαθιστώντας το  $t$  με  $t+1$ , έχουμε:

$$P_{t+1} = \text{Σφάλμα!} \quad (2.6)$$

Εφαρμόζοντας τη σχέση (2.6) για να εξαλείψουμε το  $P_{t+1}$  στη σχέση (2.5) και προχωρώντας κατά τον ίδιο τρόπο  $n-1$  φορές, και εφόσον υποθέσουμε ότι η ποσότητα  $(1 + \rho)^n E[P_{t+n}]$  συγκλίνει στο μηδέν όταν το  $n$  τείνει στο άπειρο, εξάγεται ο γνωστός τύπος της παρούσας αξίας των μετοχών:

$$P_0 = \text{Σφάλμα!} + \text{Σφάλμα!} + \dots + \text{Σφάλμα!} \quad (2.7)$$

Η χρηματιστηριακή τιμή μιας μετοχής είναι ίση με την εσωτερική ή θεμελιώδη αξία της μετοχής, κάτι που είναι πολύ σημαντικό αφού εάν η τιμή είναι ίση με τη χρηματιστηριακή αξία και δεν παρουσιάζει διακυμάνσεις γύρω από αυτήν, τότε δεν μπορούν να δημιουργηθούν κέρδη από τις αποκλίσεις αυτές.

Αυτό που ίσως φαίνεται παράδοξο εδώ είναι ότι ενώ τα μερίσματα μπορούν εν μέρει να προβλεφθούν, το υπόδειγμα martingale τονίζει ότι δεν ισχύει το ίδιο για τις αποδόσεις. Η εξήγηση σε αυτό το παράδοξο είναι ότι εάν η αγορά αναμένει ότι το μέρισμα μιας τιμής θα αυξηθεί, η τιμή θα μεταβληθεί ανάλογα τώρα, ενώ όταν το μέρισμα αυξηθεί όσο αναμενόταν δεν θα δημιουργηθεί καμία επιπλέον μεταβολή στην απόδοση. Οι επενδυτές θα κερδίσουν μεγαλύτερες αποδόσεις μόνο εάν το μέρισμα ανέλθει περισσότερο από όσο αναμενόταν. Συνεπώς, εφόσον οι χρηματιστηριακές αγορές είναι αποτελεσματικές, μια προσδοκώμενη αύξηση των μερισμάτων δεν υπονοεί αγορά ή πώληση μετοχών, διότι ήδη η αναμενόμενη αυτή αύξηση έχει ενσωματωθεί στις τιμές. Μόνο η μη αναμενόμενη

πληροφορία θα επηρεάσει τις τιμές, και εφόσον αυτή είναι απρόβλεπτη, το αποτέλεσμα στις τιμές θα είναι εξ ορισμού απρόβλεπτο.

Ο *Fama* (1970) έδωσε έναν πιο επίσημο ορισμό της αποτελεσματικότητας. Προσδιόρισε ότι σε μια αποτελεσματική αγορά οι τιμές πάντα αντανακλούν πλήρως όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση και λέγοντας "αντανακλούν πλήρως" εννοεί ότι οι επενδυτές δεδομένης της πληροφόρησης που αποκτούν δεν επιζητούν υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις από το μέσο επίπεδο των άλλων επενδυτών. Τα παραπάνω ισχύουν κάτω από τις ακόλουθες υποθέσεις:

- Δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών.
- Όλη η διαθέσιμη πληροφόρηση διατίθεται δωρεάν σε όσους συμμετέχουν στην αγορά.
- Όλοι οι επενδυτές έχουν κοινές προσδοκίες όσον αφορά τις κατανομές των μελλοντικών τιμών των μετοχών και συμφωνούν για τη διαμόρφωση των τωρινών τιμών με βάση την τρέχουσα πληροφόρηση.

Ο *Fama* (1970) όρισε τρία είδη αποτελεσματικής αγοράς:

- (α) Μια αγορά λέγεται *ασθενώς αποτελεσματική* όταν ενσωματώνει άμεσα τις παρελθούσες πληροφορίες που αφορούν μόνο τα ιστορικά στοιχεία χρηματιστηριακών τιμών, έτσι ώστε αυτά να μην μπορούν να βοηθήσουν στην πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών. Συνεπώς, οι επενδυτές δεν είναι δυνατό να αποκομίζουν συστηματικά υπερβάλλουσες αποδόσεις απλώς από την ανάλυση των ιστορικών τιμών των μετοχών.
- (β) Μια αγορά λέγεται *ημι-ισχυρώς αποτελεσματική* όταν ενσωματώνει άμεσα όλες τις δημοσιευμένες πληροφορίες, όπως τα μακροοικονομικά δεδομένα, αλλά και τις επιχειρηματικές ειδήσεις σχετικά με συγχωνεύσεις, αυξήσεις μετοχικών κεφαλαίων, ανακοινώσεις κερδών και μερισματικής πολιτικής κ.α. Σε αυτή την αγορά οι επενδυτές δεν μπορούν να επιτύχουν συστηματικά υψηλότερες αποδόσεις με την ανάλυση της δημοσιευμένης διαθέσιμης πληροφόρησης.
- (γ) Μια αγορά λέγεται *ισχυρώς αποτελεσματική* όταν ενσωματώνει άμεσα στις χρηματιστηριακές τιμές όλες τις δυνατές πληροφορίες που τις αφορούν, ακόμα και τις λεγόμενες "εσωτερικές" αυτές δηλαδή στις οποίες δεν έχει πρόσβαση το ευρύ επενδυτικό κοινό. Σε αυτήν την ακραία περίπτωση οι επενδυτές δεν μπορούν να επιτύχουν συστηματικά υψηλότερες αποδόσεις, αναλύοντας όλες τις δημοσιευμένες και εσωτερικές πληροφορίες.

Εάν μια αγορά είναι ισχυρώς αποτελεσματική είναι και ημι-ισχυρώς και ασθενώς. Το αντίθετο βέβαια δεν ισχύει.

## 2.2 Η σημασία της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς

Η ισχύς ή η απόρριψη της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς (ΥΑΑ) έχει ιδιαίτερη σημασία τόσο για τους επενδυτές όσο και για τους επιχειρηματίες. Ο *Fama* (1970) ξεκινά την ανασκόπηση της θεωρίας για την ΥΑΑ με τον εξής τρόπο:

"Ο κύριος λόγος ύπαρξης μιας κεφαλαιαγοράς είναι η διανομή και κατανομή του μετοχικού κεφαλαίου της οικονομίας. Σε γενικές γραμμές, ιδανική αγορά είναι εκείνη όπου οι τιμές των μετοχών παρέχουν ακριβή σημάδια για την κατανομή των πόρων. Σε αυτήν την αγορά οι επιχειρήσεις μπορούν να πάρουν παραγωγικές-επενδυτικές αποφάσεις και οι επενδυτές μπορούν να επιλέξουν μετοχές που αντιπροσωπεύουν τη δυναμική των δραστηριοτήτων των επιχειρήσεων κάτω από την υπόθεση ότι οι τιμές των μετοχών αντανακλούν κάθε στιγμή πλήρως τη διαθέσιμη πληροφόρηση. Σε μια αποτελεσματική αγορά, η διαμορφωθείσα τιμή της μετοχής κάθε χρονική στιγμή θα αντανακλά πλήρως τη διαθέσιμη πληροφόρηση για τη συγκεκριμένη μετοχή. Η τιμή θα αποτελεί αντικειμενικό

μέτρο σύγκρισης για κάθε απόφαση, τόσο από τα διοικητικά στελέχη των επιχειρήσεων όσο και από τους επενδυτές.

Εάν ισχύει η ΥΑΑ, η τιμή της μετοχής δε θα επηρεάζεται από τις αλλαγές στις λογιστικές μεθόδους της εταιρείας. Διαφορετικές λογιστικές μέθοδοι ενδέχεται να οδηγήσουν σε διαφορετικά αποτελέσματα στον ισολογισμό της εταιρείας και κατ' επέκταση στην πληροφόρηση των επενδυτών. Η χρηματοοικονομική κατάσταση της εταιρείας όμως είναι μια και γι' αυτό το λόγο αναμένουμε ότι ανεξαρτήτως λογιστικής μεθόδου η τιμή της μετοχής θα αντανακλά όλη τη διαθέσιμη πληροφόρηση, όπως αυτή διοχετεύεται και από τον ισολογισμό.

Εάν ισχύει η ΥΑΑ, οι ιδιοκτήτες των επιχειρήσεων δε θα έχουν όφελος από τη χρονική στιγμή που θα επιλέξουν να πραγματοποιήσουν έκδοση μετοχών διότι η τιμή της μετοχής θα τιμολογείται σωστά. Αντιθέτως, αν η χρηματιστηριακή αγορά δεν είναι αποτελεσματική, θα προτιμώνται εκδόσεις μετοχών στις περιόδους όπου η τιμή της μετοχής είναι υπερτιμημένη, αφού οι υπό έκδοση μετοχές θα τιμολογούνται ακριβότερα από την πραγματική τους αξία. Αντίστροφα, δε θα επιλέγονται εκδόσεις μετοχών σε περιόδους που η τιμή της μετοχής θα είναι υποτιμημένη.

Εάν ισχύει η ΥΑΑ, η έκδοση των νέων μετοχών ή η μεταφορά σημαντικών μεριδίων μεταξύ των ιδιοκτητών, δε θα επιδρά στην τιμή της μετοχής. Αν η αγορά είναι αποτελεσματική, κάθε εταιρεία θα μπορεί να πουλήσει όσες μετοχές επιθυμεί χωρίς να επηρεάζει την τιμή.

Εάν ισχύει η ΥΑΑ, η χρήση της τεχνικής ανάλυσης δε θα προσφέρει καμία χρήσιμη πληροφόρηση. Τεχνική ανάλυση είναι η συστηματική μελέτη και επεξεργασία διαγραμμάτων (που απεικονίζουν την πορεία της τιμής και του όγκου συναλλαγών στο παρελθόν) με στόχο την πρόβλεψη των μελλοντικών τιμών των μετοχών. Σε μια αποτελεσματική αγορά η πληροφόρηση του παρελθόντος έχει ήδη ενσωματωθεί στις τιμές και κατ' επέκταση δεν μπορεί να γίνει καμία πρόβλεψη με βάση αυτή. Άρα και η τεχνική ανάλυση δε θα πρέπει να έχει προβλεπτική αξία. Αν η αγορά δεν είναι αποτελεσματική σημαίνει ότι μπορούν να πραγματοποιηθούν έκτακτα κέρδη παρατηρώντας τις τιμές του παρελθόντος".

### **2.3 Ανωμαλίες της αγοράς (market anomalies)**

Σύμφωνα με τη υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, οι διαχρονικές μεταβολές των τιμών είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους, καθώς οι τιμές των μετοχών δεν έχουν "μνήμη" και κάθε νέα πληροφορία είναι ανεξάρτητη του παρελθόντος. Τα πιο πάνω καθιστούν αδύνατη την πρόβλεψη της πορείας των μετοχών σε συνεχή βάση, και πολύ περισσότερο τη δημιουργία *υπερβαλλουσών αποδόσεων* (abnormal returns), βάσει επενδυτικών αποφάσεων που στηρίζονται στην παρελθούσα πληροφόρηση.

Ως πιθανά αίτια δημιουργίας υπερβαλλουσών αποδόσεων θεωρούνται οι λεγόμενες *ανωμαλίες της αγοράς* (market anomalies), οι οποίες είναι εξαιρέσεις που φαίνεται να αντιτίθενται στην υπόθεση των αποτελεσματικών χρηματαγορών. Έχουν γίνει αρκετές μελέτες που εξετάζουν την προβλεψιμότητα των αποδόσεων με βάση ιστορικά δεδομένα. Μια σειρά μελετών αναφέρεται στην πρόβλεψη της πορείας των μετοχών με βάση την χρονική στιγμή που πραγματοποιούνται. Οι αποδόσεις μπορούν να είναι συστηματικά υψηλότερες ή και χαμηλότερες ανάλογα με την ημέρα της εβδομάδας, τον μήνα ή ακόμα και κατά τη διάρκεια της ημέρας. Μια πιθανή εξήγηση μπορεί να είναι η αναποτελεσματικότητα των αγορών, αφού κανείς θα περίμενε ότι τέτοια φαινόμενα θα εξαφανίζονταν μόλις οι επενδυτές τα εκμεταλλεύονταν. Πάντως μέχρι να κατανοηθούν πλήρως αυτά τα φαινόμενα θα πρέπει να ειπωθεί ότι σε αρκετές περιπτώσεις λόγω του κόστους των συναλλαγών, η διαφορά των αποδόσεων μπορεί να μην είναι στατιστικά σημαντική έτσι ώστε να ενδεικνύεται η πρόταση μιας πετυχημένης επενδυτικής στρατηγικής. Ακολούθως παρατίθενται ορισμένα από τα παραπάνω φαινόμενα.

### 2.3.1 Το φαινόμενο της Δευτέρας (Monday effect)

Ένα φαινόμενο που έχει εκτεταμένα μελετηθεί είναι η απόκλιση των αποδόσεων μεταξύ διαφορετικών ημερών της εβδομάδας. Σε μελέτη του *French* (1980), ο οποίος εξέτασε την πορεία των αποδόσεων των μετοχών του δείκτη Standard's and Poor's 500 Index για κάθε μέρα για τη χρονική περίοδο 1953-1977, υποστηρίχθηκε η άποψη ότι οι τιμές κλεισίματος των μετοχών τη Δευτέρα τείνουν να είναι χαμηλότερες εκείνων της Παρασκευής. Μια άλλη ονομασία αυτού του φαινομένου είναι το *φαινόμενο του Σαββατοκύριακου* (weekend effect), καθώς οι αποδόσεις της Δευτέρας αντιπροσωπεύουν τις αποδόσεις για τις ημέρες που είναι κλειστά τα χρηματιστήρια. Ο *French* συνέκρινε τις αποδόσεις του ίδιου χαρτοφυλακίου μετοχών σε διαφορετικές χρονικές στιγμές της εβδομάδας και παρατήρησε ότι το φαινόμενο του Σαββατοκύριακου αποτελεί μια ανωμαλία της αγοράς και δεν είναι αποτέλεσμα λανθασμένου ορισμού ενός μοντέλου αποτίμησης μετοχών.

Σε παρόμοια συμπεράσματα καταλήγουν για το δείκτη της Νέας Υόρκης και οι *Gibbons and Hess* (1981) οι οποίοι εξέτασαν την περίοδο 1962-1978 και παρατήρησαν σε ετήσια βάση μειωμένη απόδοση για τις Δευτέρες της τάξης του 33%. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και όταν χώρισαν το δείγμα σε δύο υποπεριόδους 1962-1970 και 1970-1978. Επίσης, οι *Gibbons and Hess* παρατήρησαν υψηλές θετικές αποδόσεις τις Τετάρτες και τις Παρασκευές. Ο *Harris* (1986) εξέτασε φαινόμενα που εμφανίζονται στο χρόνο για μια περίοδο 14 μηνών από τον Δεκέμβριο του 1981 έως τον Ιανουάριο του 1983, και επιβεβαίωσε την ύπαρξη αρνητικών αποδόσεων τη Δευτέρα και θετικών αποδόσεων τις υπόλοιπες τρεις ημέρες. Επιπλέον, παρατήρησε ότι οι αρνητικές αποδόσεις της Δευτέρας διέφεραν κατά τη διάρκεια της ημέρας και πρότεινε ότι η καλύτερη στρατηγική είναι η πώληση προς το τέλος της συνεδρίασης της Παρασκευής και η αγορά μετά τα πρώτα 45 λεπτά της συνεδρίασης της Δευτέρας.

Υπάρχουν πολλές πιθανές εξηγήσεις του φαινομένου της Δευτέρας. Ο *Rogalski* (1984) πιστεύει ότι το φαινόμενο της Δευτέρας είναι στην ουσία αποτέλεσμα της διακοπής των συναλλαγών το Σαββατοκύριακο και είναι εμφανές μόνο τους έντεκα μήνες, από Φεβρουάριο μέχρι Δεκέμβριο, καθώς παρατήρησε ότι οι Δευτέρες του Ιανουαρίου είχαν θετικές αποδόσεις. Οι *Keim and Stambaugh* (1984) θεωρούν ότι το φαινόμενο της Δευτέρας δεν σχετίζεται με το φαινόμενο μεγέθους. Ωστόσο, δεν προβαίνουν σε διαχωρισμό μεταξύ του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών. Ο *Rogalski* (1984) ανακάλυψε ότι στις Δευτέρες του Ιανουαρίου και ιδιαίτερα τις πρώτες μέρες των συναλλαγών, οι μικρές εταιρείες εμφανίζουν υψηλότερες αποδόσεις από τις μεγάλες, άρα το φαινόμενο του μεγέθους ισχύει. Οι *Rogalski* (1984) και *Penman* (1987) θεωρούν ως καλύτερη εξήγηση του φαινομένου της Δευτέρας την ανακοίνωση αρνητικών πληροφοριών εκ μέρους των εταιρειών μετά το κλείσιμο της συνεδρίασης της Παρασκευής, οπότε οι επενδυτές αντιδρούν μόλις ανοίξει το χρηματιστήριο τη Δευτέρα.

Ένα παρόμοιο φαινόμενο σχετικά με τις ημέρες έχει παρατηρηθεί και από τους *Kolb and Rodriguez* (1987), οι οποίοι διαπίστωσαν ότι γενικά την Παρασκευή και 13 οι αποδόσεις των μετοχών είναι μειωμένες σε σχέση με άλλες Παρασκευές, φαινόμενο που προκαλείται από τη συμπεριφορά των επενδυτών λόγω των προλήψεών τους (Friday the thirteenth effect).

### 2.3.2 Το φαινόμενο του Ιανουαρίου (January effect)

Εκτεταμένες έρευνες δείχνουν ότι οι αποδόσεις τον Ιανουάριο είναι σημαντικά υψηλότερες από τις αποδόσεις των άλλων μηνών. Αυτό ισχύει ιδιαίτερω για τις μετοχές των εταιρειών μικρής κεφαλαιοποίησης. Ο *Fama* (1991), σε μια έρευνά του για την περίοδο 1941-1981 και 1982-1991, έδειξε ότι την πρώτη περίοδο οι εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης παρουσίασαν τον Ιανουάριο απόδοση της τάξης του 8% και οι μεγάλες εταιρείες πραγματοποίησαν μόνο απόδοση της τάξης του

1.3%, ενώ τη δεύτερη περίοδο οι εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης είχαν απόδοση περίπου 5% και οι μεγάλες εταιρείες είχαν γύρω στο 3%.

Ο *Keim* (1989) επιδιώκει μια εξήγηση για το φαινόμενο του Ιανουαρίου λέγοντας ότι υπάρχει μια τάση οι τιμές των μικρών εταιρειών τον Ιανουάριο να εμφανίζονται στις τιμές ζήτησης που είχαν το Δεκέμβριο. Επιπλέον, οι τιμές των μικρών εταιρειών είχαν τον Ιανουάριο μικρότερες τιμές από τις μεγάλες εταιρείες καθώς και μεγαλύτερη διαφορά μεταξύ της τιμής ζήτησης και προσφοράς. Έτσι εξηγείται μερικώς γιατί το φαινόμενο αυτό εμφανίζεται πιο έντονο στις μικρές εταιρείες.

Μια δεύτερη εξήγηση του φαινομένου είναι η υπόθεση των φοροαπαλλαγών και οι προσδοκίες των διαχειριστών κεφαλαίων. Μια τακτική που συνηθίζεται στο τέλος του οικονομικού έτους εκ μέρους των συμβούλων επενδύσεων, είναι να παροτρύνουν την πώληση των τίτλων εκείνων για τους οποίους ο επενδυτής είχε πραγματοποιήσει ζημιές στο τέλος του χρόνου και στην συνέχεια την επανεπένδυσή τους σε άλλους τίτλους. Με αυτόν τον τρόπο οι επενδυτές παρουσιάζουν κεφαλαιακές ζημιές και τυγχάνουν φοροαπαλλαγών. Εάν μάλιστα το κέρδος από την απαλλαγή του φόρου είναι σημαντικό, υπερκαλύπτεται το κόστος των συναλλαγών για αυτήν την στρατηγική. Συνεπώς, με την πώληση των τίτλων στο τέλος του Δεκεμβρίου και με την αγορά τους στις αρχές του Ιανουαρίου, οι τιμές πέφτουν το Δεκέμβριο και αναβιώνουν τον Ιανουάριο.

Σε μελέτες τους οι *Branch* (1977) και *Reinganum* (1983) διαπιστώνουν ότι η αγορά τίτλων που έχουν μειωθεί πολύ οι τιμές τους τον Δεκέμβριο εμφανίζει υπερβάλλουσες αποδόσεις τον Ιανουάριο. Για παράδειγμα ο *Branch* (1977) εφάρμοσε μια τακτική αγοράς τίτλων που είχαν σημειώσει τη χαμηλότερη τιμή τους τον Δεκέμβριο και είδε ότι αυτοί οι τίτλοι ανέκαμψαν γρηγορότερα τις πρώτες τέσσερις εβδομάδες του επόμενου έτους, σε σχέση με την υπόλοιπη αγορά, με μικρή διαφορά στην ανάληψη κινδύνου. Η συγκεκριμένη στρατηγική απέδωσε 8% υψηλότερη απόδοση σε σχέση με την αγορά για την περίοδο των πρώτων τεσσάρων εβδομάδων του Ιανουαρίου.

Οι *Haugen and Lakonishok* (1988) παρατήρησαν ορισμένες αδυναμίες του παραπάνω επιχειρήματος και πρόσφεραν την ακόλουθη εξήγηση. Οι διαχειριστές αντιμετωπίζουν τη νέα χρονιά με αισιοδοξία και προσπαθούν να βρουν νέες ευκαιρίες για κερδοφόρες επενδύσεις τον Ιανουάριο. Επιπρόσθετα, χρησιμοποιούν μεθόδους δημιουργικής λογιστικής για να εμφανίσουν βελτιωμένες οικονομικές καταστάσεις στο τέλος του χρόνου.

Υπάρχουν και ορισμένες μελέτες όπως εκείνες των *Jones et al.* (1987), οι οποίοι εξέτασαν το διάστημα από το 1821 έως το 1917, περίοδο στην οποία δεν υπήρχε ακόμα η φοροαπαλλαγή, και παρατήρησαν πάλι το φαινόμενο του Ιανουαρίου. Παρομοίως, στην Ιαπωνία και το Βέλγιο όπου επίσης δεν υπάρχει φοροαπαλλαγή παρατηρήθηκε το ίδιο φαινόμενο, γεγονός που κλονίζει την εξήγηση του φαινομένου με τη ύπαρξη φοροαπαλλαγών.

Ένα ακόμα φαινόμενο που σχετίζεται με τους μήνες του χρόνου έχει παρατηρήσει ο *Ariel* (1987), ο οποίος ανακάλυψε ότι στις αρχές κάθε μήνα καθ' όλη τη διάρκεια του χρόνου κατά την περίοδο 1963-1982, πραγματοποιούνται θετικές αποδόσεις, ενώ στο τέλος του μηνός πραγματοποιούνται αρνητικές (turn of the month effect).

Εκτός από τα φαινόμενα που έχουν σχέση με την χρονική περίοδο στην οποία πραγματοποιούνται οι έρευνες, υπάρχουν και περιπτώσεις εμφάνισης φαινομένων ανωμαλιών της αγοράς που έχουν σχέση με διάφορους παράγοντες σχετικούς με τη λειτουργία των εταιρειών. Στη συνέχεια αναφέρονται ορισμένοι από αυτούς του παράγοντες.

### 2.3.3 Το φαινόμενο του μικρού μεγέθους εταιρειών (small firm effect ή size effect)

Μια από τις πιο σημαντικές ανωμαλίες της αγοράς όσον αφορά την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς, είναι το *φαινόμενο του μεγέθους των εταιρειών* (size effect) ή αλλιώς το *φαινόμενο των μικρών εταιρειών* (small firm effect).

Οι *Reinganum* (1981) και *Bantz* (1981) παρατήρησαν ότι το μέγεθος μιας εταιρείας σχετίζεται με την απόδοση των μετοχών της. Αυτή η παρατήρηση αναιρεί τον προσδιορισμό της αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων, όπου οι αποδόσεις των μετοχών είναι απλώς συνάρτηση του κινδύνου. Στη μελέτη τους ανακάλυψαν ότι εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης παρουσίαζαν υψηλότερες αποδόσεις από εκείνες των εταιρειών μεγάλης κεφαλαιοποίησης, ακόμα και μετά από προσαρμογή του *συντελεστή βήτα* (beta) που εκφράζει τον κίνδυνο, έτσι ώστε η επεξεργασία να γίνεται στο ίδιο επίπεδο κινδύνου. Συνεπώς, το μέγεθος των εταιρειών προβλέπει καλύτερα τις αποδόσεις των μετοχών από ότι ο συντελεστής βήτα. Και αυτή η παρατήρηση επηρεάζει τον προσδιορισμό της αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων, όπου οι αποδόσεις των μετοχών είναι απλώς συνάρτηση του κινδύνου.

Οι μελετητές φάνηκαν αδύναμοι να εξηγήσουν το φαινόμενο του μικρού μεγέθους των εταιρειών βασιζόμενοι στη θεωρία της *αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων* (Capital Asset Pricing Model, CAPM) που είναι ένα μονοπαραγοντικό μοντέλο<sup>1</sup>. Για αυτόν τον λόγο χρησιμοποίησαν τη θεωρία του υποδείγματος των *εξισορροπητικών αγοραπωλησιών* (Arbitrage Pricing Theory, APT), η οποία επιτρέπει τον προσδιορισμό πολλών πηγών κινδύνου χωρίς να περιορίζεται ο αριθμός των παραγόντων κινδύνου αφού μπορούν να χρησιμοποιηθούν πολλοί δείκτες. Ο *Reinganum* (1981) προσπάθησε να εξηγήσει το φαινόμενο του μεγέθους εφαρμόζοντας το μοντέλο APT με πέντε παράγοντες ήτοι, έναν γενικό δείκτη της αγοράς, μερικούς μακροοικονομικούς παράγοντες και μια μέτρηση του κινδύνου για διαφορετικά επίπεδα. Ωστόσο, δεν κατάφερε να εξηγήσει το φαινόμενο του μεγέθους, παρόλο που το υπόδειγμα των εξισορροπητικών αγοραπωλησιών προσέφερε καλύτερη εξήγηση από το μοντέλο CAPM.

Μια πληθώρα μελετών επαλήθευσε την ύπαρξη του φαινομένου του μικρού μεγέθους και διεύρυνε τις γνώσεις μας για αυτές, αλλά καμία δεν κατάφερε να το εξηγήσει πλήρως. Για παράδειγμα, έχει παρατηρηθεί ότι ο κίνδυνος των μικρών εταιρειών είχε υποεκτιμηθεί στις προηγούμενες μελέτες. Η χαμηλή διαπραγματευσιμότητα αυτού του είδους των μετοχών επηρεάζει τον κίνδυνο όπως αυτός εκφράζεται μέσα από τον συντελεστή βήτα. Οι συντελεστές βήτα και συνεπώς ο κίνδυνος είχαν υποεκτιμηθεί με αποτέλεσμα να παρουσιάζουν υπερεκτιμημένες τις αποδόσεις των μετοχών. Μετά από το σωστό υπολογισμό της σχέσης κινδύνου-απόδοσης η επιρροή του φαινομένου του μικρού μεγέθους των εταιρειών μειώθηκε κατά 50%.

### 2.3.4 Αναγγελίες κερδών (earnings announcements)

Εφόσον τα αναγγελόμενα κέρδη διαφέρουν σημαντικά από τις προβλέψεις, οι μελέτες καταδεικνύουν ότι ακολουθεί μια μακροχρόνια περίοδος προσαρμογής των τιμών προτού αυτές σταθεροποιηθούν (π.χ., *Ball and Brown*, 1968).

Σε αντίθεση με τα συμπεράσματα των *Ball and Brown* για την αντίδραση της αγοράς στην αναγγελία των κερδών μια σειρά άλλων μελετών έχει αποδώσει διαφορετικά αποτελέσματα. Ειδικότερα, οι *Joy et al.*<sup>2</sup> (1977) ερεύνησαν τις τριμηνιαίες αναφορές κερδών των εταιρειών και τις αντίστοιχες τιμές των μετοχών για την περίοδο 1963-1968. Στη συνέχεια χώρισαν τα κέρδη κάθε τριμήνου του τρέχοντος έτους σε κέρδη που εμφάνισαν 40% καλύτερη απόδοση σε σχέση με την προηγούμενη χρονιά και σε μετοχές που εμφάνισαν 40% χαμηλότερη απόδοση σε σχέση με την προηγούμενη χρονιά για το ίδιο

<sup>1</sup> Συνοπτική παρουσίαση του μοντέλου CAPM γίνεται στην ενότητα 2.7.

<sup>2</sup> Joy, Litzemberger and Mc Enally, γνωστοί ως JLM.

τρίμηνο. Παρατήρησαν ότι οι εταιρείες των οποίων τα κέρδη ήταν υψηλότερα από τα αναμενόμενα (η πρώτη κατηγορία) συνέχισαν να παράγουν θετικές συνολικές αποδόσεις 26 εβδομάδες μετά την ανακοίνωση των κερδών, ενώ οι εταιρείες που πραγματοποίησαν χαμηλότερα κέρδη από τα αναμενόμενα (η δεύτερη κατηγορία) δεν παρουσίασαν κάποια ιδιαίτερη αλλαγή στις συνολικές τους αποδόσεις. Για παράδειγμα, αν κάποιος αγόραζε μετοχές που είχαν καλύτερη απόδοση από την προηγούμενη χρονιά η συνολική απόδοση που θα απεκόμιζε για τις επόμενες 26 εβδομάδες μετά την αναγγελία των κερδών θα ήταν της τάξης του 6.5%. Αυτό το συμπέρασμα έρχεται βεβαίως σε αντίθεση με τη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς και δεν έχει εξηγηθεί ακόμα πλήρως.

## 2.4 Η έννοια των στρατηγικών αξίας

Οι ανωμαλίες της αγοράς αποτελούν τη βάση εφαρμογής των λεγόμενων *στρατηγικών αξίας* (value strategies) για τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων. Οι εν λόγω στρατηγικές συνίστανται στην αγορά μετοχών που θεωρούνται υποτιμημένες με βάση διάφορα κριτήρια, τα οποία αναλύονται στη συνέχεια. Πρώτοι οι *Lakonishok et al.* (1994) ονόμασαν αυτές τις στρατηγικές *αντιτιθέμενες* (contrarian), εξαιτίας του γεγονότος ότι έρχονται σε αντίθεση με την τακτική των "αφελών" (naïve) επενδυτών που προτιμούν να αγοράζουν μετοχές που παρουσίασαν, κατά το παρελθόν, πολύ υψηλές αποδόσεις, ενώ αντίθετα να πωλούν μετοχές που παρουσίασαν τα αντίθετα χαρακτηριστικά. Αυτό συμβαίνει επειδή η αγορά τείνει να υπερεκτιμά την παρελθούσα καλή απόδοση των μετοχών συγκεκριμένων εταιρειών, ενώ αντίθετα υποεκτιμά την αντίστοιχη άσχημη απόδοση των μετοχών άλλων εταιρειών, αναμένοντας ότι η ίδια εικόνα θα συνεχιστεί και στο μέλλον. Με τον τρόπο αυτό, οι μεν πρώτες μετοχές, οι οποίες χαρακτηρίζονται "δημοφιλείς" (glamour), καταλήγουν να είναι υπερτιμημένες, ενώ οι δεύτερες που χαρακτηρίζονται "εκτός μόδας" (out-of-favour), καταλήγουν να είναι υποτιμημένες. Συνεπώς, επενδυτές που επιλέγουν στο χαρτοφυλάκιό τους μετοχές με χαμηλή παρούσα απόδοση, η οποία είναι αντίθετη με την κρατούσα άποψη της αγοράς, αμείβονται με εξαιρετικά υψηλές αποδόσεις. Βεβαίως, η επένδυση σε τέτοια χαρτοφυλάκια, βραχυπρόθεσμα, δεν προσφέρει πάντοτε αξιόπιστες αποδόσεις. Για το λόγο αυτό, η εφαρμογή των αντιτιθέμενων στρατηγικών ενδείκνυται για το προφίλ των επενδυτών που εστιάζονται σε μακροπρόθεσμες τοποθετήσεις και είναι ικανοί να υπομένουν τις βραχυπρόθεσμες απώλειες, συνεχίζοντας να επενδύουν στα λιγότερο δημοφιλή αξιόγραφα.

## 2.5 Η υπόθεση της υπερβολικής αντίδρασης

Τα τελευταία 15 χρόνια, έχει δοθεί ιδιαίτερη έμφαση στη διερεύνηση των αιτιών καθώς και της αποτελεσματικότητας των αντιτιθέμενων επενδυτικών στρατηγικών. Πρωτοποριακές στον τομέα αυτόν θεωρούνται οι δύο κλασικές εργασίες των *DeBondt and Thaler* (1985, 1987), οι οποίοι αιτιολόγησαν τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων στη βάση της λεγόμενης υπόθεσης της *υπερβολικής αντίδρασης* (overreaction hypothesis). Σύμφωνα με αυτή, η αγορά τείνει να αντιδρά με υπερβολική αισιοδοξία στην αναγγελία καλών ειδήσεων, με αποτέλεσμα την άνοδο των τιμών των μετοχών πέραν κάποιου λογικού ορίου, καθιστώντας τις έτσι υπερτιμημένες. Ομοίως, η αγορά αντιδρά υπερβολικά απαισιόδοξα στην αναγγελία αρνητικών πληροφοριών, με παρεμφερές αποτέλεσμα την πτώση των τιμών κάτω από κάποιο αντίστοιχο λογικό όριο. Το όριο αυτό είναι βεβαίως άγνωστο, μπορεί ωστόσο να θεωρηθεί ως η τιμή κάθε μετοχής σε συνθήκες αποτελεσματικής αγοράς. Στην πρώτη εργασία τους (1985), οι *DeBondt and Thaler* χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για μια περίοδο 56 ετών (από το 1926 έως το 1982), και διαμόρφωσαν χαρτοφυλάκια βασισμένα αποκλειστικά και μόνο στις παρελθούσες αποδόσεις των μετοχών. Με βάση τις παρελθούσες αποδόσεις τους, οι μετοχές διαχωρίστηκαν σε δύο ομάδες, οι

οποίες ονομάστηκαν αντίστοιχα *νικηφόρες* (winners) και *ηττοπαθείς* (losers). Μετά από εκτεταμένη ανάλυση, οι μελετητές κατέληξαν στα ακόλουθα κύρια συμπεράσματα:

- Οι εξαιρετικά ηττοπαθείς μετοχές παρουσιάζουν καλύτερη απόδοση σε σχέση με τις εξαιρετικά νικηφόρες, σε ποσοστό της τάξης του 25%.
- Ο συντελεστής βήτα δεν εξηγεί τα αποτελέσματα.
- Μετά την παρέλευση πέντε ετών από τη δημιουργία του χαρτοφυλακίου, οι «ηττοπαθείς» μετοχές φαίνεται να παρουσιάζουν εξαιρετικές αποδόσεις ως αποτέλεσμα του φαινομένου του Ιανουαρίου.
- Επαληθεύεται τελικά η υπόθεση της υπερβολικής αντίδρασης, καθώς οι ηττοπαθείς μετοχές είναι αυτές που παρουσιάζουν θετικές αποδόσεις, ενώ αντίθετα οι νικηφόρες παρουσιάζουν αρνητικές αποδόσεις.

Συνεπώς, οι *DeBondt and Thaler* υποστηρίζουν ότι οι τιμές των μετοχών αποκλίνουν συστηματικά από το στόχο τους (overshoot), εξαιτίας της υπερβολικής αισιοδοξίας ή απαισιοδοξίας των επενδυτών. Η υπερβολική αντίδραση της αγοράς στην πληροφόρηση υπονοεί ότι η *αντιστροφή της τάσης* (price reversal) των μετοχών μπορεί να προβλεφθεί από τις παρελθούσες αποδόσεις τους, υπόθεση που έρχεται σε πλήρη αντίθεση με τη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς.

Στην επόμενη μελέτη τους (1987), οι *DeBondt and Thaler* παρέθεσαν επιπρόσθετα επιχειρήματα υπέρ της υπόθεσης της υπερβολικής αντίδρασης. Συγκεκριμένα, απέδειξαν ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις συσχετίζονται αρνητικά με τη μακροχρόνια αλλά και βραχυχρόνια περίοδο διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων. Επιπλέον, ισχυροποίησαν την άποψή τους ότι οι αποδόσεις που δημιουργούνται από τις ηττοπαθείς μετοχές δεν αποδίδονται σε μεταβολές του κινδύνου, έτσι όπως αυτός αποτιμάται με μοντέλα όπως το CAPM, ούτε αποτελεί συγκαλυμμένη συνέπεια του παράγοντα του μεγέθους των εταιρειών.

Στη συνέχεια, αναπτύχθηκαν και άλλες απόψεις σχετικά με το ερώτημα γιατί οι στρατηγικές αξίας εμφανίζουν καλύτερες αποδόσεις από την επένδυση σε καλές μετοχές. Για παράδειγμα, οι *Chan* (1988), *Ball and Kothari* (1989) και *Fama and French* (1992), υποστήριξαν ότι οι στρατηγικές αξίας είναι ουσιαδώς πιο επικίνδυνες από τις άλλες στρατηγικές, για αυτό το λόγο η μεγαλύτερη ανάληψη κινδύνου εκ μέρους των επενδυτών τους αποφέρει και μεγαλύτερες αποδόσεις.

Οι *Ball et al.* (1995) αναφέρουν μια σειρά προβλημάτων στη μέτρηση των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων που διαμορφώνονται με βάση τη μεθοδολογία των *DeBondt and Thaler*. Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι:

- Οι ηττοπαθείς μετοχές είναι τόσο χαμηλά τιμολογημένες που μια μικρή αύξηση στην τιμή τους κατά μόλις \$1/8 μειώνει την πενταετή απόδοσή τους κατά 25% (2500 b.p.). Το γεγονός αυτό αναδεικνύει την ευαισθησία των χαρτοφυλακίων που διαμορφώνονται με βάση τις αντιτιθέμενες στρατηγικές σε επιδράσεις όπως είναι η ρευστότητα, τα κόστη συναλλαγών και τα spreads, καθώς και σε λάθος τιμολόγηση των μετοχών (microstructure effects).
- Το γεγονός αυτό είναι εντονότερο όταν η πορεία των αγορών είναι πτωτική (bear market).
- Χαρτοφυλάκια που σχηματίζονται στο τέλος Δεκεμβρίου παρουσιάζουν καλύτερες αποδόσεις σε σχέση με χαρτοφυλάκια που δημιουργούνται στο τέλος Ιουνίου. Η ευαισθησία που παρουσιάζουν οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων των *DeBondt and Thaler* στην επιλογή της ημερομηνίας σχηματισμού τους, δείχνει ότι υπάρχουν προβλήματα στην μέτρηση της αποδοτικότητας των χαρτοφυλακίων αυτών. Το γεγονός αυτό επηρεάζει άμεσα την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων των *DeBondt and Thaler*.

Υπάρχουν και άλλοι μελετητές που δε συμφωνούν με τα συμπεράσματα των *DeBondt and Thaler*, όπως ο *Zarowin* (1990), ο οποίος αναφέρει ότι η επίδραση της υπερβολικής αντίδρασης είναι απλά μια άλλη εμφάνιση της επίδρασης του μεγέθους των εταιρειών (βλ. 2.3.3). Ακόμη, οι *Conrad and*



*Kaul* (1993) υποστηρίζουν ότι το φαινόμενο της υπερβολικής αντίδρασης μπορεί να εξηγηθεί από μεροληψίες (biases) στις τιμές bid-ask.

Υπάρχουν ωστόσο και μελετητές που επαληθεύουν τη θεωρία των *DeBondt and Thaler*, όπως είναι οι *Chopra et al.* (1992). Οι εν λόγω ερευνητές επιβεβαίωσαν την παρουσία του φαινομένου της υπερβολικής αντίδρασης στις χρηματαγορές, αφού έκαναν τις απαραίτητες προσαρμογές σε σχέση με το μέγεθος των εταιρειών και τον κίνδυνο.

Επίσης, οι *Lakonishok et al.* (1994), απέδωσαν την επιτυχία των αντιτιθέμενων στρατηγικών στην τάση των «αφελών» επενδυτών να επεκτείνουν για υπερβολικά μεγάλο διάστημα την παρελθούσα καλή επίδοση των «δημοφιλών» μετοχών, υπερεκτιμώντας έτσι τον πραγματικό πλούτο που μπορούν αυτές να παρέχουν. Η εξήγηση αυτή είναι απόλυτα συμβατή με την υπόθεση της «υπερβολικής αντίδρασης» που πρώτοι διατύπωσαν οι *DeBondt and Thaler*. Στη μελέτη τους, οι *Lakonishok et al.* χρησιμοποίησαν συμβατικές προσεγγίσεις του συστηματικού κινδύνου, μελετώντας της πορεία των χαρτοφυλακίων που διαμόρφωσαν από μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) καθώς και του Αμερικάνικου Χρηματιστηρίου (AMEX), για μια περίοδο 22 ετών (Απρίλιος 1968 – Απρίλιος 1990). Το βασικό συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι οι επενδύσεις σε ηττοπαθείς μετοχές δε φαίνεται να εμφανίζουν μεγαλύτερο κίνδυνο από τις στρατηγικές επένδυσης σε νικηφόρα χαρτοφυλάκια. Ωστόσο, ανακάλυψαν και ορισμένες ενδείξεις που υποδηλώνουν θετικότερη πορεία των τιμών των μετοχών κάτω από καλά οικονομικά καθεστάτα.

Ο *Dissanaike* (1996) διερεύνησε το παράδοξο φαινόμενο της ασύμμετρης συμπεριφοράς των μετοχών, βάσει της οποίας οι *DeBondt and Thaler* τεκμηριώνουν την αποτελεσματικότητα της προτεινόμενης στρατηγικής τους. Στη μελέτη τους, οι *DeBondt and Thaler* υποστήριξαν ότι οι πενταετείς αποδόσεις των ηττοπαθών χαρτοφυλακίων ανέρχονται στο +30%, ενώ οι αντίστοιχες αρνητικές αποδόσεις των νικηφόρων χαρτοφυλακίων είναι πολύ χαμηλότερες, αφού φτάνουν μόλις το -10%. Με άλλα λόγια, η διόρθωση είναι πολύ πιο σημαντική εάν οι μετοχές είναι υποτιμημένες παρά εάν είναι υπερτιμημένες. Ο *Dissanaike* ωστόσο υποστηρίζει ότι αυτή η προφανής ανωμαλία της αγοράς μπορεί να είναι παραπλανητική και να προκύπτει από τις ιδιαίτερες ιδιότητες των αποδόσεων. Συγκεκριμένα, υποστηρίζει ότι η μέτρηση της απόδοσης ενός χαρτοφυλακίου που έχει σχηματισθεί με βάση τις αντιτιθέμενες στρατηγικές σε μια συγκεκριμένη περίοδο ελέγχου, δε συνιστά πάντοτε ένα ικανοποιητικό μέτρο της δυναμικότητας της αναστροφής των τιμών των μετοχών (price reversals). Το γεγονός αυτό κάνει τις συσχετίσεις μέσα στο χαρτοφυλάκιο όσον αφορά τη συμμετρία πιο δύσκολες. Ο *Dissanaike* ανέπτυξε ένα εναλλακτικό είδος μέτρησης, το λεγόμενο *ανάστροφο συντελεστή* (reversal coefficient), ο οποίος λαμβάνει υπόψη του αυτή την ατέλεια, καταλήγοντας στο συμπέρασμα ότι *ceteris paribus* πιο επικερδής τακτική είναι η αγορά υποτιμημένων μετοχών από την πώληση μετοχών που είναι υπερτιμημένες. Το γεγονός αυτό όμως δε σημαίνει απαραίτητα ότι το ποσό κατά το οποίο είναι υποτιμημένες οι «ηττοπαθείς» μετοχές υπερβαίνει το ποσό κατά το οποίο είναι υπερτιμημένες οι νικηφόρες μετοχές. Υπάρχει δηλαδή ασυμμετρία στις αποδόσεις των ηττοπαθών και νικηφόρων μετοχών μέσα σε μια περίοδο, αλλά αυτό δε σημαίνει ότι υπάρχει ασυμμετρία και στην αναστροφή των τιμών των μετοχών (price reversals).

Σε εκτεταμένη έρευνα που πραγματοποιήθηκε πρόσφατα (*Baytas and Cakici*, 1999), ελέγχθηκε η υπόθεση της υπερβολικής αντίδρασης σε επτά βιομηχανικές χώρες, ήτοι τις ΗΠΑ, τον Καναδά, το Ηνωμένο Βασίλειο, την Ιαπωνία, τη Γερμανία, τη Γαλλία και την Ιταλία. Οι *Baytas and Cakici* επεδίωξαν να καθορίσουν κατά πόσο η τιμή της μετοχής ή το μέγεθος των εταιρειών είναι σημαντικοί παράγοντες, ώστε να εξηγήσουν τις αποδόσεις που πραγματοποιούνται όταν διατηρούνται χαρτοφυλάκια ηττοπαθών και νικηφόρων μετοχών. Οι μελετητές αξιολόγησαν την αποδοτικότητα των χαρτοφυλακίων που βασίζονται στην τιμή της μετοχής και το μέγεθος των εταιρειών και ακολούθως συνέκριναν τα συμπεράσματά τους με τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Στη μελέτη τους,

επαληθεύτηκε η δημιουργία μακροπρόθεσμων υπερβαλλουσών αποδόσεων (για παράδειγμα, η δημιουργία σημαντικών θετικών αποδόσεων σε μια περίοδο τριών ετών για ένα χαρτοφυλάκιο που έχει βασιστεί σε παρελθούσες αποδόσεις) σε όλες τις χώρες πλην των ΗΠΑ. Επιπλέον, παρόλο που στις ΗΠΑ δεν υπήρξαν αρκετές αποδείξεις που να επαληθεύουν την υπόθεση της υπερβολικής αντίδρασης, διαπιστώθηκε ότι τα χαρτοφυλάκια των μετοχών με χαμηλές τιμές να τα πηγαίνουν καλύτερα από την αγορά και τα χαρτοφυλάκια των μετοχών με υψηλές τιμές να έχουν χαμηλότερες αποδόσεις από την αγορά συνολικά. Οι μελετητές παρατήρησαν ότι οι μακροπρόθεσμες στρατηγικές επένδυσης που βασίζονται στο μέγεθος των εταιρειών και ιδιαίτερα στην τιμή των μετοχών παράγουν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τις χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση τις παρελθούσες αποδόσεις. Εφόσον οι «ηττοπαθείς» μετοχές τείνουν να είναι υποτιμημένες και να ανήκουν σε μικρούς μεγέθους εταιρείες, προκύπτει ότι οι παράγοντες τιμής και μεγέθους μπορούν να εξηγήσουν, μακροπρόθεσμα, την αναστροφή των τιμών που παρατηρείται ως συνέπεια του φαινομένου της υπερβολικής αντίδρασης. Στα συμπεράσματά τους οι ερευνητές έδωσαν έμφαση σε δύο σημεία:

- Όταν σχηματίζονται χαρτοφυλάκια με βάση μια μόνο μεταβλητή, όπως είναι οι παρελθούσες αποδόσεις, η τιμή ή το μέγεθος των εταιρειών, η επίδραση οποιασδήποτε εξ αυτών μεταβλητής είναι πιθανό να υπερεκτιμηθεί.
- Οι αποδόσεις ορισμένων χαρτοφυλακίων μπορεί να οφείλονται, εν μέρει τουλάχιστον, σε ανάληψη υψηλότερου κινδύνου.

Με βάση τα παραπάνω προκύπτει ότι, παρά την κριτική που της έχει ασκηθεί, η υπόθεση της υπερβολικής αντίδρασης παραμένει ακόμη υπό συζήτηση και δεν μπορεί να απορριφθεί ως βασικό αίτιο δημιουργίας υπερβαλλουσών αποδόσεων.

## **2.6 Συσχέτιση των υπερβαλλουσών αποδόσεων με ανωμαλίες της αγοράς**

Η έως τώρα έρευνα καταδεικνύει ότι υπάρχει μια πληθώρα ανωμαλιών της αγοράς, οι οποίες παρέχουν υπερβάλλουσες αποδόσεις. Στη συνέχεια αναφέρονται οι κυριότεροι χρηματοοικονομικοί δείκτες που σχετίζονται με ανωμαλίες της αγοράς και έχουν χρησιμοποιηθεί ως βάση εφαρμογής των αντιτιθέμενων στρατηγικών.

### **2.6.1 Δείκτης τιμής μετοχής προς κέρδη ανά μετοχή**

Πρώτος ο *Basu* (1977, 1983) και στη συνέχεια άλλοι ερευνητές, όπως οι *Jaffe et al.* (1989), *Levis* (1989), *Chan et al.* (1991) και *Fama and French* (1992), ανακάλυψαν ότι οι μετοχές με χαμηλό λόγο τιμής προς κέρδος (price to earning ratio, P/E) μπορούν να παρέχουν υπερβάλλουσες αποδόσεις. Την ανωμαλία αυτή επισήμαναν και οι *DeBondt and Thaler* (1985), οι οποίοι έδειξαν εμπειρικά πως ένα τέτοιο χαρτοφυλάκιο παρουσιάζει κέρδη έως και 10.5%, ένα μόλις μήνα μετά την ημερομηνία σχηματισμού του, ενώ, μετά από 36 μήνες, το ίδιο χαρτοφυλάκιο παρουσιάζει μέση αθροιστική απόδοση της τάξης του 24.6%.

### **2.6.2 Δείκτης τιμής μετοχής προς ταμειακές ροές**

Οι *Chan et al.* (1991) απέδειξαν πως οι μετοχές με χαμηλό λόγο τιμής μετοχής προς ταμειακές ροές (price to cash flow ratio, P/CF) παράγουν υψηλές αποδόσεις.

### **2.6.3 Μερισματική απόδοση**

Μια πληθώρα μελετών, όπως αυτές των *Blume* (1980), *Gordon and Bradford* (1980), *Litzenberger and Ramaswamy* (1982), *Miller and Scholes* (1982), *Elton et al.* (1983), *Keim* (1985) και *Levis* (1989), παρατηρούν μια σημαντική θετική συσχέτιση μεταξύ της μερισματικής απόδοσης (dividend yield, DY)

και της απόδοσης των μετοχών, χωρίς όμως να συμφωνούν ως προς τους λόγους δημιουργίας της. Μια πιθανή εξήγηση αυτού του φαινομένου έχει δοθεί από τους *Asquith and Mullins* (1983) και *Dielman and Oppenheimer* (1984), οι οποίοι υποστηρίζουν ότι, σύμφωνα με τη λεγόμενη *θεωρία σήματος* (signalling theory), η προσφορά αυξημένου μερίσματος σηματοδοτεί ότι η επιχείρηση έχει καλές προοπτικές, με αποτέλεσμα να αυξηθεί η ζήτηση των μετοχών της και, ακολούθως, η τιμή τους. Το κοινό χαρακτηριστικό αυτού του είδους των ανωμαλιών είναι ότι οι μετοχές που πραγματοποιούν υπερβάλλουσες αποδόσεις έχουν χαμηλή τιμή σε σχέση με τα έσοδά τους, τη λογιστική αξία των στοιχείων τους, τα μερίσματα και τις ταμειακές ροές.

Προφανώς, τα παραπάνω έρχονται σε αντίθεση με τη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς. Πράγματι, εάν οι αγορές ήταν αποτελεσματικές, τότε αυτές οι *μετοχές αξίας* (value stocks) δεν θα μπορούσαν να κερδίζουν συστηματικά υπερβάλλουσες αποδόσεις, αφού το ενδιαφέρον των επενδυτών θα αυξανόταν για αυτές και η επακόλουθη αύξηση της ζήτησής τους θα εξαφάνιζε τις ευκαιρίες δημιουργίας υψηλών κερδών.

#### 2.6.4 Παράγοντες μεγέθους των εταιρειών

Μια άλλη σημαντική ανωμαλία της αγοράς, η οποία σχετίζεται με τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων και αναφέρθηκε προηγουμένως (βλ. 2.3.3) είναι ο παράγοντας μεγέθους των εταιρειών. Πρώτος ο *Bantz* (1981) και στη συνέχεια οι *Keim* (1983), *Fama and French* (1992), και πολλοί άλλοι, κατέδειξαν ότι οι μετοχές μικρών εταιρειών στις ΗΠΑ παράγουν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τον γενικό χρηματιστηριακό δείκτη. Εκτός από την αγορά των ΗΠΑ, και άλλες μελέτες που αναφέρονται στις χρηματαγορές της Αυστραλίας (*Brown et al.*, 1983), του Καναδά (*Berges et al.*, 1984), του Τόκιο (*Nakamura and Tarada*, 1984) και του Λονδίνου (*Levis*, 1985), επισημαίνουν την επίδραση του μεγέθους των εταιρειών στη χρηματιστηριακή τιμή των μετοχών. Η παραπάνω υπόθεση εξηγήθηκε από το γεγονός ότι οι μικρότερες εταιρείες έχουν μεγαλύτερες προοπτικές ανάπτυξης επειδή παρουσιάζουν υψηλότερο κίνδυνο, χαμηλότερη ρευστότητα (*Amihud and Mendelson*, 1986) και είναι πολύ λιγότερο μελετημένες τόσο από το μεμονωμένο επενδυτικό κοινό όσο και τους επενδυτικούς οργανισμούς (*Arbel and Strebel*, 1983).

Συγκεκριμένα, οι *Arbel and Strebel* (1983) δίνουν μια άλλη εξήγηση για το φαινόμενο του μεγέθους των εταιρειών που παρατηρείται ιδιαίτερα τον Ιανουάριο. Επειδή οι μικρές εταιρείες δεν αποτελούν το ενδιαφέρον των μεγάλων θεσμικών επενδυτών, η πληροφόρηση γι' αυτές δεν είναι διάχυτη στην αγορά. Αυτή η έλλειψη πληροφόρησης καθιστά πιο επικίνδυνη την επένδυση σε τέτοιου είδους μετοχές, με αποτέλεσμα να απαιτείται μεγαλύτερη αποζημίωση για τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν, άρα μεγαλύτερη απόδοση. Ως απόδειξη για αυτό το φαινόμενο που ονομάζεται και φαινόμενο των *παραμελημένων εταιρειών* (neglected firm effect), ο *Arbel* (1985) μετρά την έλλειψη πληροφόρησης των εταιρειών χρησιμοποιώντας τον συντελεστή μεταβλητότητας των προβλεπόμενων εσόδων<sup>1</sup>. Στη συγκεκριμένη περίπτωση, ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ του συντελεστή μεταβλητότητας και των συνολικών αποδόσεων ήταν 67.6%, τιμή δηλαδή ιδιαίτερα υψηλή και στατιστικά σημαντική. Σε έναν σχετικό έλεγχο ο *Arbel* χώρισε τις εταιρείες σε πολύ μελετημένες από τους επενδυτές, μέτρια μελετημένες και παραμελημένες, βασιζόμενος στον αριθμό των θεσμικών που διατηρούν τις μετοχές των εταιρειών αυτών. Επιπροσθέτως, όσον αφορά τον έλεγχο επίδρασης της ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών, οι *Amihud and Mendelson* (1986) καταδεικνύουν ότι αυτό μπορεί να έχει σχέση με το φαινόμενο μεγέθους. Υποστηρίζουν μάλιστα ότι οι επενδυτές απαιτούν μια επιπλέον απόδοση για να επενδύσουν σε μετοχές που δεν διαπραγματεύονται τόσο συχνά και αυτού του είδους οι μετοχές τείνουν να παρουσιάζουν υψηλά ποσοστά απόδοσης. Πάντως, αυτή η θεωρία δεν εξηγεί

---

<sup>1</sup> Ο συντελεστής μεταβλητότητας, ο οποίος ορίζεται ως ο λόγος της τυπικής απόκλισης προς τη μέση τιμή, αποτελεί μέτρο της διασποράς των προβλεπόμενων εσόδων.

γιατί οι υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχών των μικρών εταιρειών συγκεντρώνονται τον Ιανουάριο. Κατά συνέπεια, οι υψηλές αποδόσεις που προκύπτουν από τις μετοχές των μικρών εταιρειών συνιστούν ένα είδος αποζημίωσης για τα ιδιαίτερα αυτά χαρακτηριστικά τους.

Ωστόσο, κανένα από τα παραπάνω επιχειρήματα δεν επαρκεί για να εξηγήσει πλήρως την ανωμαλία του παράγοντα μεγέθους, με αποτέλεσμα να διατηρούνται αμφιβολίες σχετικά με το αν το φαινόμενο αυτό εξηγείται από τη θεωρία της αποτελεσματικής αγοράς ή από τα υφιστάμενα μοντέλα αποτίμησης κινδύνου, όπως το CAPM. Για παράδειγμα, ο *Wang* (2000) αμφισβητεί ότι το φαινόμενο του μεγέθους των εταιρειών συνιστά ανωμαλία της αγοράς, εξηγώντας το από τον τρόπο επεξεργασίας των δεδομένων. Συγκεκριμένα, υποστηρίζει ότι στις βάσεις δεδομένων που χρησιμοποιούνται περιλαμβάνονται οι εταιρείες που επιβιώνουν σε μία περίοδο ενδιαφέροντος. Συνεπώς, εταιρείες που παρουσιάζουν καλές αποδόσεις, είναι πιθανότερο να επιβιώνουν και να παραμένουν στο δείγμα, με αποτέλεσμα οι παρατηρούμενες αποδόσεις να είναι μεροληπτικές προς τα πάνω (biased upward). Κατά κανόνα, οι εταιρείες που δεν περιλαμβάνονται στα δείγματα είναι εταιρείες μικρής κεφαλαιοποίησης, οι οποίες έχουν αυξημένες πιθανότητες μη ικανοποίησης των κριτηρίων του χρηματιστηρίου ως προς την κεφαλαιακή επάρκεια, μεγαλύτερη πιθανότητα πτώχευσης και παρουσιάζουν μεγαλύτερες διακυμάνσεις στις τιμές των μετοχών. Ο *Wang* ονομάζει το φαινόμενο αυτό *μεροληψία επιβίωσης* (survival bias) και θεωρεί πως αυτό εξηγεί τις υπερβάλλουσες αποδόσεις των εταιρειών μικρού μεγέθους.

Σύμφωνα με ορισμένους μελετητές, οι παράγοντες ανωμαλίας της αγοράς που αναφέρθηκαν έως τώρα (ήτοι ο δείκτης P/E, η μερισματική απόδοση και το μέγεθος των εταιριών), δεν είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους, αλλά αντίθετα παρουσιάζουν μεγάλο βαθμό συσχέτισης. Για παράδειγμα, ο *Keim* (1985) παρατήρησε ότι οι μικρές εταιρείες πραγματοποιούσαν υψηλότερες μερισματικές αποδόσεις, γεγονός που επιβεβαιώθηκε και από τον *Levis* (1989). Συγκεκριμένα, ο *Levis* απέδειξε την παρουσία ανωμαλιών στη συμπεριφορά των τιμών των μετοχών στο χρηματιστήριο του Λονδίνου, καταδεικνύοντας ότι οι επενδυτικές στρατηγικές που βασίζονται στο μέγεθος των εταιρειών, τη μερισματική απόδοση, το δείκτη P/E καθώς και την τιμή της μετοχής εμφανίζουν υψηλά κέρδη. Μεταξύ όμως των τεσσάρων αυτών παραγόντων, ο *Levis* παρατήρησε ότι υπάρχει εξάρτηση, και μάλιστα ο δείκτης P/E και η μερισματική απόδοση επικαλύπτουν τον παράγοντα μεγέθους και την τιμή της μετοχής.

### **2.6.5 Δείκτης χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία**

Ορισμένοι μελετητές (π.χ., *Rozenberg et al.*, 1984· *Chan et al.*, 1991· *Fama and French*, 1992) αναφέρουν ότι οι μετοχές με χαμηλότερη *χρηματιστηριακή αξία* (market value, MV) σε σχέση με τη *λογιστική αξία* (book value, BV) πραγματοποιούν υπερβάλλουσες αποδόσεις. Πράγματι, πολλοί σύμβουλοι επενδύσεων και αρκετοί ακαδημαϊκοί προτείνουν την επένδυση στις μετοχές των λεγόμενων *εταιρειών αξίας* (value firms), οι οποίες δεν θεωρούνται ιδιαίτερα δημοφιλείς. Με τον όρο αυτό εννοούνται εταιρείες με χαμηλό δείκτη χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία (MV/BV), υψηλές ταμειακές ροές και χαμηλούς ρυθμούς ανάπτυξης πωλήσεων. Η επένδυση σε μετοχές τέτοιων εταιρειών αποδεικνύεται επικερδέστερη σε σχέση με την επένδυση σε μετοχές εταιρειών με τα αντίθετα χαρακτηριστικά. Το γεγονός αυτό έχει εξηγηθεί με διάφορους τρόπους. Για παράδειγμα, η αγορά μπορεί να αντιλαμβάνεται ότι μια εταιρεία αξίας έχει μια σειρά ελκυστικών επενδυτικών ευκαιριών ή/και αξιόλογες ασώματες ακινητοποιήσεις (π.χ., goodwill), οι οποίες δεν αντανακλώνται στη λογιστική αξία του μετοχικού της κεφαλαίου. Επιπλέον, σύμφωνα με τους *Morck et al.* (1988), η αντίληψη της αγοράς ότι η διοίκηση της εταιρείας δεν έκανε σωστή χρήση των περιουσιακών της στοιχείων, μπορεί επίσης να αντανακλάται σε ένα χαμηλό δείκτη χρηματιστηριακής προς λογιστική αξίας. Στην περίπτωση αυτή, ο δείκτης MV/BV λειτουργεί ως μέτρο της αποτελεσματικότητας της διοίκησης. Οι *Lakonishok et al.* (1994) ισχυρίζονται ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις οφείλονται στην

αναποτελεσματικότητα των αγορών και στην υπερβολική αντίδραση των επενδυτών. Οι τελευταίοι προτιμούν εταιρείες που βρίσκονται σε ανάπτυξη (growth firms), προκαλώντας αύξηση της χρηματιστηριακής τους τιμής, ενώ αποφεύγουν τις εταιρείες αξίας (value firms), επιφέροντας έτσι μείωση της χρηματιστηριακής τους τιμής, και κατά συνέπεια του δείκτη MV/BV.

Στην ακριβώς αντίθετη εξήγηση του φαινομένου καταλήγουν οι *Fama and French* (1992), οι οποίοι θεωρούν τον δείκτη MV/BV ως μέτρο ή αλλιώς υποκατάστατο (proxy) του κινδύνου. Μάλιστα, σε επόμενη εργασία τους (1995), καταδεικνύουν ότι εταιρείες με χαμηλό δείκτη MV/BV έχουν μεγαλύτερη πιθανότητα χρεοκοπίας εξαιτίας μειωμένων εσόδων. Συνεπώς, οι υψηλές αποδόσεις των εν λόγω εταιρειών είναι αποτέλεσμα υψηλού κινδύνου, γεγονός που συνεπάγεται ότι η αγορά λειτουργεί αποτελεσματικά. Πρόσφατα ο *Trecartin* (2000), επεκτείνοντας κατά 7 επιπλέον έτη (έως το 1997) το δείγμα που χρησιμοποίησαν στην ανάλυσή τους οι *Fama and French*, έλεγξε την αξιοπιστία του δείκτη MV/BV ως μέτρο κινδύνου. Τα αποτελέσματα της μελέτης του *Trecartin* αποκαλύπτουν ότι ο δείκτης MV/BV συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών, είναι ωστόσο στατιστικά σημαντικός σε ποσοστό μόνο 43% σε μηνιαία βάση. Παρόλα αυτά, αποδείχθηκε ότι ο εν λόγω δείκτης αποτελεί την πλέον αξιόπιστη μεταβλητή εξήγησης του κινδύνου καθώς και πρόβλεψης των αποδόσεων, σε σχέση με άλλες μεταβλητές μέτρησης της αξίας, όπως οι ταμειακές ροές, η ανάπτυξη των πωλήσεων και το μέγεθος των εταιρειών.

### 2.6.6 Δείκτης δανειακής επιβάρυνσης - μόχλευση

Οι *Fama and French* (1992) ήταν οι πρώτοι που συμπεριέλαβαν στη μελέτη τους το δείκτη δανειακής επιβάρυνσης εκφρασμένο με δύο τρόπους, πρώτον ως το λόγο του σύνολο του ενεργητικού προς την λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων (Total Assets/Book Value, A/BV) και δεύτερον ως το λόγο του σύνολο του ενεργητικού προς την χρηματιστηριακή αξία των ιδίων κεφαλαίων (Total Assets/Market Value, A/MV). Αξιοσημείωτο είναι ότι παρατήρησαν πως οι δύο αυτοί παράγοντες σχετίζονται με αντίθετο τρόπο με τις μέσες αποδόσεις. Συγκεκριμένα, απέδειξαν ότι η υψηλότερη χρηματοοικονομική μόχλευση σχετίζεται με υψηλότερες μέσες αποδόσεις, καθώς η μέση κλίση του λογαριθμοποιημένου δείκτη  $\ln(A/MV)$  είναι θετική, ενώ υψηλότερη λογιστική μόχλευση σχετίζεται με χαμηλότερες αποδόσεις καθώς η μέση κλίση του λογαριθμοποιημένου δείκτη  $\ln(A/BV)$  είναι αρνητική. Επιπλέον, απέδειξαν ότι οι τιμές των κλίσεων εκτός από αντίθετο πρόσημο είχαν παρόμοιες τιμές και το γεγονός αυτό βοηθά στην εξήγηση του παράδοξου φαινομένου να εμφανίζονται αντίθετα αποτελέσματα. Σημειώνεται ότι η διαφορά των δύο δεικτών είναι ουσιαστικά ο δείκτης λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία, δηλαδή  $\ln(BV/MV) = \ln(A/MV) - \ln(A/BV)$ .

Με τον παραπάνω τρόπο, οι *Fama and French* συνέδεσαν τον δείκτη δανειακής επιβάρυνσης με τον δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία. Το συμπέρασμα είναι ότι ένας υψηλός λόγος λογιστικής αξίας προς την χρηματιστηριακή αξία (δηλαδή μικρή χρηματιστηριακή αξία σε σχέση με τη λογιστική) δηλώνει ότι η αγορά κρίνει τις εταιρείες με χαμηλό δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία (BV/MV) να έχουν λίγες προοπτικές ανάπτυξης.

## 2.7 Η επίδραση του συστηματικού κινδύνου

### 2.7.1 Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM)

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (CAPM) αποτελεί ένα χρήσιμο επενδυτικό εργαλείο, λόγω της σχέσης μεταξύ της προσδοκώμενης απόδοσης και του συντελεστή βήτα<sup>1</sup>. Το εν

---

<sup>1</sup> Περισσότερες πληροφορίες σχετικά με το συντελεστή βήτα και τον τρόπο υπολογισμού του δίνονται στην ενότητα 3.3.5.

λόγω μοντέλο προκύπτει με τη βοήθεια της γραμμής της κεφαλαιαγοράς και είναι ένα υπόδειγμα γενικής ισορροπίας, το οποίο εισήγαγαν οι *Sharpe et al.* (1968).

Ουσιαστικά, οι *Sharpe et al.* διατύπωσαν τη σχέση προσδοκώμενης απόδοσης και κινδύνου σε κατάσταση ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς, δηλαδή όταν η προσφορά ισούται με τη ζήτηση. Με βάση με την υπόθεση αυτή, η προσδοκώμενη απόδοση μιας επένδυσης ή ενός χαρτοφυλακίου δίνεται από τη σχέση:

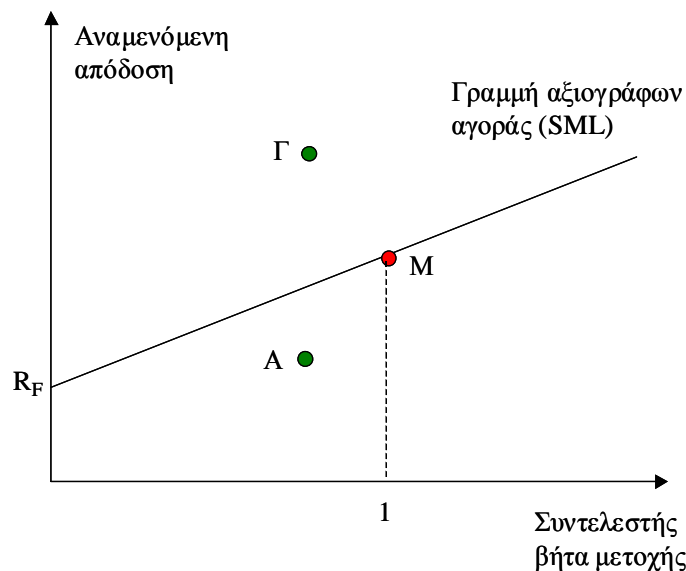
$$E[R_i] = R_f + \text{Σφάλμα! Σφάλμα!} \quad (2.8)$$

Στην παραπάνω σχέση, με  $E[R_i]$  συμβολίζεται η αναμενόμενη απόδοση του αξιόγραφου (μετοχής)  $i$ , με  $R_f$  συμβολίζεται η απόδοση της μετοχής με μηδενικό κίνδυνο, με  $E[R_m]$  συμβολίζεται η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, με  $\sigma_{im}$  συμβολίζεται η συσχέτιση της απόδοσης της μετοχής με την απόδοση της αγοράς (η οποία αποτελεί μέτρο του κινδύνου της μετοχής στο χαρτοφυλάκιο), ενώ με  $\sigma_m$  συμβολίζεται η τυπική απόκλιση της απόδοσης της αγοράς. Σημειώνεται ότι στα τέλεια διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια ο μη συστηματικός κίνδυνος εξαλείφεται και ο συνολικός κίνδυνος εξισώνεται με τον συστηματικό κίνδυνο, δηλαδή  $\sigma_i = \sigma_{im} / \sigma_m$ .

Αντικαθιστώντας στην (2.8) το συντελεστή βήτα  $\beta_i = \sigma_{im} / \sigma_m^2$  προκύπτει:

$$E[R_i] = R_f + \{E[R_m] - R_f\} \beta_i \quad (2.9)$$

Η παραπάνω σχέση αντιπροσωπεύει χαρτοφυλάκια τα οποία βρίσκονται σε μια ευθεία στο χώρο της αναμενόμενης απόδοσης  $E[R]$  και του συντελεστή βήτα  $\beta$ , η οποία καλείται *γραμμή αξιογράφων αγοράς* (Security Market Line, SML) (βλ. Σχήμα 2.1). Η εν λόγω σχέση υποδηλώνει ότι η προσδοκώμενη απόδοση μιας μετοχής σχετίζεται γραμμικά με το συντελεστή βήτα αυτής. Ο όρος  $E[R_m] - R_f$  θεωρείται ότι έχει θετικό πρόσημο διότι, διαχρονικά, η απόδοση της αγοράς έχει υπολογιστεί ότι είναι μεγαλύτερη από την απόδοση των ακίνδυνων αξιογράφων. Γι' αυτό το λόγο, η προσδοκώμενη απόδοση μιας μετοχής σχετίζεται θετικά με το βήτα της.



Σχήμα 2.1: Γραμμή αξιογράφων αγοράς.

Οι υποθέσεις για τις οποίες ισχύει το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων αφορούν το επιτόκιο του ακίνδυνου αξιόγραφου και τον δανεισμό. Συγκεκριμένα, το επιτόκιο π.χ. ενός ομολόγου του ελληνικού δημοσίου θεωρείται ακίνδυνο, κάτι που στην πράξη δεν ισχύει λόγω της αβεβαιότητας που προκαλεί ο πληθωρισμός. Επιπρόσθετη υπόθεση του υποδείγματος αποτελεί η δυνατότητα των επενδυτών να δανείζονται και να δανείζουν χρήματα στο επίπεδο του ακίνδυνου αξιόγραφου.

Βεβαίως, στην πραγματική οικονομία το επιτόκιο για τον επενδυτή που χρεώνεται ένα δάνειο είναι μεγαλύτερο από το επιτόκιο που λαμβάνει δανείζοντας χρήματα.

Αν το βήτα στην εξίσωση του CAPM είναι ίσο με μηδέν, τότε η προσδοκώμενη απόδοση της μετοχής ισοδυναμεί με το επιτόκιο του ακίνδυνου αξιόγραφου. Συμπεραίνουμε ότι μια μετοχή που δεν έχει κίνδυνο θα έχει προσδοκώμενη απόδοση αυτή του ακίνδυνου αξιόγραφου.

Αν το βήτα της μετοχής είναι 1, τότε η προσδοκώμενη απόδοση της μετοχής ισοδυναμεί με την προσδοκώμενη απόδοση της αγοράς, κάτι που είναι λογικό αφού το βήτα της αγοράς είναι ίσο με 1.

Η σχέση προσδοκώμενης απόδοσης της μετοχής, όπως αυτή εξάγεται από το CAPM σε κατάσταση ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς, απεικονίζεται γραφικά από τη γραμμή που ενώνει το επίπεδο του επιτοκίου του ακίνδυνου αξιόγραφου και του σημείου που εκφράζει την προσδοκώμενη απόδοση και το βήτα της αγοράς. Η γραμμή αυτή έχει ανοδική κλίση και όπως έχουμε ήδη αναφέρει λέγεται γραμμή αξιογράφων της αγοράς. Από τη γραμμικότητα και την ανοδική κλίση της γραμμής αξιογράφων συμπεραίνουμε ότι μετοχές με υψηλό βήτα θα έχουν μεγαλύτερη προσδοκώμενη απόδοση σε σχέση με μετοχές με χαμηλό βήτα.

Κάθε μετοχή θα πρέπει να βρίσκεται επί της γραμμής αξιογράφων. Ας θεωρήσουμε στο Σχήμα 2.1 ότι η μετοχή Α βρίσκεται κάτω από την γραμμή αξιογράφων (σημείο Α). Στο σημείο Α, το βήτα της μετοχής είναι 0.7, τιμή που επιτύγχανε ένας επενδυτής αν επένδυε το 30% του χαρτοφυλακίου του σε ακίνδυνα αξιόγραφα και 70% σε μια μετοχή με βήτα ίσο με 1. Η τιμή της μετοχής Α αναμένουμε να μειωθεί διότι για το ίδιο βήτα, ο επενδυτής που κατέχει την μετοχή Α θα την πουλήσει για να αγοράσει μια μετοχή όπου με το ίδιο βήτα θα έχει μεγαλύτερη προσδοκώμενη απόδοση αν αυτή βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας, δηλαδή πάνω στη γραμμή αξιογράφων. Η πτώση της τιμής της μετοχής Α θα συνεχιστεί έως ότου η μετοχή Α θα κείτεται επί της γραμμής αξιογράφων.

Η μετοχή Γ που έχει βήτα 0.9 και βρίσκεται πάνω από τη γραμμή αξιογράφων θεωρείται υποτιμημένη, διότι η προσδοκώμενη της απόδοση για το ίδιο βήτα είναι μεγαλύτερη από την προσδοκώμενη απόδοσή της σε κατάσταση ισορροπίας. Αν οι επενδυτές αντιληφθούν αυτή την αστάθεια, θα προβούν σε αγορές της μετοχής, θα αυξήσουν την τιμή της και θα μειώσουν την προσδοκώμενη απόδοσή της στο επίπεδο της γραμμής αξιογράφων.

## **2.7.2 Εξήγηση των υπερβαλλουσών αποδόσεων από τον συντελεστή βήτα**

Αρκετοί ερευνητές αμφισβητούν τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων λόγω ανωμαλιών στην αγορά, υποστηρίζοντας ότι οι υψηλές αυτές αποδόσεις είναι απλώς απόρροια υψηλότερου *συστηματικού κινδύνου* ή *κινδύνου της αγοράς* (systematic or market risk) που αναλαμβάνεται από τους επενδυτές. Σύμφωνα με το μοντέλο CAPM, η προσδοκώμενη απόδοση μιας μετοχής σχετίζεται γραμμικά με το συντελεστή βήτα αυτής. Κατά συνέπεια, η ύπαρξη υπερβαλλουσών αποδόσεων εξηγείται αποκλειστικά από το συντελεστή βήτα του μοντέλου CAPM.

Τα τελευταία 25 χρόνια έχουν πραγματοποιηθεί πολλές μελέτες που άλλες καταλήγουν σε συμπεράσματα που επιβεβαιώνουν την ύπαρξη του CAPM και άλλες όχι. Οι πρώτες μελέτες που δημοσιεύθηκαν και είχαν ως βάση στατιστικά στοιχεία της περιόδου 1930-1960 του αμερικανικού χρηματιστηρίου, έδειξαν ότι η μέση απόδοση ενός χαρτοφυλακίου σχετίζεται θετικά με το βήτα του. Στη συνέχεια εμφανίζονταν όλο και πιο συχνά άρθρα που αναφέρονταν σε ενδείξεις ασυνέπειας του υποδείγματος.

Για παράδειγμα, οι *Handa et al.* (1989) κατέδειξαν ωστόσο ότι ο συντελεστής βήτα είναι ευαίσθητος στην επιλογή του διαστήματος υπολογισμού των αποδόσεων. Αυτό συμβαίνει επειδή η συνδιακύμανση των αποδόσεων της μετοχής με τις αποδόσεις της αγοράς και η διακύμανση των αποδόσεων της αγοράς δεν μεταβάλλονται αναλογικά, καθώς αλλάζει το διάστημα υπολογισμού των

αποδόσεων. Ακόμη, απέδειξαν ότι η επίδραση του μεγέθους των εταιρειών δεν είναι ευαίσθητη στην επιλογή του υπολογισμού των βήτα.

Γενικά, πιστεύεται ότι τα βήτα δεν μπορούν να εξηγήσουν τις υπερβάλλουσες αποδόσεις όταν στη διαμόρφωση του χαρτοφυλακίου λαμβάνονται υπόψη παράγοντες όπως το μέγεθος των εταιρειών, ο δείκτης MV/BV, η μόχλευση και ο δείκτης P/E. Στην περίπτωση αυτή, εγείρονται αμφιβολίες ως προς την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων του μοντέλου CAPM (*Fama and French, 1992*).

Οι *Bagella et al.* (2000), αναλύοντας τους προσδιοριστικούς παράγοντες των αποδόσεων των μετοχών στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου κατά την περίοδο 1971-1997, μελέτησαν την αποτελεσματικότητα των στρατηγικών αξίας συγκρίνοντας την απόδοσή τους με την απόδοση του γενικού δείκτη. Για το λόγο αυτό, διαμόρφωσαν χαρτοφυλάκια με χαμηλά κέρδη ανά μετοχή (earnings per share, EPS), χαμηλή χρηματιστηριακή προς λογιστική αξία (MV/BV), μικρό μέγεθος εταιρείας (το οποίο εκφράζεται μέσω της χρηματιστηριακής της αξίας), και μικρή απόδοση ιδίων κεφαλαίων (return on equity, ROE). Επιπλέον, εξέτασαν αν οι υπερβάλλουσες αποδόσεις (premia) που πραγματοποιούνται με την εφαρμογή των στρατηγικών αξίας και μεγέθους εξαφανίζονται όταν λαμβάνεται υπόψη ο κίνδυνος. Όσον αφορά το πρώτο θέμα πράγματι παρατηρήθηκε η ύπαρξη στρατηγικών μεγέθους και αξίας, οι οποίες είναι ικανές να παράγουν συστηματικά υπερβάλλουσες αποδόσεις. Για τη διερεύνηση του δεύτερου θέματος χρησιμοποιήθηκαν διαφορετικές μετρήσεις του κινδύνου. Τα εμπειρικά αποτελέσματα της έρευνας αποκλείουν την υπόθεση ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις μπορούν να εξηγηθούν πλήρως από την ανάληψη μεγαλύτερου κινδύνου. Το γεγονός αυτό μπορεί να οφείλεται, είτε στο ότι όλοι οι επενδυτές αγνόησαν τις στρατηγικές μεγέθους και αξίας, ή στο ότι ορισμένοι επενδυτές, όπως οι διαχειριστές μεγάλων κεφαλαίων, ενώ είχαν τη δυνατότητα να επενδύσουν σε αυτές δεν το έκαναν γιατί δεν μπόρεσαν να τεκμηριώσουν τις επιλογές τους στους χρηματοδότες τους. Ενδιαφέρον είναι ότι τα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν με βάση την αγοραία προς λογιστική αξία (MV/BV) και την απόδοση των ιδίων κεφαλαίων (ROE), εμφανίστηκαν να είναι πιο πολύ εκτεθειμένα στον κίνδυνο σε σχέση τα χαρτοφυλάκια που σχηματίστηκαν με βάση τη χρηματιστηριακή αξία (MV) και τα κέρδη ανά μετοχή (EPS). Οι *Bagella et al.* κατέληξαν στο σημαντικό συμπέρασμα ότι οι στρατηγικές αξίας διατηρούν την πρωτοπορία τους, ακόμη και μετά από τις διορθώσεις που επιβάλλονται για να ληφθεί υπόψη ο κίνδυνος.

## 2.8 Συμπεράσματα

Από την παραπάνω συνοπτική βιβλιογραφική επισκόπηση προκύπτει ότι οι αντιτιθέμενες στρατηγικές μπορούν πράγματι να προσφέρουν σημαντικές αποδόσεις στους επενδυτές, σε μακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα. Ωστόσο, είναι εμφανές ότι παρά την εκτεταμένη έρευνα που έχει πραγματοποιηθεί στα μεγαλύτερα χρηματιστήρια του κόσμου, δεν έχει δοθεί ακόμη σαφής απάντηση σχετικά με τα αίτια που προκαλούν τις υπερβάλλουσες αποδόσεις από την εφαρμογή τέτοιων στρατηγικών, ούτε έχει προσδιοριστεί ποιες ακριβώς είναι οι κοινά αποδεκτές μεταβλητές που εξηγούν στατιστικά τα φαινόμενα αυτά.



## 3 Δεδομένα και μεθοδολογία

---

Στο παρόν κεφάλαιο περιγράφεται η συλλογή και επεξεργασία των πρωτογενών δεδομένων, ο τρόπος υπολογισμού των ετήσιων αποδόσεων των μετοχών καθώς και των διαφόρων χρηματοοικονομικών δεικτών που εξετάζονται, η μεθοδολογία που ακολουθείται στις αναλύσεις καθώς και το μαθηματικό υπόβαθρο των στατιστικών ελέγχων και των τεχνικών παλινδρόμησης που χρησιμοποιούνται στα πλαίσια των αναλύσεων.

### 3.1 Συλλογή και επεξεργασία πρωτογενών δεδομένων

#### 3.1.1 Συλλογή δεδομένων

Η παρούσα εργασία έχει ως στόχο τη διερεύνηση των παραγόντων εκείνων οι οποίοι σχετίζονται με τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ), κατά την περίοδο 1992-2002. Τα πρωτογενή δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν για αυτό το σκοπό ανακτήθηκαν από δύο πηγές, τη διεθνή βάση δεδομένων DATASTREAM και τη FINANCE.

Συγκεκριμένα, από τη DATASTREAM ανακτήθηκαν τα εξής στοιχεία:

- Οι προσαρμοσμένες<sup>1</sup> τιμές των μετοχών όλων των εταιρειών που διαπραγματεύονται στο ΧΑΑ, την τελευταία ημέρα κάθε μήνα (τιμές σε δραχμές) από 31/12/1991 έως 31/03/2003.
- Οι τιμές του γενικού δείκτη του ΧΑΑ [ATHENS SE GENERAL PRICE INDEX], την τελευταία ημέρα κάθε μήνα από 31/12/1991 έως 31/03/2003.

Σημειώνεται ότι οι τιμές των μετοχών ελήφθησαν σε δραχμές και όχι σε ευρώ, διότι οι τιμές που παρείχε η DATASTREAM σε ευρώ πριν τον Ιούνιο του 2000 (οπότε καθιερώθηκε η σταθερή ισοτιμία 1 € = 340.75 δρχ) υπολογίζονταν με βάση την ισοτιμία με το ECU. Οι τιμές αυτές μετατράπηκαν σε ευρώ, διαιρώντας τις με 340.75.

Σημειώνεται ακόμη ότι τόσο οι τιμές των μετοχών όσο και αυτές του γενικού δείκτη δεν είναι προσαρμοσμένες για τη μερισματική απόδοση.

Ακολουθώντας, από τη FINANCE ανακτήθηκαν τα παρακάτω στοιχεία, τα οποία είναι κυρίως στοιχεία ισολογισμών:

- Ο αριθμός των μετοχών κάθε εταιρείας υπολογισμένος με τέσσερις τρόπους: (α) ο *απροσάρμοστος αριθμός κοινών μετοχών* κάθε εταιρείας στο τέλος κάθε έτους [SHNSH]<sup>2</sup>, (β) ο *απροσάρμοστος αριθμός μετοχών* κάθε εταιρείας στο τέλος κάθε έτους, όπως προκύπτει από το άθροισμα του αριθμού των διαφόρων ειδών μετοχών της κάθε εταιρείας [COMSH], (γ) ο *προσαρμοσμένος αριθμός μετοχών* κάθε εταιρείας στο τέλος κάθε έτους με βάση τις δωρεάν διανομές μετοχών που έχουν γίνει από τότε μέχρι σήμερα [ADJSH], και (δ) ο *μέσος σταθμισμένος αριθμός μετοχών* κάθε έτους που λαμβάνει υπόψη τις αυξήσεις του μετοχικού κεφαλαίου που έγιναν κατά τη διάρκεια του έτους με καταβολή μετρητών [WCOMS].

---

<sup>1</sup> Οι τιμές των μετοχών της DATASTREAM είναι προσαρμοσμένες (adjusted) για μερίσματα, αυξήσεις μετοχικού κεφαλαίου, επαναγορές μετοχών καθώς και δωρεάν διανομές μετοχών.

<sup>2</sup> Η ονομασία στην αγκύλη αντιστοιχεί στον κωδικό της FINANCE.

- Το *μέρισμα ανά μετοχή* προσαρμοσμένο με τον συντελεστή που προκύπτει από την διαίρεση του απροσάρμοστου αριθμού μετοχών στο τέλος κάθε έτους για το οποίο δόθηκε το μέρισμα προς τον προσαρμοσμένο αριθμό μετοχών της ίδιας ημερομηνίας [DIVAD].
- Η *ημερομηνία κοπής του μερίσματος* [DIVCD].
- Η *χρηματιστηριακή αξία* κάθε εταιρείας και σε περίπτωση που η εταιρεία διαθέτει περισσότερες του ενός τύπου μετοχές η παραπάνω χρονοσειρά είναι το άθροισμα του αριθμού μετοχών του κάθε τύπου επί την χρηματιστηριακή τιμή [COCAP].
- Η *λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού* κάθε εταιρείας, η οποία εκφράζεται από το γενικό σύνολο παθητικού [TOTLI].
- Το *σύνολο των ιδίων κεφαλαίων* [TOTEQ].
- Το *σύνολο των υποχρεώσεων* [TOLIA].
- Το *σύνολο των βραχυπρόθεσμων υποχρεώσεων* [STL].
- Το *σύνολο των μακροπρόθεσμων υποχρεώσεων* [LTLIT].
- Τα *αποτελέσματα χρήσεως προ φόρων* [EBIT1].
- Ο *φόρος εισοδήματος* [TAX1].

### 3.1.2 Ταξινόμηση και επεξεργασία δεδομένων

Από το αρχικό δείγμα εταιρειών της DATASTREAM, απορρίφθηκαν οι προνομιούχες μετοχές καθώς και οι μετοχές εκείνων των εταιρειών που δεν διαπραγματεύονται πλέον στο χρηματιστήριο (εταιρείες υπό επιτήρηση, εταιρείες που απορροφήθηκαν και εταιρείες που έχουν τεθεί εκτός λίστας).

Στη συνέχεια, για την ταξινόμηση των δεδομένων, έγινε αντιστοίχιση των εταιρειών των οποίων οι τιμές των μετοχών ανακτήθηκαν από την DATASTREAM με τις εταιρείες των οποίων τα υπόλοιπα στοιχεία παρείχε η FINANCE.

Με τον παραπάνω τρόπο δημιουργήθηκε ένα αρχικό δείγμα 378 εταιρειών. Το τελικό δείγμα διαμορφώθηκε μετά τον υπολογισμό των ετήσιων αποδόσεων των μετοχών (βλ. 3.2), οπότε στο δείγμα διατηρήθηκαν οι μετοχές για τις οποίες υπολογίστηκαν οι αποδόσεις τουλάχιστον για δύο έτη. Αυτό έγινε προφανώς επειδή η μεθοδολογία που εφαρμόζεται βασίζεται στη στατιστική συσχέτιση χρηματοοικονομικών μεγεθών ενός έτους με βάση στοιχεία του αμέσως προηγούμενου έτους.

Με βάση τα παραπάνω, διαμορφώθηκε ένα τελικό δείγμα 260 εταιρειών, των οποίων διατίθενται πλήρη στοιχεία ετήσιων αποδόσεων και οικονομικών καταστάσεων τουλάχιστον για τα δύο τελευταία έτη της περιόδου 1992-2002 (11 έτη). Οι ονομασίες των εταιρειών αυτών δίνονται στο Παράρτημα. Για την ταξινόμηση των εν λόγω στοιχείων ανά έτος, υλοποιήθηκε μια βάση δεδομένων στο πρόγραμμα Excel.

## 3.2 Υπολογισμός ετήσιων αποδόσεων μετοχών

Η συνολική απόδοση μιας επένδυσης σε ένα εισηγμένο στο χρηματιστήριο μετοχικό τίτλο περιέχει δύο συνιστώσες: (α) την τακτική εισοδηματική απόδοση από την είσπραξη των μερισμάτων, και (β) την κεφαλαιακή υπεραξία η οποία αποτελεί πρόσθετο όφελος που αποκομίζει ο επενδυτής από τη διαφορά ανάμεσα στην τιμή απόκτησης και στην τιμή πώλησης ή στην τρέχουσα τιμή ενός χρηματιστηριακού τίτλου. Επομένως, η απόδοση μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο υπολογίζεται ως το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της και της ποσοστιαίας μερισματικής απόδοσης κατά τη διάρκεια της εξεταζόμενης χρονικής περιόδου. Η μαθηματική έκφραση της απόδοσης μιας μετοχής για μια χρονική περίοδο  $t$  είναι:

$$R_{it} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.1)$$

όπου:  $R_{it}$  η απόδοση της μετοχής  $i$  από το τέλος της περιόδου  $t - 1$  μέχρι το τέλος της περιόδου  $t$ ,

$P_{it-1}$  η τιμή της μετοχής  $i$  στο τέλος της περιόδου  $t - 1$ ,

$P_{it}$  η τιμή της μετοχής  $i$  στο τέλος της περιόδου  $t$ ,

$D_{it}$  το ανά μετοχή μέρισμα (εφόσον διατίθεται) για τη μετοχή  $i$  από το τέλος της περιόδου  $t - 1$  μέχρι το τέλος της περιόδου  $t$ .

Στα πλαίσια της εργασίας, ως χρονική μονάδα αναφοράς θεωρούμε το τέλος κάθε μήνα. Το ανά μετοχή μέρισμα λαμβάνεται ως η τιμή του δείκτη DIVAD και προστίθεται για τον υπολογισμό της μηνιαίας απόδοσης το μήνα κατά τον οποίο ανακοινώνεται η κοπή του μερίσματος (όπως προκύπτει με βάση τον δείκτη DIVCD).

Για τον περιορισμό της ασυμμετρίας του δείγματος των αποδόσεων, θεωρούμε ως μέτρο της μηνιαίας απόδοσης κάθε μετοχής τη λογαριθμοποιημένη σχέση αναγωγής:

$$R'_{jt} = \ln(1 + R_{it}) = \ln \text{Σφάλμα!} \quad (3.2)$$

Η παραπάνω σχέση διατυπώνεται έτσι ώστε αν  $R_{it} = 0$  (μηδενική απόδοση) τότε  $R'_{jt} = 0$  (μηδενική ανηγμένη απόδοση).

Για τον έλεγχο της αποδοτικότητας των στρατηγικών αξίας, διαμορφώνονται χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση χρηματοοικονομικούς δείκτες, οι οποίοι υπολογίζονται σε ετήσια βάση (βλ. 3.3). Συνεπώς, οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίζονται σε ετήσια βάση ως το άθροισμα των ανηγμένων μηνιαίων αποδόσεων, δηλαδή:

$$AAR_{iT} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.3)$$

όπου  $AAR_{iT}$  είναι η ετήσια απόδοση (annual compounded return) της μετοχής  $i$  στο τέλος κάθε έτους  $T$  ( $T = 1992, 1993, \dots, 2002$ ).

Σημειώνεται ότι ως μήνας εκκίνησης κάθε έτους ( $t = 1$ ) λαμβάνεται ο Απρίλιος και όχι ο Ιανουάριος (fiscal year). Ο λόγος είναι ότι οι εταιρείες ανακοινώνουν τις οικονομικές τους καταστάσεις στο τέλος της διαχειριστικής τους περιόδου, η οποία κατά κανόνα είναι ο Δεκέμβριος. Συνεπώς, απαιτείται ένα διάστημα ορισμένων μηνών ώσπου η αγορά να ενσωματώσει το σύνολο των σχετικών πληροφοριών.

### 3.3 Υπολογισμός χρηματοοικονομικών δεικτών

Στα πλαίσια της εργασίας, διερευνώνται διάφοροι αριθμοδείκτες που σχετίζονται με την υιοθέτηση αντιτιθέμενων στρατηγικών, ήτοι ο λόγος τιμής προς κέρδος (P/E), οι μερισματικές αποδόσεις (DY), το μέγεθος των εταιριών και ο λόγος της λογιστικής προς τη χρηματιστηριακή αξία των μετοχών (MV/BV). Επιπλέον, εξετάζεται ο συντελεστής βήτα του μοντέλου CAPM, ως μέτρο του συστηματικού κινδύνου, καθώς και ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (D/E), εκφρασμένος με διάφορους τρόπους, ως μέτρο του ειδικού κινδύνου. Στη συνέχεια, δίνεται η ερμηνεία και περιγράφεται αναλυτικά ο τρόπος υπολογισμού των παραπάνω χρηματοοικονομικών δεικτών.

#### 3.3.1 Λόγος τιμής μετοχής προς κέρδη ανά μετοχή

Ο λόγος τιμής προς κέρδη ανά μετοχή, ο οποίος διεθνώς συμβολίζεται με P/E, υπολογίζεται διαιρώντας την τρέχουσα αξία μιας μετοχής με τα κατά μετοχή κέρδη της προηγούμενης ή της τρέχουσας χρήσεως (εφόσον αυτά είναι γνωστά), δηλαδή:

$$\text{Τιμή προς κέρδη ανά μετοχή} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.4)$$

Ο δείκτης αυτός δείχνει πόσες φορές διαπραγματεύεται μια μετοχή τα κέρδη του προηγούμενου έτους στο χρηματιστήριο, ή τι ποσό είναι διατεθειμένος να καταβάλει ένας επενδυτής για κάθε μονάδα κέρδους της επιχειρήσεως. Συγχρόνως, εκφράζει τον αριθμό των οικονομικών χρήσεων που

απαιτούνται για να παραχθούν κέρδη ίσα με την τρέχουσα αξία της μετοχής. Όσο μικρότερη είναι η τιμή του, τόσο ευνοϊκότερη κρίνεται η συγκυρία για αγορά μετοχής. Οι τιμές του δείκτη P/E που θεωρούνται ικανοποιητικές ποικίλλουν ανάλογα με τα δεδομένα του μακροοικονομικού περιβάλλοντος.

Τονίζεται ότι για να έχει έννοια η χρησιμοποίηση του P/E στη λήψη επενδυτικών αποφάσεων, αυτός θα πρέπει να υπολογίζεται με βάση τα προσδοκώμενα κέρδη. Ο λόγος για τον οποίο χρησιμοποιούνται τα κέρδη της επομένης χρήσεως για τον υπολογισμό του λόγου τιμής προς κέρδη (P/E) είναι ότι οι επενδυτές που αγοράζουν και πωλούν μια μετοχική αξία, προβαίνουν σε αυτή τους την ενέργεια βασιζόμενοι στα προσδοκώμενα κέρδη της επιχειρήσεως στο μέλλον. Στην πράξη όμως, επειδή η εκτίμηση των μελλοντικών κερδών είναι παρακινδυνευμένη, χρησιμοποιούνται τα πιο πρόσφατα ιστορικά κέρδη. Η προσέγγιση αυτή, ουσιαστικά, βασίζεται στην υπόθεση ότι το μέσο επίπεδο κερδών των επόμενων χρήσεων θα είναι ίσο μετά κέρδη του τελευταίου απολογιστικού έτους.

Στα πλαίσια της εργασίας, ο δείκτης P/E υπολογίστηκε διαιρώντας την τιμή της μετοχής στις 31 Δεκεμβρίου με τα κέρδη ανά μετοχή.

Ο υπολογισμός των κατά μετοχή κερδών (earnings per share, EPS) μιας επιχείρησης, η οποία έχει μόνο κοινές και προνομιούχες μετοχές (με ψήφο ή χωρίς ψήφο), βρίσκεται διαιρώντας το σύνολο των καθαρών κερδών της χρήσεως με τον μέσο αριθμό των μετοχών της που ήταν σε κυκλοφορία κατά τη διάρκεια αυτής, δηλαδή:

$$\text{Κέρδη ανά μετοχή} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.5)$$

Ο αριθμοδείκτης αυτός δείχνει το ύψος των καθαρών κερδών που αντιστοιχεί σε κάθε μετοχή της επιχείρησης και επηρεάζεται, τόσο από το συνολικό ύψος των κερδών της επιχειρήσεως όσο και από τον αριθμό των μετοχών της. Το μέγεθος αυτού του δείκτη αντανακλά την κερδοφορία δυναμικότητα μιας επιχείρησης όσον αφορά τη μια μετοχή της.

Είναι δύσκολο να γίνει σύγκριση μεταξύ των εταιρειών με βάση αυτόν τον δείκτη, καθώς οι επιχειρήσεις έχουν διαφορετικό αριθμό μετοχών. Επιπλέον, συγκρίσεις των κατά μετοχή κερδών της ίδιας επιχείρησης διαχρονικά πρέπει να γίνονται με προσοχή, διότι η τυχόν υπάρχουσα διαφορά μπορεί να οφείλεται σε μεταβολή της μερισματικής πολιτικής της επιχείρησης και όχι στη μείωση της κερδοφόρας δυναμικότητάς της.

Σε περίπτωση αύξησης του μετοχικού κεφαλαίου της εν λόγω επιχείρησης με καταβολή μετρητών και έκδοση νέων μετοχών, για να υπάρχει συνέπεια θα πρέπει να βρεθεί ο σταθμικός μέσος όρος του αριθμού των μετοχών που υπήρχαν κατά τη διάρκεια της χρήσης στην οποία πραγματοποιήθηκαν τα κέρδη της επιχείρησης. Αυτό συμβαίνει διότι τα κεφάλαια που προήλθαν από την αύξηση του κεφαλαίου συμμετείχαν στην παραγωγή κερδών από τη στιγμή που εισήλθαν στην επιχείρηση. Επομένως, ο νέος αριθμός μετοχών που βρίσκεται σε κυκλοφορία θα πρέπει να επηρεάσει το σύνολο των μετοχών της επιχείρησης κατά ένα ποσοστό, το οποίο εξαρτάται από τη χρονική διάρκεια που οι νέες μετοχές τέθηκαν σε κυκλοφορία.

Στα πλαίσια της εργασίας, ο αριθμός των μετοχών σε κυκλοφορία προσδιορίστηκε με τον ακόλουθο τρόπο:

$$\text{Προσαρμοσμένος αριθμός μετοχών} = \text{WCOMS} \times \text{Σφάλμα!} \quad (3.6)$$

Με τον τρόπο αυτό προκύπτει ένας προσαρμοσμένος αριθμός μετοχών που λαμβάνει υπόψη τις δωρεάν διανομές μετοχών (μέσω του δείκτη ADJSH) και τις αυξήσεις του μετοχικού κεφαλαίου με καταβολή μετρητών (μέσω του δείκτη WCOMS). Σημειώνεται ότι δε χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης COMSH που συνήθως λαμβάνεται υπόψη για τον υπολογισμό του αριθμού των μετοχών, διότι ο εν

λόγω δείκτης περιλαμβάνει το άθροισμα των διαφόρων ειδών μετοχών των εταιρειών, ήτοι κοινών και προνομιούχων, ενώ στην εργασία αποκλείονται εξ αρχής οι προνομιούχες μετοχές.

Όσον αφορά τον υπολογισμό των καθαρών κερδών της επιχείρησης, αυτός προέκυψε ως η διαφορά των αποτελεσμάτων της χρήσης προ φόρων με τους φόρους, δηλαδή EBIT1 – TAX1.

### 3.3.2 Μερισματική απόδοση

Η τρέχουσα μερισματική απόδοση (dividend yield) καταδεικνύει την απόδοση που απολαμβάνουν οι επενδυτές από τα μερίσματα των μετοχών στις οποίες έχουν τοποθετήσει τα κεφάλαιά τους, και βρίσκεται διαιρώντας το μέρισμα ανά μετοχή με την τιμή της μετοχής στο χρηματιστήριο, δηλαδή:

$$\text{Μερισματική Απόδοση} = 100 \times \text{Σφάλμα!} \quad (3.7)$$

Η μερισματική απόδοση δείχνει το πόσο συμφέρουσα είναι η επένδυση σε μετοχές μιας δεδομένης επιχειρήσεως, όταν κάποιος τις αγοράζει σε μια δεδομένη στιγμή στην τρέχουσα χρηματιστηριακή τους αξία. Όσο μεγαλύτερη είναι η μερισματική απόδοση μιας μετοχής τόσο πιο ελκυστική είναι η μετοχή για τους επενδυτές. Σύγκριση της μερισματικής απόδοσης μιας επιχειρήσεως με τη μερισματική απόδοση άλλων επιχειρήσεων δείχνει τη σχετική σπουδαιότητα αυτής. Οι μερισματικές αποδόσεις διαφόρων επιχειρήσεων διαφέρουν σημαντικά μεταξύ τους και τούτο διότι το ύψος των μερισμάτων που καταβάλλει κάθε μία εξαρτάται από τη μερισματική πολιτική που ακολουθεί.

Στα πλαίσια της εργασίας, η μερισματική απόδοση υπολογίστηκε ως το πηλίκo του προσαρμοσμένου μερίσματος ανά μετοχή (όπως δίνεται από τον δείκτη DIVAD) προς την τιμή της μετοχής στις 31 Δεκεμβρίου κάθε έτους.

### 3.3.3 Δείκτης μεγέθους εταιριών

Ο δείκτης μεγέθους των εταιρειών (size) θεωρείται ότι είναι η χρηματιστηριακή αξία κάθε εταιρείας και υπολογίζεται ως το γινόμενο της τιμής της μετοχής επί τον αριθμό των μετοχών. Η χρηματιστηριακή αξία της κάθε εταιρείας παρέχεται και από τα δεδομένα της FINANCE ως η χρονοσειρά COCAP. Η συγκεκριμένη χρονοσειρά όμως δε χρησιμοποιήθηκε στην εργασία μας, διότι σε περίπτωση που η εταιρεία διαθέτει περισσότερες του ενός τύπου μετοχές η παραπάνω χρονοσειρά είναι το άθροισμα του αριθμού μετοχών του κάθε τύπου επί την χρηματιστηριακή τιμή, ενώ στην ανάλυσή μας λαμβάνουμε υπόψη μόνο τις κοινές μετοχές. Συνεπώς, η χρηματιστηριακή αξία υπολογίστηκε με βάση τα πρωτογενή δεδομένα, ήτοι η τιμή κάθε μετοχής στο τέλος του χρόνου και ο προσαρμοσμένος αριθμός των μετοχών όπως έχει υπολογιστεί παραπάνω (σχέση 3.6), δηλαδή :

$$\text{Χρηματιστηριακή Αξία} = \text{Τιμή μετοχής } 31/12 \times \text{Προσαρμοσμένος αριθμός μετοχών} \quad (3.8)$$

### 3.3.4 Λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία

Ο δείκτης χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία είναι το πηλίκo της χρηματιστηριακής αξίας (market value) προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων (book value) κάθε εταιρείας. Ο δείκτης αυτός δείχνει τη μεταξύ τους σχέση, δηλαδή το πόσες φορές διαπραγματεύεται η χρηματιστηριακή τιμή της μετοχής την εσωτερική της αξία και παρέχει ένδειξη για το αν η τιμή της μετοχής στη χρηματιστηριακή αγορά είναι υποτιμημένη ή υπερτιμημένη σε σχέση με την αξία της στα λογιστικά βιβλία. Η χρηματιστηριακή αξία κάθε εταιρείας υπολογίζεται όπως αναφέρθηκε παραπάνω, ενώ η λογιστική αξία παρέχεται από τα δεδομένα της FINANCE ως το σύνολο των ιδίων κεφαλαίων TOTEQ.

### 3.3.5 Δείκτης δανειακής επιβάρυνσης

Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης κάθε επιχείρησης αναφέρεται στη διάρθρωση των κεφαλαίων της, από που αντλεί δηλαδή κεφάλαια για τη χρηματοδότηση των επενδύσεών της στο σύνολο των ενεργητικών της στοιχείων. Ο δείκτης αυτός, γενικά, δείχνει το βαθμό που εξαρτάται μια επιχείρηση από ξένους επενδυτές και τον κίνδυνο που ελλοχεύει για πτώχευση, σε περίπτωση που δεν υπάρχει η απαιτούμενη ρευστότητα για την πληρωμή των υποχρεώσεων της που λήγουν (default risk). Από αυτήν την άποψη, ο εν λόγω δείκτης μπορεί να θεωρηθεί ως μέτρο του ειδικού κινδύνου της επιχείρησης.

Στην παρούσα εργασία, ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης υπολογίστηκε με έξι διαφορετικούς τρόπους για την εξέταση της ενδεχόμενης επίδρασής του στον τρόπο διαμόρφωσης των χαρτοφυλακίων. Πρώτα, υπολογίστηκε ως ο λόγος των δανειακών κεφαλαίων της επιχείρησης προς τα σύνολο των ιδίων κεφαλαίων όπως αυτά εκφράζονται από τη λογιστική τους αξία. Ο δείκτης αυτός χρησιμοποιείται για να διαπιστωθεί εάν υπάρχει υπερδανεισμός ή όχι σε μια επιχείρηση και παρέχει μια ένδειξη της ασφάλειας που προσφέρει η επιχείρηση στους δανειστές της. Ο εν λόγω δείκτης υπολογίστηκε με τρεις τρόπους:

(α) ως ο λόγος των βραχυπρόθεσμων υποχρεώσεων μιας επιχείρησης προς το σύνολο των ιδίων κεφαλαίων, δηλαδή:

$$\text{Δανειακή επιβάρυνση} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.9)$$

(β) ως ο λόγος των μακροπρόθεσμων υποχρεώσεων μιας επιχείρησης προς το σύνολο των ιδίων κεφαλαίων, δηλαδή:

$$\text{Δανειακή επιβάρυνση} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.10)$$

(γ) ως ο λόγος του συνόλου των υποχρεώσεων (βραχυπρόθεσμες και μακροπρόθεσμες) μιας επιχείρησης προς το σύνολο των ιδίων κεφαλαίων, δηλαδή:

$$\text{Δανειακή επιβάρυνση} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.11)$$

Οι βραχυπρόθεσμες υποχρεώσεις παρέχονται από τα δεδομένα της FINANCE ως η χρονοσειρά STL, οι μακροπρόθεσμες παρέχονται ως η χρονοσειρά LTLIT, το σύνολο των υποχρεώσεων παρέχεται ως η χρονοσειρά TOLIA, ενώ το σύνολο των ιδίων κεφαλαίων, όπως προαναφέρθηκε, παρέχεται ως η χρονοσειρά TOTEQ.

Στη συνέχεια, ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης υπολογίστηκε και ως ο λόγος του συνόλου των υποχρεώσεων μιας επιχείρησης προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού της, δηλαδή:

$$\text{Δανειακή επιβάρυνση} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.12)$$

Για τον υπολογισμό του δείκτη το σύνολο των υποχρεώσεων υπολογίστηκε, όπως και στην προηγούμενη περίπτωση, ως η χρονοσειρά TOLIA, και η λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού κάθε επιχείρησης υπολογίστηκε ως η χρονοσειρά TOTLI.

Ο λόγος του συνόλου των ξένων κεφαλαίων προς το σύνολο του ενεργητικού παρουσιάζει το ποσοστό των περιουσιακών στοιχείων που έχει χρηματοδοτηθεί από τους βραχυπρόθεσμους και μακροπρόθεσμους πιστωτές της επιχείρησης. Είναι σαφές ότι καθώς αυξάνει το ποσοστό των ενεργητικών στοιχείων που στηρίζεται από ξένα κεφάλαια, αυξάνεται και ο κίνδυνος χρεοκοπίας της επιχείρησης. Επίσης είναι γνωστό ότι η χρησιμοποίηση ξένων κεφαλαίων ενισχύει την αποτελεσματικότητα της επιχείρησης, υπό την προϋπόθεση ότι το μέσο πραγματικό κόστος τους υπολείπεται της αποδοτικότητας των συνολικών κεφαλαίων. Για την ευρωστία λοιπόν της επιχείρησης είναι απαραίτητη η εύρεση μιας άριστης κεφαλαιακής σχέσης, η οποία όμως διαφέρει από επιχείρηση σε επιχείρηση και δεν υπάρχει θεωρητικός προσδιορισμός για αυτήν.

Στη συνέχεια, ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης υπολογίστηκε όπως στην έρευνα των *Fama and French* (1992), δηλαδή με δύο ακόμη τρόπους, πρώτον ως ο λόγος του συνόλου του ενεργητικού προς την λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων (total assets / book value), και δεύτερον ως ο λόγος του συνόλου του ενεργητικού προς την χρηματιστηριακή αξία των ιδίων κεφαλαίων (total assets / market value). Στην παρούσα ανάλυση, ο δείκτης αυτός υπολογίστηκε:

(α) ως ο λόγος της λογιστικής αξίας των ιδίων κεφαλαίων, όπως παρέχεται από τη χρονοσειρά TOTEQ, προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού, όπως παρέχεται από τη χρονοσειρά TOTLI (book value / book total assets), δηλαδή:

$$\text{Δανειακή επιβάρυνση} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.13)$$

(β) ως ο λόγος της χρηματιστηριακής αξίας της επιχείρησης προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού (market value / book total assets), δηλαδή:

$$\text{Δανειακή επιβάρυνση} = \text{Σφάλμα!} \quad (3.14)$$

Ο δείκτης των ιδίων κεφαλαίων προς τα συνολικά κεφάλαια δείχνει το ποσοστό του συνόλου του ενεργητικού μιας επιχείρησης, που έχει χρηματοδοτηθεί από τους φορείς της. Ο δείκτης αυτός εμφανίζει την οικονομική δύναμη της επιχείρησης, αντανακλώντας τη μακροχρόνια ρευστότητά της με το να παρέχει ένδειξη για την ύπαρξη ή όχι πίεσεως για την εξόφληση και εξυπηρέτηση των υποχρεώσεών της. Ένας υψηλός δείκτης δείχνει ότι υπάρχει μικρή πιθανότητα οικονομικής δυσκολίας για την εξόφληση των υποχρεώσεων μιας επιχείρησης. Αντίθετα, ένας πολύ χαμηλός δείκτης αποτελεί ένδειξη μιας πιο επικίνδυνης καταστάσεως λόγω της πιθανότητας να προκύψουν μεγάλες ζημιές στην επιχείρηση, των οποίων το βάρος για την κάλυψη θα φέρουν τα ίδια κεφάλαια.

Αξιοσημείωτο είναι ότι για τον υπολογισμό του συγκεκριμένου δείκτη δεν συμπεριλήφθηκε το σύνολο των εταιρειών που είναι εισηγμένες στο ΧΑΑ. Το γεγονός αυτό προκύπτει από τη φύση του δείκτη και το είδος των εργασιών που επιτελούν οι επιχειρήσεις. Για παράδειγμα, οι τράπεζες αντλούν σχεδόν το σύνολο των κεφαλαίων τους από τις καταθέσεις αλλά αυτό δεν είναι κάτι μεμπτό, διότι αυτός είναι ο ρόλος τους να δανείζονται κεφάλαια και στην συνέχεια να δανείζουν εκείνους που τα έχουν ανάγκη. Δεν είναι δυνατό λοιπόν να γίνει σύγκριση μεταξύ του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης μιας τράπεζας και μιας οποιασδήποτε επιχείρησης, τα συμπεράσματα θα είναι εσφαλμένα. Στην περίπτωση της τράπεζας, ο πραγματικός δείκτης δανειακής επιβάρυνσης εκφράζεται με διαφορετικό τρόπο από ότι στις άλλες επιχειρήσεις. Όμως, το είδος της ανάλυσης που χρησιμοποιείται στην παρούσα εργασία με τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων σύμφωνα με έναν κοινό δείκτη για όλες τις εταιρείες, δεν μας επιτρέπει να χρησιμοποιήσουμε διαφορετικά υπολογισμένους δείκτες για κάθε κλάδο ανάλογα με τις ιδιαιτερότητες τους και για αυτό το λόγο ορισμένοι κλάδοι δεν συμπεριλήφθηκαν στο δείγμα για τον υπολογισμό του συγκεκριμένου δείκτη. Οι κλάδοι αυτοί είναι ο κλάδος των τραπεζών, των ασφαλειών, των επενδύσεων και της χρηματοδοτικής μίσθωσης.

### 3.3.6 Συντελεστής βήτα

Σύμφωνα με το υπόδειγμα CAPM, η απόδοση  $R_i$  κάθε μετοχής  $i$  θεωρείται γραμμική συνάρτηση της απόδοσης του δείκτη  $R_m$ , δηλαδή:

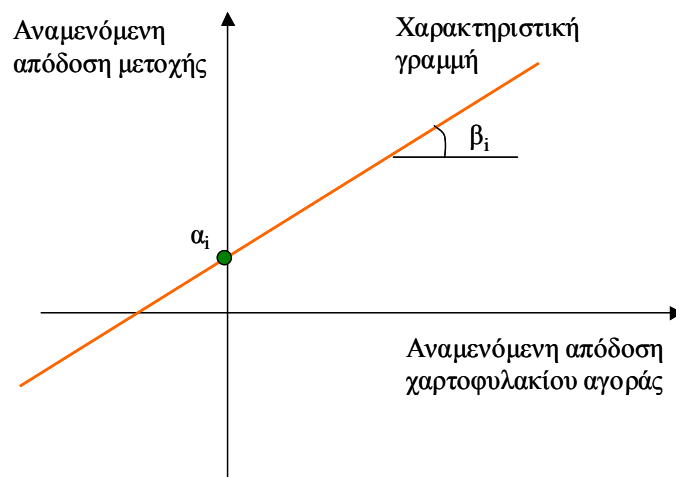
$$R_i = a_i + b_i R_m \quad (3.15)$$

Αν υποθέσουμε ότι το υπόδειγμα της αγοράς ίσχυε για  $t = 1, \dots, T$  περιόδους στο παρελθόν, τότε μπορούμε να εκτιμήσουμε τις παραμέτρους  $a$  και  $b$  μέσω γραμμικής παλινδρόμησης. Για το σκοπό αυτό, χρησιμοποιούμε τη μέθοδο των κανονικών ελαχίστων τετραγώνων (ordinary least squares, OLS) για τις χρονολογικές σειρές των αποδόσεων της μετοχής (εξαρτημένη μεταβλητή) και των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς (ανεξάρτητη μεταβλητή). Συγκεκριμένα, για κάθε χρονική στιγμή  $t$  διαμορφώνουμε τη σχέση:

$$R_{it} = a_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (3.16)$$

όπου  $R_{it}$  η απόδοση μιας μετοχής  $i$  στο χρόνο  $t$ ,  $R_{mt}$  η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο χρόνο  $t$ ,  $a_i$  η εκτίμηση της παραμέτρου  $a$  για τη μετοχή  $i$  (η οποία εκφράζει τη απόδοση της εν λόγω μετοχής για απόδοση της αγοράς ίση με μηδέν),  $\beta_i$  η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για τη μετοχή  $i$ , και  $e_{it}$  η τυχαία απόκλιση της απόδοσης της μετοχής  $i$  από τη γραμμή παλινδρόμησης τον χρόνο  $t$ .

Η σχέση (3.15), η οποία συνιστά τη γνωστή ευθεία ελαχίστων τετραγώνων, καλείται *χαρακτηριστική γραμμή* (characteristic line). Προφανώς, αφού η χαρακτηριστική γραμμή είναι ευθεία, μπορεί να περιγραφεί πλήρως από την κλίση της  $\beta_i$  και το σημείο στο οποίο τέμνει τον κάθετο άξονα  $a_i$  (βλ. Σχήμα 2.1).



Σχήμα 3.1: Χαρακτηριστική γραμμή.

Ο συντελεστής  $\beta_i$ , ο οποίος εκφράζει τη σχέση επικινδυνότητας μιας μετοχής με το σύνολο της αγοράς, είναι η κλίση της χαρακτηριστικής γραμμής και εκτιμάται από τη σχέση:

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}[R_{it}, R_{mt}]}{\text{Var}[R_{mt}]} = \Sigma\text{φά}\lambda\mu\alpha! \quad (3.17)$$

όπου  $\text{Cov}[R_{it}, R_{mt}]$  είναι η συνδιακύμανση της απόδοσης της μετοχής με την απόδοσης της αγοράς και  $\text{Var}[R_{mt}] = \sigma^2(R_{mt})$  είναι η διασπορά της απόδοσης της αγοράς, η οποία αποτελεί μέτρο του κινδύνου αυτής.

Ο συντελεστής  $\beta_i$  αποτελεί μέτρο του κινδύνου της μετοχής  $i$  στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς ως προς τον συνολικό κίνδυνο. Με άλλα λόγια, εκφράζει την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής  $R_i$  στις μετακινήσεις της αποδόσεως του χαρτοφυλακίου της αγοράς  $R_m$ .

Η τιμή του βήτα μπορεί να χρησιμεύσει ως κριτήριο επιλογής μιας επενδυτικής στρατηγικής. Όταν η τιμή του βήτα μιας μετοχής είναι μεγαλύτερη από τη μονάδα ( $\beta_i > 1$ ), αυτό σημαίνει ότι η συγκεκριμένη μετοχή είναι πιο επικίνδυνη από το σύνολο της αγοράς και η επένδυση σε αυτήν θεωρείται επιθετική. Αντίστοιχα, όταν η τιμή του συντελεστή βήτα μιας μετοχής είναι μικρότερη από τη μονάδα ( $\beta_i < 1$ ), αυτό σημαίνει ότι η μετοχή είναι λιγότερο επικίνδυνη από το σύνολο της αγοράς και η επένδυση σε αυτήν τη μετοχή θεωρείται αμυντική. Είναι προφανές ότι οι επενδυτές προτιμούν να επενδύουν σε επιθετικά χρεόγραφα όταν η αγορά ανεβαίνει και σε αμυντικά χρεόγραφα όταν η αγορά πέφτει.

Αξιοσημείωτο είναι οι τιμές του συντελεστή βήτα σπανίως είναι αρνητικές, και το γεγονός αυτό οφείλεται στην κυρίως θετική συνδιακύμανση των αποδόσεων των μετοχών του χρηματιστηρίου,



δηλαδή  $\text{Cov}[R_{it}, R_{mt}] > 0$ . Μια μετοχή με αρνητικό βήτα υποδηλώνει θετικές μεταβολές όταν οι μεταβολές της αγοράς είναι αρνητικές και αντίστροφα. Προφανώς, η εισαγωγή μιας τέτοιας μετοχής σε ένα διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο πραγματικά μειώνει τον κίνδυνο, δεδομένου ότι λειτουργεί αντισταθμιστικά.

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα βασίζονται σε ιστορικά δεδομένα. Στην περίπτωση αυτή υποτίθεται ότι η ιστορική σχέση με την αγορά θα παραμείνει σταθερή. Η σταθερότητα των συντελεστών βήτα έχει ελεγχθεί από πολλές μελέτες. Πάντως, για να προκύπτουν αξιόπιστα αποτελέσματα θα πρέπει να χρησιμοποιούνται τεχνικές που λαμβάνουν υπόψη τη διαχρονική μεταβολή των βήτα.

Στα πλαίσια της εργασίας, οι συντελεστές βήτα υπολογίστηκαν για κάθε έτος ξεχωριστά, με βάση τις αποδόσεις των μετοχών και τις αντίστοιχες αποδόσεις του γενικού δείκτη στο τέλος κάθε μήνα. Για τον υπολογισμό των παραπάνω αποδόσεων δεν ελήφθησαν υπόψη τα μερίσματα, δηλαδή στη σχέση (3.1) θεωρήθηκε  $D_{it} = 0$ . Αυτό έγινε για λόγους συνέπειας, δεδομένου ότι οι τιμές του γενικού δείκτη που ανακτήθηκαν από τη DATASTREAM δεν ήταν προσαρμοσμένες για τη μερισματική απόδοση.

### 3.4 Μεθοδολογία ανάλυσης δεδομένων

#### 3.4.1 Μεθοδολογία ανάλυσης χαρτοφυλακίων

Στόχος της εν λόγω ανάλυσης είναι η διερεύνηση των διαφορών των μέσων ετήσιων αποδόσεων υποθετικών χαρτοφυλακίων, τα οποία διαμορφώνονται με εφαρμογή στρατηγικών αξίας και στρατηγικών ανάπτυξης. Ο καθορισμός της εκάστοτε στρατηγικής γίνεται βάσει των διαφόρων χρηματοοικονομικών δεικτών που έχουν υπολογιστεί στα πλαίσια της εργασίας, ήτοι του λόγου τιμής προς κέρδος (P/E), του λόγου λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία (MV/BV), του μεγέθους των εταιρειών εκφρασμένου μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας (MV), της μερισματικής απόδοσης (DY), του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης (D/E) και των συντελεστών βήτα του μοντέλου CAPM.

Συγκεκριμένα, για κάθε ζεύγος χαρτοφυλακίων που διαμορφώνεται με βάση κάθε δείκτη και για κάθε έτος, πραγματοποιούνται δύο ειδών έλεγχοι:

- (α) έλεγχος ως προς τη διαφορά των μέσων τιμών, ώστε να τεκμηριώσουμε αν οι υψηλότερες αποδόσεις που μπορεί να προσφέρουν τα χαρτοφυλάκια στρατηγικής αξίας σε σχέση με χαρτοφυλάκια που επενδύουν σε στρατηγικές ανάπτυξης είναι στατιστικά σημαντικές, και
- (β) έλεγχος ως προς τη διαφορά των διασπορών, ώστε να τεκμηριώσουμε αν τα αποτελέσματα της προηγούμενης υπόθεσης δεν εξηγούνται από την ανάληψη μεγαλύτερου κινδύνου αλλά αποκλειστικά από παράγοντες ανωμαλίας της αγοράς.

Η διαδικασία που εφαρμόζεται για την ανάλυση των χαρτοφυλακίων έχει ως εξής:

**Βήμα 1ο:** Διαμορφώνονται δείγματα εταιρειών που περιλαμβάνουν την ετήσια απόδοση της μετοχής κάθε εταιρείας και τον αντίστοιχο χρηματοοικονομικό δείκτη του προηγούμενου έτους. Με τον τρόπο αυτό προκύπτουν 11 δείγματα, ένα για κάθε έτος από το 1992 έως το 2002.

**Βήμα 2ο:** Κάθε δείγμα ταξινομείται κατά αύξουσα ή φθίνουσα σειρά (ανάλογα με την περίπτωση), με βάση τις τιμές του αντίστοιχου χρηματοοικονομικού δείκτη.

**Βήμα 3ο:** Κάθε ταξινομημένο δείγμα χωρίζεται σε τρία ίσου μεγέθους υπο-δείγματα, κάθε ένα από τα οποία συνιστά ένα ξεχωριστό χαρτοφυλάκιο. Με τον τρόπο αυτό προκύπτουν συνολικά  $3 \times 11 = 33$  χαρτοφυλάκια για κάθε δείκτη. Σημειώνεται ότι το πρώτο χαρτοφυλάκιο αντιστοιχεί πάντοτε στην εφαρμογή στρατηγικών αξίας, ενώ το τρίτο αντιστοιχεί στην εφαρμογή στρατηγικών ανάπτυξης.

**Βήμα 4ο:** Για κάθε χαρτοφυλάκιο  $j$ , υπολογίζεται η μέση τιμή  $\mu_j$ , και η διασπορά  $\sigma_j^2$  της ετήσιας απόδοσης AAR των μετοχών που περιλαμβάνονται σε αυτό.

**Βήμα 5ο:** Πραγματοποιείται έλεγχος ως προς τη σημαντικότητα της διαφοράς των μέσων τιμών μεταξύ του πρώτου και του τρίτου χαρτοφυλακίου, με βάση τη μεθοδολογία που περιγράφεται στην ενότητα 3.5.4. Ο έλεγχος είναι μονόπλευρος, έτσι ώστε να διαπιστωθεί αν οι στρατηγικές αξίας δημιουργούν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τις στρατηγικές ανάπτυξης. Συγκεκριμένα, ο έλεγχος υποθέσεων διατυπώνεται ως εξής:

$$H_0: \mu_1 = \mu_3$$

$$H_1: \mu_1 > \mu_3$$

Στην περίπτωση που απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση προχωρούμε στο βήμα 6, ώστε να εξετάσουμε αν η στατιστικά σημαντική διαφορά στις μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων προϋποθέτει την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου ή όχι.

**Βήμα 6ο:** Πραγματοποιείται έλεγχος ως προς τη σημαντικότητα της διαφοράς των διασπορών μεταξύ του πρώτου και του τρίτου χαρτοφυλακίου, με βάση τη μεθοδολογία που περιγράφεται στην ενότητα 3.5.5. Ομοίως με προηγούμενως, ο έλεγχος υποθέσεων διατυπώνεται ως εξής:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$$

Εφόσον η διαφορά των διασπορών είναι στατιστικά σημαντική, η μεγαλύτερη απόδοση του χαρτοφυλακίου που αντιστοιχεί στην εφαρμογή στρατηγικών αξίας προϋποθέτει την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου σε σχέση με αυτή του χαρτοφυλακίου που διαμορφώνεται με εφαρμογή στρατηγικών ανάπτυξης.

### 3.4.2 Μεθοδολογία ανάλυσης ομάδας δεδομένων

Επιπλέον της ανάλυσης των χαρτοφυλακίων, και με σκοπό την περαιτέρω διερεύνηση των στατιστικά σημαντικών παραγόντων που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών, γίνεται ταυτόχρονη *ανάλυση ομάδας δεδομένων* (panel data analysis), δηλαδή ανάλυση των δεδομένων διαχρονικά (για κάθε έτος) και διαστρωματικά (για κάθε εταιρεία). Για το σκοπό αυτό, στο σύνολο των δεδομένων προσαρμόζεται ένα στατιστικό μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης χρονοσειρών, με εξαρτημένη μεταβλητή την ετήσια απόδοση των μετοχών. Ως ανεξάρτητες μεταβλητές (μεταβλητές εξήγησης) του μοντέλου χρησιμοποιούνται οι χρηματοοικονομικοί δείκτες που εξετάζονται, ήτοι ο λόγος τιμής προς κέρδος (P/E), η μερισματική απόδοση (DY), ο λόγος λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία (MV/BV), ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (D/E) και ο συντελεστή βήτα.

Η γενική μορφή του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης είναι:

$$y_{it} = \beta_0 + \mathbf{\Sigma\phi\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} + e_{it} \quad (3.18)$$

όπου:  $y_{it}$  η απόδοση της μετοχής κάθε εταιρείας  $i$  για κάθε έτος  $t$ ,

$x_{it-1j}$  οι ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου, ήτοι οι χρηματοοικονομικοί δείκτες (π.χ., P/E, DY, κλπ.) κάθε εταιρείας  $i$ , οι οποίοι αναφέρονται στο προηγούμενο έτος  $t-1$ ,

$\beta_0$  η σταθερά του μοντέλου,

$\beta_j$  οι συντελεστές κάθε ανεξάρτητης μεταβλητής του μοντέλου,

$e_{it}$  τα κατάλοιπα (σφάλμα μοντέλου),

$n$  το πλήθος των εταιρειών ( $n = 260$ ),

$T$  το πλήθος των ετών ( $T = 10$ ),

$m$  το πλήθος των ανεξάρτητων μεταβλητών του μοντέλου.

Τα βασικά στοιχεία σχετικά με τη θεωρία της γραμμικής παλινδρόμησης πολλών μεταβλητών δίνονται στην ενότητα 3.6.

Η διαδικασία που εφαρμόζεται για την ανάλυση των δεδομένων, η οποία γίνεται μέσω του προγράμματος E-Views, έχει ως εξής:

**Βήμα 1ο:** Οργανώνεται το σύνολο των διαθέσιμων δεδομένων, το οποίο περιέχει τις ετήσιες χρονοσειρές όλων των μεταβλητών του μοντέλου για το σύνολο των 260 εταιρειών του δείγματος.

**Βήμα 2ο:** Ορίζονται η εξαρτημένη (ετήσιες αποδόσεις) και οι ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης. Κάθε συνδυασμός των ανεξάρτητων μεταβλητών συνιστά ένα σενάριο παλινδρόμησης.

**Βήμα 3ο:** Εκτιμώνται οι παράμετροι (συντελεστές)  $\beta_j$  του μοντέλου μέσω της τυπικής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS), θεωρώντας κατ' αρχήν ότι τα σφάλματα είναι ομοσκεδαστικά (βλ. 3.6.1).

**Βήμα 4ο:** Ελέγχεται η δομή των σφαλμάτων μέσω του πίνακα συσχετίσεων (covariance matrix) των καταλοίπων. Εφόσον τα διαγώνια στοιχεία του πίνακα (ήτοι οι διασπορές των καταλοίπων) διαφέρουν μεταξύ τους, τα σφάλματα είναι ετεροσκεδαστικά (βλ. 3.6.4). Επιπλέον, εφόσον τα μη διαγώνια στοιχεία είναι μη μηδενικά, τα σφάλματα του μοντέλου είναι συσχετισμένα μεταξύ τους (βλ. 3.6.6).

**Βήμα 5ο:** Αν τα σφάλματα του μοντέλου είναι ετεροσκεδαστικά (γεγονός που ισχύει πρακτικά σε όλες τις περιπτώσεις), τότε η εκτίμηση των παραμέτρων  $\beta_j$  γίνεται μέσω του γενικευμένου μοντέλου ελαχίστων τετραγώνων (GLS), όπως περιγράφεται στην ενότητα 3.6.5. Αυτό σημαίνει ότι για κάθε παρατήρηση, όλες οι μεταβλητές του μοντέλου πολλαπλασιάζονται με το αντίστροφο της τυπικής απόκλισης του σφάλματος της αντίστοιχης παρατήρησης.

**Βήμα 6ο:** Μετά την εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου, ελέγχεται η σημαντικότητα κάθε ενός από τους συντελεστές του, με βάση τη μεθοδολογία που περιγράφεται στην ενότητα 3.6.3. Εξ ορισμού, ο έλεγχος υποθέσεων στο E-Views διατυπώνεται ως:

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

Το πρόγραμμα υπολογίζει την τιμή της ελεγχοσυνάρτησης  $t_0$ , σύμφωνα με τη σχέση (3.47), καθώς και την πιθανότητα  $P(t_0)$  που αντιστοιχεί στην τιμή αυτή. Υπενθυμίζεται ότι όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή της  $t_0$ , ή αντίστροφα όσο μικρότερη είναι η  $P(t_0)$ , τόσο μικρότερη είναι η πιθανότητα μη απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης. Εάν  $\alpha$  είναι το επίπεδο εμπιστοσύνης που επιλέγεται, τότε η ενσωμάτωση του συντελεστή  $\beta_j$  στο μοντέλο παλινδρόμησης θεωρείται στατιστικά σημαντική εφόσον  $P(t_0) < \alpha$ .

**Βήμα 7ο:** Διερευνάται η προσαρμογή του μοντέλου παλινδρόμησης μέσω του συντελεστή προσδιορισμού (βλ. 3.6.2), και ελέγχεται η καταλληλότητα της παλινδρόμησης, μέσω του στατιστικού ελέγχου που περιγράφεται στην ενότητα 3.6.3. Εξ ορισμού, ο έλεγχος υποθέσεων στο E-Views διατυπώνεται ως:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0 \text{ για τουλάχιστον ένα } j$$

Το πρόγραμμα υπολογίζει την τιμή της ελεγχοσυνάρτησης  $F_0$ , σύμφωνα με τη σχέση (3.46), καθώς και την πιθανότητα  $P(F_0)$  που αντιστοιχεί στην τιμή αυτή. Υπενθυμίζεται ότι όσο μεγαλύτερη είναι η

τιμή της  $F_0$ , ή αντίστροφα όσο μικρότερη είναι η  $P(F_0)$ , τόσο μικρότερη είναι η πιθανότητα μη απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης. Εάν  $\alpha$  είναι το επίπεδο εμπιστοσύνης που επιλέγεται, τότε η καταλληλότητα του μοντέλου παλινδρόμησης θεωρείται στατιστικά σημαντική εφόσον  $P(F_0) < \alpha$ .

Τέλος, γίνεται ο στατιστικός έλεγχος Durbin-Watson ως προς την ύπαρξη θετικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων (βλ. 3.6.6).

### 3.5 Έλεγχος στατιστικών υποθέσεων

Ο έλεγχος στατιστικών υποθέσεων, ο οποίος αποτελεί εφαρμογή του κλάδου της θεωρίας αποφάσεων, συνιστά το βασικό μαθηματικό εργαλείο για το πρώτο σκέλος των αναλύσεων που θα πραγματοποιηθούν, ήτοι των αναλύσεων των χαρτοφυλακίων. Στη συνέχεια, δίνονται οι βασικοί ορισμοί και οι μαθηματικοί τύποι που χρησιμοποιούνται στις αναλύσεις. Η σχετική θεωρία έχει ληφθεί από εγχειρίδια στατιστικής (*Hines and Montgomery*, 1990, pp. 288-352. *Judge et al.*, 1988, pp. 92-104).

#### 3.5.1 Ορισμοί

Μια στατιστική υπόθεση είναι μια υπόθεση σχετικά με τις τιμές μιας ή περισσότερων παραμέτρων ενός στατιστικού μοντέλου, το οποίο περιγράφεται από μια συνάρτηση κατανομής. Ο έλεγχος μιας υπόθεσης είναι μια δισήμαντη στατιστική διαδικασία που οδηγεί είτε στην απόρριψη είτε στην αποδοχή (ακριβέστερα μη απόρριψη) της υπόθεσης.

*Μηδενική υπόθεση* (null hypothesis), η οποία συμβολίζεται με  $H_0$ , ονομάζεται η υπόθεση που ελέγχεται. Συνήθως πρόκειται για μια υπόθεση της μορφής  $\theta = \theta_0$ , όπου  $\theta$  μια παράμετρος που συνδέεται με την κατανομή μιας τυχαίας μεταβλητής και  $\theta_0$  μια συγκεκριμένη αριθμητική τιμή. Τονίζεται ότι η υπόθεση αναφέρεται πάντοτε στις παραμέτρους ή τη συνάρτηση κατανομής ενός πληθυσμού, και όχι στις ιδιότητες ενός συγκεκριμένου δείγματος.

*Εναλλακτική υπόθεση* (alternative hypothesis), η οποία συμβολίζεται με  $H_1$ , καλείται μια δεύτερη υπόθεση που δεν πρέπει να συναληθεύει με τη μηδενική. Η εν λόγω υπόθεση μπορεί να είναι είτε *απλή*, όπως  $\theta = \theta_0$ , είτε *σύνθετη*, όπως  $\theta \neq \theta_0$ ,  $\theta > \theta_0$ ,  $\theta < \theta_0$ .

*Συνάρτηση ελέγχου* (test function), η οποία συμβολίζεται με  $Q$ , είναι μια κατάλληλα επιλεγμένη στατιστική συνάρτηση του εξεταζόμενου δείγματος που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο.

*Κρίσιμη περιοχή* (critical region) ή *περιοχή απόρριψης* (rejection region), η οποία συμβολίζεται με  $R_c$ , είναι ένα διάστημα πραγματικών αριθμών που όταν βρίσκεται μέσα σε αυτό η τιμή της  $Q$  τότε απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση.

*Μονόπλευρος* (one-side) λέγεται ένας έλεγχος όταν η εναλλακτική υπόθεση είναι της μορφής  $\theta > \theta_0$  ή  $\theta < \theta_0$ . Στην περίπτωση αυτή, η περιοχή απόρριψης είναι μια ημιευθεία της μορφής  $q > q_c$  ή  $q < q_c$ , αντίστοιχα.

*Αμφίπλευρος* (two-side) λέγεται ένας έλεγχος όταν η εναλλακτική υπόθεση είναι της μορφής  $\theta \neq \theta_0$ . Στην περίπτωση αυτή, η περιοχή απόρριψης αποτελείται από δύο ημιευθείες,  $q < q_L$  και  $q > q_U$ .

*Παραμετρικός* (parametric) λέγεται ένας έλεγχος που μπορεί να εφαρμοστεί μόνο για συγκεκριμένο τύπο συνάρτησης κατανομής του πληθυσμού.

*Μη παραμετρικός* (non-parametric) λέγεται ένας έλεγχος που μπορεί να εφαρμοστεί για οποιοδήποτε τύπο συνάρτησης κατανομής του πληθυσμού.

*Κανόνας απόφασης* (decision rule) είναι ο κανόνας βάσει του οποίου απορρίπτουμε ή όχι τη μηδενική υπόθεση. Συνήθως, ένας κανόνας απόφασης εκφράζεται ως εξής:

απορρίπτουμε την  $H_0$  αν  $q \in R_c$

Επειδή η εφαρμογή του κανόνα απόφασης σχετικά με τις ιδιότητες του πληθυσμού βασίζεται στις πληροφορίες ενός δείγματος, η εν λόγω απόφαση υπόκειται σε δύο ειδών σφάλματα:

- (α) *Σφάλμα τύπου I* είναι η απόρριψη μιας αληθούς μηδενικής υπόθεσης, με βάση τον συγκεκριμένο κανόνα απόφασης.
- (β) *Σφάλμα τύπου II* είναι η μη απόρριψη μιας ψευδούς μηδενικής υπόθεσης, με βάση τον συγκεκριμένο κανόνα απόφασης.

Οι δυνατές καταστάσεις που προκύπτουν κατά την εφαρμογή ενός κανόνα απόφασης δίνονται σχηματικά στον ακόλουθο πίνακα.

	$H_0$ ορθή	$H_0$ λανθασμένη
Αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης $H_0$	Όχι σφάλμα	Σφάλμα τύπου II
Απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης $H_0$	Σφάλμα τύπου I	Όχι σφάλμα

*Επίπεδο σημαντικότητας* (significance level) ή *μέγεθος* (size) του ελέγχου είναι η πιθανότητα σφάλματος τύπου I, δηλαδή η πιθανότητα απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης ενώ αυτή είναι ορθή, συμβολικά:

$$\alpha = P(Q \in R_c / H_0) \quad (3.19)$$

*Ισχύς* (power) του ελέγχου είναι η πιθανότητα απόρριψης ψευδούς μηδενικής υπόθεσης, συμβολικά:

$$P = 1 - \beta = P(Q \in R_c / H_1) \quad (3.20)$$

όπου  $\beta$  είναι η πιθανότητα σφάλματος τύπου II, δηλαδή:

$$\beta = P(Q \notin R_c / H_1) \quad (3.21)$$

Στην ιδανική περίπτωση, θα επιθυμούσαμε να ισχύει  $\alpha = \beta = 0$ . Ωστόσο, για δεδομένο μέγεθος δείγματος  $n$  αυτό είναι αδύνατο να συμβεί. Στην πράξη, επιλέγουμε αρχικά το επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha$  και στη συνέχεια ορίζουμε την κρίσιμη περιοχή  $R_c$  με τρόπο ώστε να ελαχιστοποιείται το  $\beta$ .

Επειδή η πιθανότητα λανθασμένης απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης (ήτοι το σφάλμα τύπου I) ελέγχεται από τον αναλυτή, η απόρριψη της  $H_0$  θεωρείται πάντοτε ως ένα *ισχυρό συμπέρασμα*. Από την άλλη πλευρά, η πιθανότητα σφάλματος τύπου II εξαρτάται από τις (άγνωστες κατά κανόνα) παραμέτρους του πληθυσμού και συνιστά ένα μέτρο της ικανότητας της διαδικασίας ελέγχου να εκτιμήσει μια συγκεκριμένη απόκλιση από τη μηδενική υπόθεση  $H_0$ . Επιπλέον, η πιθανότητα του σφάλματος τύπου II εξαρτάται και από το μέγεθος του δείγματος. Για συγκεκριμένο επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha$  και γνωστές παραμέτρους του πληθυσμού, η πιθανότητα σφάλματος τύπου II μειώνεται όσο το δείγμα αυξάνει. Τέλος, η μείωση του  $\alpha$  επιφέρει αύξηση του  $\beta$ , και αντίστροφα.

Με βάση τα παραπάνω, μπορεί να ειπωθεί ότι η αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης  $H_0$  είναι ένα *ασθενές συμπέρασμα*, εκτός και αν η πιθανότητα  $\beta$  είναι πολύ μικρή. Για το λόγο αυτό, είναι προτιμητέο να λέγεται ότι «αποτυγχάνουμε να απορρίψουμε την  $H_0$ » αντί του «αποδεχόμαστε την  $H_0$ ». Η αποτυχία απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης σημαίνει ότι δεν έχουμε επαρκή στοιχεία για να την απορρίψουμε, ήτοι να καταλήξουμε σε ένα ισχυρό συμπέρασμα. Συνεπώς, η μη απόρριψη της  $H_0$  δεν συνεπάγεται αναγκαστικά μεγάλη πιθανότητα αυτή να είναι ορθή. Αντίθετα, μπορεί να σημαίνει ότι χρειαζόμαστε περισσότερα δεδομένα (π.χ., μεγαλύτερο δείγμα) ώστε να καταλήξουμε σε ένα ισχυρό συμπέρασμα.

Η διαδικασία ελέγχου μιας στατιστικής υπόθεσης μπορεί να παρομοιαστεί με το δίλημμα ενός δικαστή, ο οποίος διατρέχει τον κίνδυνο να καταδικάσει έναν αθώο (σφάλμα τύπου I) ή να μην καταδικάσει έναν ένοχο (σφάλμα τύπου II). Στην πράξη, για λόγους ηθικής, ο δικαστής κρίνει σύμφωνα με τα στοιχεία που διαθέτει προσπαθώντας να αποφύγει να καταδικάσει έναν αθώο (επιλέγει συνεπώς μικρό επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha$ ), διατρέχοντας όμως έτσι τον κίνδυνο να του ξεφύγουν μερικοί ένοχοι (δηλαδή να υποπέσει σε σφάλμα τύπου II).

### 3.5.2 Διαδικασία ελέγχου

Η διαδικασία ελέγχου μιας στατιστικής υπόθεσης περιλαμβάνει τα ακόλουθα βήματα:

1. Σχηματοποίηση της μηδενικής υπόθεσης  $H_0$  και της εναλλακτικής  $H_1$ .
2. Επιλογή της στατιστικής συνάρτησης ελέγχου  $Q = g(X_1, \dots, X_n)$  και καθορισμός της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας αυτής,  $f_Q(q, \theta)$ .
3. Επιλογή του επιπέδου σημαντικότητας  $\alpha$  του ελέγχου και καθορισμός της κρίσιμης περιοχής  $R_c$ .
4. Υπολογισμός της τιμής  $q = g(x_1, \dots, x_n)$  της  $Q$  από το δείγμα  $x_1, \dots, x_n$ .
5. Εφαρμογή του κανόνα απόφασης και απόρριψη ή αποδοχή της  $H_0$ .

Στη συνέχεια εξηγούμε αναλυτικά την παραπάνω διαδικασία, όσον αφορά τον έλεγχο της ισότητας των μέσων και των διασπορών δύο πληθυσμών.

### 3.5.3 Έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων τιμών δύο πληθυσμών με γνωστές διασπορές

Έστω δύο ανεξάρτητοι πληθυσμοί  $X_1$  και  $X_2$ . Υποθέτουμε ότι ο πληθυσμός  $X_1$  έχει άγνωστη μέση τιμή  $\mu_1$  και γνωστή διασπορά  $\sigma_1^2$ , και αντίστοιχα ο πληθυσμός  $X_2$  έχει άγνωστη μέση τιμή  $\mu_2$  και γνωστή διασπορά  $\sigma_2^2$ . Θα ελέγξουμε την υπόθεση ότι οι μέσες τιμές  $\mu_1$  και  $\mu_2$  είναι ίσες. Θεωρούμε ότι οι τυχαίες μεταβλητές  $X_1$  και  $X_2$  ακολουθούν κανονική κατανομή ή ότι, ακόμη και να δεν ακολουθούν κανονική κατανομή, ισχύουν οι συνθήκες του κεντρικού οριακού θεωρήματος.

Θεωρούμε αρχικά την αμφίπλευρη υπόθεση:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

Έστω ότι λαμβάνουμε ένα τυχαίο δείγμα μεγέθους  $n_1$  από τον πληθυσμό  $X_1$  και ένα τυχαίο δείγμα μεγέθους  $n_2$  από τον πληθυσμό  $X_2$ , και θεωρούμε ότι τα δύο δείγματα είναι στατιστικά ανεξάρτητα. Η διαδικασία ελέγχου βασίζεται στην κατανομή της διαφοράς των δειγματικών μέσων τιμών,  $X_1, \bar{X}_1 - X_2, \bar{X}_2$ . Γενικά, είναι γνωστό ότι:

$$X_1, \bar{X}_1 - X_2, \bar{X}_2 \sim N \text{ Σφάλμα!} \quad (3.22)$$

Συνεπώς, αν η μηδενική υπόθεση  $H_0: \mu_1 = \mu_2$  είναι ορθή, τότε ο στατιστικός έλεγχος

$$Z_0 = \text{Σφάλμα!} \quad (3.23)$$

ακολουθεί την τυποποιημένη κανονική κατανομή  $N(0, 1)$ . Κατά συνέπεια, η διαδικασία ελέγχου της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \mu_1 = \mu_2$  συνίσταται στον υπολογισμό του  $Z_0$  και στην απόρριψη της  $H_0$  εφόσον  $Z_0 > Z_{\alpha/2}$  ή  $Z_0 < -Z_{\alpha/2}$  (κρίσιμη περιοχή).

Οι μονόπλευρες υποθέσεις ελέγχονται με παρόμοιο τρόπο. Συγκεκριμένα, η υπόθεση:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 > \mu_2$$

ελέγχεται πάλι μέσω του  $Z_0$ , και η κρίσιμη περιοχή για την απόρριψη της  $H_0$  είναι η  $Z_0 > Z_\alpha$ . Ομοίως, η υπόθεση:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 < \mu_2$$

ελέγχεται μέσω του  $Z_0$ , και η κρίσιμη περιοχή για την απόρριψη της  $H_0$  είναι η  $Z_0 < -Z_\alpha$ .

### 3.5.4 Έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων τιμών δύο κανονικών πληθυσμών με άγνωστες διασπορές

Ο προηγούμενος έλεγχος σχετικά με την ισότητα των μέσων δύο πληθυσμών βασίστηκε στην υπόθεση ότι οι διασπορές αυτών είναι γνωστές. Η υπόθεση αυτή είναι μάλλον θεωρητική, καθώς στις περισσότερες πρακτικές εφαρμογές οι πραγματικές τιμές των παραμέτρων ενός πληθυσμού είναι άγνωστες, και εκτιμώνται μέσω δειγματοληψίας.

Έστω δύο ανεξάρτητοι πληθυσμοί  $X_1$  και  $X_2$ . Υποθέτουμε ότι ο πληθυσμός  $X_1$  έχει άγνωστη μέση τιμή  $\mu_1$  και άγνωστη διασπορά  $\sigma_1^2$ , και αντίστοιχα ο πληθυσμός  $X_2$  έχει άγνωστη μέση τιμή  $\mu_2$  και άγνωστη διασπορά  $\sigma_2^2$ . Θα ελέγξουμε την υπόθεση ότι οι μέσες τιμές  $\mu_1$  και  $\mu_2$  είναι ίσες. Θεωρούμε ότι οι τυχαίες μεταβλητές  $X_1$  και  $X_2$  ακολουθούν κανονική κατανομή ή ότι η κατανομή τους προσεγγίζει την κανονική. Σημειώνεται ότι ένας απλός μετασχηματισμός μιας κατανομής σε κανονική είναι ο λογαριθμικός, ο οποίος αμβλύνει σε σημαντικό βαθμό τις ασυμμετρίες (ως γνωστόν, η ασυμμετρία μιας τυχαίας μεταβλητής που ακολουθεί κανονική κατανομή είναι μηδέν).

Προκύπτουν δύο περιπτώσεις, οι οποίες αντιμετωπίζονται με διαφορετικό τρόπο. Η πρώτη και απλούστερη περίπτωση είναι όταν οι (άγνωστες) διασπορές των δύο πληθυσμών θεωρούνται ίσες, δηλαδή ισχύει  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ . Θέλουμε να ελέγξουμε την αμφίπλευρη υπόθεση:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$$

Έστω ότι λαμβάνουμε ένα τυχαίο δείγμα μεγέθους  $n_1$  από τον πληθυσμό  $X_1$  και ένα τυχαίο δείγμα μεγέθους  $n_2$  από τον πληθυσμό  $X_2$ , και θεωρούμε ότι τα δύο δείγματα είναι στατιστικά ανεξάρτητα.

Έστω ακόμη ότι  $\bar{X}_1, \bar{X}_2$  και  $S_1^2, S_2^2$  είναι οι δειγματικές μέσες τιμές και διασπορές των δύο δειγμάτων, αντίστοιχα. Δεδομένου ότι οι δειγματικές διασπορές  $S_1^2$  και  $S_2^2$  εκτιμούν την κοινή παράμετρο  $\sigma^2$ , μπορούμε να τις συνδυάσουμε ώστε να χρησιμοποιήσουμε μια *σταθμισμένη* (pooled) εκτιμήτρια της δειγματικής διασποράς, η οποία δίνεται από τη σχέση:

$$S_p^2 = \text{Σφάλμα!} \quad (3.24)$$

Για να ελέγξουμε τη μηδενική υπόθεση  $H_0: \mu_1 = \mu_2$ , εφαρμόζουμε τον στατιστικό έλεγχο:

$$t_0 = \text{Σφάλμα!} \quad (3.25)$$

Εφόσον ισχύει η μηδενική υπόθεση, τότε η τυχαία μεταβλητή  $t_0$  ακολουθεί κατανομή  $t_{n_1 + n_2 - 2}$ . Κατά συνέπεια, η διαδικασία ελέγχου της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \mu_1 = \mu_2$  συνίσταται στον υπολογισμό του  $t_0$  και στην απόρριψη της  $H_0$  εφόσον  $t_0 > t_{\alpha/2, n_1 + n_2 - 2}$  ή  $t_0 < -t_{\alpha/2, n_1 + n_2 - 2}$  (κρίσιμη περιοχή). Σημειώνεται ότι το μέγεθος  $n_1 + n_2 - 2$  είναι οι βαθμοί ελευθερίας της κατανομής  $t$ , οι οποίοι είναι δύο λιγότεροι από το άθροισμα των μεγεθών των δύο δειγμάτων (αυτό συμβαίνει επειδή για τον υπολογισμό της δειγματικής διασποράς απαιτείται πρώτα ο υπολογισμός της δειγματικής μέσης τιμής).

Όπως και προηγουμένως, οι μονόπλευρες υποθέσεις ελέγχονται με παρόμοιο τρόπο. Η υπόθεση:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 > \mu_2$$

ελέγχεται μέσω του  $t_0$ , και η κρίσιμη περιοχή για την απόρριψη της  $H_0$  είναι η  $t_0 > t_{\alpha, n_1 + n_2 - 2}$ . Ομοίως, η υπόθεση:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_1: \mu_1 < \mu_2$$

ελέγχεται μέσω του  $t_0$ , και η κρίσιμη περιοχή για την απόρριψη της  $H_0$  είναι η  $t_0 < -t_{\alpha, n_1 + n_2 - 2}$ .

Σε ορισμένες περιπτώσεις, δεν θεωρείται λογική η υπόθεση κοινής διασποράς των δύο πληθυσμών, οπότε δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο ίδιος στατιστικός έλεγχος  $t$  για την ισότητα των μέσων τιμών των πληθυσμών. Ωστόσο, η τυχαία μεταβλητή

$$t_0^* = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \quad (3.26)$$

ακολουθεί κατά προσέγγιση κατανομή  $t$  με πλήθος βαθμών ελευθερίας ίσο με:

$$v = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \quad (3.27)$$

Κατά συνέπεια, στην περίπτωση που ισχύει  $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$  μπορούν να εφαρμοστεί ο ίδιος έλεγχος  $t$ , θέτοντας αντί για  $t_0$  την εκτιμήτρια  $t_0^*$  και χρησιμοποιώντας  $v$  αντί για  $n_1 + n_2 - 2$  βαθμούς ελευθερίας. Σημειώνεται ότι, ελλείψει περαιτέρω πληροφόρησης, θα πρέπει να προτιμάται η υπόθεση ίσων διασπορών διότι οδηγεί σε πιο συντηρητικές (ασφαλείς) εκτιμήσεις, καθώς οι βαθμοί ελευθερίας που προκύπτουν είναι ίσοι ή περισσότεροι (ισχύει πάντοτε  $n_1 + n_2 - 2 \geq v$ ). Πάντως, η διαφορά αυτή είναι ουσιώδης μόνο όταν τα δείγματα είναι μικρά.

### 3.5.5 Έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών δύο πληθυσμών

Έστω δύο ανεξάρτητοι πληθυσμοί  $X_1$  και  $X_2$ , οι οποίοι ακολουθούν κανονικοί κατανομή. Υποθέτουμε ότι ο πληθυσμός  $X_1$  έχει άγνωστη μέση τιμή  $\mu_1$  και άγνωστη διασπορά  $\sigma_1^2$ , και αντίστοιχα ο πληθυσμός  $X_2$  έχει άγνωστη μέση τιμή  $\mu_2$  και άγνωστη διασπορά  $\sigma_2^2$ . Θα ελέγξουμε την υπόθεση ότι οι διασπορές  $\sigma_1^2$  και  $\sigma_2^2$  είναι ίσες. Έστω ότι λαμβάνουμε ένα τυχαίο δείγμα μεγέθους  $n_1$  από τον πληθυσμό  $X_1$  και ένα τυχαίο δείγμα μεγέθους  $n_2$  από τον πληθυσμό  $X_2$ , και έστω  $S_1^2, S_2^2$  οι δειγματικές διασπορές τους, αντίστοιχα.

Για τον αμφίπλευρο έλεγχο της υπόθεσης

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

βασιζόμαστε στο γεγονός ότι η τυχαία μεταβλητή

$$F_0 = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \quad (3.28)$$

ακολουθεί κατανομή  $F$  με  $n_1 - 1$  και  $n_2 - 1$  βαθμούς ελευθερίας, εφόσον η μηδενική υπόθεση είναι ορθή. Κατά συνέπεια, η διαδικασία ελέγχου της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$  συνίσταται στον υπολογισμό του  $F_0$  και στην απόρριψη της  $H_0$  εφόσον  $F_0 > F_{\alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1}$  ή  $F_0 < -F_{\alpha/2, n_1 - 1, n_2 - 1}$  (κρίσιμη περιοχή).

Οι μονόπλευρες υποθέσεις ελέγχονται με παρόμοιο τρόπο. Συγκεκριμένα, η υπόθεση:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2$$



ελέγχεται μέσω του  $F_0$ , και η κρίσιμη περιοχή για την απόρριψη της  $H_0$  είναι η  $F_0 > F_{\alpha, n_1 - 1, n_2 - 1}$ . Ομοίως, η υπόθεση:

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 < \sigma_2^2$$

ελέγχεται μέσω του  $F_0$ , και η κρίσιμη περιοχή για την απόρριψη της  $H_0$  είναι η  $F_0 < -F_{\alpha, n_1 - 1, n_2 - 1}$ .

### 3.6 Γραμμική παλινδρόμηση ομάδας δεδομένων

Η *ανάλυση ομάδας δεδομένων* (panel data analysis ή pooled data analysis), ήτοι δεδομένων οργανωμένων διαχρονικά και διαστρωματικά, αποτελεί γενίκευση του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης πολλών μεταβλητών. Στη συνέχεια, παρουσιάζονται το βασικό υπόβαθρο της θεωρίας γραμμικής παλινδρόμησης και οι μαθηματικές σχέσεις που χρησιμοποιούνται στα πλαίσια των αναλύσεων. Η σχετική θεωρία έχει ληφθεί από εγχειρίδια στατιστικής (*Hines and Montgomery*, 1990, pp. 455-558· *Judge et al.*, 1988, pp. 351-419).

#### 3.6.1 Γραμμική παλινδρόμηση πολλών μεταβλητών

Θεωρούμε ότι η εξαρτημένη μεταβλητή  $Y_t$  συνδέεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές  $X_{1t}, \dots, X_{mt}$  (οι οποίες καλούνται επεξηγηματικές) μέσω μιας γραμμικής σχέσης της μορφής:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_m X_{mt} + e_t \quad (3.29)$$

όπου  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m$  άγνωστες αριθμητικές παράμετροι και  $e_t$  τυχαία μεταβλητή που εκφράζει το σφάλμα της εκτίμησης:

$$Y_t^\wedge = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_m X_{mt} \quad (3.30)$$

δηλαδή  $e_t = Y_t - Y_t^\wedge$ . Στη βιβλιογραφία, τα σφάλματα  $e_t$  ονομάζονται επίσης και *κατάλοιπα* (residuals). Σε όρους διανυσμάτων και μητρώων, η σχέση (3.29) γράφεται:

$$\begin{bmatrix} Y_1, Y_2, \dots, Y_n \\ e_1, e_2, \dots, e_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1, X_{11}, X_{21}, \dots, X_{m1}, 1, X_{12}, X_{22}, \dots, X_{m2}, 1, \dots, 1, X_{1n}, X_{2n}, \dots, X_{mn} \\ \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m \end{bmatrix} + \quad (3.31)$$

ή ισοδύναμα:

$$\mathbf{y} = \mathbf{x}' \boldsymbol{\beta} + \mathbf{e} \quad (3.32)$$

Για το παραπάνω μοντέλο ισχύουν οι ακόλουθες υποθέσεις:

- Η μεταβλητή  $X_{jt}$  είναι μη στοχαστική για κάθε  $j = 1, \dots, m$  και για κάθε  $t = 1, \dots, n$ .
- Η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος είναι μηδέν, δηλαδή  $E[e_t] = 0$ .
- Η διασπορά του σφάλματος είναι σταθερή, δηλαδή  $\text{Var}[e_t] = \sigma_\varepsilon^2$ .
- Τα σφάλματα είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους, δηλαδή  $\text{Cov}[e_t, e_s] = 0$  για κάθε  $t \neq s$ .
- Τα σφάλματα ακολουθούν κανονική κατανομή, δηλαδή  $\mathbf{e} \sim N(\mathbf{0}, \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I})$ , όπου  $\mathbf{0}$  το μηδενικό και  $\mathbf{I}$  το μοναδιαίο μητρώο.

Με την υπόθεση της μη στοχαστικής μεταβλητής  $X_{jt}^1$ , η μεταβλητή  $Y_t$  είναι ουσιαστικά μια γραμμική συνάρτηση του σφάλματος  $e_t$ . Κατά συνέπεια, η από κοινού κατανομή της  $Y_t$  είναι κανονική, με μέση τιμή  $\mathbf{x}' \boldsymbol{\beta}$  και διασπορά  $\sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}$ .

<sup>1</sup> Η υπόθεση αυτή υποδηλώνει ότι τα  $X_{jt}$  μετρώνται χωρίς σφάλμα.

Οι συντελεστές  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_m$  υπολογίζονται έτσι ώστε να ελαχιστοποιείται το μέσο τετραγωνικό σφάλμα της εκτίμησης  $Y_t, \hat{\phantom{Y}}$ , ήτοι το μέγεθος  $E[e_t^2]$ . Παραγωγίζοντας ως προς  $\beta_j$  προκύπτει ένα γραμμικό σύστημα  $m + 1$  εξισώσεων, το οποίο σε μητρωική μορφή γράφεται:

$$(\mathbf{x}' \mathbf{x}') \boldsymbol{\beta} = \mathbf{x}' \mathbf{y} \quad (3.33)$$

Διαιρώντας τα δύο μέλη της εξίσωσης με  $n$ , προκύπτει το σύστημα:

$$\mathbf{c}_{XX} \boldsymbol{\beta} = \mathbf{c}_{XY} \quad (3.34)$$

όπου  $\mathbf{c}_{XX}$  είναι το συμμετρικό τετραγωνικό μητρώο συντελεστών διάστασης  $(m + 1) \times (m + 1)$ :

$$\mathbf{c}_{XX} = [ 1, E[X_1], \dots, E[X_m], E[X_1], E[X_1^2], \dots, E[X_1 X_m], \dots, E[X_m], E[X_m X_1], \dots, E[X_m^2] ] \quad (3.35)$$

και  $\mathbf{c}_{XY}$  είναι το διάνυσμα σταθερών όρων διάστασης  $(m + 1)$ :

$$\mathbf{c}_{XY} = [ E[Y], E[X_1 Y], \dots, E[X_m Y] ] \quad (3.36)$$

Η επίλυση του συστήματος (3.33) ή του ισοδύναμού του (3.34) δίνει τις εκτιμήτριες των παραμέτρων (διάνυσμα  $\boldsymbol{\beta}$ ). Συγκεκριμένα:

$$\boldsymbol{\beta}, \hat{\phantom{\beta}} = (\mathbf{x}' \mathbf{x}')^{-1} \mathbf{x}' \mathbf{y} \quad (3.37)$$

Για την εφαρμογή της μεθόδου, αντικαθιστούμε τις θεωρητικές αναμενόμενες τιμές με τις εκτιμήσεις τους από το δείγμα, δηλαδή:

$$E[X_s] = X_s, \bar{\phantom{X}}, E[Y] = Y, \bar{\phantom{Y}}, E[X_s X_r] = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha! \Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!}, E[X_s Y] = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha! \Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \quad (3.38)$$

όπου  $s, r = 1, \dots, m$ .

Με την υπόθεση σταθερής διασποράς και μηδενικής συσχέτισης των σφαλμάτων, το μοντέλο που περιγράφηκε καλείται στη βιβλιογραφία και ως *τυπική μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων* (ordinary least squares, OLS).

### 3.6.2 Συντελεστής προσδιορισμού

Μέτρο της διασποράς της εξαρτημένης μεταβλητής ενός μοντέλου παλινδρόμησης είναι το άθροισμα των τετραγώνων αυτής από τη δειγματική μέση τιμή της. Η ποσότητα αυτή, η οποία καλείται *συνολικό άθροισμα τετραγώνων* (total sum of squares, TSS) γράφεται:

$$\text{TSS} = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha! (Y_t - \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!})^2} \quad (3.39)$$

Το συνολικό άθροισμα τετραγώνων μπορεί να γραφεί ως άθροισμα δύο συνιστωσών, του *επεξηγούμενου αθροίσματος τετραγώνων* (explained sum of squares, ESS) και του *υπολειπόμενου αθροίσματος τετραγώνων* (residual sum of squares, RSS), δηλαδή:

$$\mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha! (Y_t - \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!})^2} = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha! (\mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} - \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!})^2} + \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha! (Y_t - \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!})^2} \quad (3.40)$$

ή ισοδύναμα:

$$\text{TSS} = \text{ESS} + \text{RSS} \quad (3.41)$$

Δεδομένου ότι όλοι οι όροι της παραπάνω σχέσης είναι θετικοί (ως αθροίσματα τετραγώνων), ισχύει πάντοτε:

$$0 \leq \text{RSS} / \text{TSS} \leq 1 \quad (3.42)$$

Το συνηθέστερα χρησιμοποιούμενο μέτρο καλής προσαρμογής ενός μοντέλου παλινδρόμησης (αλλά και εν γένει ενός οποιουδήποτε μοντέλου, γραμμικού ή μη) είναι ο *συντελεστής προσδιορισμού*

(coefficient of determination), ο οποίος εκφράζει το ποσοστό της επεξηγουμένης διασποράς της εξαρτημένης μεταβλητής  $Y$ . Ο εν λόγω συντελεστής υπολογίζεται από τη θεωρητική σχέση:

$$R^2 = 1 - \text{Σφάλμα!} \quad (3.43)$$

Με αντικατάσταση των θεωρητικών από τις δειγματικές τιμές, η παραπάνω σχέση γράφεται:

$$R^2 = 1 - \text{Σφάλμα!} \quad (3.44)$$

Λόγω της (3.42), ο συντελεστής προσδιορισμού λαμβάνει πάντοτε τιμές στο διάστημα μεταξύ 0 και 1. Συγκεκριμένα, στην περίπτωση τέλει προσαρμογής του μοντέλου, όλα τα σφάλματα είναι μηδενικά και ο συντελεστής λαμβάνει την τιμή 1. Αντίθετα, αν η προσαρμογή είναι πολύ κακή, η τιμή του  $R^2$  τείνει στο μηδέν. Σημειώνεται ότι με την εισαγωγή επιπλέον επεξηγηματικών μεταβλητών, είναι πάντοτε δυνατή η βελτίωση (αύξηση) της τιμής του  $R^2$ . Στην ακραία περίπτωση που υπάρχουν  $n$  επεξηγηματικές μεταβλητές (όσες δηλαδή και οι παρατηρήσεις), προκύπτει ένα γραμμικό σύστημα  $n$  εξισώσεων με  $n$  αγνώστους, το οποίο επιλυόμενο ως προς του συντελεστές  $\beta_j$  δίνει τέλεια προσαρμογή του μοντέλου, δηλαδή  $R^2 = 1$ . Δεδομένου λοιπόν ότι η τιμή  $R^2 = 1$  μπορεί να επιτευχθεί με οποιοδήποτε σύνολο ανεξάρτητων μεταβλητών (εφόσον ισχύει  $m = n$ ), προτιμάται πολλές φορές η χρήση του προσαρμοσμένου δείκτη:

$$R^2, \bar{\phantom{x}} = 1 - \text{Σφάλμα!} \quad (3.45)$$

Με τον τρόπο αυτό, εισάγεται ένα μέτρο ποιότητας που είναι ανάλογο του πλήθους των επεξηγηματικών μεταβλητών  $m$  του μοντέλου παλινδρόμησης.

### 3.6.3 Έλεγχοι υποθέσεων στην πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση

Κατά κανόνα, σε ένα μοντέλο πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης, πραγματοποιούνται δύο ειδών έλεγχοι υποθέσεων:

(α) έλεγχος σχετικά με τη σημαντικότητα της παλινδρόμησης

(β) έλεγχοι σχετικά με τη σημαντικότητα των επιμέρους συντελεστών  $\beta_j$ .

Ο έλεγχος υποθέσεων σχετικά με τη σημαντικότητα της παλινδρόμησης προσδιορίζει αν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής  $Y$  και των ανεξάρτητων μεταβλητών  $X_1, X_2, \dots, X_m$ . Οι σχετικές υποθέσεις διατυπώνονται ως:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0 \text{ για τουλάχιστον ένα } j$$

Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \beta_j = 0$  συνεπάγεται ότι τουλάχιστον μία από τις ανεξάρτητες μεταβλητές  $X_1, X_2, \dots, X_m$  συνεισφέρει σημαντικά στο μοντέλο. Αντίθετα, η μη απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης συνεπάγεται ότι οι μεταβλητές που επιλέγονται είτε δεν εξηγούν ικανοποιητικά την  $Y$  (κάτι που σημαίνει ότι για οποιοδήποτε  $X_j$  η καλύτερη εκτιμήτρια της  $Y$  είναι η μέση τιμή αυτής) είτε συνδέονται με αυτήν μέσω μιας μη γραμμικής σχέσης.

Για την εφαρμογή του ελέγχου, θεωρούνται οι δύο συνιστώσες της διασποράς της εξαρτημένης μεταβλητής  $Y$ , ήτοι το επεξηγούμενο άθροισμα τετραγώνων, ESS, και το υπολειπόμενο άθροισμα τετραγώνων, RSS (βλ. 3.6.2). Το πρώτο έχει  $m$  βαθμούς ελευθερίας (όσο δηλαδή το πλήθος των συντελεστών  $\beta_j$ ), ενώ το δεύτερο έχει  $n - m - 1$  βαθμούς ελευθερίας. Εφόσον η  $H_0$  είναι ορθή, τότε η ποσότητα  $ESS / \sigma_\varepsilon^2$  ακολουθεί κατανομή  $\chi^2_m$ , ενώ η ποσότητα  $RSS / \sigma_\varepsilon^2$  ακολουθεί κατανομή  $\chi^2_{n-m-1}$ . Λαμβάνοντας υπόψη ότι οι μεταβλητές ESS και RSS είναι ανεξάρτητες, η τυχαία μεταβλητή

$$F_0 = \text{Σφάλμα!} \quad (3.46)$$

ακολουθεί κατανομή  $F$  με  $m$  και  $n - m - 1$  βαθμούς ελευθερίας, εφόσον η μηδενική υπόθεση είναι ορθή. Κατά συνέπεια, η διαδικασία ελέγχου της μηδενικής υπόθεσης  $H_0$  συνίσταται στον υπολογισμό του  $F_0$  και στην απόρριψη της  $H_0$  εφόσον  $F_0 > F_{\alpha, m, n-m-1}$  (κρίσιμη περιοχή).

Πέραν του παραπάνω ελέγχου, ενδιαφέρει ακόμη αν κάποιος συγκεκριμένος συντελεστή  $\beta_j$  του μοντέλου παλινδρόμησης είναι στατιστικά σημαντικός, δηλαδή διάφορος του μηδενός. Στην περίπτωση αυτή, οι σχετικές υποθέσεις διατυπώνονται ως:

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

Εφόσον δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση  $H_0: \beta_j = 0$ , η μεταβλητή  $X_j$  μπορεί να διαγραφεί από το μοντέλο. Η συνάρτηση ελέγχου για την παραπάνω υπόθεση είναι:

$$t_0 = \text{Σφάλμα!} \quad (3.47)$$

όπου  $\lambda_{jj}$  είναι το διαγώνιο στοιχείο του γινομένου  $(\mathbf{x}' \mathbf{x})^{-1}$  που αντιστοιχεί στον συντελεστή  $\beta_j$  και  $s^2$  είναι η αμερόληπτη εκτιμήτρια της διακύμανσης<sup>1</sup> του μοντέλου  $\sigma_\varepsilon^2$ , η οποία υπολογίζεται από τη σχέση:

$$s^2 = \text{Σφάλμα! Σφάλμα!} \quad (3.48)$$

Η μεταβλητή  $t_0$  ακολουθεί κατανομή  $t$  με  $n - m - 1$  βαθμούς ελευθερίας. Κατά συνέπεια, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται εφόσον  $|t_0| > t_{\alpha/2, n-m-1}$ , όπου  $\alpha$  το επίπεδο σημαντικότητας του ελέγχου (αμφίπλευρος έλεγχος). Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης υποδηλώνει ότι η μεταβλητή  $X_j$  συνεισφέρει σημαντικά στο μοντέλο.

### 3.6.4 Η έννοια της ομοσκεδαστικότητας

Μια από τις βασικές υποθέσεις του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης είναι η υπόθεση σταθερής διασποράς των σφαλμάτων (καταλοίπων), δηλαδή  $E[\mathbf{ee}'] = \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}$ , όπου  $\mathbf{I}$  το μοναδιαίο μητρώο, του οποίου όλα τα διαγώνια στοιχεία είναι μονάδα και τα μη διαγώνια μηδενικά. Στην περίπτωση αυτή λέμε ότι τα κατάλοιπα προέρχονται από μία στατιστική κατανομή που είναι *ομοσκεδαστική*.

Η ομοσκεδαστικότητα είναι μια εξαιρετικά σημαντική ιδιότητα, η οποία επιτρέπει τη χρήση του μέσου τετραγωνικού σφάλματος ως αντικειμενική συνάρτηση προς ελαχιστοποίηση στο πρόβλημα της εκτίμησης των παραμέτρων του μοντέλου παλινδρόμησης. Η ιδιότητα αυτή υποδηλώνει ότι όλα τα κατάλοιπα  $e_t$  αποκλίνουν εξίσου από την εκτιμήτρια  $Y_t, \hat{\phantom{Y}}$  για κάθε παρατήρηση  $t$ , οπότε μπορεί να χρησιμοποιηθεί κοινός (μοναδιαίος) συντελεστής βάρους στην αντικειμενική συνάρτηση.

Στη γραμμική παλινδρόμηση μεταξύ μεταβλητών που ακολουθούν κανονική κατανομή, η ομοσκεδαστικότητα είναι δεδομένη. Στην περίπτωση που οι μεταβλητές ακολουθούν άλλη κατανομή, η ομοσκεδαστικότητα δεν είναι εξασφαλισμένη, αποτελεί ωστόσο μια επιθυμητή ιδιότητα. Στην πράξη, η ομοσκεδαστικότητα ελέγχεται με τη γραφική απεικόνιση των καταλοίπων συναρτήσει των τιμών των μεταβλητών του μοντέλου παλινδρόμησης,  $Y_t, \hat{\phantom{Y}}$  και  $X_j$ . Αν τα σημεία  $(X_j, e_t)$  κατανέμονται με τυχαίο τρόπο σχηματίζοντας ένα νέφος γύρω από τον οριζόντιο άξονα  $e = 0$ , τότε θεωρούμε ότι υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Αντίθετα, αν υπάρχει συστηματικότητα στη διάταξη των σημείων (π.χ. τα σημεία σχηματίζουν κάποια καμπύλη ή τα σημεία αποκλίνουν λιγότερο από την οριζόντια  $e = 0$  για μικρές τιμές του  $X_j$  και περισσότερο για μεγάλες τιμές του  $X_j$ ), τότε υπάρχει *ετεροσκεδαστικότητα*, η οποία υποδηλώνει ακαταλληλότητα του μοντέλου παλινδρόμησης που έχει επιλεγεί.

Η ετεροσκεδαστικότητα σημαίνει ότι η διασπορά των καταλοίπων  $e_t$  δεν είναι σταθερή, δηλαδή:

<sup>1</sup> Η ποσότητα  $s$  ονομάζεται *τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης* (standard error of regression).

$$E[\mathbf{ee}'] = [\sigma_1^2, 0, \dots, 0, \sigma_2^2, \dots, 0, \dots, 0, \dots, \sigma_n^2] \quad (3.49)$$

Μια συνήθης περίπτωση ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας είναι όταν το σφάλμα μέτρησης μιας μεταβλητής του μοντέλου μεγεθύνεται όσο αυξάνει η τιμή της εν λόγω μεταβλητής. Γενικά, η ετεροσκεδαστικότητα υποδηλώνει ακαταλληλότητα του μοντέλου παλινδρόμησης που έχει επιλεγεί. Συνεπώς, αν διαπιστωθεί τυχόν ύπαρξή της, τότε επαναλαμβάνεται η παλινδρόμηση είτε με άλλο μοντέλο (π.χ. με προσθήκη μη γραμμικών όρων) ή με κατάλληλους μετασχηματισμούς των μεταβλητών (π.χ. λογαριθμοποίηση).

### 3.6.5 Το γενικευμένο μοντέλο ελαχίστων τετραγώνων

Το γενικευμένο μοντέλο ελαχίστων τετραγώνων (generalized least squares, GLS) εφαρμόζεται στην περίπτωση που τα κατάλοιπα είναι ετεροσκεδαστικά και ασυσχέτιστα μεταξύ τους, ισχύει δηλαδή  $E[e_t^2] = \sigma_t^2$  και  $\text{Cov}[e_t, e_s] = 0$  για κάθε  $t \neq s$ . Αποδεικνύεται ότι το μοντέλο:

$$\mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} + \beta_2 \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} + \dots + \beta_m \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} + \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \quad (3.50)$$

είναι ισοδύναμο του (3.29), καθώς η διασπορά των μετασχηματισμένων καταλοίπων  $e_t^* = e_t / \sigma_t$  είναι σταθερή, και συνεπώς τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά. Πράγματι, ισχύει:

$$E[e_t^{*2}] = E \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} E[e_t^2] = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} = 1 \quad (3.51)$$

Κατά συνέπεια, σε ένα μοντέλο στο οποίο εμφανίζεται ετεροσκεδαστικότητα, μπορεί να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος GLS, διαιρώντας απλά το σύνολο των παρατηρημένων τιμών (τόσο των εξαρτημένων όσο και των ανεξάρτητων μεταβλητών) με την τυπική απόκλιση του σφάλματος της αντίστοιχης παρατήρησης και εφαρμόζοντας στη συνέχεια την τυπική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για την εκτίμηση των παραμέτρων  $\beta$  (βλ. 3.6.1).

Η παραπάνω διαδικασία είναι γνωστή και ως μέθοδος σταθμισμένων ελαχίστων τετραγώνων (weighted least squares), δεδομένου ότι στο κριτήριο ελαχιστοποίησης του σφάλματος του μοντέλου (αντικειμενική συνάρτηση), κάθε τιμή  $e_t$  σταθμίζεται με το αντίστροφο της τυπικής απόκλισης του αντίστοιχου σφάλματος παρατήρησης. Δηλαδή, η αντικειμενική συνάρτηση του προβλήματος γράφεται:

$$\min F = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \quad (3.52)$$

Σημειώνεται ότι στις περισσότερες πρακτικές εφαρμογές, οι τιμές των (διαφορετικών) διαπορών  $\sigma_t^2$  δεν είναι προφανώς γνωστές. Στην περίπτωση αυτή, μπορεί να υποθεθεί μια συγκεκριμένη δομή της διασποράς των καταλοίπων, η οποία είναι συνάρτηση της τιμής μιας μεταβλητής του μοντέλου. Για παράδειγμα, μια συνήθης δομή είναι:

$$\sigma_t^2 = \sigma^2 X_t^\lambda \quad (3.53)$$

όπου  $\lambda$  άγνωστη παράμετρος.

Στην περίπτωση ταυτόχρονης διαστρωματικής και διαχρονικής ανάλυσης (ανάλυση ομάδας δεδομένων για  $T$  χρονικές περιόδους), οι διασπορές των καταλοίπων εκτιμώνται εμπειρικά βάσει τη σχέσης:

$$\sigma_i^2 = \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \mathbf{\Sigma\acute{\alpha}\lambda\mu\alpha!} \quad (3.54)$$

όπου το σφάλμα  $e_{it}$  εκτιμάται ως η διαφορά μεταξύ της παρατηρημένης τιμής και της τιμής που προκύπτει από την εφαρμογή της τυπικής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων. Στη συνέχεια, οι τιμές των  $\sigma_i^2$  χρησιμοποιούνται για την εφαρμογή της μεθόδου GLS. Η παραπάνω μέθοδος, την οποία υποστηρίζει το στατιστικό πακέτο E-Views, είναι αυτή που χρησιμοποιείται στα πλαίσια της παρούσας εργασίας.

### 3.6.6 Αυτοσυσχέτιση καταλοίπων – Ο έλεγχος Durbin-Watson

Σε πολλές πρακτικές εφαρμογές, είναι δύσκολο να ισχύει η υπόθεση της μηδενικής συσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων, ήτοι  $\text{Cov}[e_t, e_s] = 0$  για κάθε  $t \neq s$ . Συχνά τα σφάλματα είναι συσχετισμένα, γεγονός που επηρεάζει τη μεθοδολογία εκτίμησης των παραμέτρων του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης καθώς και τους σχετικούς ελέγχους υποθέσεων. Για παράδειγμα, εξαιτίας της ύπαρξης θετικής συσχέτισης, η χρήση του μέσου τετραγωνικού σφάλματος υποεκτιμά τη διασπορά των σφαλμάτων,  $\sigma_e^2$ .

Η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης ελέγχεται εμπειρικά μέσω του πίνακα συσχετίσεων (covariance matrix) των καταλοίπων. Εφόσον τα μη διαγώνια στοιχεία του πίνακα είναι μη μηδενικά, τα σφάλματα του μοντέλου είναι συσχετισμένα μεταξύ τους.

Ένας άλλος τρόπος ελέγχου της συσχέτισης των καταλοίπων είναι μέσω κατάλληλων στατιστικών ελέγχων, όπως ο έλεγχος *Durbin-Watson*. Βάσει αυτού, θεωρείται πως τα κατάλοιπα παράγονται μέσω μιας συνάρτησης αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης της μορφής:

$$e_t = \rho e_{t-1} + a_t \quad (3.55)$$

όπου  $|\rho| < 1$  είναι μια άγνωστη παράμετρος (συντελεστής αυτοσυσχέτισης) και  $a_t$  είναι μια τυχαία μεταβλητή  $N \sim (0, \sigma^2)$ . Ο έλεγχος *Durbin-Watson* εφαρμόζεται στην υπόθεση:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho > 0$$

Εφόσον δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, τότε τα σφάλματα δεν είναι θετικά συσχετισμένα και συνεπώς το μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης είναι κατάλληλο για την περίπτωση που εξετάζεται. Η συνάρτηση ελέγχου υπολογίζεται ως:

$$DW = \text{Σφάλμα!} \quad (3.56)$$

Οι κρίσιμες τιμές της ελεγχουσυνάρτησης *DW* δίνονται από πίνακες (βλ. *Hines and Montgomery*, 1990, p. 531). Γενικά, τιμές κοντά στο 2 υποδηλώνουν απουσία θετικής συσχέτισης και πολύ καλή προσαρμογή του μοντέλου παλινδρόμησης.

Στη βιβλιογραφία δίνεται μια πληθώρα μοντέλων σφάλματος, τα οποία λαμβάνουν υπόψη τους, τόσο την ετεροσκεδαστικότητα όσο και την ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων, όπως αυτά του *Parks* (1967) και του *Da Silva* (1975). Συγκεκριμένα, το μοντέλο του *Parks* υποθέτει μια δομή αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξης και ταυτόχρονα μια δομή συσχέτισης μεταξύ των σφαλμάτων, ενώ αυτό του *Da Silva*, το οποίο είναι πιο δύσκολο στην εφαρμογή του, βασίζεται σε ένα σχήμα κινούμενων μέσων όρων πολλαπλής τάξης.

## 4 Αποτελέσματα

---

Στα πλαίσια της εργασίας πραγματοποιούνται δύο ειδών αναλύσεις: (α) ανάλυση χαρτοφυλακίων, και (β) ανάλυση ομάδας δεδομένων. Στο κεφάλαιο αυτό περιγράφεται η διαδικασία εφαρμογής των παραπάνω αναλύσεων, παρατίθενται τα αποτελέσματα των αναλύσεων και δίνονται τα συμπεράσματα αυτών, τα οποία συγκρίνονται με τα αντίστοιχα της βιβλιογραφίας.

### 4.1 Ανάλυση χαρτοφυλακίων

#### 4.1.1 Χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη P/E

Κατά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων με βάση τον δείκτη P/E, απορρίφθηκαν αρχικά οι εταιρείες εκείνες για τις οποίες ίσχυε  $P/E < 0$ , δεδομένου ότι δεν έχει νόημα η διατύπωση αρνητικού δείκτη P/E (ως αποτέλεσμα της εμφάνισης ζημιών), ο οποίος θα παραποιούσε τα αποτελέσματα της ανάλυσης. Σημειώνεται ότι για το έτος 2002, σχεδόν όλες οι εταιρείες παρουσίασαν ζημίες (247 από τις 260), με συνέπεια την εμφάνιση αρνητικών P/E για το σύνολο σχεδόν του δείγματος. Για το λόγο αυτό, τα αποτελέσματα του έτους 2002 δεν θεωρούνται αντιπροσωπευτικά, οπότε η περίοδος ελέγχου είναι 10 και όχι 11 έτη (1992-2001).

Στη συνέχεια, απορρίφθηκαν οι στατιστικά ακραίες τιμές (outliers) του δείγματος. Αυτό έγινε σε πρώτη φάση εμπειρικά, αποκλείοντας τις τιμές  $P/E > 100$  για όλα τα έτη πλην του 2000, για το οποίο υπήρχαν εξαιρετικά υψηλά κέρδη για το σύνολο σχεδόν των εταιρειών, με αποτέλεσμα την εμφάνιση πολλών τιμών μεγαλύτερων του 100<sup>1</sup>. Συνεπώς, για το έτος 2000, θεωρήθηκαν ως στατιστικά ακραίες οι τιμές  $P/E > 200$ . Σε δεύτερη φάση, έγινε στατιστική επεξεργασία του δείγματος και απορρίφθηκαν οι μετοχές με τιμές P/E μεγαλύτερες της ποσότητας  $\mu + 3\sigma$ . Με την υπόθεση της κανονικής κατανομής το εν λόγω όριο, ήτοι τρεις τυπικές αποκλίσεις πάνω από τη μέση τιμή, αντιστοιχεί σε πιθανότητα υπέρβασης μικρότερη του 1%.

Η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων έγινε κατά αύξουσα σειρά, έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο που διαμορφώνεται με βάση τις στρατηγικές αξίας να περιέχει μετοχές με μικρό P/E, ενώ το τρίτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο διαμορφώνεται με βάση στρατηγικές ανάπτυξης, να περιέχει μετοχές με μεγάλο P/E.

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.1. Στην πρώτη στήλη του πίνακα φαίνεται το έτος αναφοράς που, με σύμφωνα με όσα έχουν ειπωθεί στην ενότητα 3.2, θεωρείται πως ξεκινά την 1η Απριλίου. Υπενθυμίζεται ότι στην περίπτωση της ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον δείκτη P/E, δεν έχει συμπεριληφθεί το τελευταίο έτος (2002) για τους λόγους που εξηγήθηκαν προηγουμένως. Στις στήλες 2-4 δίνονται τα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέση τιμή,  $\mu_1$ , τυπική απόκλιση,  $\sigma_1$ , και μέγεθος δείγματος,  $n_1$ ) για το πρώτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο περιλαμβάνει τις μετοχές με χαμηλό P/E. Στις στήλες 5-7 δίνονται τα αντίστοιχα χαρακτηριστικά για το τρίτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο περιλαμβάνει τις μετοχές με υψηλό P/E. Στις στήλες 8-10 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του στατιστικού ελέγχου σχετικά με τη δημιουργία υψηλότερων

---

<sup>1</sup> Σύμφωνα με τη μεθοδολογία που εφαρμόζεται, τα χαρτοφυλάκια του έτους 2000 διαμορφώνονται με βάση του δείκτη P/E του προηγούμενου έτους, ήτοι του 1999. Ως γνωστόν, το έτος αυτό χαρακτηρίστηκε από εκτόξευση των τιμών των μετοχών, γεγονός που οδήγησε σε υπερβολικά υψηλές τιμές του δείκτη P/E.

αποδόσεων από το πρώτο σε σχέση με το τρίτο χαρτοφυλάκιο. Συγκεκριμένα, στη στήλη 8 φαίνεται η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης  $t_0$ , όπως υπολογίζεται από τη σχέση (3.17), ήτοι με την υπόθεση ίσων διασπορών των δύο πληθυσμών, στη στήλη 9 φαίνεται η κρίσιμη τιμή της συνάρτησης  $t$  για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$ , ενώ στη στήλη 10 φαίνεται η πιθανότητα που αντιστοιχεί στην τιμή  $t_0^1$ . Η πιθανότητα  $P(t_0)$  παρατίθεται για λόγους εποπτείας, έτσι ώστε να είναι δυνατή η αξιολόγηση των αποτελεσμάτων για οποιοδήποτε επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha$  (στην περίπτωση αυτή, το κριτήριο απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης είναι  $P(t_0) < \alpha$ , αντί του ισοδύναμου του  $t_0 > t_{\text{cr}, \alpha}$ ). Τονίζεται ότι όταν  $t_0 < 0$  (δηλαδή όταν η μέση τιμή του πρώτου δείγματος είναι μικρότερη από αυτή του τρίτου), η εν λόγω πιθανότητα δεν ορίζεται, δηλαδή δεν είναι δυνατή η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης. Σημειώνεται ακόμη ότι οι τιμές των παραπάνω μεγεθών είναι συνάρτηση των βαθμών ελευθερίας του προβλήματος, ήτοι  $n_1 + n_3 - 2$ , οι οποίοι διαφοροποιούνται γενικά για κάθε έτος. Προφανώς, με την εισαγωγή νέων εταιρειών στο χρηματιστήριο, το δείγμα αυξάνει, και ταυτόχρονα αυξάνουν οι βαθμοί ελευθερίας του προβλήματος και συνεπώς η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων. Τέλος, στις στήλες 11-13 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του στατιστικού ελέγχου σχετικά με την εξήγηση των υψηλότερων αποδόσεων λόγω της ανάληψης μεγαλύτερου κινδύνου (έλεγχος ως προς τη διαφορά των διασπορών). Συγκεκριμένα, στη στήλη 11 φαίνεται η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης  $F_0$ , όπως υπολογίζεται από τη σχέση (3.20), στη στήλη 12 φαίνεται η κρίσιμη τιμή της συνάρτησης για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 10\%$ , ενώ στη στήλη 13 φαίνεται η πιθανότητα που αντιστοιχεί στην τιμή  $F_0^2$ . Προφανώς, και στην περίπτωση αυτή, οι τιμές των παραπάνω μεγεθών είναι συνάρτηση των βαθμών ελευθερίας του προβλήματος, ήτοι  $n_1 - 1$  και  $n_3 - 1$ , οι οποίοι διαφοροποιούνται γενικά για κάθε έτος.

Από τα αποτελέσματα του Πίνακα 4.1 προκύπτει ότι σε όλες τις περιπτώσεις, πλην του έτους 1997, τα χαρτοφυλάκια με χαμηλό δείκτη P/E (χαρτοφυλάκια αξίας) παρουσιάζουν υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη P/E (χαρτοφυλάκια ανάπτυξης). Μάλιστα, για έξι από τα έτη του δείγματος (1992, 1994, 1995, 1996, 1998 και 1999), η διαφορά των αποδόσεων είναι στατιστικά σημαντική, για επίπεδο σημαντικότητας 5% (δηλαδή  $t_0 > t_{\text{cr}, 5\%}$  ή ισοδύναμα  $P(t_0) < 5\%$ ). Αλλά ακόμη και αν δεχόμασταν πολύ χαμηλότερο (άρα και ασφαλέστερο) επίπεδο σημαντικότητας (π.χ.  $\alpha = 1\%$ ), οι διαφορές των μέσων θα εξακολουθούσαν να είναι στατιστικά σημαντικές, δεδομένου ότι οι αντίστοιχες πιθανότητες πραγματοποίησης των  $t_0$  κυμαίνονται σε πολύ χαμηλά επίπεδα, ακόμη και πρακτικά μηδενικά (1994, 1996).

Εξαιρετικά σημαντικό είναι το γεγονός ότι από τα έξι έτη κατά τα οποία οι διαφορές των αποδόσεων είναι στατιστικά σημαντικές, μόνο για ένα από αυτά (1992) η διαφορά αυτή σχετίζεται με την ανάληψη υψηλού κινδύνου, όπως αυτός εκφράζεται από τη στατιστικά σημαντικά μεγαλύτερη τυπική απόκλιση των αποδόσεων για επίπεδο σημαντικότητας 10% ( $\sigma_1 = 0.574$ ,  $\sigma_3 = 0.449$ ,  $F_0 = 1.636$ ,  $F_{\text{cr}} = 1.516$ ). Τα υπόλοιπα δύο έτη κατά τα οποία η σημασία του κινδύνου είναι στατιστικά σημαντική (1993, 2001), η αντίστοιχη διαφορά των αποδόσεων δεν είναι. Γενικά, αν και οι διασπορές των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων αξίας είναι μεγαλύτερες από τις αντίστοιχες διασπορές των χαρτοφυλακίων ανάπτυξης, η διαφορά αυτή είναι μικρή και, στις περισσότερες περιπτώσεις, όχι στατιστικά σημαντική (για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 10\%$ ).

Όσον αφορά τη διαχρονική εικόνα των χαρτοφυλακίων, μπορούμε να διακρίνουμε τρεις περιόδους. Η πρώτη αναφέρεται στην εξαετία 1992-1997, κατά την οποία οι μέσες ετήσιες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αξίας είναι πάντοτε θετικές και κινούνται σε ένα σχετικά περιορισμένο εύρος τιμών. Τα επόμενα δύο έτη (1998, 1999), που ταυτίζονται με την περίοδο άνθησης του ΧΑΑ, οι αντίστοιχες

<sup>1</sup> Για τον υπολογισμό της κρίσιμης τιμής και της πιθανότητας χρησιμοποιούνται οι έτοιμες συναρτήσεις του Excel για την κατανομή  $t$ , TINV και TDIST, αντίστοιχα.

<sup>2</sup> Για τον υπολογισμό της κρίσιμης τιμής και της πιθανότητας χρησιμοποιούνται οι έτοιμες συναρτήσεις του Excel για την κατανομή  $F$ , FINV και FDIST, αντίστοιχα.



αποδόσεις λαμβάνουν εξαιρετικά υψηλές τιμές (> 1). Τέλος, τα έτη 2000-2001, οπότε η πτώση του ΧΑΑ είναι ραγδαία, οι τιμές αυτές γίνονται αρνητικές. Σημειώνεται ωστόσο, ότι οι ζημιές που καταγράφουν τα εν λόγω χαρτοφυλάκια είναι μικρότερες από αυτές των χαρτοφυλακίων ανάπτυξης.

Γενικά, μπορεί να ειπωθεί ότι ο δείκτης P/E είναι ένας σημαντικός παράγοντας διαμόρφωσης ενός χαρτοφυλακίου στο ΧΑΑ. Χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση χαμηλούς δείκτες P/E δείχνουν να προσφέρουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση υψηλά P/E, και μάλιστα αυτό ισχύει ανεξάρτητα από την πορεία του χρηματιστηρίου. Επιπλέον, οι υπερβάλλουσες αποδόσεις που δημιουργούνται δεν φαίνεται να είναι συνέπεια της ανάληψης υψηλότερου κινδύνου, καθώς στις περισσότερες περιπτώσεις δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση σχετικά με την ισότητα των διασπορών των αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων ( $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2$ ).

Τα παραπάνω συμπεράσματα βρίσκονται σε πλήρη συμφωνία με αυτά της διεθνούς βιβλιογραφίας, όπως αυτά των *Basu* (1977, 1983), *DeBondt and Thaler* (1985), *Jaffe et al.* (1989), *Levis* (1989), *Chan et al.* (1991), *Fama and French* (1992), και άλλων (βλ. 2.6.1). Σε ό,τι αφορά ειδικά το ελληνικό χρηματιστήριο, τα συμπεράσματα της εργασίας συμβαδίζουν με αντίστοιχη ανάλυση των *Kyriazis and Diakoyiannis* (1998), η οποία αναφέρεται στην περίοδο 1983-1996. Αξιοσημείωτο είναι ότι στην εν λόγω ανάλυση, ο δείκτης P/E είχε αξιολογηθεί ως ο μοναδικός χρηματοοικονομικός παράγοντας δημιουργίας υπερβαλλουσών αποδόσεων στο ΧΑΑ, ο οποίος είναι στατιστικά σημαντικός χωρίς να σχετίζεται με την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου.

Πίνακας 4.1: Συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον δείκτη P/E.

Έτος	Δείγματα με χαμηλό λόγο P/E			Δείγματα με υψηλό λόγο P/E			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	0.333	0.574	18	-0.140	0.449	18	2.751	1.691	0.005	1.636	1.516	0.160
1993	0.443	0.513	24	0.420	0.404	24	0.166	1.679	0.434	1.610	1.427	0.130
1994	0.085	0.286	25	-0.329	0.291	25	5.066	1.677	0.000	0.967	1.416	0.532
1995	0.289	0.233	27	0.071	0.289	27	3.046	1.675	0.002	0.653	1.397	0.858
1996	0.242	0.376	36	-0.096	0.335	36	4.027	1.667	0.000	1.261	1.332	0.248
1997	0.226	0.508	42	0.356	0.526	42	-1.156	1.664	-	0.933	1.303	0.587
1998	1.048	0.537	48	0.826	0.516	48	2.063	1.661	0.021	1.083	1.280	0.393
1999	1.118	0.582	46	0.767	0.522	46	3.053	1.662	0.001	1.244	1.287	0.234
2000	-0.554	0.334	47	-0.640	0.335	47	1.254	1.662	0.106	0.993	1.284	0.509
2001	-0.398	0.385	58	-0.444	0.340	58	0.672	1.658	0.252	1.284	1.251	0.174

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

#### 4.1.2 Χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη MV/BV

Κατά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων με βάση τον λόγο της χρηματιστηριακής προς τη λογιστική αξία των εταιρειών (MV/BV), απορρίφθηκαν ορισμένες τιμές MV/BV (όχι παραπάνω από δύο σε κάθε έτος) που εμφανίζονταν αρνητικές, προφανώς εξαιτίας σφαλμάτων στα πρωτογενή δεδομένα.

Η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων έγινε κατά αύξουσα σειρά, έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο που διαμορφώνεται με βάση τις στρατηγικές αξίας να περιέχει μετοχές με μικρό λόγο MV/BV, ενώ το τρίτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο διαμορφώνεται με βάση στρατηγικές ανάπτυξης, να περιέχει μετοχές με μεγάλο λόγο MV/BV.

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.2. Τα αποτελέσματα αυτά δεν μπορούν να δώσουν μια ασφαλή και συστηματική εικόνα σχετικά με την επίδραση του δείκτη MV/BV ως προς τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων. Εξαιρέση αποτελεί η διετία έκρηξης του χρηματιστηρίου, κατά την οποία τα χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση χαμηλά MV/BV παρέχουν πολύ υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια ανάπτυξης. Ωστόσο, αν και οι διαφορές των μέσων είναι στατιστικά σημαντικές (πρακτικά για οσοδήποτε χαμηλό επίπεδο σημαντικότητας), προϋποθέτουν την ανάληψη σημαντικά υψηλότερου κινδύνου (αφού  $F_0 > F_{ct, 10\%}$ ). Αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των δύο χαρτοφυλακίων είναι μεγάλη, γεγονός που υποδηλώνει μεγαλύτερη αβεβαιότητα ως προς την εκτίμηση της μέσης τιμής του πρώτου σε σχέση με το τρίτο χαρτοφυλάκιο. Όσον αφορά τα επόμενα τρία έτη της ραγδαίας πτώσης του ΧΑΑ, για το 2000 οι ζημιές είναι μικρότερες, ενώ για το 2001 και το 2002 οι ζημιές των χαρτοφυλακίων αξίας είναι ελαφρά μεγαλύτερες σε σχέση με τις ζημιές των χαρτοφυλακίων ανάπτυξης.

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι ο δείκτης MV/BV δεν αποτελεί συστηματικό παράγοντα διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων στο ΧΑΑ και πολύ περισσότερο δεν ενδείκνυται ως μέτρο εφαρμογής στρατηγικών αξίας στο συγκεκριμένο χρηματιστήριο. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με τις απόψεις ορισμένων ερευνητών, όπως των *Rozenberg et al.* (1984), *Chan et al.* (1991), *Fama and French* (1992) και *Lakonishok et al.* (1994), οι οποίοι συσχετίζουν τον εν λόγω δείκτη με τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων (βλ. 2.6.5). Αντίθετα, τα συμπεράσματα της ανάλυσης βρίσκονται σε πλήρη συμφωνία με την ανάλυση των *Kyriazis and Diakoyiannis* (1998), οι οποίοι αξιολογούν τον δείκτη MV/BV ως μη συστηματικό παράγοντα εξήγησης των αποδόσεων στο ΧΑΑ.

Πίνακας 4.2: Συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον δείκτη χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία (MV/BV).

Έτος	Δείγματα με χαμηλό λόγο MV/BV			Δείγματα με υψηλό λόγο MV/BV			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	0.132	0.499	25	-0.012	0.398	25	1.134	1.677	0.131	1.571	1.416	0.138
1993	0.509	0.541	30	0.396	0.449	30	0.881	1.672	0.191	1.452	1.372	0.160
1994	-0.016	0.385	34	-0.305	0.424	34	2.940	1.668	0.002	0.826	1.344	0.707
1995	0.159	0.279	37	0.186	0.324	37	-0.380	1.666	-	0.739	1.327	0.815
1996	0.118	0.410	48	-0.166	0.432	48	3.303	1.661	0.001	0.903	1.280	0.636
1997	0.237	0.501	53	0.360	0.530	53	-1.221	1.660	-	0.892	1.265	0.659
1998	1.144	0.610	59	0.656	0.502	59	4.744	1.658	0.000	1.476	1.249	0.071
1999	1.187	0.688	62	0.686	0.488	62	4.674	1.657	0.000	1.986	1.242	0.004
2000	-0.587	0.368	68	-0.662	0.341	68	1.242	1.656	0.108	1.160	1.229	0.273
2001	-0.448	0.294	80	-0.438	0.351	80	-0.193	1.655	-	0.702	1.209	0.941
2002	-0.810	0.525	86	-0.801	0.598	86	-0.108	1.654	-	0.769	1.201	0.886

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

#### 4.1.3 Χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος των εταιρειών

Στην παρούσα ανάλυση, ως μέτρο του μεγέθους των εταιρειών χρησιμοποιείται η χρηματιστηριακή τους αξία (MV). Η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων έγινε κατά αύξουσα σειρά, έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο που διαμορφώνεται με βάση τις στρατηγικές αξίας να περιέχει εταιρείες με μικρή χρηματιστηριακή αξία, άρα και μικρό μέγεθος, ενώ το τρίτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο διαμορφώνεται με βάση στρατηγικές ανάπτυξης, να περιέχει εταιρείες με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία, άρα και μεγάλο μέγεθος.

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.3. Το γενικό συμπέρασμα που προκύπτει είναι πως ακόμη και αν οι μικρού μεγέθους εταιρείες παρέχουν υψηλότερες αποδόσεις που είναι στατιστικά σημαντικές (όπως συμβαίνει τα έτη 1992, 1993, 1994, 1998 και 1999), το γεγονός αυτό προϋποθέτει σχεδόν πάντα (με εξαίρεση το 1994) στην ανάληψη μεγαλύτερου κινδύνου. Αυτό σημαίνει ότι ο υψηλές μέσες αποδόσεις που προκύπτουν για τις μικρού μεγέθους εταιρείες χαρακτηρίζονται από μεγάλη αβεβαιότητα. Είναι χαρακτηριστικό ότι τη διετία 1998-1999, η διαφορά στις αποδόσεις μεταξύ των χαρτοφυλακίων αξίας και ανάπτυξης είναι εξαιρετικά μεγάλη, σχεδόν διπλάσια, κάτι που προφανώς οδηγεί σε πρακτικά μηδενική πιθανότητα σφάλματος τύπου I (δηλαδή η μηδενική υπόθεση σχετικά με την ισότητα των μέσων απορρίπτεται κατηγορηματικά). Ωστόσο, ειδικά το 1999, η διαφορά των τυπικών αποκλίσεων είναι εξαιρετικά σημαντική στατιστικά ( $F_0 = 3.368, F_{cr} = 1.241$ ), οπότε απορρίπτεται κατηγορηματικά η μηδενική υπόθεση  $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2$ . Αντίθετα, κατά την τριετία της πτώσης του ΧΑΑ (2000-2002), οι ζημιές των χαρτοφυλακίων αξίας είναι μεγαλύτερες από τις ζημιές των χαρτοφυλακίων ανάπτυξης. Αυτό είναι συμβατό με τη γενική εικόνα του ΧΑΑ κατά την τελευταία πενταετία, κατά την οποία αρχικά

δημιουργήθηκαν τεράστιες αποδόσεις σε μετοχές μικρών εταιρειών (κάτι που δεν ήταν δικαιολογημένο με βάση τα fundamentals των εν λόγω εταιρειών) και στη συνέχεια οι μετοχές αυτές «ξεφούσκωσαν», προκαλώντας πολύ μεγάλες ζημιές στους επενδυτές.

Από τα παραπάνω προκύπτει ότι το μέγεθος των εταιρειών, εκφραζόμενο μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας, δεν συνίσταται ως μέτρο εφαρμογής των στρατηγικών αξίας στο ΧΑΑ, διότι ακόμη και αν σχετίζεται με τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων, το γεγονός αυτό οφείλεται, κατά κανόνα, στην ανάληψη υψηλότερου κινδύνου. Το χαρακτηριστικό αυτό επισημαίνεται και στην προγενέστερη ανάλυση των *Kyriazis and Diakoyiannis* (1998).

Κατά συνέπεια, τα συμπεράσματα της παρούσας μελέτης δεν συμφωνούν με τις απόψεις που εκφράζονται στη διεθνή βιβλιογραφία σχετικά με τη σημασία του μεγέθους των εταιρειών ως αίτιο δημιουργίας υπερβαλλουσών αποδόσεων, όπως αυτές των *Bantz* (1981), *Keim* (1983), *Brown et al.* (1983), *Berges et al.* (1984), *Nakamura and Tarada* (1984), *Levis* (1985), *Fama and French* (1992) και πολλών άλλων (βλ. 2.6.4).

Πίνακας 4.3: Συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον δείκτη MV (ως μέτρου του μεγέθους των εταιρειών).

Έτος	Δείγματα με χαμηλό δείκτη MV			Δείγματα με υψηλό δείκτη MV			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	0.166	0.602	28	-0.097	0.321	28	2.033	1.674	0.023	3.509	1.388	0.001
1993	0.652	0.559	33	0.340	0.344	33	2.736	1.669	0.004	2.642	1.350	0.004
1994	-0.034	0.417	35	-0.227	0.427	35	1.912	1.668	0.030	0.953	1.338	0.556
1995	0.224	0.345	38	0.183	0.272	38	0.583	1.666	0.281	1.611	1.322	0.076
1996	0.056	0.392	50	0.015	0.479	50	0.468	1.661	0.321	0.671	1.274	0.917
1997	0.238	0.531	55	0.343	0.479	55	-1.089	1.659	-	1.232	1.259	0.223
1998	1.169	0.555	60	0.629	0.479	60	5.710	1.658	0.000	1.345	1.246	0.129
1999	1.344	0.654	63	0.533	0.357	62	8.584	1.657	0.000	3.368	1.241	0.000
2000	-0.667	0.409	69	-0.621	0.323	69	-0.746	1.656	-	1.603	1.228	0.027
2001	-0.423	0.345	80	-0.405	0.350	80	-0.319	1.655	-	0.971	1.209	0.551
2002	-0.882	0.528	86	-0.719	0.548	86	-1.987	1.654	-	0.927	1.201	0.636

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχοσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχοσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

#### 4.1.4 Χαρτοφυλάκια με βάση τη μερισματική απόδοση

Κατά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων με βάση τη μερισματική απόδοση των μετοχών (DY), απορρίφθηκαν από το εκάστοτε δείγμα οι εταιρείες εκείνες οι οποίες δεν έδωσαν μέρισμα κατά το αντίστοιχο έτος. Σημειώνεται ότι το πλήθος των εταιρειών αυτών αποτελεί αξιόλογο ποσοστό του συνολικού δείγματος, της τάξης του 20-30%. Επιπλέον, είναι αξιοσημείωτο ότι τα τελευταία δύο έτη της ανάλυσης (2001, 2002), παρά την είσοδο νέων εταιρειών στο ΧΑΑ, το συνολικό δείγμα

μειώνεται, επειδή αυξάνει σημαντικά ο αριθμός των εταιρειών που, εξαιτίας των έντονα αρνητικών οικονομικών αποτελεσμάτων τους, δεν έδωσαν μέρισμα.

Σε αντίθεση με τις έως τώρα αναλύσεις, στην περίπτωση της μερισματικής απόδοσης η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων έγινε κατά φθίνουσα σειρά, έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο που διαμορφώνεται με βάση τις στρατηγικές αξίας να περιέχει εταιρείες που προσφέρουν υψηλή μερισματική απόδοση, ενώ το τρίτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο διαμορφώνεται με βάση στρατηγικές ανάπτυξης, να περιέχει εταιρείες που προσφέρουν χαμηλή μερισματική απόδοση.

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.4. Με βάση τα αποτελέσματα αυτά είναι σαφές ότι η στρατηγική που βασίζεται στην επένδυση σε εταιρείες που προσφέρουν υψηλή μερισματική απόδοση είναι αποδοτική, ακόμη και κατά την περίοδο πτώσης του ΧΑΑ. Πράγματι, για 8 από τα 11 έτη της ανάλυσης, η διαφορά των μέσων είναι στατιστικά σημαντική όχι μόνο για επίπεδο εμπιστοσύνης 5% αλλά και για επίπεδο μικρότερο του 1%, ακόμη και σχεδόν μηδενικό. Η γενική εικόνα των αποτελεσμάτων παρουσιάζει αρκετές ομοιότητες με τα αντίστοιχα της ανάλυσης που έγινε με βάση τον δείκτη P/E (βλ. 4.1.1). Για παράδειγμα, το έτος 1997 είναι το μόνο κατά το οποίο η επένδυση σε χαρτοφυλάκια αξίας παρέχουν χαμηλότερες αποδόσεις σε σχέση με τα χαρτοφυλάκια επένδυσης. Ωστόσο, σε αντίθεση με τον δείκτη P/E, οι υπερβάλλουσες αποδόσεις που προκύπτουν βάσει του δείκτη μερισματικής απόδοσης εξηγούνται, σε ορισμένες τουλάχιστον περιπτώσεις (1992, 1998, 1999), από την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου, με επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Μια ενδιαφέρουσα παρατήρηση είναι πως οι στατιστικά σημαντικές υψηλότερες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων που διαμορφώνονται με βάση την υψηλή μερισματική απόδοση των εταιρειών, κατά την περίοδο άνθησης του χρηματιστηρίου εξηγούνται από τον κίνδυνο (καθώς χαρακτηρίζονται από μεγαλύτερη αβεβαιότητα όσον αφορά την εκτίμηση των μέσων), κατά δε την περίοδο πτώσης (2000-2002) δεν εξηγούνται από αυτόν. Αυτό σημαίνει ότι, κατά τις περιόδους κρίσης, οι μετοχές που παρέχουν υψηλή μερισματική απόδοση αποτελούν ασφαλές καταφύγιο για τους επενδυτές. Πράγματι, στις περιόδους αυτές κατά τις οποίες οι κεφαλαιακές αποδόσεις μειώνονται δραστικά, η συνιστώσα του μερίσματος αποκτά ιδιαίτερη σπουδαιότητα.

Η σημασία της μερισματικής απόδοσης ως αιτίου δημιουργίας υπερβαλλουσών αποδόσεων στο ΧΑΑ, επιβεβαιώνει τα συμπεράσματα πληθώρας διεθνών μελετών, όπως αυτές των *Blume* (1980), *Gordon and Bradford* (1980), *Litzenberger and Ramaswamy* (1982), *Miller and Scholes* (1982), *Elton et al.* (1983), *Keim* (1985), *Levis* (1989), και άλλων (βλ. 2.6.3). Αντίθετα, τα αποτελέσματα της παρούσας ανάλυσης δεν συμφωνούν με αυτά των *Kyriazis and Diakoyiannis* (1998), οι οποίοι δεν εντοπίζουν κάποια συστηματική συσχέτιση των υπερβαλλουσών αποδόσεων με τις μερισματικές αποδόσεις των εταιρειών, γεγονός που το αποδίδουν στην έλλειψη ενδιαφέροντος για την προσφορά μερίσματος εκ μέρους των επενδυτών.

Πίνακας 4.4: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τη μερισματική απόδοση (DY).

Έτος	Δείγματα με υψηλή μερισματική απόδοση, DY			Δείγματα με χαμηλή μερισματική απόδοση, DY			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	0.299	0.515	25	-0.259	0.331	25	4.554	1.677	0.000	2.419	1.416	0.018
1993	0.661	0.630	27	0.456	0.464	27	1.366	1.675	0.089	1.845	1.397	0.062
1994	0.048	0.315	29	-0.320	0.431	29	3.715	1.673	0.000	0.534	1.379	0.949
1995	0.292	0.228	41	0.152	0.225	41	2.813	1.664	0.003	1.023	1.308	0.472
1996	0.241	0.352	46	-0.182	0.476	46	4.842	1.662	0.000	0.548	1.287	0.977
1997	0.243	0.512	49	0.334	0.529	49	-0.871	1.661	-	0.936	1.277	0.590
1998	1.060	0.548	51	0.703	0.474	51	3.515	1.660	0.000	1.337	1.271	0.154
1999	1.131	0.605	55	0.713	0.498	55	3.961	1.659	0.000	1.477	1.259	0.077
2000	-0.557	0.288	66	-0.618	0.318	66	1.154	1.657	0.125	0.823	1.233	0.783
2001	-0.325	0.281	64	-0.469	0.398	64	2.357	1.657	0.010	0.500	1.238	0.997
2002	-0.514	0.399	59	-0.966	0.611	59	4.753	1.658	0.000	0.427	1.249	0.999

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

#### 4.1.5 Χαρτοφυλάκια με βάση τον δείκτη D/E

Όπως έχει προαναφερθεί (βλ. 3.3.5), ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (D/E) υπολογίζεται με έξι διαφορετικές μεθόδους. Για κάθε μέθοδο, πραγματοποιήθηκε ανάλυση χαρτοφυλακίων για τα έντεκα έτη της περιόδου ελέγχου, όπως και στις προηγούμενες περιπτώσεις. Κατά τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων, απορρίφθηκαν από το δείγμα οι αρνητικές τιμές, καθώς και ορισμένες εξαιρετικά ακραίες τιμές, οι οποίες πιθανόν να οφείλονται σε σφάλματα των πρωτογενών δεδομένων. Γενικά, οι τιμές που απορρίφθηκαν σε όλες τις περιπτώσεις ήταν πολύ μικρό ποσοστό του συνολικού δείγματος.

Η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων έγινε κατά αύξουσα σειρά, έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο που διαμορφώνεται με βάση τις στρατηγικές αξίας να περιέχει μετοχές με χαμηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης, ενώ το τρίτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο διαμορφώνεται με βάση στρατηγικές ανάπτυξης, να περιέχει μετοχές με υψηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης.

Τονίζεται ότι ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης χρησιμοποιείται ως μέτρο του ειδικού κινδύνου (specific risk) των εταιρειών. Όσο μεγαλύτερα δανειακά βάρη έχει μια επιχείρηση, τόσο περισσότερο επικίνδυνη θεωρείται, και γι' αυτό απαιτείται μεγαλύτερη «αποζημίωση» (ήτοι υψηλότερες αποδόσεις) για την επένδυση σε αυτήν. Συνεπώς, η επένδυση σε εταιρείες με χαμηλή δανειακή επιβάρυνση συνιστά μια στρατηγική που βρίσκεται σε αντίθεση με την παραπάνω υπόθεση.

Στη συνέχεια αναλύονται τα αποτελέσματα που προκύπτουν με βάση κάθε έναν από τους έξι δείκτες που χρησιμοποιήθηκαν.

### Χαρτοφυλάκια με βάση τον λόγο των βραχυπρόθεσμων υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.5. Είναι φανερό ότι η επένδυση σε εταιρείες με χαμηλό λόγο βραχυπρόθεσμων υποχρεώσεων προς ίδια κεφάλαια δεν οδηγεί σε συστηματικά υψηλά κέρδη. Χαρακτηριστικό είναι ότι κατά την περίοδο 1992-1997, η εν λόγω στρατηγική οδηγεί σχεδόν πάντα (με εξαίρεση τα έτη 1992 και 1994) σε μικρότερες αποδόσεις σε σχέση με την επένδυση σε εταιρείες με υψηλό λόγο βραχυπρόθεσμων υποχρεώσεων προς ίδια κεφάλαια. Η τάση αυτή διαφοροποιείται μόνο κατά την τελευταία τετραετία, χωρίς ωστόσο οι μεγαλύτερες αποδόσεις που δημιουργούνται να είναι στατιστικά σημαντικές, ακόμη και σε επίπεδο σημαντικότητας πολύ μεγαλύτερο του 5%. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί το έτος 2000, κατά το οποίο πάντως οι αποδόσεις όλων των χαρτοφυλακίων είναι αρνητικές.

Πίνακας 4.5: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον λόγο των βραχυπρόθεσμων υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων.

Έτος	Δείγματα με χαμηλό δείκτη Short-term Debt/Book Value of Equity			Δείγματα με υψηλό δείκτη Short-term Debt/Book Value of Equity			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	0.021	0.440	21	-0.060	0.386	21	0.634	1.684	0.530	1.303	1.466	0.280
1993	0.469	0.397	21	0.521	0.471	21	-0.387	1.684	-	0.712	1.466	0.773
1994	-0.172	0.314	24	-0.284	0.470	24	0.967	1.679	0.339	0.446	1.427	0.970
1995	0.081	0.357	34	0.212	0.348	34	-1.531	1.668	-	1.053	1.344	0.442
1996	-0.093	0.363	38	-0.005	0.422	38	-0.983	1.666	-	0.738	1.322	0.820
1997	0.094	0.310	43	0.324	0.543	43	-2.407	1.663	-	0.326	1.299	1.000
1998	0.788	0.474	46	0.955	0.515	46	-1.615	1.662	-	0.847	1.287	0.710
1999	0.946	0.669	53	0.914	0.497	53	0.275	1.660	0.784	1.807	1.265	0.018
2000	-0.511	0.409	67	-0.698	0.405	67	2.669	1.656	0.009	1.017	1.231	0.472
2001	-0.456	0.326	67	-0.485	0.366	67	0.475	1.656	0.635	0.794	1.231	0.825
2002	-0.802	0.506	67	-0.825	0.641	67	0.230	1.656	0.819	0.623	1.231	0.972

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

### Χαρτοφυλάκια με βάση τον λόγο των μακροπρόθεσμων υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.6. Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση, η επένδυση σε εταιρείες με χαμηλό λόγο μακροπρόθεσμων υποχρεώσεων προς ίδια κεφάλαια δεν οδηγεί σε συστηματικά υψηλά κέρδη. Μάλιστα, για πέντε από τα έντεκα έτη της ανάλυσης, η επένδυση σε χαρτοφυλάκια αξίας προσφέρει μικρότερες αποδόσεις από την επένδυση σε χαρτοφυλάκια ανάπτυξης ( $t_0 < 0$ ).

Πίνακας 4.6: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον λόγο των μακροπρόθεσμων υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων.

Έτος	Δείγματα με χαμηλό δείκτη Long-term Debt/Book Value of Equity			Δείγματα με υψηλό δείκτη Long-term Debt/Book Value of Equity			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	0.066	0.415	16	-0.132	0.442	16	1.309	1.697	0.100	0.884	1.558	0.593
1993	0.447	0.361	16	0.442	0.527	16	0.031	1.697	0.488	0.468	1.558	0.924
1994	-0.188	0.341	17	-0.156	0.351	17	-0.266	1.694	-	0.943	1.536	0.546
1995	0.145	0.328	20	0.193	0.400	20	-0.413	1.686	-	0.672	1.481	0.803
1996	-0.051	0.303	19	-0.021	0.331	19	-0.300	1.688	-	0.840	1.497	0.642
1997	0.186	0.451	28	0.374	0.670	28	-1.233	1.674	-	0.454	1.388	0.978
1998	0.966	0.535	27	0.762	0.556	27	1.370	1.675	0.088	0.927	1.397	0.575
1999	0.893	0.685	29	0.691	0.514	29	1.268	1.673	0.105	1.778	1.379	0.067
2000	-0.523	0.347	33	-0.638	0.287	33	1.461	1.669	0.074	1.461	1.350	0.144
2001	-0.454	0.348	37	-0.428	0.359	37	-0.307	1.666	-	0.939	1.327	0.574
2002	-0.804	0.627	38	-0.859	0.649	38	0.382	1.666	0.352	0.933	1.322	0.583

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.



## Χαρτοφυλάκια με βάση τον λόγο των συνολικών υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.7. Κατ' αναλογία με τις προηγούμενες περιπτώσεις, η εν λόγω στρατηγική αξίας δεν αποδίδει συστηματικά. Αξιοσημείωτο είναι ότι για πέντε από τα έντεκα έτη της ανάλυσης η επένδυση σε χαρτοφυλάκια με χαμηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης προσφέρει μικρότερες αποδόσεις σε σχέση την επένδυση σε χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης ( $t_0 < 0$ ). Η τάση αυτή διαφοροποιείται μόνο κατά την τελευταία τετραετία, χωρίς ωστόσο οι μεγαλύτερες αποδόσεις που δημιουργούνται να είναι στατιστικά σημαντικές. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί το έτος 2000, κατά το οποίο πάντως οι αποδόσεις και των δύο χαρτοφυλακίων είναι αρνητικές.

Πίνακας 4.7: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον λόγο των συνολικών υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων.

Έτος	Δείγματα με χαμηλό δείκτη Debt/Book Value of Equity			Δείγματα με υψηλό δείκτη Debt/Book Value of Equity			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	-0.060	0.373	21	-0.051	0.380	21	-0.072	1.684	-	0.962	1.466	0.534
1993	0.525	0.379	21	0.515	0.473	21	0.069	1.684	0.473	0.642	1.466	0.835
1994	-0.138	0.322	24	-0.273	0.469	24	1.164	1.679	0.125	0.472	1.427	0.961
1995	0.104	0.346	34	0.218	0.335	34	-1.374	1.668	-	1.067	1.344	0.426
1996	-0.062	0.368	38	-0.003	0.421	38	-0.645	1.666	-	0.762	1.322	0.793
1997	0.038	0.334	42	0.344	0.628	42	-2.789	1.664	-	0.284	1.303	1.000
1998	0.869	0.511	46	0.873	0.571	46	-0.035	1.662	-	0.800	1.287	0.771
1999	1.011	0.653	53	0.865	0.499	53	1.294	1.660	0.099	1.716	1.265	0.027
2000	-0.530	0.409	67	-0.718	0.389	67	2.726	1.656	0.004	1.103	1.231	0.345
2001	-0.440	0.330	67	-0.464	0.396	67	0.366	1.656	0.357	0.692	1.231	0.931
2002	-0.779	0.502	67	-0.795	0.654	67	0.158	1.656	0.438	0.589	1.231	0.983

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

## Χαρτοφυλάκια με βάση τον λόγο της χρηματιστηριακής αξίας των ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.8. Γενικά, και σε αυτήν την περίπτωση, η επένδυση σε εταιρείες με χαμηλό λόγο χρηματιστηριακής αξίας ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού δεν οδηγεί σε συστηματικά υψηλά κέρδη. Συγκεκριμένα, κατά τα πρώτα έξι έτη της ανάλυσης δεν μπορεί να εξαχθεί κάποιο συμπέρασμα, καθώς στην πλειοψηφία τους τα χαρτοφυλάκια αξίας εμφανίζουν υψηλότερες αποδόσεις από τα χαρτοφυλάκια ανάπτυξης, οι οποίες όμως δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Κατά την περίοδο 1998-2000 η επένδυση σε χαρτοφυλάκια που έχουν διαμορφωθεί με βάση χαμηλό δείκτη δανειακής

επιβάρυνσης οδηγεί σε στατιστικά σημαντικές υψηλότερες αποδόσεις, οι οποίες όμως οφείλονται στις διαφορές του επιπέδου του κινδύνου των δύο χαρτοφυλακίων, όπως αυτός εκφράζεται μέσω της διασποράς τους. Τέλος, κατά τα δύο τελευταία έτη της ανάλυσης, ήτοι το 2001 και το 2002, η επένδυση σε χαρτοφυλάκια με χαμηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης προσφέρει μικρότερες αποδόσεις από την επένδυση σε χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης ( $t_0 < 0$ ).

Επισημαίνεται πάντως ότι, σε σχέση με τους υπόλοιπους πέντε δείκτες που χρησιμοποιούνται ως μέτρα της δανειακής επιβάρυνσης των εταιρειών, ο λόγος της χρηματιστηριακής αξίας των ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού είναι ο μοναδικός που δείχνει να παρουσιάζει μια σχετικά συστηματική τάση δημιουργίας υψηλών αποδόσεων. Ωστόσο, η συσχέτιση των εν λόγω αποδόσεων με την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου δεν επιτρέπει τη χρήση του δείκτη αυτού ως μέτρου διαμόρφωσης επενδυτικών στρατηγικών.

Πίνακας 4.8: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον λόγο της χρηματιστηριακής αξίας των ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού.

Έτος	Δείγματα με χαμηλό δείκτη Market Value of Equity/Book Value of Total Assets			Δείγματα με υψηλό δείκτη Market Value of Equity/Book Value of Total Assets			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	0.034	0.536	17	-0.080	0.288	17	0.771	1.694	0.223	3.453	1.536	0.009
1993	0.560	0.517	20	0.476	0.474	20	0.536	1.686	0.298	1.191	1.481	0.354
1994	-0.113	0.320	22	-0.372	0.486	22	2.092	1.682	0.021	0.434	1.452	0.969
1995	0.203	0.336	24	0.099	0.277	24	1.174	1.679	0.123	1.469	1.427	0.181
1996	-0.072	0.313	34	-0.151	0.504	34	0.781	1.668	0.219	0.386	1.344	0.996
1997	0.176	0.570	38	0.274	0.476	38	-0.821	1.666	-	1.433	1.322	0.139
1998	1.043	0.597	43	0.624	0.519	43	3.476	1.663	0.000	1.323	1.299	0.184
1999	1.104	0.638	45	0.735	0.551	45	2.934	1.662	0.002	1.341	1.291	0.167
2000	-0.528	0.395	51	-0.673	0.312	51	2.054	1.660	0.021	1.602	1.271	0.049
2001	-0.440	0.343	61	-0.422	0.345	61	-0.293	1.658	-	0.990	1.244	0.516
2002	-0.914	0.610	67	-0.714	0.524	67	-2.034	1.656	-	1.355	1.231	0.110

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

#### Χαρτοφυλάκια με βάση τον λόγο της λογιστικής αξίας των ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.9. Σε αυτή την περίπτωση η εφαρμογή της εν λόγω στρατηγικής όχι μόνο δεν οδηγεί σε συστηματικά υψηλότερες αποδόσεις, αλλά η επένδυση σε χαρτοφυλάκια αξίας για οκτώ από τα έντεκα έτη της ανάλυσης προσφέρει χαμηλότερες αποδόσεις από την επένδυση σε χαρτοφυλάκια ανάπτυξης ( $t_0 < 0$ ). Μοναδική περίπτωση κατά την οποία η επένδυση σε χαρτοφυλάκια αξίας προσφέρει υψηλότερες αποδόσεις από την επένδυση σε χαρτοφυλάκια ανάπτυξης είναι το έτος 1997, κατά το οποίο ωστόσο η διαφορά του

επιπέδου του κινδύνου των δύο χαρτοφυλακίων (όπως αυτός εκφράζεται μέσω της διασποράς τους) είναι στατιστικά σημαντική, με πρακτικά μηδενική μάλιστα πιθανότητα απόρριψης.

Πίνακας 4.9: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον λόγο της λογιστικής αξίας των ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού.

Έτος	Δείγματα με χαμηλό δείκτη Book Value of Equity/Book Value of Total Assets			Δείγματα με υψηλό δείκτη Book Value of Equity/Book Value of Total Assets			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	-0.077	0.394	21	-0.050	0.362	21	-0.233	2.021	-	1.186	1.466	0.354
1993	0.515	0.473	21	0.525	0.379	21	-0.069	2.021	-	1.557	1.466	0.165
1994	-0.258	0.481	24	-0.143	0.321	24	-0.975	2.013	-	2.239	1.427	0.030
1995	0.223	0.336	34	0.108	0.345	34	1.384	1.997	0.171	0.947	1.344	0.561
1996	-0.003	0.421	38	-0.121	0.431	38	1.199	1.993	0.234	0.954	1.322	0.557
1997	0.350	0.625	42	0.038	0.334	42	2.852	1.989	0.006	3.488	1.303	0.000
1998	0.873	0.575	46	0.913	0.516	46	-0.349	1.987	-	1.241	1.287	0.236
1999	0.871	0.499	53	1.005	0.636	53	-1.210	1.983	-	0.616	1.265	0.958
2000	-0.723	0.392	67	-0.523	0.403	67	-2.914	1.978	-	0.946	1.231	0.589
2001	-0.445	0.378	67	-0.436	0.333	67	-0.149	1.978	-	1.282	1.231	0.158
2002	-0.802	0.643	67	-0.777	0.513	67	-0.247	1.978	-	1.568	1.231	0.035

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχοσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχοσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

#### Χαρτοφυλάκια με βάση τον λόγο του συνόλου των υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.10. Και σε αυτήν την περίπτωση η εικόνα των αποτελεσμάτων είναι παρόμοια, γεγονός που υποδηλώνει ότι και ο εν λόγω δείκτης δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων που προσφέρουν συστηματικά υψηλότερες αποδόσεις. Συγκεκριμένα, για πέντε από τα έντεκα έτη της ανάλυσης η επένδυση σε χαρτοφυλάκια με χαμηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης προσφέρει μικρότερες αποδόσεις από την επένδυση σε χαρτοφυλάκια με υψηλό δείκτη δανειακής επιβάρυνσης ( $t_0 < 0$ ). Η τάση αυτή διαφοροποιείται μόνο κατά την τελευταία τετραετία, χωρίς ωστόσο οι μεγαλύτερες αποδόσεις που δημιουργούνται να είναι στατιστικά σημαντικές, με εξαίρεση το έτος 2000.

Πίνακας 4.10: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τον λόγο του συνόλου των υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού.

Έτος	Δείγματα με χαμηλό δείκτη Debt/Book Value of Total Assets			Δείγματα με υψηλό δείκτη Debt/Book Value of Total Assets			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1992	-0.060	0.373	21	-0.106	0.388	21	0.394	1.684	0.348	0.925	1.466	0.568
1993	0.467	0.375	21	0.558	0.485	21	-0.683	1.684	-	0.598	1.466	0.871
1994	-0.138	0.322	24	-0.273	0.469	24	1.164	1.679	0.125	0.472	1.427	0.961
1995	0.113	0.345	35	0.213	0.340	35	-1.216	1.668	-	1.026	1.338	0.470
1996	-0.062	0.363	39	-0.051	0.434	39	-0.122	1.665	-	0.697	1.317	0.864
1997	0.066	0.376	43	0.309	0.619	43	-2.202	1.663	-	0.370	1.299	0.999
1998	0.850	0.521	47	0.876	0.574	47	-0.225	1.662	-	0.822	1.284	0.746
1999	1.034	0.667	53	0.885	0.513	53	1.293	1.660	0.099	1.695	1.265	0.030
2000	-0.525	0.415	67	-0.705	0.398	67	2.557	1.656	0.006	1.087	1.231	0.369
2001	-0.440	0.330	67	-0.473	0.394	67	0.516	1.656	0.303	0.702	1.231	0.924
2002	-0.780	0.502	67	-0.834	0.651	67	0.536	1.656	0.296	0.596	1.231	0.981

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

#### 4.1.6 Χαρτοφυλάκια με βάση τους συντελεστές βήτα

Η ταξινόμηση των χαρτοφυλακίων με βάση τους συντελεστές βήτα του μοντέλου CAPM έγινε κατά αύξουσα σειρά, έτσι ώστε το πρώτο χαρτοφυλάκιο που διαμορφώνεται με βάση τις στρατηγικές αξίας να περιέχει μετοχές με χαμηλά (και σε ορισμένες περιπτώσεις αρνητικά) βήτα, ενώ το τρίτο χαρτοφυλάκιο, το οποίο διαμορφώνεται με βάση στρατηγικές ανάπτυξης, να περιέχει μετοχές με υψηλά βήτα. Σημειώνεται ότι στην προκειμένη περίπτωση εξετάζονται 10 και όχι 11 έτη (1993-2002), κι αυτό διότι τα στοιχεία των αποδόσεων, βάσει των οποίων υπολογίζονται οι συντελεστές βήτα, ελήφθησαν από το 1992 και έπειτα (βλ. 3.3.6).

Υπενθυμίζεται ότι ο συντελεστής βήτα εκφράζει τον κίνδυνο της αγοράς, δηλαδή πόσο επικίνδυνη είναι μια μετοχή σε σχέση με τον γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου. Ο κίνδυνος αυτός δεν πρέπει να συγχέεται με τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, όπως αυτός εκφράζεται μέσω της διασποράς  $\sigma^2$ . Η εν λόγω διασπορά αποτελεί μέτρο της αβεβαιότητας που υπάρχει ως προς τον υπολογισμό της μέσης απόδοσης<sup>1</sup>.

Σύμφωνα με το μοντέλο CAPM, η επένδυση σε μετοχές υψηλού κινδύνου σε σχέση με το σύνολο της αγοράς (όπως αυτό εκφράζεται μέσω του γενικού δείκτη), οδηγεί σε υψηλότερες αποδόσεις ως «αποζημίωση» για την ανάληψη υψηλότερου κινδύνου. Συνεπώς, η επένδυση σε μετοχές με χαμηλούς συντελεστές βήτα συνιστά μια στρατηγική που έρχεται σε αντίθεση με την επικρατούσα αυτή θεωρία.

<sup>1</sup> Υπενθυμίζεται ότι η δειγματική μέση τιμή ακολουθεί κανονική κατανομή, με μέσο  $\mu$  και διασπορά  $\sigma^2/n$ .

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.11. Σε οκτώ από τα δέκα συνολικά έτη του δείγματος, τα χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται επενδύοντας σε μετοχές με χαμηλούς συντελεστές βήτα παρέχουν υψηλότερες αποδόσεις, που σε έξι περιπτώσεις (1993, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002) προκύπτουν στατιστικά σημαντικές. Ωστόσο, για τέσσερα από τα έτη αυτά (1993, 1998, 1999, 2001), η επένδυση σε χαρτοφυλάκια αξίας και η συνεπακόλουθη δημιουργία υψηλών αποδόσεων προϋποθέτει την ανάληψη μεγαλύτερου κινδύνου σε σχέση με την επένδυση σε χαρτοφυλάκια ανάπτυξης.

Από την εικόνα των αποτελεσμάτων μπορούμε εύκολα να διακρίνουμε δύο περιόδους. Η πρώτη αφορά την πενταετία 1993-1997 κατά την οποία δεν μπορεί να προκύψει σαφές συμπέρασμα σχετικά με τη σημασία του συντελεστή βήτα ως παράγοντα διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων αξίας. Το συμπέρασμα αυτό συμφωνεί με τα αποτελέσματα της ανάλυσης των *Kyriazis and Diakoyiannis* (1998). Από την άλλη πλευρά, καθ' όλη την τελευταία πενταετία (1998-2002), οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων αξίας είναι στατιστικά σημαντικά μεγαλύτερες από τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων ανάπτυξης. Το φαινόμενο αυτό υποδηλώνει στην ουσία ότι δεν αποδίδει η εφαρμογή του μοντέλου CAPM στην ελληνική χρηματαγορά ή, με άλλα λόγια, στο ΧΑΑ δεν ισχύουν οι υποθέσεις της αποτελεσματικής αγοράς. Στο εξαιρετικά ενδιαφέρον αυτό συμπέρασμα κατέληξαν και οι *Antonioni et al.* (2001), αναλύοντας τα δεδομένα της περιόδου 1990-2000.

Πίνακας 4.11: Αποτελέσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων με βάση τους συντελεστές βήτα.

Έτος	Δείγματα με χαμηλά βήτα			Δείγματα με υψηλά βήτα			$H_0: \mu_1 = \mu_3, H_1: \mu_1 > \mu_3$			$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_3^2, H_1: \sigma_1^2 > \sigma_3^2$		
	$\mu_1$	$\sigma_1$	$n_1$	$\mu_3$	$\sigma_3$	$n_3$	$t_0$	$t_{cr, 5\%}$	$P(t_0)$	$F_0$	$F_{cr, 10\%}$	$P(F_0)$
1993	0.670	0.724	34	0.358	0.402	34	2.202	1.668	0.016	3.235	1.344	0.001
1994	-0.159	0.478	36	-0.153	0.286	36	-0.060	1.667	-	2.792	1.332	0.002
1995	0.187	0.340	47	0.120	0.299	47	1.016	1.662	0.156	1.298	1.284	0.190
1996	-0.034	0.477	53	-0.026	0.387	53	-0.093	1.660	-	1.523	1.265	0.066
1997	0.205	0.411	59	0.100	0.518	59	1.211	1.658	0.114	0.629	1.249	0.960
1998	1.129	0.568	62	0.742	0.502	62	4.026	1.657	0.000	1.280	1.242	0.169
1999	1.141	0.688	67	0.668	0.400	67	4.870	1.656	0.000	2.958	1.231	0.000
2000	-0.559	0.382	77	-0.710	0.384	77	2.452	1.655	0.008	0.987	1.214	0.523
2001	-0.359	0.376	86	-0.511	0.341	86	2.776	1.654	0.003	1.213	1.201	0.188
2002	-0.640	0.501	86	-0.929	0.568	86	3.528	1.654	0.000	0.778	1.201	0.875

Στήλες 2-4: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 1. Στήλες 5-7: Μέση τιμή, τυπική απόκλιση και πλήθος παρατηρήσεων δείγματος 3. Στήλες 8-10: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των μέσων. Στήλη 8: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 9: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 5%. Στήλη 10: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ορίζεται μόνο για  $\mu_1 > \mu_3$ ). Στήλες 11-13: Μονόπλευρος έλεγχος υποθέσεων σχετικά με την ισότητα των διασπορών. Στήλη 11: Τιμή ελεγχουσυνάρτησης. Στήλη 12: Κρίσιμη τιμή, για επίπεδο εμπιστοσύνης 10%. Στήλη 13: Πιθανότητα σφάλματος τύπου I.

## 4.2 Ανάλυση ομάδας δεδομένων

Η ανάλυση των δεδομένων διαχρονικά (για κάθε έτος) και διαστρωματικά (για κάθε εταιρεία) έγινε προσαρμόζοντας στο σύνολο του δείγματος ένα μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης, με εξαρτημένη μεταβλητή την ετήσια απόδοση των μετοχών (AAR) και ανεξάρτητες μεταβλητές τους διάφορους

χρηματοοικονομικούς δείκτες<sup>1</sup>. Υπενθυμίζεται ότι οι εν λόγω δείκτες αναφέρονται στο προηγούμενο έτος από αυτό της αντίστοιχης ετήσιας απόδοσης. Σημειώνεται ακόμη ότι, στα πλαίσια της εν λόγω ανάλυσης, χρησιμοποιήθηκε η ετήσια απόδοση που είναι υπολογισμένη χωρίς τη μερισματική απόδοση, προκειμένου να είναι συνεπής με τον τρόπο υπολογισμού των συντελεστών βήτα. Η διερεύνηση έγινε υπό μορφή σεναρίων, ενσωματώνοντας κάθε φορά στο μοντέλο διαφορετικούς συνδυασμούς ανεξάρτητων μεταβλητών. Για τη διαμόρφωση των μοντέλων παλινδρόμησης χρησιμοποιήθηκε το στατιστικό πακέτο E-Views.

#### 4.2.1 Σενάριο 1: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, MV, DY, BETA, D/E

Αρχικά, στο μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης θεωρήθηκαν ως επεξηγηματικές μεταβλητές όλοι οι χρηματοοικονομικοί δείκτες που εξετάζονται στα πλαίσια της εργασίας, ήτοι ο λόγος τιμής μετοχής προς κέρδη (P/E), ο λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία (MV/BV), το μέγεθος των εταιρειών εκφρασμένο μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας (MV), η μερισματική απόδοση (DY), ο συντελεστής βήτα (BETA) και ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (D/E). Συνεπώς, η γενική μορφή του μοντέλου παλινδρόμησης είναι:

$$AAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 P/E_{it-1} + \beta_2 MV/BV_{it-1} + \beta_3 MV_{it-1} + \beta_4 DY_{it-1} + \beta_5 BETA_{it-1} + \beta_6 D/E_{it-1} \quad (4.1)$$

όπου  $i$  ο δείκτης που αναφέρεται στην εταιρεία και  $t$  ο δείκτης που αναφέρεται στο έτος.

Ειδικότερα, όσον αφορά τον δείκτη δανειακής επιβάρυνσης (D/E), αυτός ορίστηκε με τέσσερις τρόπους:

- λόγος συνολικών υποχρεώσεων προς ίδια κεφάλαια (Υποσενάριο 1α),
- λόγος χρηματιστηριακής αξίας ιδίων κεφαλαίων προς λογιστική αξία συνόλου ενεργητικού (Υποσενάριο 1β),
- λόγος λογιστικής αξίας ιδίων κεφαλαίων προς λογιστική αξία συνόλου ενεργητικού (Υποσενάριο 1γ),
- λόγος συνόλου υποχρεώσεων προς λογιστική αξία συνόλου ενεργητικού (Υποσενάριο 1δ).

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης για τα τέσσερα υποσενάρια, όπως δίνονται από το πρόγραμμα E-Views κατά την εφαρμογή της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS), παρουσιάζονται στους Πίνακες 4.12 έως 4.15.

Στην πρώτη γραμμή κάθε πίνακα δίνονται η εξαρτημένη μεταβλητή (AAR), η μέθοδος εκτίμησης των παραμέτρων, το πλήθος των ετών που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση<sup>2</sup>, το πλήθος των εταιρειών που λαμβάνονται υπόψη και το πλήθος των παρατηρήσεων. Στη συνέχεια δίνονται τα αποτελέσματα που αφορούν τους συντελεστές του μοντέλου. Στην πρώτη στήλη φαίνεται η ονομασία των συντελεστών του μοντέλου. Ο πρώτος συντελεστής, ο οποίος συμβολίζεται με  $C$ , αντιστοιχεί στη σταθερά  $\beta_0$  του μοντέλου, ήτοι την τομή της σχέσης παλινδρόμησης. Οι υπόλοιποι συντελεστές αντιστοιχούν στις επεξηγηματικές μεταβλητές του μοντέλου παλινδρόμησης. Στις επόμενες στήλες δίνονται κατά σειρά η τιμή του κάθε συντελεστή  $\beta_j$ , το αντίστοιχο τυπικό σφάλμα της εκτίμησης, η τιμή της συνάρτησης ελέγχου  $t_0$  (η οποία υπολογίζεται από τη σχέση 3.47) και η πιθανότητα που αντιστοιχεί σε αυτή,  $P(t_0)$ . Η τελευταία αντιστοιχεί στην πιθανότητα σφάλματος τύπου I, ήτοι την απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \beta_j = 0$  ενώ αυτή είναι σωστή. Στη συνέχεια του πίνακα δίνονται

<sup>1</sup> Όπως και στην περίπτωση της ανάλυσης χαρτοφυλακίων, από το σύνολο του δείγματος απορρίπτονται οι τιμές των δεικτών που είναι αρνητικές ή στατιστικά ακραίες.

<sup>2</sup> Δεδομένου ότι για τους συντελεστές βήτα διατίθενται στοιχεία για 10 έτη (1993-2002), σε όλες τις παλινδρομήσεις που περιλαμβάνουν τον εν λόγω δείκτη έχει απορριφθεί από την ανάλυση το έτος 1992, παρόλο που διατίθενται στοιχεία για τους υπόλοιπους χρηματοοικονομικούς δείκτες.

ορισμένα βασικά στατιστικά χαρακτηριστικά μεγέθη της παλινδρόμησης. Συγκεκριμένα, δίνονται οι τιμές του συντελεστή προσδιορισμού του μοντέλου (σχέση 3.44), του σταθμισμένου συντελεστή<sup>1</sup> (σχέση 3.45), το τυπικό σφάλμα της παλινδρόμησης (σχέση 3.48), ο έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης,  $F_0$  (σχέση 3.46), η πιθανότητα που αντιστοιχεί σε αυτή,  $P(F_0)$ , και τέλος ο έλεγχος Durbin-Watson (σχέση 3.56).

Η εικόνα των αποτελεσμάτων των αναλύσεων είναι πρακτικά η ίδια, και με τις τέσσερις μεθόδους υπολογισμού του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης (D/E). Το κύριο συμπέρασμα είναι ότι σε όλες τις περιπτώσεις ο συντελεστής της εξίσωσης γραμμικής παλινδρόμησης που αντιστοιχεί στην ανεξάρτητη μεταβλητή D/E προκύπτει στατιστικά μη σημαντικός. Συγκεκριμένα, η πιθανότητα  $P(t_0)$  κυμαίνεται από 0.66 έως 0.99, ανάλογα με τον τρόπο υπολογισμού του δείκτη D/E και είναι εξαιρετικά υψηλότερος από οποιοδήποτε λογικό επίπεδο σημαντικότητας υιοθετήσουμε (π.χ. 5%). Κατά συνέπεια, ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης δεν εξηγεί καθόλου τις αποδόσεις, και συνεπώς δεν είναι απαραίτητη η ενσωμάτωσή του στο μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης. Αυτό προκύπτει και από το γεγονός ότι οι τιμές όλων των υπόλοιπων συντελεστών του μοντέλου καθώς και των στατιστικών χαρακτηριστικών της παλινδρόμησης (συντελεστής προσδιορισμού, τυπικό σφάλμα κλπ.) διαφοροποιούνται ελάχιστα στα τέσσερα υποσενάρια που εξετάζονται.

Αντίθετα με τον δείκτη δανειακής επιβάρυνσης, οι υπόλοιποι δείκτες που λαμβάνονται υπόψη στην παλινδρόμηση προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί σε όλες τις περιπτώσεις. Ειδικότερα, ο λόγος τιμής μετοχής προς κέρδη (P/E), η μερισματική απόδοση (DY) και ο συντελεστής βήτα (BETA) είναι οι μεταβλητές εκείνες οι οποίες εξηγούν καλύτερα από όλες τις αποδόσεις, όπως φαίνεται από την ιδιαίτερα υψηλή τιμή της ελεγχουσυνάρτησης  $t_0$ , ή ισοδύναμα της πρακτικά μηδενικής πιθανότητας που αντιστοιχεί σε αυτή,  $P(t_0)$ . Το συμπέρασμα αυτό βρίσκεται σε συμφωνία με τα αποτελέσματα της ανάλυσης χαρτοφυλακίων, όπου φάνηκε η ύπαρξη κάποιας συστηματικής εξάρτησης των ετήσιων αποδόσεων από τους παραπάνω χρηματοοικονομικούς δείκτες (βλ. 4.1.1, 4.1.4 και 4.1.6).

Ομοίως στατιστικά σημαντική προκύπτει η σταθερά  $\beta_0$ , ήτοι η τομή της εξίσωσης παλινδρόμησης. Τέλος, όσον αφορά τον έλεγχο σημαντικότητας της ίδιας της παλινδρόμησης, αυτός ισχύει χωρίς αμφιβολία, λαμβάνοντας υπόψη την εξαιρετικά υψηλή τιμή της ελεγχουσυνάρτησης  $F_0$ .

Η χρήση της γενικευμένης μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (GLS) υπερτερεί σημαντικά σε σχέση με τη χρήση της τυπικής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS), όπως εύγλωττα προκύπτει από τη διαφορά των αντίστοιχων συντελεστών προσδιορισμού. Πράγματι, με τη θεώρηση της ύπαρξης ομοσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα, και συνεπώς τη χρήση ίσων βαρών στην εκτίμηση των παραμέτρων της γραμμικής παλινδρόμησης, ο συντελεστής προσδιορισμού κυμαίνεται στο 32%. Ωστόσο, με εφαρμογή της μεθόδου GLS, η οποία «διορθώνει» την ετεροσκεδαστικότητα, η τιμή του εν λόγω συντελεστή διπλασιάζεται, φτάνοντας στα επίπεδα του 63%.

Επιπλέον, βελτιώνεται η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης Durbin-Watson, από περίπου 1.50 σε 1.63. Αυτό σημαίνει ότι μειώνεται ο βαθμός συσχέτισης των καταλοίπων, οπότε ισχύουν με καλύτερη προσέγγιση οι υποθέσεις του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης. Υπενθυμίζεται ότι στην ιδανική περίπτωση κατά την οποία υπάρχει μηδενική αυτοσυσχέτιση μεταξύ των σφαλμάτων, η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης Durbin-Watson είναι ίση με 2 (βλ. 3.6.6).

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η ενσωμάτωση του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης στην ανάλυση μας αναγκάζει να μη λάβουμε υπόψη ένα σημαντικό πλήθος εταιρειών (τράπεζες, ασφαλιστικές κλπ.), για

---

<sup>1</sup> Σε όλες τις αναλύσεις παρατηρείται ότι η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού,  $R^2$ , δεν διαφέρει σε σχέση με αυτή του προσαρμοσμένου δείκτη,  $R^2_{adj}$ . Αυτό συμβαίνει επειδή το πλήθος των εξηγηματικών μεταβλητών του μοντέλου,  $m$ , είναι πολύ μικρό σε σχέση με το πλήθος των παρατηρήσεων,  $n$ .

τις οποίες η τιμή του εν λόγω δείκτη δεν είναι συγκρίσιμη με την τιμή που προκύπτει για τις υπόλοιπες εταιρείες (βλ. 3.3.5). Συνεπώς, η όλη ανάλυση για τα τέσσερα υποσενάρια βασίζεται σε μικρότερο δείγμα εταιρειών, οπότε τα αποτελέσματα δεν είναι απόλυτα συγκρίσιμα με αυτά των επόμενων σεναρίων, στα οποία λαμβάνεται υπόψη το σύνολο των εταιρειών.

Πίνακας 4.12: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Υποσενάριο 1α.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 184				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 899				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_i$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.140208	0.028759	4.905950	0.0000
P/E	-0.002910	0.000191	-15.24155	0.0000
MV/BV	0.005619	0.002058	2.729814	0.0065
MV	$-3.41 \times 10^{-11}$	$1.06 \times 10^{-11}$	-3.229430	0.0013
DY	6.163429	0.252441	24.41528	0.0000
BETA	-0.311189	0.014546	-21.39293	0.0000
D/E <sup>(1)</sup>	0.007049	0.015997	0.440654	0.6596
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.630163	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	253.3121	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.627675	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.604866	Έλεγχος Durbin-Watson	1.632706	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.317602	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.606783	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.313012	Έλεγχος Durbin-Watson	1.502641	

(1) Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης D/E υπολογίζεται ως ο λόγος των συνολικών υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία των ιδίων κεφαλαίων (Debt / Book Value of Equity).



Πίνακας 4.13: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Υποσενάριο 1β.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 184				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 899				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_i$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.150138	0.027915	5.378396	0.0000
P/E	-0.002963	0.000199	-14.88281	0.0000
MV/BV	0.005700	0.004813	1.184347	0.2366
MV	$-3.27 \times 10^{-11}$	$1.11 \times 10^{-11}$	-2.937330	0.0034
DY	6.125866	0.240304	25.49218	0.0000
BETA	-0.311513	0.014375	-21.67001	0.0000
D/E <sup>(1)</sup>	$8.58 \times 10^{-5}$	0.009353	0.009172	0.9927
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.635021	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	258.6622	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.632566	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.604712	Έλεγχος Durbin-Watson	1.632807	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.317293	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.606921	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.312700	Έλεγχος Durbin-Watson	1.502879	

(1) Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης D/E υπολογίζεται ως ο λόγος της χρηματοπιστηριακής αξίας των ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού (Market Value of Equity / Book Value of Total Assets).

Πίνακας 4.14: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Υποσενάριο 1γ.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 184				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 899				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_j$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.147198	0.046239	3.183437	0.0015
P/E	-0.002933	0.000193	-15.21340	0.0000
MV/BV	0.005906	0.002055	2.874515	0.0041
MV	$-3.44 \times 10^{-11}$	$1.06 \times 10^{-11}$	-3.254222	0.0012
DY	6.171341	0.258800	23.84595	0.0000
BETA	-0.310880	0.014513	-21.42113	0.0000
D/E <sup>(1)</sup>	-0.003668	0.048432	-0.075726	0.9397
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.631535	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	254.8094	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.629057	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.605071	Έλεγχος Durbin-Watson	1.632642	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.317167	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.606977	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.312574	Έλεγχος Durbin-Watson	1.502550	

(1) Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης D/E υπολογίζεται ως ο λόγος της λογιστικής αξίας των ιδίων κεφαλαίων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού (Book Value of Equity / Book Value of Total Assets).

Πίνακας 4.15: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Υποσενάριο 1δ.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 184				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 899				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_j$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.161023	0.029044	5.544182	0.0000
P/E	-0.002989	0.000197	-15.16446	0.0000
MV/BV	0.006029	0.002064	2.921490	0.0036
MV	$-3.50 \times 10^{-11}$	$1.05 \times 10^{-11}$	-3.326010	0.0009
DY	6.110607	0.255159	23.94820	0.0000
BETA	-0.312182	0.014490	-21.54415	0.0000
D/E <sup>(1)</sup>	-0.021683	0.048593	-0.446222	0.6555
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.631368	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	255.1970	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.628894	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.607128	Έλεγχος Durbin-Watson	1.632055	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.315508	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.609231	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.310914	Έλεγχος Durbin-Watson	1.492331	

(1) Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης D/E υπολογίζεται ως ο λόγος του συνόλου των υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού (Debt / Book Value of Total Assets).

#### 4.2.2 Σενάριο 2: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, MV, DY, BETA

Στο Σενάριο 2 θεωρούνται όλοι οι χρηματοοικονομικοί δείκτες ως ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου εκτός από τον δείκτη δανειακής επιβάρυνσης που, με βάση τα αποτελέσματα του Σεναρίου 1, προέκυψε στατιστικά μη σημαντικός.

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης για το Σενάριο 2, όπως δίνονται από το πρόγραμμα E-Views κατά την εφαρμογή της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS), παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.16. Χαρακτηριστικό της εν λόγω ανάλυσης είναι το γεγονός ότι το δείγμα των παρατηρήσεων αυξάνει σημαντικά (από 899 σε 1233), καθώς δεν χρησιμοποιείται στην ανάλυση ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης, ο οποίος υπολογίζεται για μικρότερο πλήθος εταιρειών σε σχέση με τους υπόλοιπους δείκτες<sup>1</sup>. Κατά συνέπεια, το Σενάριο 2 είναι το πλέον αντιπροσωπευτικό της εν λόγω ανάλυσης, και είναι αυτό το οποίο χρησιμοποιείται ως βάση σύγκρισης των επιμέρους σεναρίων.

<sup>1</sup> Όπως εξηγείται στην ενότητα 3.3.5, κατά τον υπολογισμό του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης δεν λαμβάνονται υπόψη οι εταιρείες που ανήκουν στους κλάδους των τραπεζών, των ασφαλειών, των επενδύσεων και της χρηματοδοτικής μίσθωσης

Βάσει των αποτελεσμάτων του Σεναρίου 2 προκύπτει ότι όλες οι μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές, με τις συνήθεις τρεις (P/E, DY και BETA) να θεωρούνται σημαντικές για οσοδήποτε μικρό (πρακτικά μηδενικό) επίπεδο σημαντικότητας. Ο συντελεστής προσδιορισμού του μοντέλου GLS ανέρχεται στο 57%, γεγονός που υποδηλώνει ότι η προσαρμογή του μοντέλου είναι χειρότερη σε σχέση με τα υποσενάρια που λαμβάνουν υπόψη τους το δείκτη δανειακής επιβάρυνσης, στα οποία ο εν λόγω συντελεστής κυμαίνεται στο 63%. Τονίζεται ωστόσο ότι η διαφορά αυτή είναι πλασματική, καθώς οφείλεται στο σημαντικά μικρότερο πλήθος παρατηρήσεων που έχουν χρησιμοποιηθεί στα πλαίσια των παραπάνω υποσεναρίων (συνεπώς τα αποτελέσματα των δύο αναλύσεων δεν είναι συγκρίσιμα).

Όσον αφορά τον έλεγχο Durbin-Watson, η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης ανέρχεται σε 1.59 (τιμή που αποτελεί ένδειξη αρκετά σημαντικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων), είναι δηλαδή και πάλι ελαφρά μικρότερη σε σχέση με τα υποσενάρια 1α-1δ. Και στην περίπτωση αυτή όμως, η διαφορά αυτή εξηγείται από το μικρότερο πλήθος των παρατηρήσεων.

Αναλύοντας τα αποτελέσματα για κάθε χρηματοοικονομικό δείκτη ξεχωριστά, μπορούμε να παρατηρήσουμε τα εξής:

- Ο δείκτης P/E, ο οποίος προκύπτει στατιστικά σημαντικός με πλήρη πρακτικά βεβαιότητα (αφού  $P(t_0) = 0$ ), σχετίζεται αρνητικά με τις αποδόσεις (αφού το πρόσημο του συντελεστή  $\beta_1$  του μοντέλου είναι αρνητικό), δηλαδή είναι επικερδής η επένδυση σε μετοχές με όσον το δυνατόν χαμηλότερο P/E. Το συμπέρασμα αυτό βρίσκεται σε απόλυτη συμφωνία με τα αποτελέσματα της ανάλυσης χαρτοφυλακίων για τον εν λόγω δείκτη, βάσει της οποίας προέκυψε ότι χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση χαμηλούς δείκτες P/E δείχνουν να προσφέρουν σημαντικά υψηλότερες αποδόσεις σε σχέση με αυτά που διαμορφώνονται με βάση υψηλά P/E (βλ. 4.1.1). Κατά συνέπεια, για τον δείκτη P/E, επιβεβαιώνεται η υπόθεση ισχύος των στρατηγικών αξίας κατά τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων στο ΧΑΑ.
- Ο δείκτης MV/BV, ο οποίος προκύπτει στατιστικά σημαντικός ακόμη και για αρκετά χαμηλό επίπεδο εμπιστοσύνης ( $\alpha > 0.4\%$ ), σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις, καθώς το πρόσημο του συντελεστή  $\beta_2$  του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης είναι θετικό. Το γεγονός αυτό υποδηλώνει ότι ο εν λόγω δείκτης δεν ενδείκνυται ως μέτρο εφαρμογής στρατηγικών αξίας στο ΧΑΑ, κάτι που επιβεβαιώνεται και από την ανάλυση χαρτοφυλακίων που αναφέρεται στον δείκτη MV/BV (βλ. 4.1.2).
- Το μέγεθος των εταιρειών, εκφραζόμενο μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας (MV), προκύπτει στατιστικά σημαντικό για επίπεδο εμπιστοσύνης της τάξης του 2%. Το εν λόγω επίπεδο εμπιστοσύνης δεν εξασφαλίζει πλήρη βεβαιότητα ως προς την αποδοχή του εν λόγω δείκτη. Για παράδειγμα, αν υιοθετηθεί ένα σχετικά αυστηρό επίπεδο εμπιστοσύνης (π.χ.  $\alpha = 1\%$ ), ο δείκτης MV δεν προκύπτει στατιστικά σημαντικός και συνεπώς μπορεί να απαλλοιφεί από το μοντέλο παλινδρόμησης. Σημειώνεται ότι το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή  $\beta_3$  του μοντέλου υποδηλώνει ότι χαμηλού μεγέθους εταιρείες παρέχουν υψηλές αποδόσεις. Ωστόσο, όπως αποδεικνύεται από την ανάλυση χαρτοφυλακίων που αναφέρεται στον δείκτη MV, οι υψηλές αποδόσεις που παρέχει η επένδυση σε χαμηλού μεγέθους εταιρείες είναι απόρροια της ανάληψης υψηλότερου κινδύνου (βλ. 4.1.3).
- Ο δείκτης μερισματικής απόδοσης (DY), ο οποίος προκύπτει στατιστικά σημαντικός με πλήρη πρακτικά βεβαιότητα (αφού  $P(t_0) = 0$ ), σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις (αφού το πρόσημο του συντελεστή  $\beta_4$  του μοντέλου είναι θετικό), δηλαδή είναι επικερδής η επένδυση σε μετοχές με όσον το δυνατόν υψηλότερη μερισματική απόδοση. Το συμπέρασμα αυτό βρίσκεται σε απόλυτη συμφωνία με τα αποτελέσματα της ανάλυσης χαρτοφυλακίων για τον εν λόγω δείκτη, βάσει της οποίας προέκυψε ότι η επένδυση σε εταιρείες που προσφέρουν υψηλή μερισματική απόδοση οδηγεί συστηματικά σε υψηλές αποδόσεις (βλ. 4.1.4). Κατά συνέπεια, για τον δείκτη

μερισματικής απόδοσης, επιβεβαιώνεται η υπόθεση ισχύος των στρατηγικών αξίας κατά τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων στο ΧΑΑ.

- Ο συντελεστής βήτα του μοντέλου CAPM, ο οποίος προκύπτει στατιστικά σημαντικός με πλήρη πρακτικά βεβαιότητα (αφού  $P(t_0) = 0$ ), σχετίζεται αρνητικά με τις αποδόσεις (αφού το πρόσημο του συντελεστή  $\beta_5$  του μοντέλου είναι αρνητικό), δηλαδή φαίνεται να είναι επικερδής η επένδυση σε μετοχές με όσον το δυνατόν χαμηλότερο βήτα. Σημειώνεται ότι κάτι τέτοιο δεν κατέστη απόλυτα σαφές από την ανάλυση χαρτοφυλακίων που αναφέρεται στους συντελεστές βήτα (βλ. 4.1.6). Πράγματι, στα πλαίσια της εν λόγω ανάλυσης χαρτοφυλακίων, μόνο κατά την πενταετία 1998-2002 φάνηκε να υπάρχει συστηματική επίδραση των συντελεστών βήτα ως προς τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων στο ΧΑΑ. Βεβαίως, κάτι τέτοιο δεν μπορεί να φανεί στα πλαίσια της παρούσας ανάλυσης, η οποία εξετάζει τη στατιστική συμπεριφορά των δεικτών για το σύνολο της περιόδου ελέγχου και όχι για κάθε έτος ξεχωριστά. Με άλλα λόγια, η ανάλυση ομάδας δεδομένων δίνει μια μέση στατιστική εικόνα διαχρονικά και διαστρωματικά, ενώ η ανάλυση χαρτοφυλακίων εξετάζει τη πορεία των επιμέρους δεικτών από έτος σε έτος.

Πίνακας 4.16: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Σενάριο 2.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 236				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 1233				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_i$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.439379	0.015331	28.65871	0.0000
P/E	-0.004654	0.000113	-41.18144	0.0000
MV/BV	0.005285	0.001828	2.891079	0.0039
MV	$-2.42 \times 10^{-11}$	$1.03 \times 10^{-11}$	-2.335733	0.0197
DY	1.047353	0.078053	13.41843	0.0000
BETA	-0.346717	0.012014	-28.86011	0.0000
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.573615	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	330.1361	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.571877	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.614700	Έλεγχος Durbin-Watson	1.587139	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.299142	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.616073	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.296286	Έλεγχος Durbin-Watson	1.492797	

### 4.2.3 Σενάριο 3: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, MV, DY

Στο Σενάριο 3 θεωρούνται ίδιοι χρηματοοικονομικοί δείκτες με το Σενάριο 2, εκτός από τον συντελεστή βήτα. Υπενθυμίζεται ότι στα πλαίσια της ανάλυσης χαρτοφυλακίων, δεν κατέστη απόλυτα σαφής η σημασία του συντελεστή βήτα ως μέτρου εφαρμογής στρατηγικών αξίας (βλ. 4.1.6). Αντίθετα, στο Σενάριο 2, ο εν λόγω συντελεστής προέκυψε ως στατιστικά σημαντική εξηγηματική μεταβλητή των αποδόσεων.

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης για το Σενάριο 3, όπως δίνονται από το πρόγραμμα E-Views κατά την εφαρμογή της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS), παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.17. Το προφανές συμπέρασμα είναι ότι η απουσία της μεταβλητής βήτα από το μοντέλο περιορίζει δραστικά την ποιότητα της προσαρμογής του, καθώς η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού μειώνεται στα επίπεδα του 24%, έναντι 57% στο Σενάριο 2. Συνεπώς, ο συντελεστής βήτα αναμφισβήτητα εξηγεί τις αποδόσεις των μετοχών και μάλιστα, όπως φαίνεται από την ανάλυση του Σεναρίου 2, σχετίζεται αρνητικά με αυτές. Το γεγονός αυτό επιβεβαιώνει την ισχύ των στρατηγικών αξίας στο ΧΑΑ, όσον αφορά τη διαμόρφωση χαρτοφυλακίων με χαμηλούς συντελεστές βήτα.

Πίνακας 4.17: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Σενάριο 3.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 11 (1992-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 239				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 1292				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_i$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.095135	0.015589	6.1012811	0.0000
P/E	-0.005238	0.000299	-17.51674	0.0000
MV/BV	0.006118	0.001916	3.193903	0.0014
MV	$-2.16 \times 10^{-11}$	$8.33 \times 10^{-11}$	-2.592867	0.0096
DY	1.131049	0.087305	12.95521	0.0000
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.240123	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	101.6740	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.237762	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.655891	Έλεγχος Durbin-Watson	1.535041	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.178095	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.657877	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.175541	Έλεγχος Durbin-Watson	1.404831	

#### 4.2.4 Σενάριο 4: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV/BV, DY, BETA

Στο Σενάριο 4 θεωρούνται ίδιοι χρηματοοικονομικοί δείκτες με το Σενάριο 2, εκτός από τη χρηματιστηριακή αξία των εταιρειών (MV), η οποία συνιστά μέτρο του μεγέθους τους. Αυτό γίνεται αφενός επειδή ο δείκτης MV είναι συγγραμμικός με το λόγο χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία (MV/BV) και αφετέρου επειδή ο εν λόγω δείκτης δεν προέκυψε στατιστικά σημαντικός με απόλυτη βεβαιότητα (απορρίπτεται για επίπεδο σημαντικότητας μικρότερο του 2%).

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης για το Σενάριο 4, όπως δίνονται από το πρόγραμμα E-Views κατά την εφαρμογή της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS), παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.18. Η απουσία της μεταβλητής MV από το μοντέλο δεν μεταβάλλει ουσιαστικά την ποιότητα της προσαρμογής του, καθώς η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού μειώνεται ελάχιστα σε σχέση με το Σενάριο 2, από 57% σε 55%. Ομοίως, η τιμή της

συνάρτησης ελέγχου Durbin-Watson διατηρείται πρακτικά αναλλοίωτη, στα επίπεδα του 1.57, γεγονός που αποτελεί ένδειξη αρκετά σημαντικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

Χαρακτηριστικό είναι το γεγονός ότι με την απουσία του δείκτη MV, μειώνεται δραστικά η σημαντικότητα και του δείκτη MV/BV, καθώς η τιμή της πιθανότητας σφάλματος τύπου I αυξάνει από 0.004 σε 0.041. Αυτό σημαίνει ότι για επίπεδο σημαντικότητας μικρότερο του 4%, ο δείκτης χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία δεν θεωρείται στατιστικά σημαντικός και μπορεί να μη ληφθεί υπόψη στο μοντέλο παλινδρόμησης.

Όσον αφορά τα συμπεράσματα που αναφέρονται στους υπόλοιπους τρεις χρηματοοικονομικούς δείκτες που παρουσιάζουν και το μεγαλύτερο ενδιαφέρον (ήτοι ο λόγος P/E, η μερισματική απόδοση DY και οι συντελεστές βήτα), αυτά δεν διαφοροποιούνται σε σχέση με το Σενάριο 2.

Πίνακας 4.18: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Σενάριο 4.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 236				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 1233				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_j$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.436698	0.013340	32.73574	0.0000
P/E	-0.004624	0.000115	-40.17346	0.0000
MV/BV	0.003455	0.001685	2.050060	0.0406
DY	1.055880	0.078250	13.49375	0.0000
BETA	-0.348234	0.011282	-30.86612	0.0000
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.559896	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	390.5626	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.558463	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.615580	Έλεγχος Durbin-Watson	1.579669	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.296614	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.616931	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.294323	Έλεγχος Durbin-Watson	1.486008	

#### 4.2.5 Σενάριο 5: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, MV, DY, BETA

Στο Σενάριο 5 θεωρούνται ίδιοι χρηματοοικονομικοί δείκτες με το Σενάριο 2, εκτός από τον λόγο χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία (MV/BV), ο οποίος είναι συγγραμικός με τη χρηματιστηριακή αξία των εταιρειών (MV).

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης για το Σενάριο 5, όπως δίνονται από το πρόγραμμα E-Views κατά την εφαρμογή της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS), παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.19. Η απουσία της μεταβλητής MV/BV από το μοντέλο χειροτερεύει την ποιότητα της προσαρμογής του, καθώς η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού ανέρχεται στα επίπεδα του 51%, έναντι 57% στο Σενάριο 2. Η μείωση αυτή είναι μεγαλύτερη σε σχέση με αυτή του Σεναρίου 4, στο οποίο δεν συμπεριλήφθη στο μοντέλο ο δείκτης MV. Αντίθετα, η

τιμή της συνάρτησης ελέγχου Durbin-Watson διατηρείται πρακτικά αναλλοίωτη, στα επίπεδα του 1.57, γεγονός που αποτελεί ένδειξη αρκετά σημαντικής αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα του Σεναρίου 5 με τα αντίστοιχα του Σεναρίου 2, προκύπτει ότι με την απουσία του δείκτη MV/BV δεν μεταβάλλεται η σημαντικότητα των υπόλοιπων συντελεστών του μοντέλου, αλλά ούτε και οι τιμές των συντελεστών. Κατά συνέπεια, ο λόγος P/E, η μερισματική απόδοση DY και οι συντελεστές βήτα είναι κατηγορηματικά οι πλέον σημαντικοί παράγοντες διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων αξίας, και είναι αυτοί που αποτελούν τη βάση δημιουργίας συστηματικά υψηλών αποδόσεων στο ΧΑΑ.

Πίνακας 4.19: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Σενάριο 5.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 236				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 1233				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_j$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.447279	0.019917	22.45663	0.0000
P/E	-0.004471	0.000125	-35.72184	0.0000
MV	$-2.06 \times 10^{-11}$	$8.33 \times 10^{-11}$	-2.348061	0.0190
DY	1.038066	0.079141	13.11661	0.0000
BETA	-0.346225	0.013919	-24.87444	0.0000
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.508844	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	318.0565	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.507245	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.615048	Έλεγχος Durbin-Watson	1.576708	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.298213	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.616230	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.295927	Έλεγχος Durbin-Watson	1.479944	

#### 4.2.6 Σενάριο 6: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, ln(MV), DY, BETA, D/E

Στο Σενάριο 6 θεωρούνται ως επεξηγηματικές μεταβλητές ο λόγος τιμής μετοχής προς κέρδη (P/E), το μέγεθος των εταιρειών (μέτρο του οποίου θεωρείται η χρηματιστηριακή τους αξία, MV), η μερισματική απόδοση (DY), ο συντελεστής βήτα (BETA) του μοντέλου CAPM, και ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (D/E) (που εκφράζεται ως ο λόγος του συνόλου των υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού).

Σημειώνεται ότι στο παρόν σενάριο η χρηματιστηριακή αξία των εταιρειών διατυπώνεται σε λογαριθμική μορφή. Αυτό γίνεται επειδή η τιμή του εν λόγω δείκτη είναι τάξεις μεγέθους μεγαλύτερη σε σχέση με τους υπόλοιπους δείκτες, με αποτέλεσμα να αλλοιώνονται τα αποτελέσματα.

Βάσει των παραπάνω παραδοχών, η γενική μορφή του μοντέλου παλινδρόμησης γράφεται:

$$AAR_{it} = \beta_0 + \beta_1 P/E_{it-1} + \beta_2 \ln(MV_{it-1}) + \beta_3 DY_{it-1} + \beta_4 BETA_{it-1} + \beta_5 D/E_{it-1} \quad (4.2)$$



όπου  $i$  ο δείκτης που αναφέρεται στην εταιρεία και  $t$  ο δείκτης που αναφέρεται στο έτος.

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της ανάλυσης, όπως δίνονται από το πρόγραμμα E-Views με εφαρμογή των μεθόδων OLS και GLS, παρουσιάζονται στους Πίνακες 4.20 και 4.21, αντίστοιχα.

Πίνακας 4.20: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Σενάριο 6 με τη μέθοδο OLS.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: OLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 186				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 901				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_j$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	1.067865	0.260301	4.102430	0.0000
P/E	-0.002256	0.000646	-3.492396	0.0005
ln(MV)	-0.051508	0.013426	-3.836548	0.0001
DY	4.734208	0.792956	5.970329	0.0000
BETA	-0.303983	0.029768	-10.21160	0.0000
D/E <sup>(1)</sup>	0.126487	0.130832	0.966795	0.3339
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.324473	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	85.97850	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.320700	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.604890	Έλεγχος Durbin-Watson	1.464910	

(1) Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης D/E υπολογίζεται ως ο λόγος του συνόλου των υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού (Debt / Book Value of Total Assets).

Πίνακας 4.21: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Σενάριο 6 με τη μέθοδο GLS.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 186				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 901				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_j$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	0.996606	0.071365	13.96497	0.0000
P/E	-0.001902	0.000165	-11.49144	0.0000
ln(MV)	-0.049867	0.005012	-9.949675	0.0000
DY	5.533384	0.322491	17.15823	0.0000
BETA	-0.300620	0.011012	-27.30052	0.0000
D/E <sup>(1)</sup>	0.082530	0.048534	1.700461	0.0894
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.596043	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	264.1159	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.593786	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.602439	Έλεγχος Durbin-Watson	1.630458	

(1) Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης D/E υπολογίζεται ως ο λόγος του συνόλου των υποχρεώσεων προς τη λογιστική αξία του συνόλου του ενεργητικού (Debt / Book Value of Total Assets).

Χρησιμοποιώντας ως βάση τη γενικευμένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (GLS), η οποία εφαρμόζεται για τη διόρθωση της έντονης ετεροσκεδαστικότητας που παρατηρείται στα κατάλοιπα του μοντέλου (και η οποία διαπιστώνεται από τις μεγάλες διαφορές στα διαγώνια στοιχεία του πίνακα συσχέτισεων), προκύπτει η ακόλουθη σχέση εκτίμησης των ετήσιων αποδόσεων των μετοχών:

$$AAR = 0.9966 - 0.0019 P/E - 0.0498 \ln(MV) + 5.5334 DY - 0.3006 BETA + 0.0825 D/E \quad (4.3)$$

Ο συντελεστής προσδιορισμού του παραπάνω μοντέλου ανέρχεται στο 60%, τιμή που είναι σημαντικά βελτιωμένη σε σχέση με αυτή που προκύπτει από την εφαρμογή της τυπικής μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων (OLS), και η οποία κυμαίνεται στο 32%. Επιπλέον, με τη διόρθωση της ετεροσκεδαστικότητας μέσω της μεθόδου GLS, βελτιώνεται και η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης Durbin-Watson, από περίπου 1.46 σε 1.63. Αυτό σημαίνει ότι μειώνεται ο βαθμός συσχέτισης των καταλοίπων, οπότε ισχύουν με καλύτερη προσέγγιση οι υποθέσεις του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης. Υπενθυμίζεται ότι στην ιδανική περίπτωση κατά την οποία υπάρχει μηδενική αυτοσυσχέτιση μεταξύ των σφαλμάτων, η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης Durbin-Watson είναι ίση με 2.

Όσον αφορά τη σημαντικότητα των συντελεστών του μοντέλου, όλοι οι συντελεστές με εξαίρεση τον δείκτη δανειακής επιβάρυνσης προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί, όπως καταδεικνύεται από τις υψηλές τιμές της ελεγχουσυνάρτησης  $t_0$ , ή ισοδύναμα της πρακτικά μηδενικής πιθανότητας που αντιστοιχεί σε αυτή,  $P(t_0)$ . Αντίθετα, ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (D/E) προκύπτει στατιστικά μη σημαντικός για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$ , ακόμη και με εφαρμογή της μεθόδου GLS, η οποία δίνει σαφώς πιο ευνοϊκά αποτελέσματα σε σχέση με τη μέθοδο OLS. Συγκεκριμένα, η πιθανότητα σφάλματος τύπου I (ήτοι η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \beta_5 = 0$  ενώ αυτή είναι ορθή) ανέρχεται σε 8.9% εφόσον η εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου γίνεται με τη μέθοδο GLS, ενώ φτάνει το 33.4% εφόσον η εκτίμηση γίνεται με τη μέθοδο OLS. Κατά συνέπεια, δεν απαιτείται η

ενσωμάτωση του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης στο μοντέλο ή, ισοδύναμα, ο εν λόγω δείκτης δεν εξηγεί τις αποδόσεις.

#### 4.2.7 Σενάριο 7: Ανεξάρτητες μεταβλητές P/E, ln(MV), DY, BETA

Στο Σενάριο 7 θεωρούνται οι ίδιες επεξηγηματικές μεταβλητές με το Σενάριο 6, με εξαίρεση τον δείκτη δανειακής επιβάρυνσης που δεν λαμβάνεται υπόψη στο μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης, καθώς είναι στατιστικά μη σημαντικός. Με εφαρμογή της μεθόδου των γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS) για την εκτίμηση των συντελεστών, προκύπτει η ακόλουθη σχέση εκτίμησης των ετήσιων αποδόσεων των μετοχών:

$$AAR = 1.6349 - 0.0035 P/E - 0.0678 \ln(MV) + 0.7728 DY - 0.3336 BETA \quad (4.4)$$

Τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης για το Σενάριο 7, όπως δίνονται από το πρόγραμμα E-Views κατά την εφαρμογή της μεθόδου GLS, παρουσιάζονται στον Πίνακα 4.22. Συγκρίνοντας τα αποτελέσματα με αυτά του Σεναρίου 6, παρατηρείται μια μικρή μείωση του συντελεστή προσδιορισμού, από 60% σε 56%, η οποία οφείλεται στο γεγονός ότι μειώνονται οι επεξηγηματικές μεταβλητές μετά την απαλοιφή του δείκτη δανειακής επιβάρυνσης. Ομοίως, μειώνεται ελαφρά και η τιμή της ελεγχουσυνάρτησης Durbin-Watson, από 1.63 σε 1.57.

Χαρακτηριστικό είναι ότι όλοι οι συντελεστές του μοντέλου προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί, με πολύ μάλιστα υψηλές τιμές της ελεγχουσυνάρτησης  $t_0$ , οι οποίες αντιστοιχούν σε μηδενική πιθανότητα  $P(t_0)$ . Αυτό σημαίνει πρακτικά ότι οσοδήποτε χαμηλό επίπεδο σημαντικότητας κι αν δεχτούμε, οι αποδόσεις εξηγούνται από το σύνολο των δεικτών που χρησιμοποιούνται. Μάλιστα, τα πρόσημα των συντελεστών επιβεβαιώνουν την ισχύ των στρατηγικών αξίας στο ΧΑΑ για τους παραπάνω δείκτες (ήτοι επένδυση σε χαρτοφυλάκια μετοχών με χαμηλά P/E, μικρού μεγέθους εταιρειών, υψηλές μερισματικές αποδόσεις, χαμηλά βήτα).

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι με την παρούσα ανάλυση, δεν είναι δυνατό να διαπιστωθεί αν η φαινόμενη συσχέτιση των αποδόσεων με κάθε έναν από τους δείκτες που εξετάζονται ερμηνεύεται από τον κίνδυνο. Κατά συνέπεια, τα αποτελέσματα της γραμμικής παλινδρόμησης δεν έρχονται σε αντίφαση με αυτά της ανάλυσης χαρτοφυλακίων – αντιθέτως, τεκμηριώνουν στατιστικά την «ποιοτική» ερμηνεία που προκύπτει βάσει της παραπάνω ανάλυσης.

Πίνακας 4.22: Αποτελέσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων για το Σενάριο 7.

Εξαρτημένη μεταβλητή: AAR				
Μέθοδος εκτίμησης παραμέτρων: GLS				
Πλήθος ετών: 10 (1993-2002)				
Πλήθος εταιρειών: 236				
Συνολικό πλήθος παρατηρήσεων: 1233				
Μεταβλητή	Συντελεστής $\beta_j$	Τυπ. σφάλμα	Έλεγχος σημαντικότητας συντελεστή, $t_0$	$P(t_0)$
C (τομή $\beta_0$ )	1.634953	0.119993	13.62540	0.0000
P/E	-0.003545	0.000140	-25.27784	0.0000
ln(MV)	-0.067799	0.006484	-10.45566	0.0000
DY	0.772844	0.074857	10.32423	0.0000
BETA	-0.333610	0.015969	-20.89073	0.0000
<b>Σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος GLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.563627	Έλεγχος σημαντικότητας παλινδρόμησης, $F_0$	396.5271	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.562206	Πιθανότητα σφάλματος τύπου I, $P(F_0)$	0.000000	
Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.605018	Έλεγχος Durbin-Watson	1.569325	
<b>Μη σταθμισμένα στατιστικά χαρακτηριστικά (μέθοδος OLS)</b>				
Συντελεστής προσδιορισμού, $R^2$	0.322321	Τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης	0.605553	
Προσαρμοσμένος συντελεστής $R^2$	0.320113	Έλεγχος Durbin-Watson	1.464082	

#### 4.2.8 Σενάριο 8: Διαχρονική ανάλυση ομάδας δεδομένων

Στο Σενάριο 8 διαμορφώνονται ξεχωριστά μοντέλα γραμμικής παλινδρόμησης για κάθε έτος, με ανεξάρτητες μεταβλητές τους χρηματοοικονομικούς δείκτες του Σεναρίου 7, ήτοι P/E, ln(MV), DY και BETA. Στόχος της ανάλυσης είναι η διερεύνηση της διαχρονικής μεταβλητότητας των τιμών των συντελεστών, ώστε να ελεγχθεί αν υπάρχει συστηματικότητα στη συμπεριφορά του ΧΑΑ όσον αφορά τις παραμέτρους εκείνες που επηρεάζουν τις ετήσιες αποδόσεις των μετοχών.

Σημειώνεται ότι η προσαρμογή των μοντέλων γίνεται για την περίοδο 1993-2001 (9 έτη) και όχι για το σύνολο των 11 ετών, γιατί αφενός δεν υπάρχουν στοιχεία για τους συντελεστές βήτα το έτος 1992, ενώ οι τιμές των δεικτών P/E για το έτος 2002 δεν θεωρούνται αντιπροσωπευτικές, καθώς είναι σχεδόν στο σύνολό τους αρνητικές.

Επιπλέον, στην εν λόγω ανάλυση, εφαρμόζεται η τυπική και όχι η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων, καθώς εξετάζεται ένα μόνο έτος κάθε φορά. Υπενθυμίζεται ότι το πρόγραμμα E-Views εκτιμά εμπειρικά τις διασπορές των καταλοίπων (τις οποίες χρησιμοποιεί στη συνέχεια για τη «διόρθωση» της ετεροσκεδαστικότητας) ως μέσους ετήσιους όρους (βλ. 3.54). Κατά συνέπεια, θεωρώντας ένα μόνο έτος, η διασπορά κάθε σφάλματος ταυτίζεται με το τετράγωνο της τιμής του, με αποτέλεσμα η «διόρθωση» της ετεροσκεδαστικότητας μέσω του μοντέλου GLS να οδηγεί σε πρακτικά μοναδιαίους συντελεστές προσδιορισμού.

Τα αποτελέσματα του Σεναρίου 8, όπως αυτά προκύπτουν από την εφαρμογή της μεθόδου OLS για κάθε έτος, δίνονται στον Πίνακα 4.23. Στην πρώτη στήλη του πίνακα δίνεται το έτος στο οποίο αναφέρεται η ανάλυση, στη δεύτερη δίνεται το πλήθος των παρατηρήσεων, στην τρίτη η τιμή της σταθεράς (τομή) του μοντέλου, στις στήλες 4-8 οι τιμές των συντελεστών των επεξηγηματικών

μεταβλητών, στη στήλη 9 η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού της παλινδρόμησης, ενώ στη στήλη 10 η τιμή της πιθανότητας απόρριψης του ελέγχου σημαντικότητας της παλινδρόμησης (F-έλεγχος). Στον πίνακα δίνονται ακόμη τα στατιστικά χαρακτηριστικά των συντελεστών των μεταβλητών του μοντέλου (μέση τιμή και τυπική απόκλιση), ενώ στην τελευταία γραμμή δίνονται, για λόγους σύγκρισης, οι τιμές που προέκυψαν από την ταυτόχρονη διαχρονική και διαστρωματική ανάλυση των εν λόγω μεταβλητών, ήτοι οι τιμές του Σεναρίου 7 (όπως προκύπτουν με εφαρμογή της μεθόδου GLS).

Πίνακας 4.23: Τιμές συντελεστών μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης, με εφαρμογή της μεθόδου OLS για κάθε έτος (με κόκκινο χρώμα απεικονίζονται οι τιμές κατά τα έτη στα οποία οι συντελεστές προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί, για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$ ).

Έτος	<i>n</i>	C	P/E	ln(MV)	DY	BETA	R <sup>2</sup>	P(F <sub>0</sub> )
1993	69	0.645472	0.002624	-0.006386	<b>0.853382</b>	-0.178192	0.271	<b>0.007695</b>
1994	71	0.348157	<b>-0.004131</b>	-0.017169	<b>0.623553</b>	<b>-0.182931</b>	0.470	<b>0.000000</b>
1995	81	-0.043256	0.000733	0.014889	<b>0.611158</b>	<b>-0.086612</b>	0.231	<b>0.000442</b>
1996	117	-1.444939	-0.004380	<b>0.079997</b>	<b>1.993288</b>	-0.003657	0.318	<b>0.000000</b>
1997	129	-0.993655	-0.001816	<b>0.074846</b>	<b>0.935407</b>	<b>-0.101659</b>	0.083	<b>0.029195</b>
1998	137	<b>3.375428</b>	-0.003108	<b>-0.140622</b>	-0.271869	0.001023	0.216	<b>0.000002</b>
1999	138	<b>4.226182</b>	0.000817	<b>-0.192475</b>	<b>0.431354</b>	0.004380	0.472	<b>0.000000</b>
2000	97	-0.676965	-0.001263	0.011190	-0.097561	-0.039192	0.039	0.508213
2001	154	0.287828	0.000697	-0.027998	2.515167	<b>-0.192960</b>	0.076	<b>0.018793</b>
Μέση τιμή	-	0.636028	-0.001092	-0.022636	0.843764	-0.086644	0.242	-
Τυπ. απόκλ.	-	1.929034	0.002466	0.090607	0.903251	0.082379	0.161	-
Πλήρες δείγμα (Σενάριο 2, μέθοδος GLS)	1233	1.634953	-0.003545	-0.067799	0.772844	-0.333610	0.564	0.000000

Παρατηρείται ότι με την θεώρηση διαφορετικού μοντέλου παλινδρόμησης για κάθε έτος χειροτερεύει η ποιότητα της προσαρμογής. Πράγματι, ο μέσος συντελεστής προσδιορισμού ανέρχεται στο 24%, ενώ ο αντίστοιχος συντελεστής για το Σενάριο 7 και την ίδια μέθοδο GLS ανέρχεται στο 56% (ενώ μειώνεται στα επίπεδα του 32%, εφόσον χρησιμοποιείται η μέθοδος OLS για την εκτίμηση των παραμέτρων).

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι σε λίγες μόνο περιπτώσεις οι συντελεστές του μοντέλου προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί, για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$  (βλ. Πίνακα 4.24). Συγκεκριμένα, ο δείκτης P/E προκύπτει στατιστικά σημαντικός για ένα μόλις έτος (1994, με αρνητικό πρόσημο), ο δείκτης ln(MV) προκύπτει στατιστικά σημαντικός για τέσσερα έτη (σε δύο με θετικό και σε δύο με αρνητικό πρόσημο), ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (DY) προκύπτει στατιστικά σημαντικός για έξι έτη (όλα με θετικό πρόσημο) και, τέλος, ο συντελεστής βήτα προκύπτει στατιστικά σημαντικός για τέσσερα έτη (όλα με αρνητικό πρόσημο). Αξιοσημείωτο είναι ότι κατά το έτος 2000, κανένας δείκτης δεν προκύπτει στατιστικά σημαντικός, κάτι που επιβεβαιώνεται και από την πολύ υψηλή τιμή της πιθανότητας  $P(F_0) = 51\%$  (η τιμή αυτή υποδηλώνει ότι αποτυγχάνει ο έλεγχος σημαντικότητας της παλινδρόμησης).

Πίνακας 4.24: Τιμές πιθανότητας  $P(t_0)$  για τον έλεγχο σημαντικότητας των συντελεστών του μοντέλου γραμμικής παλινδρόμησης (με κόκκινο χρώμα απεικονίζονται οι τιμές κατά τα έτη στα οποία οι συντελεστές προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί, για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$ ).

Έτος	C	P/E	ln(MV)	DY	BETA
1993	0.2976	0.6620	0.8576	<b>0.0000</b>	0.2246
1994	0.3414	<b>0.0387</b>	0.4046	<b>0.0000</b>	<b>0.0004</b>
1995	0.8762	0.5663	0.3509	<b>0.0000</b>	<b>0.0198</b>
1996	0.0002	0.1016	<b>0.0007</b>	<b>0.0000</b>	0.9494
1997	0.0387	0.6000	<b>0.0075</b>	<b>0.0089</b>	<b>0.0317</b>
1998	<b>0.0000</b>	0.2732	<b>0.0000</b>	0.2278	0.9922
1999	<b>0.0000</b>	0.6685	<b>0.0000</b>	<b>0.0000</b>	0.9713
2000	0.1576	0.3551	0.6136	0.8532	0.2264
2001	0.4345	0.6060	0.1260	0.1169	<b>0.0029</b>

Επιχειρώντας μια περαιτέρω διερεύνηση των αποτελεσμάτων, κάνουμε έλεγχο υποθέσεων ώστε να διαπιστώσουμε αν οι μέσες τιμές των συντελεστών που προέκυψαν από την προσαρμογή ξεχωριστών μοντέλων παλινδρόμησης για κάθε έτος είναι στατιστικά σημαντικές. Ο αμφίπλευρος έλεγχος διατυπώνεται ως:

$$H_0: \mu = 0$$

$$H_1: \mu \neq 0$$

Κατά συνέπεια, εξετάζουμε αν ο εκάστοτε μέσος συντελεστής είναι σημαντικά διάφορος του μηδενός, και αν κάτι τέτοιο δεν προκύπτει τότε ο εν λόγω συντελεστής μπορεί να θεωρηθεί ότι δεν εξηγεί την εξαρτημένη μεταβλητή του μοντέλου, ήτοι τις ετήσιες αποδόσεις. Για το σκοπό αυτό, χρησιμοποιούμε τη συνάρτηση ελέγχου (*Hines and Montgomery*, 1990, pp. 304-308):

$$t_0 = \text{Σφάλμα!} \quad (4.5)$$

όπου  $X^-$  η δειγματική μέση τιμή,  $S$  η δειγματική τυπική απόκλιση και  $n$  το μέγεθος του δείγματος. Εφόσον ισχύει η μηδενική υπόθεση, τότε η τυχαία μεταβλητή  $t_0$  ακολουθεί κατανομή  $t_{n-1}$ . Κατά συνέπεια, η διαδικασία ελέγχου της μηδενικής υπόθεσης  $H_0: \mu = 0$  συνίσταται στον υπολογισμό της ελεγχουσυνάρτησης  $t_0$  και στην απόρριψη της εν λόγω υπόθεσης εφόσον  $t_0 > t_{\alpha/2, n-1}$  ή  $t_0 < -t_{\alpha/2, n-1}$  (κρίσιμη περιοχή). Η κρίσιμη τιμή της συνάρτησης  $t$ , για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$  και 8 βαθμούς ελευθερίας (καθώς το πλήθος των ετών που εξετάζονται είναι  $n = 9$ ) προκύπτει ίση με  $t_{\alpha} = 2.751$ . Συνεπώς, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται για  $|t_0| > 2.751$ .

Στη συγκεκριμένη εφαρμογή, παρουσιάζει ενδιαφέρον ο μονόπλευρος έλεγχος, βάσει του οποίου ελέγχουμε αν οι ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου (ήτοι οι πέντε χρηματοοικονομικοί δείκτες) συσχετίζονται θετικά ή αρνητικά με τις αποδόσεις, ώστε να τεκμηριώσουμε την ισχύ των στρατηγικών αξίας. Στην περίπτωση αυτή, η κρίσιμη τιμή της συνάρτησης  $t$  είναι η  $t_{\alpha, n-1}$ , που για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$  και 8 βαθμούς ελευθερίας ισούται με  $t_{\alpha} = 2.306$ . Κατά συνέπεια, προκύπτει θετική συσχέτιση εφόσον  $t_0 > 2.306$  και αρνητική εφόσον  $t_0 < -2.306$ .

Τα αποτελέσματα των ελέγχων δίνονται στον Πίνακα 4.25. Παρατηρούμε ότι για όλους τους συντελεστές, πλην των DY και βήτα, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση  $H_0: \mu = 0$ . Αυτό σημαίνει ότι οι ετήσιες αποδόσεις εξηγούνται αποκλειστικά και μόνο από δύο παραπάνω χρηματοοικονομικούς δείκτες, ήτοι τη μερισματική απόδοση (DY) και το συντελεστή βήτα του μοντέλου CAPM. Μάλιστα,

υπάρχει στατιστικά σημαντική θετική συσχέτιση με τις μερισματικές αποδόσεις και αρνητική με τα βήτα, γεγονός που συνιστά ένδειξη της ισχύος των στρατηγικών αξίας στο ΧΑΑ με βάση τους παραπάνω δείκτες.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι το πολύ μικρό πλήθος των παρατηρήσεων που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση (9 έτη), η αμφιβολία ως προς την προσαρμογή της κανονικής κατανομής στο δείγμα (κάτι που αποτελεί προϋπόθεση για την εφαρμογή του στατιστικού ελέγχου που περιγράφηκε παραπάνω), αλλά και το γεγονός ότι στις περισσότερες περιπτώσεις οι συντελεστές δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, δεν επιτρέπει την εξαγωγή ιδιαίτερα ασφαλών συμπερασμάτων.

Πίνακας 4.25: Έλεγχοι υποθέσεων για τις μέσες τιμές των συντελεστών του Σεναρίου 3, για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$ .

	<b>C</b>	<b>P/E</b>	<b>ln(MV)</b>	<b>DY</b>	<b>BETA</b>
Μέση τιμή, $X_i^-$	0.636028	-0.001092	-0.022636	0.843764	-0.086644
Τυπική απόκλιση, $S$	1.929034	0.002466	0.090607	0.903251	0.082379
Συνάρτηση ελέγχου, $t_0$	0.989139	-1.328346	-0.749492	2.802426	-3.155341
Αμφίπλευρος έλεγχος, $ t_0  > 2.751$	Δεν ισχύει	Δεν ισχύει	Δεν ισχύει	Ισχύει	Ισχύει
Μονόπλευρος έλεγχος, $t_0 > 2.306$ ή $t_0 < -2.306$	Δεν ισχύει	Δεν ισχύει	Δεν ισχύει	Ισχύει	Ισχύει

## 5 Σύνοψη και συμπεράσματα

---

### 5.1 Σύνοψη των εργασιών

Στα πλαίσια της παρούσας εργασίας διερευνήθηκε η αποτελεσματικότητα της εφαρμογής στρατηγικών αξίας στο ΧΑΑ κατά την περίοδο των τελευταίων έντεκα ετών (1992-2002). Εξετάστηκαν έξι βασικοί χρηματοοικονομικοί δείκτες, που με βάση τη διεθνή βιβλιογραφία έχουν χρησιμοποιηθεί ως μέτρα υιοθέτησης τέτοιων στρατηγικών. Οι εν λόγω δείκτες είναι ο λόγος τιμής προς κέρδος (P/E), ο λόγος λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία (MV/BV), το μέγεθος των εταιρειών εκφραζόμενο μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας (MV), η μερισματική απόδοση (DY), ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (D/E) και ο συντελεστής βήτα του μοντέλου CAPM.

Για το σκοπό της εργασίας έγινε, αρχικά συστηματική επισκόπηση της διεθνούς βιβλιογραφίας (βλ. Κεφάλαιο 2), και στη συνέχεια εκτεταμένη συλλογή και επεξεργασία δεδομένων, τα οποία χρησιμοποιήθηκαν στις περαιτέρω αναλύσεις (βλ. Κεφάλαιο 3).

Πραγματοποιήθηκαν δύο ειδών προσεγγίσεις, ήτοι ανάλυση χαρτοφυλακίων και ανάλυση ομάδας δεδομένων (βλ. Κεφάλαιο 4). Στόχος της πρώτης ανάλυσης ήταν η διερεύνηση των διαφορών των μέσων ετήσιων αποδόσεων υποθετικών χαρτοφυλακίων που διαμορφώθηκαν με την εφαρμογή στρατηγικών αξίας και στρατηγικών ανάπτυξης, οι οποίες καθορίστηκαν βάσει των παραπάνω χρηματοοικονομικών δεικτών. Η ανάλυση περιελάμβανε δύο ειδών στατιστικούς ελέγχους, ήτοι έλεγχο ως προς τη διαφορά των μέσων τιμών, ώστε να ελεγχθεί αν οι υψηλότερες αποδόσεις που μπορεί να προσφέρουν τα χαρτοφυλάκια στρατηγικής αξίας σε σχέση με χαρτοφυλάκια που επενδύουν σε στρατηγικές ανάπτυξης είναι στατιστικά σημαντικές, και έλεγχο ως προς τη διαφορά των διασπορών, ώστε να τεκμηριώσουμε αν οι υψηλότερες μέσες αποδόσεις δεν εξηγούνται από την ανάληψη μεγαλύτερου κινδύνου. Από την άλλη πλευρά, η ανάλυση ομάδας δεδομένων, ήτοι η προσαρμογή κατάλληλων μοντέλων γραμμικής παλινδρόμησης στα δεδομένα της εργασίας, είχε ως στόχο τη διερεύνηση των μεταβλητών εκείνων που εξηγούν συστηματικά τις ετήσιες αποδόσεις, τόσο διαχρονικά (για το σύνολο της περιόδου ελέγχου) όσο και διαστρωματικά (για το σύνολο των εταιρειών).

### 5.2 Συμπεράσματα ανάλυσης χαρτοφυλακίων

Από την ανάλυση χαρτοφυλακίων για κάθε έναν από τους χρηματοοικονομικούς δείκτες που εξετάστηκαν, προέκυψαν τα ακόλουθα συμπεράσματα:

- Ο δείκτης P/E είναι ένας πρώτος σημαντικός παράγοντας διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων στο ΧΑΑ. Συγκεκριμένα, χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση χαμηλούς δείκτες P/E δείχνουν να προσφέρουν συστηματικά υψηλές αποδόσεις σε σχέση με χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση υψηλά P/E, κάτι που επιβεβαιώνει την ισχύ των στρατηγικών αξίας. Μάλιστα, οι υψηλές αποδόσεις δημιουργούνται ανεξάρτητα από την πορεία του χρηματιστηρίου και δεν φαίνεται να είναι συνέπεια της ανάληψης υψηλότερου κινδύνου (βλ. 4.1.1).
- Ο δείκτης MV/BV (λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία) δεν αποτελεί συστηματικό παράγοντα διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων στο ΧΑΑ και πολύ περισσότερο δεν ενδείκνυται ως μέτρο εφαρμογής στρατηγικών αξίας στο συγκεκριμένο χρηματιστήριο (βλ. 4.1.2).



- Το μέγεθος των εταιρειών, εκφραζόμενο μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας (MV), δεν συνίσταται ως μέτρο εφαρμογής των στρατηγικών αξίας στο XAA, διότι ακόμη και αν σχετίζεται με τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων, το γεγονός αυτό οφείλεται, κατά κανόνα, στην ανάληψη υψηλότερου κινδύνου (βλ. 4.1.3).
- Η μερισματική απόδοση (DY) είναι ένας δεύτερος σημαντικός παράγοντας διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων στο XAA. Συγκεκριμένα, χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση υψηλές μερισματικές αποδόσεις δείχνουν να προσφέρουν συστηματικά υψηλές αποδόσεις σε σχέση με χαρτοφυλάκια που διαμορφώνονται με βάση χαμηλές μερισματικές αποδόσεις, κάτι που επιβεβαιώνει την ισχύ των στρατηγικών αξίας. Μάλιστα, κατά τις περιόδους κρίσης, οι μετοχές που παρέχουν υψηλή μερισματική απόδοση φαίνεται να αποτελούν το πλέον ασφαλές καταφύγιο για τους επενδυτές (βλ. 4.1.4).
- Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης, ο οποίος υπολογίζεται με έξι διαφορετικούς τρόπους στα πλαίσια της παρούσας εργασίας, δεν αποτελεί συστηματικό παράγοντα διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων στο XAA (βλ. 4.1.5).
- Δεν μπορεί να προκύψει σαφές συμπέρασμα σχετικά με τη σημασία του συντελεστή βήτα ως παράγοντα διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων αξίας, καθώς οι υψηλές αποδόσεις που φαίνεται να δημιουργούνται ως απόρροια της διαμόρφωσης χαρτοφυλακίων με χαμηλά βήτα άλλοτε εξηγούνται από τον κίνδυνο και άλλοτε όχι. Το φαινόμενο αυτό υποδηλώνει στην ουσία ότι δεν αποδίδει η εφαρμογή του μοντέλου CAPM στην ελληνική χρηματαγορά ή, με άλλα λόγια, στο XAA δεν ισχύουν οι υποθέσεις της αποτελεσματικής αγοράς (βλ. 4.1.6).

### 5.3 Συμπεράσματα ανάλυσης ομάδας δεδομένων

Τα συμπεράσματα της ανάλυσης χαρτοφυλακίων συμφωνούν σε γενικές γραμμές με τα συμπεράσματα που προέκυψαν από την ανάλυση ομάδας δεδομένων, ήτοι την προσαρμογή μοντέλων γραμμικής παλινδρόμησης που περιγράφουν διαχρονικά και διαστρωματικά τη συσχέτιση των έξι χρηματοοικονομικών δεικτών (ή συνδυασμούς αυτών) με τις ετήσιες αποδόσεις των μετοχών. Συγκεκριμένα:

- Οι μεταβλητές που συστηματικά εξηγούν τις αποδόσεις είναι ο δείκτης P/E, η μερισματική απόδοση (DY), το μέγεθος των εταιρειών (εκφραζόμενο μέσω της χρηματιστηριακής τους αξίας MV, διατυπωμένης σε λογαριθμική μορφή) και οι συντελεστές βήτα του μοντέλου CAPM. Οι εν λόγω συντελεστές μπορούν να θεωρηθούν στατιστικά σημαντικοί ακόμη και για πρακτικά μηδενικό επίπεδο σημαντικότητας.
- Συγκεκριμένα, ο δείκτης P/E, το μέγεθος των εταιρειών και οι συντελεστές βήτα συσχετίζονται αρνητικά με τις αποδόσεις, ενώ ο δείκτης μερισματικής απόδοσης συσχετίζεται θετικά με αυτές. Το γεγονός αυτό επιβεβαιώνει την ισχύ της εφαρμογής στρατηγικών αξίας στο XAA, οι οποίες διαμορφώνονται με βάση τους εν λόγω δείκτες.
- Ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης, με οποιονδήποτε τρόπο κι αν οριστεί, δεν εξηγεί τις αποδόσεις, όπως υποδηλώνεται από τις χαμηλές τιμές της ελεγχοσυνάρτησης  $t_0$ .
- Με την θεώρηση ξεχωριστού μοντέλου παλινδρόμησης για κάθε έτος (βλ. 4.2.8), χειροτερεύει η ποιότητα της προσαρμογής. Επιπλέον, σε λίγες μόνο περιπτώσεις οι συντελεστές του μοντέλου προκύπτουν στατιστικά σημαντικοί, για επίπεδο σημαντικότητας  $\alpha = 5\%$ . Συγκεκριμένα, ο δείκτης P/E προκύπτει στατιστικά σημαντικός για ένα μόλις έτος, ο δείκτης  $\ln(MV)$  προκύπτει στατιστικά σημαντικός για τέσσερα έτη (σε δύο με θετικό και σε δύο με αρνητικό πρόσημο), ο δείκτης δανειακής επιβάρυνσης (DY) προκύπτει στατιστικά σημαντικός για έξι έτη (όλα με θετικό πρόσημο) και, τέλος, ο συντελεστής βήτα προκύπτει στατιστικά σημαντικός για τέσσερα έτη (όλα με αρνητικό πρόσημο).

- Ελέγχοντας στατιστικά τη σημαντικότητα των μέσων τιμών των συντελεστών που προκύπτουν προσαρμόζοντας ξεχωριστό μοντέλο παλινδρόμησης για κάθε έτος (βλ. 4.2.8), επιβεβαιώνεται η ύπαρξη ισχυρής θετικής συσχέτισης των ετήσιων αποδόσεων με τις μερισματικές αποδόσεις και, αντίστοιχα, η ύπαρξη αρνητικής συσχέτισης των ετήσιων αποδόσεων με τους συντελεστές βήτα του μοντέλου CAPM.

#### **5.4 Γενικά συμπεράσματα - Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα**

Βάσει των δύο αναλύσεων προκύπτει σαφώς ότι οι μεταβλητές που συστηματικά εξηγούν τις αποδόσεις στο ΧΑΑ, και οι οποίες σχετίζονται άμεσα με την εφαρμογή στρατηγικών αξίας, είναι ο δείκτης P/E και η μερισματική απόδοση (DY). Παρόλο που για τον δείκτη P/E κάτι τέτοιο ήταν αναμενόμενο, με βάση και προηγούμενες μελέτες όπως αυτή των *Kyriazis and Diakoyiannis* (1998), για τη μερισματική απόδοση δεν υπήρχαν τέτοιες ενδείξεις. Αυτό σημαίνει ότι η έρευνα θα πρέπει να στραφεί και προς αυτόν τον δείκτη, ο οποίος έως τώρα δεν θεωρείτο από τους επενδυτές ως ιδιαίτερα σημαντικός.

Με βάση τα αποτελέσματα της ανάλυσης ομάδας δεδομένων, ο συντελεστής βήτα του μοντέλου CAMP προκύπτει ως σημαντικός παράγοντας εξήγησης των υψηλών αποδόσεων, και μάλιστα σχετίζεται αρνητικά με αυτές. Αυτό σημαίνει ότι ο εν λόγω συντελεστής μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως μέτρο εφαρμογής στρατηγικών αξίας στο ΧΑΑ, κάτι που έρχεται σε αντίθεση με την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς. Από την ανάλυση χαρτοφυλακίων φάνηκε ότι κάτι τέτοιο άρχισε να ισχύει συστηματικά μετά το έτος 1998. Κατά συνέπεια, για την εξαγωγή ασφαλέστερων συμπερασμάτων, θα πρέπει να παρακολουθηθεί η πορεία του ΧΑΑ και στα επόμενα έτη, ώστε να διαπιστωθεί αν το φαινόμενο αυτό είναι συστηματικό ή οφείλεται σε συγκυριακές συνθήκες.

Όσον αφορά τους δείκτες MV/BV και MV (ως μέτρου του μεγέθους των εταιρειών), δεν φαίνεται να μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως βάση εφαρμογής στρατηγικών αξίας, με σκοπό τη δημιουργία υπερβαλλουσών αποδόσεων.

Τέλος, όσον αφορά το δείκτη δανειακής επιβάρυνσης, αποδείχθηκε ότι σε καμία περίπτωση δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως βάση εφαρμογής στρατηγικών αξίας, κάτι που επαληθεύτηκε και από τις δύο προσεγγίσεις που έγιναν. Σημειώνεται ότι η διερεύνηση του παραπάνω δείκτη έγινε για πρώτη φορά σε μελέτη που αναφέρεται στο ΧΑΑ, χωρίς ωστόσο να προκύψει κάποιο σαφές συμπέρασμα.

## Βιβλιογραφία

---

- Νιάρχος, Ν., (1997). *Χρηματοοικονομική Ανάλυση Λογιστικών Καταστάσεων*, Πέμπτη έκδοση, Εκδόσεις Σταμούλης.
- Amihud Y., and H. Mendelson, (1986). Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics*, 17, 223-250.
- Antoniou, A., E. C. Galariotis, and S. I. Spyrou, (2001). Contrarian profits and the overreaction hypothesis: The case of the Athens Stock Exchange, *2001 European Financial Management Association (EFMA) Conference*, Lugano, Switzerland, June 27-30.
- Arbel, A., (1985). Generic stocks: An old product in a new package, *Journal of Portfolio Management*, Summer 1985.
- Arbel, A., and P. Strebel, (1983). Pay attention to neglected firms, *Journal of Portfolio Management*, 10, 37-42.
- Ariel, R., (1987). A monthly effect in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, 161-174.
- Asquith P, and D. W. Mullins, (1983). The impact of initiating dividend payments on shareholders' wealth, *Journal of Business*, 56, 77-96.
- Bagella, M., L. Becchetti, and A. Carpentieri, (2000). "The first shall be last". Size and value strategy premia at the London Stock Exchange, *Journal of Banking and Finance*, 24, 893-919.
- Ball, R., and P. Brown, (1968). An empirical evaluation of accounting markets, *Journal of Accounting Research*, 6, 159-178.
- Ball, R., and S. P. Kothari, (1989). Nonstationary expected returns: Implications for tests and market efficiency and serial correlation in returns, *Journal of Financial Economics*, 25, 51-74.
- Ball, R., S. P. Kothari, and J. Shanken, (1995). Problems in measuring portfolio performance. An application to contrarian investment strategies, *Journal of Financial Economics*, 38, 79-107.
- Bantz, R., (1981). The relationship between return and market values on common stock, *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Basu, S., (1977). Investment performance of common stocks in relation to their price-earning ratios: A test on the efficient market hypothesis, *Journal of Finance*, 41, 779-794.
- Basu, S., (1983). The relationship between earnings yields, market value and the returns for NYSE stocks: Further evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, 129-156.
- Baytas, A., and N. Cakici, (1999). Do markets overreact: International evidence, *Journal of Banking and Finance*, 23, 1121-1144.
- Berges, A., J. J. McConnell, and G. G. Schlarbaum, (1984). The turn-of-the-year in Canada, *Journal of Finance*, 39, 185-192.
- Branch, B., (1977). A tax loss trading rule, *Journal of Business*, 50(2), 198-207.

- Brown, P., A. Kleidon, and T. Marsh, (1983). New evidence in the nature of size-related anomalies in stock prices, *Journal of Financial Economics*, 12, 33-56.
- Chan, K. C., (1988). On the contrarian investment strategy, *Journal of Business*, 61, No 2, April, 147-164.
- Chopra, N., J. Lakonishok, and J. Ritter, (1992). Measuring abnormal performance: Do stocks overreact?, *Journal of Financial Economics*, 31, 235-268.
- Conrad, J., and G. Kaul, (1993). The returns to long term winners and losers: Bid-ask biases or biases in computed returns, *Journal of Finance*, 48, 39-63.
- Copeland, T. E., and Weston, F. J., (1988). *Financial Theory and Corporate Policy*, 3rd edition.
- Da Silva, J.G.C., (1975). *The Analysis of Cross-Sectional Time Series Data*, Ph.D. dissertation, Department of Statistics, North Carolina State University.
- DeBondt, W., and R. Thaler, (1985). Does the stock market overreact?, *Journal of Finance*, 40, 793-805.
- DeBondt, W., and R. Thaler, (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality, *Journal of Finance*, 42, 557-581.
- Dielman T. E., and H. R. Oppenheimer, (1984). An examination of investor behavior during periods of large dividend changes, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19(2), 197-216.
- Dissanaike, G., (1996). Are stock prices really asymmetric? A note, *Journal of Banking and Finance*, 20, 189-201.
- Elton, E. J., and M. J. Gruber, (1995). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 5th edition, John Wiley.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, and J. Rentzler, (1983). A simple examination of the empirical relationship between dividend yields and deviations from the CAPM, *Journal of Banking and Finance*, 7, 135-146.
- Fama, E., (1970). Efficient capital markets: A review of theory and practical work, *Journal of Finance*, 25(2), 383-41.
- Fama, E., (1991). Efficient capital markets II, *Journal of Finance*, 26(5), 1575-1617.
- Fama, E., and K. French, (1992). The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 46, 427-466.
- Fama, E., and K. French, (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns, *Journal of Finance*, 50, 131-155.
- French, K., (1980). Stock returns and the weekend effect, *Journal of Financial Economics*, 8 (March 1980).
- Gibbons, M. R., and P. J. Hess, (1981). Day of the week effects and asset returns, *Journal of Business*, 54, 579-596.
- Handa, P., S. P. Kothari, and C. Wasley, (1989). The relation between the return interval and betas: implications and size effect, *Journal of Financial Economics*, 23, 79-100.
- Harris, L., (1986). A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 14 (May 1986), 99-117.

- Haugen, R. A., and J. Lakonishok, (1988). *The Incredible January Effect: The Stock Market's Unsolved Mystery*, Dow-Jones Irwin, Homewood, IL.
- Hines, W. W., and D. C. Montgomery, (1990). *Probability and Statistics in Engineering and Management Science*, Third edition, John Wiley & Sons.
- Jaffe, J., D. B. Keim, and R. Westerfield, (1989). Earnings yields, market values and stock returns, *Journal of Finance*, 44, 135-148.
- Jones, C. D., O. K. Pearce, and J. W. Wilson, (1987). Can tax-loss selling explain the January effect? A note, *Journal of Finance*, 42(2), 453-461.
- Joy, O. M., R. H. Litzenberger, and R. W. McEnally, (1977). The adjustment of stock prices to announcements of unanticipated changes in quarterly earnings, *Journal of Accounting Research*, Autumn 1977.
- Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lutkepohl, and T.-C. Lee, (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Second Edition, John Wiley.
- Keim D., and R. Stambaugh, (1984). A further investigation of the weekend effect in stock returns, *Journal of Finance*, 39(3), 819-834.
- Keim, D., (1983). Size related anomalies and stock return seasonality, *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
- Keim, D., (1985). Dividend yields and stock returns, *Journal of Financial Economics*, 14, 473-489.
- Keim, D., (1989). Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points, *Journal of Financial Economics*, 25(1), 75-97.
- Kolb, P. W., and R. J. and Rodriguez, (1987). Friday the thirteen part VII: A note, *Journal of Finance*, 42, 1385-1387.
- Kyriazis D., and G. Diakoyiannis, (1998). Testing the performance of value strategies in the Athens Stock Exchange, Unpublished paper.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, (1994). Contrarian investment, extrapolation and risk, *Journal of Finance*, 49, 1541-1577.
- Levis, M., (1985). Are small firms big performers?, *The Investment Analyst*, 76, 21-26.
- Levis, M., (1989). Stock market anomalies: A re-assessment based on the UK evidence, *Journal of Banking and Finance*, 13, 675-696.
- Litzenberger, R., and K. Ramaswamy, (1982). The effects of dividends on common stock process: tax effects or information effects?, *Journal of Finance*, 37, 429-433.
- Miller, M., and M. Scholes, (1982). Dividend and taxes: some empirical evidence, *Journal of Political Economy*, 90, 1118-1141.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny, (1988). Management ownership and market valuation, *Journal of Financial Economics*, 13, 293-315.
- Nakamura, T., and N. Tarada, (1984). *The Size Effect and Seasonality in Japanese Stock Returns*, Manuscript, Nomura Research Institute.
- Parks, R.W., (1967). Efficient estimation of a system of regression equations when disturbances are both serially and contemporaneously correlated, *Journal of the American Statistical Association*, 62, 500-509.

- Penman, S., (1987). The distribution of earning news over time and seasonalities in aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, 199-228.
- Reinganum, M. R., (1981). Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical anomalies based on earnings yields and market values, *Journal of Financial Economics*, 9, 19-46, March 1981.
- Reinganum, M. R., (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January, *Journal of Financial Economics*, 12 (June 1983), 89-104.
- Rogalski, R., (1984). New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non trading periods: A note, *Journal of Finance*, 39(5), 1603-1614, December 1984.
- Rozenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein, (1984). Persuasive evidence of market inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, 11, 9-17.
- Samuels and Wilkes, (1986). *Management of Company Finance*, VNR.
- Spanos, A., (1990). *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press.
- Trecartin, R. R., (2000). The reliability of the book-to-market ratio as risk proxy, *Financial Services Review*, 9, 361-373.
- Wang, X., (2000). Size effect, book-to-market effect, and survival, *Journal of Multinational Financial Management*, 10, 257-273.
- Zarowin, P., (1990). Size, seasonality, and stock market overreaction, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(1), 113-125.

## Παράρτημα Α: Τελικό δείγμα εταιρειών του ΧΑΑ

α/α	ΟΝΟΜΑΣΙΑ ΚΑΤΑ FINANCE	ΣΥΝΟΠΤΙΚΗ ΟΝΟΜΑΣΙΑ
1	ΤΡΙΑ ΑΛΦΑ (ΚΟ)	ΑΑΑΚ
2	ΑΛΜΑ-ΑΤΕΡΜΩΝ Α.Ε. (ΚΟ)	ΑΤΕΡΜ
3	ΑΒΑΞ ΑΕ. ΕΡΓΟΛΗΠΤΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ (Κ	ΑΒΑΞ
4	ΒΑΣΙΛΟΠΟΥΛΟΣ ΑΛΦΑ-ΒΗΤΑ ΑΕ. (ΚΟ)	ΑΒΚ
5	ΑΚΤΙΒ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)	ΑΚΤΙΒ
6	ΑΛΦΑ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΑΕ. (ΚΑ)	ΑΕΕΧΑ
7	ΑΕΓΕΚ ΑΕ. (ΚΟ)	ΑΕΓΕΚ
8	ΑΓΡΟΤΙΚΗ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗ Α.Ε. (ΚΟ)	ΑΓΡΑΣ
9	ΑΙΟΛΙΚΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΑ)	ΑΙΟΛΚ
10	ΑΚΤΩΡ ΑΕ. (ΚΟ)	ΑΚΤΩΡ
11	ΑΛΦΑ ΑΛΦΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)	ΑΛΑΤΚ
12	ΑΛΒΙΟ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ ΑΕ. (ΚΟ)	ΑΛΒΙΟ
13	ΑΛΟΥΜΙΝΙΟ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ ΑΕ. (ΚΟ)	ΑΛΕΚ
14	ΑΛΤΕ ΑΝΩΝΥΜΗ ΤΕΧΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ (Κ)	ΑΛΤΕ
15	ΑΛΦΑ BANK Α.Ε. (ΚΟ)	ΑΛΦΑ
16	ΑΛΦΑ LEASING Α.Ε (ΚΟ)	ΑΛΗΣ
17	ΑΛΚΟ ΕΛΛΑΣ ΑΒΕΕ (ΚΟ)	ΑΛΚΟ
18	ΑΛΛΑΤΙΝΗ Α.Β.Ε.Ε.(Κ)	ΑΛΛΚ
19	ΑΛΟΥΜΥΛ ΜΥΛΩΝΑΣ (ΚΟ)	ΑΛΜΥ
20	ΑΛΤΕC ΑΒΕΕ (ΚΟ)	ΑΛΤΕΚ
21	ΑΛΥΣΙΔΑ Α.Β.Ε.Ε (Κ)	ΑΛΥΣΚ
22	ΑΝΕΚ LINES SA (ΚΟ)	ΑΝΕΚ
23	ΑΡΓΥΡΟΜΕΤ/ΤΩΝ & ΒΑΡΥΤΙΝΗΣ Α.Ε.Ε	ΑΡΒΑ
24	ΑΣΠΙΣ ΠΡΟΝΟΙΑ Α.Ε.Γ.Α (ΚΟ)	ΑΣΑΣΚ
25	ΑΣΠΙΣ BANK ΑΝΩΝΥΜΗ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΕΤ	ΑΣΠΤ
26	ΑΣΤΙΚΑ ΑΚΙΝΗΤΑ (ΚΟ)	ΑΣΤΑΚ
27	ΑΛΦΑ TRUST ASSET MANAGER FUND	ΙΟΝΕ
28	ΑΤΤΙΚΕΣ ΕΚΔΟΣΕΙΣ Α.Ε. (ΚΟ)	ΑΤΕΚ
29	ΑΤΤΙ-ΚΑΤ Α.Τ.Ε (ΚΟ)	ΑΤΤΙΚ
30	ΑΤΤΙΚΗΣ (ΤΡΑΠΕΖΑ) (ΚΟ)	ΑΤΤ
31	ΑΘΗΝΑ Α.Ε.Β & Τ.Ε (ΚΟ)	ΑΘΗΝΑ
32	ΑΧΟΝ Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ (ΚΟ)	ΑΧΟΝ
33	ΒΑΛΚΑΝ ΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	ΒΑΛΚ
34	ΒΑΡΑΓΚΗΣ ΑΕ (ΚΟ)	ΒΑΡΓ
35	ΒΕΡΝΙΚΟΣ ΚΟΤΕΡΑ ΝΑΥΤΙΑ. ΚΑΙ ΣΥΜ	ΒΕΡΝ
36	VETERIN ΑΒΕΕ (ΚΟ)	ΒΕΤΕΡ
37	ΒΙΟΣΩΛ ΑΒΕ. (ΚΟ)	ΒΙΟΣΚ
38	ΒΙΣ ΑΕ. (ΚΟ)	ΒΙΣΚ
39	ΒΙΟΤΕΡ ΑΕ. (ΚΟ)	ΒΙΟΤ
40	ΕΛΛΑΔΟΣ (ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ-) (ΚΟ)	ΕΛΛ
41	ΒΥΤΕ COMPUTER ΑΒΕΕ (ΚΟ)	ΒΥΤΕ
42	ΚΑΡΔΑΣΙΛΑΡΗΣ Κ. & ΥΙΟΙ Α.Ε.Β.Ε.	ΚΑΡΔ
43	ΔΑΡΙΓΚ Ο. & ΣΙΑ Α.Β.Ν.Ε (ΚΟ)	ΔΑΡΚ
44	ΔΕΛΤΑ ΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ ΠΑΓΩΤΟΥ Α.Ε.	ΔΕΛΠΑ
45	ΔΕΛΤΑ SINGULAR ΑΕ. (ΚΟ)	ΔΕΣΙΝ
46	ΔΙΑΣ Α.Ε.Ε.Χ (ΚΑ)	ΔΙΑΣ

47	ΔΙΕΚΑΤ ΑΤΕ. (ΚΟ)	ΔΙΕΚΑ
48	DIONIC Α.Ε. (ΚΟ)	ΔΙΟΝ
49	ΔΕΛΤΑ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ ΑΕ.(Κ)	ΔΚ
50	ΔΗΜΟΣΙΟΓΡΑΦΙΚΟΣ ΟΡΓΑΝΙΣΜΟΣ ΛΑΜΠ	ΔΟΛ
51	ΔΟΜΙΚΗ ΚΡΗΤΗΣ ΑΕ (ΚΟ)	ΔΟΜΙΚ
52	ΝΤΡΟΥΚΦΑΡΜΠΙΕΝ ΕΛΛΑΣ ΑΕΒΕ	ΔΡΟΥΚ
53	ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΤΤΙΚΗΣ (Κ)	ΕΠΑΤΤ
54	EVEREST Α.Ε. ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ & ΕΠΕΝΔ	ΕΒΕΡ
55	ΕΛΛ.ΒΙΟΜ.ΖΑΧΑΡΗΣ ΑΕ.(ΚΑ)	ΕΒΖ
56	ΕΔΡΑΣΗ Χ.ΨΑΛΛΙΔΑΣ Α.Τ.Ε (ΚΟ)	ΕΔΡΑ
57	COCA COLA Η.Β.С. Α.Ε. (ΚΑ)	ΕΕΕΚ
58	ΕΘΝΙΚΗ (ΕΛΛ.ΕΤΑΙΡΙΑ ΓΕΝΙΚΩΝ ΑΣΦ	ΕΕΓΑ
59	EUROBANK ERGASIAS ΑΕ (ΚΟ)	ΕΥΡΩΒ
60	ΕΓΝΑΤΙΑ ΤΡΑΠΕΖΑ (ΚΟ)	ΕΓΝΑΚ
61	ΕΞΕΛΙΞΗ Α.Ε.Ε.Χ. (ΚΟ)	ΕΞΕΛ
62	ΕΚΤΕΡ ΑΕ. (ΚΟ)	ΕΚΤΕΡ
63	ΕΛΑΙΣ (ΕΛΑΙΟΥΡΓ.ΕΠΙΧ.)(ΚΟ)	ΕΛΑΙΣ
64	ΕΛΒΕ-ΕΝΔΥΜΑΤΩΝ ΑΕ. (ΚΑ)	ΕΛΒΕ
65	ELMEC SPORT Α.Β.Ε.Τ.Ε (ΚΟ)	ΕΛΜΕΚ
66	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ ΕΠΕΝΔΥΣΕΩΝ ΧΑΡ	ΕΛΕΧΑ
67	ΕΛΦΙΚΟ Α.Ε.Ε (ΚΟ)	ΕΛΦΚ
68	ΕΛΓΕΚΑ ΑΕ (ΚΟ)	ΕΛΓΕΚ
69	ΕΛΛΗΝΙΚΑ ΚΑΛΩΔΙΑ ΑΕ. (ΚΟ)	ΕΛΚΑ
70	ΕΛΛΑΤΕΞ ΣΥΝΘΕΤΙΚΑΙ ΙΝΕΣ ΑΕ	ΕΛΑΤ
71	ELBISCO Α.Ε ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ	ΕΛΜΠΙ
72	ΕΛΛΗΝΙΚΑ ΠΕΤΡΕΛΑΙΑ ΑΕ (ΚΟ)	ΕΛΠΕ
73	ΕΛΤΡΑΚ ΑΕ. (Κ)	ΕΛΤΚ
74	ΕΛΒΑΛ Α.Ε.	ΕΛΒΑ
75	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΥΦΑΝΤΟΥΡΓΙΑ (ΚΟ)	ΕΛΥΦ
76	ΕΜΠΕΔΟΣ Α.Ε.	ΕΜΠΕΔ
77	ΕΜΠΟΡΙΚΟΣ ΔΕΣΜΟΣ (ΚΟ)	ΕΜΔΚΟ
78	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΗ (ΚΑ)	ΕΜΠΕΠ
79	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΑΝΑΠΤΥΞΕΩΣ ΑΕ. (ΚΑ)	ΕΠΑΝΑ
80	ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ ΑΕ. (ΚΑ)	ΕΠΕΡΑ
81	ΕΠΙΛΕΚΤΟΣ ΚΛΩΣΤΟΥΦΑΝΤΟΥΡΓΙΑ Α.Ε	ΕΠΙΛΚ
82	ΕΡΓΑΣ Α.Τ.Ε (ΚΟ)	ΕΡΓΑΣ
83	ΕΡΜΗΣ ΑΕ. (ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ ΑΚΙΝΗΤ	ΕΡΜΗΣ
84	ΕΣΚΙΜΟ ΑΒΕ. (ΚΟ)	ΕΣΚ
85	ALFA ALFA ENERGY ΑΝΩΝΥΜΗ ΕΤΑΙΡΕ	ΕΣΧΑ
86	ΕΤΒΑ (ΚΟ)	ΕΤΒΑ
87	ΕΛΛΗΝΙΚΗ ΤΕΧΝΟΔΟΜΙΚΗ ΑΕ. (ΚΟ)	ΕΛΤΕΧ
88	ΕΤΕΜ ΑΕ (Κ)	ΕΤΕΜ
89	ΕΤΒΑ ΛΗΖΙΝΓΚ ΑΕ. (ΚΟ)	ΕΤΛΗΣ
90	ΕΤΜΑ ΑΕ. ΤΕΧΝ.ΜΕΤΑΞΗΣ (ΚΟ)	ΕΤΜΑΚ
91	ΕΜΠΟΡΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (Κ	ΕΜΠ
92	ΕΥΡΩΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ ΚΑΙ ΕΠ	ΕΥΡΩΣ
93	ΕΘΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ ΕΠΕΝΔ.ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚ	ΕΘΝΕΧ
94	ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΤΕΧΝΙΚΗ ΑΕ. (ΚΟ)	ΕΥΡΩΤ
95	Ε.Υ.Δ.Α.Π. (ΚΟ)	ΕΥΔΑΠ
96	ΕΥΚΛΕΙΔΗΣ ΑΤΕ (ΚΟ)	ΕΥΚΛΕ
97	ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ ΑΕ (ΚΟ)	ΕΥΠΙΚ
98	EUROMEDICA Α.Ε. ΠΑΡΟΧΗΣ ΙΑΤΡΙΚΩ	ΕΥΡΟΜ
99	FANCO ΑΕ. (ΚΟ)	ΦΑΝΚΟ
100	ΦΙΕΡΑΤΕΧ ΑΝΕΖΟΥΛΑΚΗ ΑΦΟΙ (ΚΟ)	ΦΙΕΡ
101	ΦΙΝΤΕΞΠΟΡΤ (ΚΟ)	ΦΙΝΤΟ



102	FLEXORACK Α.Ε.Β.Ε.Π.	ΦΛΕΞΟ
103	ΦΟΙΝΙΞ (ΑΝΩΝ.ΕΛΛ.ΕΤ. ΓΕΝ.ΑΣΦΑΛΕ	ΦΟΙΝ
104	FOLLI FOLLIE ΑΒΕΕ (ΚΑ)	ΦΟΛΙ
105	FRIGOGLASS Α.Ε. (ΚΟ)	ΦΡΙΓΟ
106	ΦΟΥΡΛΗΣ ΑΝΩΝΥΜΗ ΕΤΑΙΡΕΙΑ ΣΥΜΜΕΤ	ΦΡΑΚ
107	ΓΕΝ.ΕΜΠΟΡΙΟΥ & Β/ΝΙΑΣ (ΚΑ)	ΓΕΒΚΑ
108	ΓΕΝΙΚΗ ΕΤΑΙΡΙΑ ΚΑΤΑΣΚΕΥΩΝ (ΚΟ)	ΓΕΚ
109	ΕΘΝΙΚΗ ΑΚΙΝΗΤΩΝ (ΚΟ)	ΓΕΝΑΚ
110	ΓΕΡΜΑΝΟΣ Α.Β.Ε.Ε. (ΚΟ)	ΓΕΡΜ
111	ΛΑΝ-NET ΕΠΙΚΟΙΝΩΝΙΕΣ Α.Ε.	ΓΙΑΝ
112	UNISYSTEMS (ΚΟ)	ΓΙΟΥΝ
113	ΓΚΑΛΗΣ ΝΙΚΟΣ ΚΕΝΤ.ΝΕΟΤ.&ΠΡΟΣΤ.Ε	ΓΚΑΛ
114	GOODY'S ΑΕ (ΚΑ)	ΓΚΟΥΤ
115	ΓΕΝΙΚΗ ΕΡΓΟΛΗΠΤΙΚΗ ΚΑΤΑΣΚΕΥΑΣ.&	ΓΕΝΕΡ
116	ΓΕΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	ΓΤΕ
117	HELLAS CAN –Α.Ε. ΒΙΟΜ.ΚΥΤΙΩΝ (Κ)	ΕΛΑΣΚ
118	ΗΛΕΚΤΡΟΝΙΚΗ ΑΘΗΝΩΝ Α.Ε. (ΚΟ)	ΗΛΕΑΘ
119	ΗΛΕΚΤΡΑ Α.Ε. ΗΛΕΚΤΡΟΛΟΓΙΚΟΥ ΥΛΙ	ΗΛΕΚΤ
120	ΗΡΑΚΛΗΣ (ΑΝΩΝ.ΓΕΝ.ΕΤΑΙΡ.ΤΣΙΜΕΝΤ	ΗΡΑΚ
121	HYATT REGENCY ΞΕΝΟΔΟΧΕΙΑΚΗ & Τ	HYATT
122	ΙΑΤΡΙΚΟ ΑΘΗΝΩΝ Ε.Α.Ε (ΚΟ)	ΙΑΤΡ
123	ΟΜΙΛΟΣ ΙΝΤΕΛ ΑΒΕΕ ΔΕ&Σ (ΚΟ)	ΙΝΤΕΚ
124	ΙΚΤΙΝΟΣ ΕΛΛΑΣ Α.Ε. (ΚΟ)	ΙΚΤΙΝ
125	ΙΜΑΚΟ MEDIA NET GROUP ΑΕ ΜΕΣΩΝ	ΙΜΑΚΟ
126	ΙΜΠΕΡΙΟ ΑΕ ΔΙΕΘΝΗΣ ΜΕΤΑΦΟΡΕΣ	ΙΜΠΕ
127	ΙΝΦΟΡΜΑΤΙΚΣ Η/Υ Α.Ε.Β.Ε. (ΚΟ)	ΙΝΦΟΜ
128	ΙΝΤΡΑΛΟΤ Α.Ε.(ΚΟ)	ΙΝΛΟΤ
129	ΙΝΤΕΡΣΑΤ (ΔΟΥΦ.& ΨΗΦΙΑΚ. ΠΡΟΓΡ	ΙΝΣΑΤ
130	ΙΝΤΕΡΤΕΚ ΑΕ. ΔΙΕΘΝΕΙΣ ΤΕΧΝΟΛΟΓΙ	ΙΝΤΕΤ
131	ΙΝΤΕΡΙΝΒΕΣΤ - ΔΙΕΘΝΗΣ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚ	ΙΝΤΕΡ
132	ΙΟΝΙΚΗ (ΞΕΝ/ΚΕΣ ΕΠΙΧ/ΣΕΙΣ) (ΚΑ)	ΙΟΝΑ
133	ΙΠΠΟΤΟΥΡ ΑΕ. (Κ)	ΙΠΠΚ
134	INFO QUEST ΑΕΒΕ (ΚΟ)	ΚΟΥΕΣ
135	ΞΙΦΙΑΣ ΑΕ (ΚΑ)	ΞΙΦΙΚ
136	JUMBO Α.Ε.Ε (ΚΟ)	ΜΠΕΛΑ
137	ΞΥΛΕΜΠΟΡΙΑ ΑΕ. (Κ)	ΞΥΛΚ
138	ΚΑΤΑΣΤΗΜΑΤΑ ΑΦΟΡΟΛΟΓΗΤΩΝ ΕΙΔΩΝ	ΚΑΕ
139	ΚΑΛΠΙΝΗΣ Α.- Ν. ΣΙΜΟΣ Α.Ε.Β.Ε.	ΚΑΛΣΚ
140	ΚΑΜΠΙΑΣ Α. ΑΚΙΝΗΤΩΝ Α.Ε.	ΚΑΜΠ
141	ΚΑΡΕΛΙΑ ΚΑΠΝΟΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ ΑΕ.(Κ)	ΚΑΡΕΛ
142	ΚΑΤΣΕΛΗΣ Χ.& ΥΙΟΙ Α.Β.Ε.Ε (ΚΟ)	ΚΑΤΣΚ
143	ΚΑΘΗΜΕΡΙΝΗ Α.Ε. (ΚΟ)	ΚΑΘΗ
144	ΚΕΡΑΜΕΙΑ ΑΛΛΑΤΙΝΗ (ΚΟ)	ΚΕΡΑΛ
145	ΚΕΚΡΟΥ ΞΕΝΟΔ.ΤΟΥΡΙΣΤ.ΟΙΚΙΣΤ.ΛΑΤ	ΚΕΚΡ
146	ΚΕΡΑΝΗΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ ΑΕ (Κ)	ΚΕΡΚ
147	ΚΛΕΜΜΑΝ ΗΕΛΛΑΣ ΑΒΕΕ	ΚΛΕΜ
148	ΚΛΩΣΤΗΡΙΑ ΚΟΡΙΝΘΟΥ-ΚΟΡ-ΦΙΛ Α.Ε.	ΚΟΡΦΚ
149	ΚΛΩΝΑΤΕΞ Α.Β.Ε.Ν.Τ.Τ.Ε (ΚΟ)	ΚΛΩΝΚ
150	ΚΑΡΑΜΟΛΕΓΚΟΣ ΑΕ	ΚΜΟΛ
151	CONNECTION Α.Ε. (ΚΟ)	ΚΟΝΕ
152	ΡΑΔΙΟ ΚΟΡΑΣΙΔΗ ΕΜΠΟΡΙΚΕΣ ΕΠΙΧΕΙ	ΚΟΡΑ
153	ΚΟΥΜΠΙΑΣ ΑΝΩΝΥΜΗ ΕΤΑΙΡΕΙΑ ΣΥΜΜΕΤ	ΚΟΥΜ
154	ΚΡΕΚΑ. ΑΕ. (ΚΑ)	ΚΡΕΚΑ
155	ΚΡΕΤΑ ΦΑΡΜ Α.Ε.(ΚΟ)	ΚΡΕΤΑ
156	ΚΥΛΙΝΔΡΟΜΥΛΟΙ Κ.ΣΑΡΑΝΤΟΠΟΥΛΟΣ	ΣΑΡΑΝ

157	ΚΤΗΜΑ ΚΩΣΤΑ ΛΑΖΑΡΙΔΗ Α.Ε. (ΚΑ)	ΚΤΗΛΑ
158	ΚΩΤΣΟΒΟΛΟΣ Α.Ε.Δ.Ε. (ΚΟ)	ΚΩΤΣΒ
159	ΚΥΡΙΑΚΟΥΛΗΣ ΑΕ (ΚΟ)	ΚΥΡΙΟ
160	ΛΑΒΙΡHARM ΑΕ. (ΚΟ)	ΛΑΒΙ
161	ΛΑΜΨΑ (ΑΝ.ΕΤ.ΕΛΛ.ΞΕΝΟΔΟΧΕΙΩΝ)	ΛΑΜΨΑ
162	ΛΑΝΑΚΑΜ ΑΕ. (ΚΟ)	ΛΑΝΑΚ
163	LAMDA DEVELOPMENT (ΚΟ)	ΛΑΜΔΑ
164	ΛΕΒΕΝΤΕΡΗΣ Ν. ΑΕ. (Κ)	ΛΕΒΚ
165	ΜΥΛΟΙ ΛΟΥΛΗ Α.Ε. (ΚΟ)	ΛΟΥΛΗ
166	INFORM Π.ΛΥΚΟΣ ΑΕ. (ΚΟ)	ΛΥΚ
167	ΕΚΔΟΣΕΙΣ ΛΥΜΠΕΡΗ Α.Ε.(ΚΟ)	ΛΥΜΠΕ
168	ΜΑΪΛΗΣ Μ.Ι.Α.Ε.Β.Ε (ΚΟ)	ΜΑΙΚ
169	ΜΑΞΙΜ-ΠΕΡΤΣΙΝΙΔΗΣ ΑΕ. (ΚΑ)	ΜΑΞΙΜ
170	MARFIN CLASSIC ΑΕΕΧ (ΚΟ)	ΜΑΡΦ
171	ΜΑΘΙΟΣ ΠΥΡΙΜΑΧΑ ΑΕ (ΚΑ)	ΜΑΘΙΟ
172	ΜΕΒΑCO (ΜΕΤΑΛ. & ΒΙΟΜ Α.Ε.) (ΚΟ)	ΜΕΒΑ
173	ΜΕΣΟΧΩΡΙΤΗ ΑΦΟΙ Α.Τ.Ε (ΚΟ)	ΜΕΣΟΧ
174	ΜΕΤΚΑ ΑΕ. (ΚΟ)	ΜΕΤΚ
175	ΜΗΧΑΝΙΚΗ ΑΕ. (ΚΟ)	ΜΗΧΚ
176	MICROMEDIA ΜΠΙΡΙΤΑΝΝΙΑ ΑΕ. (ΚΟ)	ΜΙΚΡΟ
177	ΜΙΝΕΡΒΑ ΑΦΟΙ Ι&Β. ΛΑΔΕΝΗΣ ΑΕ.	ΜΙΝ
178	MICROLAND COMPUTERS Α.Ε.Β.Ε. (Κ)	ΜΛΑΝΤ
179	ΜΟΥΡΙΑΔΗΣ ΑΕ. (ΚΑ)	ΜΟΥΡ
180	ΜΟΧΛΟΣ ΑΕ. (ΚΟ)	ΜΟΧΛ
181	ΜΟΥΖΑΚΗΣ ΕΛ.Δ. Α.Ε.Β.Ε.Μ (ΚΑ)	ΜΟΥΖΚ
182	ΜΠΑΛΑΦΑΣ ΚΑΤΑΣΚΕΥΕΣ ΣΥΜ/ΧΩΝ (Κ)	ΜΠΑΛΦ
183	ΜΠΕΝΡΟΥΜΠΗ Χ.& ΥΙΟΣ ΑΕ. (ΚΟ)	ΜΠΕΝΚ
184	ΜΠΟΥΤΑΡΗΣ Ι. & ΥΙΟΣ HOLDING ΑΕ	ΜΠΟΚΑ
185	ΜΠΑΡΜΠΑ ΣΤΑΘΗΣ ΓΕΝΙΚΗ ΤΡΟΦΙΜΩΝ	ΜΠΣΤΚ
186	ΜΠΗΤΡΟΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΙΚΗ Α.Ε.Β.Ε (ΚΟ)	ΜΠΤΚ
187	ΜΙΝΩΪΚΕΣ ΓΡΑΜΜΕΣ ΑΕ (ΚΟ)	ΜΙΝΟΑ
188	MULTIRAMA S.A. (ΚΟ)	ΜΟΥΛΤ
189	ΜΥΤΙΑΛΗΝΑΙΟΣ ΑΕ. ΟΜΙΛΟΣ ΕΠΙΧ/ΩΝ	ΜΥΤΙΑ
190	ΚΛΩΣΤΗΡΙΑ ΝΑΟΥΣΗΣ ΑΕ. (ΚΟ)	ΝΑΟΥΚ
191	ΝΑΥΤΕΜΠΟΡΙΚΗ ΑΕ (ΚΟ)	ΝΑΥΤ
192	ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ ΤΗΣ ΕΛΛΑΔΟΣ (ΚΟ)	ΕΤΕ
193	ΙΝΤΡΑΚΟΜ ΑΕ. (ΚΟ)	ΙΝΤΚΑ
194	ΝΑΥΤΙΛΙΑΚΗ ΕΤΑΙΡΕΙΑ ΛΕΣΒΟΥ ΑΕ.	ΝΕΛ
195	ΝΕΩΡΙΟ ΝΕΑ Α.Ε. ΝΑΥΠΗΓΙΑ ΣΥΡΟΥ	ΝΕΩΡΣ
196	ΝΕΧΑΝΣ ΕΛΛΑΣ Α.Β.Ε (ΚΟ)	ΑΛΚΑΤ
197	ΝΗΡΕΥΣ-ΙΧΘΥΟΚΑΛΛΙΕΡΓΙΕΣ ΧΙΟΥ Α	ΝΗΡ
198	ΝΙΚΑΣ Π.Γ. Α.Β.Ε.Ε.(ΚΟ)	ΝΙΚΑΣ
199	ΝΟΤΟΣ COM ΣΥΜΜΕΤΟΧΕΣ ΑΕ	ΝΟΤΟΣ
200	ΝΤΕΣΠΕΚ ΣΥΜΜΕΤΟΧΩΝ ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΑΣ	ΝΤΕΣ
201	OLYMPIC CATERING INFLIGHT SERVI	ΟΛΚΑΤ
202	ΤΕΧΝΙΚΗ ΟΛΥΜΠΙΑΚΗ ΑΕ. (ΚΟ)	ΟΛΥΜΠ
203	ΟΡΓΑΝΙΣΜΟΣ ΤΗΛΕΠΙΚΟΙΝΩΝΙΩΝ ΤΗΣ	ΟΤΕ
204	ΑΥΤΟHELLAS ΑΝ.ΤΟΥΡΙΣΤΙΚΗ & ΕΜΠΟ	ΟΤΟΕΛ
205	ΠΑΪΡΗΣ Ε. ΑΒΕΕ	ΠΑΪΡ
206	VODAFONE ΡΑΝΑΦΟΝ ΑΕΕΤ (ΚΟ)	ΠΑΝΦ
207	ΠΑΠΑΣΤΡΑΤΟΣ (Α.Β.Ε.Σ) (ΚΟ)	ΠΑΠΑΚ
208	ΠΑΡΝΑΣΣΟΣ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΙΣ Α.Β.Ε.Τ.	ΠΑΡΝ
209	ΠΕΙΡΑΙΩΣ (ΤΡΑΠΕΖΑ) (ΚΟ)	ΠΕΪΡ
210	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΧΡΗΜ/ΚΕΣ ΜΙΣΘΩΣΕΙΣ (ΚΟ)	ΠΕΪΛΗ
211	ΠΕΙΡΑΙΩΣ ΕΠΕΝΔΥΤΙΚΗ Α.Ε.Ε.Χ (ΚΑ)	ΠΕΪΠΑ

212	ΠΕΡΣΕΥΣ ΑΕ (ΚΟ)	ΠΕΡΣ
213	ΠΕΤΖΕΤΑΚΙΣ ΑΕ. (ΚΑ)	ΠΕΤΖΚ
214	ΠΗΓΑΣΟΣ ΕΚΔΟΤΙΚΗ & ΕΚΤΥΠΩΤΙΚΗ Α	ΠΗΓΑΣ
215	ΠΛΑΣΤΙΚΑ ΘΡΑΚΗΣ Α.Β.Ε.Ε (ΚΑ)	ΠΛΑΘ
216	ΠΛΑΣΤΙΚΑ ΚΡΗΤΗΣ (ΚΑ)	ΠΛΑΚΡ
217	ΡΛΙΑΣ Α.Β.Ε.Ε (ΚΑ)	ΠΛΑΣ
218	ΠΛΑΙΣΙΟ COMPUTER Α.Ε.Ε.	ΠΛΑΙΣ
219	ΠΟΥΛΙΑΔΗΣ & ΣΥΝΕΡΓΑΤΕΣ ΑΕ (ΚΟ)	ΠΟΥΛ
220	ΠΕΤΡΟΣ ΠΕΤΡΟΠΟΥΛΟΣ Α.Ε.Β.Ε.(ΚΟ)	ΠΕΤΡΟ
221	ΠΡΟΟΔΕΥΤΙΚΗ Α.Τ.Ε (ΚΟ)	ΠΡΔ
222	ΠΡΟΟΔΟΣ ΑΕ.-ΕΛΛ.ΕΠΕΝΔΥΣΕΙΣ (ΚΑ)	ΠΡΟΟΔ
223	ΠΑΝΤΕΧΝΙΚΗ ΑΕ (ΚΟ)	ΠΤΕΧ
224	RILKEN ΒΙΟΜ. ΚΑΛΛΥΝΤΙΚΩΝ ΠΡΟΙΟΝ	ΡΙΛΚΕ
225	RIDENCO Α.Ε.Β.Ε. (ΚΑ)	ΡΙΝΤΕ
226	ΡΟΚΑΣ Χ. ΜΕΤΑΛΛ.ΑΡΚΑΔΙΑΣ (ΚΟ)	ΡΟΚΚΑ
227	ΣΥΛΟΝ ΕΛΛΑΣ Α.Ε. (ΚΟ)	ΣΑΙΚΛ
228	ΣΑΝΥΟ ΕΛΛΑΣ ΣΥΜΜΕΤΟΧΙΚΗ Α.Ε.Β.Ε	ΣΑΝΥΟ
229	ΣΑΡΑΝΤΗΣ ΓΡ. Α.Β.Ε.Ε. (ΚΟ)	ΣΑΡ
230	ΣΑΤΟ ΑΕ. (ΚΟ)	ΣΑΤΟΚ
231	ΣΕΑΦΑΡΜ ΙΟΝΙΑΝ Α.Ε. (ΚΑ)	ΣΕΑΦ
232	ΣΕΛΟΝΤΑ ΙΧΘΥΟΤΡΟΦΕΙΑ Α.Ε.Γ.Ε.	ΣΕΛΟ
233	ΣΦΑΚΙΑΝΑΚΗΣ ΑΕΒΕ	ΣΦΑ
234	ΣΙΔΕΝΟΡ ΑΕ (ΚΑ)	ΣΙΔΕ
235	ΣΕΛΜΑΝ (ΚΟ)	ΣΕΛΜΚ
236	SPIDER ΜΕΤΑΛΛΟΒΙΟΜΗΧΑΝΙΑ Α.Ε.ΠΕ	ΣΠΙΝΤ
237	ΣΠΥΡΟΥ ΑΕΒΕ ΑΓΡΟΤΙΚΟΣ ΟΙΚΟΣ (ΚΟ	ΣΠΥΡ
238	STABILTON ΑΕ. (ΚΑ)	ΣΤΑΛΚ
239	ΣΤΡΙΝΤΖΗΣ ΓΡΑΜΜΕΣ ΑΕ.(ΚΑ)	ΣΤΡΙΚ
240	ΣΩΛΗΝΟΥΡΓΕΙΑ ΚΟΡΙΝΘΟΥ ΑΕ (ΚΟ)	ΣΩΛΚ
241	ΤΑΣΟΓΛΟΥ ΣΠ. Α.Ε. DELONGHI (ΚΟ)	ΤΑΣΟ
242	ΤΕΓΟΠΟΥΛΟΣ ΕΚΔΟΣΕΙΣ Χ.Κ. ΑΕ (ΚΟ	ΤΕΓΟ
243	ΤΕΞΑΠΡΕΤ ΑΕ (ΚΟ)	ΤΕΞΤ
244	ΤΕΧΝΙΚΕΣ ΕΚΔΟΣΕΙΣ Α.Ε. (ΚΟ)	ΤΕΚΔΟ
245	ΤΕΡΝΑ ΑΕ. (ΚΟ)	ΤΕΡΝΑ
246	ΤΕΧΝΟΔΟΜΗ ΑΦΟΙ Μ.ΤΡΑΥΛΟΥ Α.Ε.Τ.	ΤΕΧΝ
247	ΤΗΛΕΤΥΠΟΣ ΑΕ (ΚΟ)	ΤΗΛΕΤ
248	ΤΙΤΑΝ ΑΝΩΝ.ΕΤΑΙΡΙΑ ΤΣΙΜΕΝΤΩΝ (Κ	ΤΙΤΚ
249	CHIRITA INTERNATIONAL SA. (ΚΑ)	ΤΣΠΠ
250	ΤΖΙΡΑΚΙΑΝ Λ.ΠΡΟΦΙΛ ΣΩΛΗΝ.ΑΕ. (Κ	ΤΖΚΑ
251	ΘΕΜΕΛΙΟΔΟΜΗ ΑΕ. (ΚΟ)	ΘΕΜΕΛ
252	ΒΑΡΒΑΡΕΣΟΣ Α.Ε. ΕΥΡΩΠΑΪΚΑ ΝΗΜΑΤ	ΒΑΡΝΗ
253	ΒΙΟΧΑΛΚΟ ΕΒ.ΧΑΛΚΟΥ & ΑΛΟΥΜΙΝΙΟΥ	ΒΙΟΧΚ
254	ΧΑΪΔΕΜΕΝΟΣ (ΚΟ)	ΧΑΙΔΕ
255	ΧΑΛΚΟΡ (ΚΑ)	ΧΑΚΟΡ
256	ΧΑΛΥΒΔΟΦΥΛΛΩΝ (ΚΟ)	ΧΑΛΥΒ
257	ΧΑΤΖΗΩΑΝΝΟΥ (ΚΟ)	ΧΑΤΖΚ
258	ΧΑΤΖΗΚΡΑΝΙΩΤΗ ΥΙΟΙ ΑΛΕΥΡ/ΝΙΑ Τ	ΧΚΡΑΝ
259	ΥΑΛΚΟ-ΚΩΝΣΤΑΝΤΙΝΟΥ ΑΕ.(ΚΑ)	ΥΑΛΚΟ
260	ΖΑΜΠΙΑ ΑΕ. (Κ)	ΖΑΜΠΙΑ

## Παράρτημα Β: Αρχεία εξόδου πακέτου E-Views

---

Δίνονται τα αρχεία εξόδου (workfiles) του στατιστικού πακέτου E-Views, τα οποία αναφέρονται στα σενάρια ανάλυσης ομάδας δεδομένων που εξετάστηκαν (βλ. 4.2). Συγκεκριμένα, δίνονται κατά σειρά οι πίνακες των αποτελεσμάτων των ακόλουθων σεναρίων πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης (συνολικά 21 πίνακες):

- Υποσενάριο 1α
- Υποσενάριο 1β
- Υποσενάριο 1γ
- Υποσενάριο 1δ
- Σενάριο 2
- Σενάριο 3
- Σενάριο 4
- Σενάριο 5
- Σενάριο 6 – Μέθοδος OLS
- Σενάριο 6 – Μέθοδος GLS
- Σενάριο 7 – Μέθοδος OLS
- Σενάριο 7 – Μέθοδος GLS
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 1993
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 1994
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 1995
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 1996
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 1997
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 1998
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 1999
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 2000
- Σενάριο 8 – Αποτελέσματα ανάλυσης έτους 2001