

Διπλωματική Εργασία :

*Το χρονικό διάστημα εκτίμησης των περιοδικών
αποδόσεων των μετοχών και ο Συστηματικός τους Κίνδυνος*

Μακρή Παρασκευή

Επιβλέπων Καθηγητής: Γ. Διακογιάννης

*Επιτροπή : Δ. Μαλλιάρopoulos
Ν. Φίλιππας*

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής

ΠΜΣ στη Χρηματοοικονομική και Τραπεζική Διοικητική

2005

Περιεχόμενα

	Σελ.
Κεφάλαιο 1^ο: Εισαγωγή	
1.1 Αντικείμενο μελέτης - Σκοπός της εργασίας	3
1.2 Περιεχόμενα κεφαλαίων	5
Κεφάλαιο 2^ο: Ιστορική Ανασκόπηση της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου	
2.1 Εισαγωγή	7
2.2 Το μοντέλο του Markowitz (1952)	8
2.3 Το Υπόδειγμα της Αγοράς (1964)	13
2.4 Κριτική στο Υπόδειγμα της Αγοράς	16
2.5 Ο συστηματικός κίνδυνος των μετοχών ή συντελεστής βήτα (beta)	17
2.6 Παράγοντες που επηρεάζουν την εκτίμηση του Συστηματικού Κινδύνου	
2.6.1 Η επιλογή του δείκτη	19
2.6.2 Η επιλογή του χρονικού διαστήματος	21
2.6.3 Ο τρόπος υπολογισμού των αποδόσεων	24
2.6.4 Το χρονικό διάστημα εκτίμησης των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (interval effect)	25
Κεφάλαιο 3^ο: Επισκόπηση προηγούμενων μελετών:	
“Το χρονικό διάστημα εκτίμησης των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών και ο συστηματικός τους κίνδυνος (interval effect)”	
3.1 Scholes & Williams (1977)	28
3.2 Dimson (1979)	29
3.3 Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz & Whitcomb (1980)	32
3.4 Hawawini (1983)	33
3.5 Handa, Kothari & Wasley (1989)	37
3.6 Corhay (1992)	39

3.7 Handa, Kothari & Wasley (1993)	39
3.8 Beer (1997)	40
3.9 Brailsford & Josev (1997)	42
3.10 Daves, Ehrhardt & Kunkel (2000)	45
3.11 Odabasi (2003)	46
Κεφάλαιο 4^ο: Δεδομένα – Μεθοδολογία	
4.1 Δεδομένα	48
4.2 Μεθοδολογία	55
Κεφάλαιο 5^ο: Εμπειρικά αποτελέσματα: “Παρουσίαση και σύγκριση με προηγούμενες μελέτες”	
5.1 Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών εφαρμόζοντας την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και χρησιμοποιώντας εναλλακτικά διαφορετικά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.	62
5.2 Εμπειρικός έλεγχος της προβλεπτικής ικανότητας του μοντέλου του Hawawini (1983).	72
5.2.1 Πρόβλεψη της τιμής του συντελεστή βήτα που θα προκύψει για μεγαλύτερο διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini.	73
5.2.2 Πρόβλεψη της κατεύθυνσης της αλλαγής στην τιμή του συντελεστή βήτα (που θα προκύψει για μεγαλύτερο διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων) χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini.	78
5.3 Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας εναλλακτικά τα μοντέλα που έχουν προτείνει οι Scholes & Williams (1977) και ο Dimson (1979).	81
Κεφάλαιο 6^ο: Συμπεράσματα- Ανακεφαλαίωση	88
Παράρτημα	91
Βιβλιογραφία	113

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1ο

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

1.1 Αντικείμενο μελέτης - Σκοπός της εργασίας

Η επένδυση σε μετοχικούς τίτλους αποτελεί μια από τις πιο διαδεδομένες μορφές επένδυσης και ένα από τα πιο διαδεδομένα κριτήρια που χρησιμοποιούνται τόσο για την αξιολόγηση μεμονωμένων μετοχών όσο και για την αξιολόγηση χαρτοφυλακίων μετοχών είναι ο συστηματικός κίνδυνος. Ο συστηματικός κίνδυνος επιλέγεται ως κριτήριο αντί του συνολικού κινδύνου (*συνολικός κίνδυνος = συστηματικός κίνδυνος + μη συστηματικός κίνδυνος*), γιατί ο μη συστηματικός κίνδυνος διαφοροποιείται με τον σχηματισμό ενός χαρτοφυλακίου μετοχών, ενώ ο συστηματικός κίνδυνος δεν μπορεί να εξαλειφθεί γι' αυτό και ο προσδιορισμός του είναι αυτός που κατεξοχήν μας ενδιαφέρει.

Το Υπόδειγμα της Αγοράς, το οποίο αναπτύχθηκε από τον **Sharpe (1964)**, χρησιμοποιείται ευρέως για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Πολλοί είναι όμως οι παράγοντες που μπορούν να επηρεάσουν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, όπως για παράδειγμα, το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για την εκτίμηση του βήτα, ο τρόπος υπολογισμού των αποδόσεων, ο δείκτης που θα χρησιμοποιηθεί ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς m , καθώς επίσης και το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Το κύριο αντικείμενο μελέτης της παρούσας ερευνητικής εργασίας είναι η επίδραση που έχει το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, το ευρέως γνωστό στην αγγλική ορολογία ως "*interval effect*". Συγκεκριμένα, αν χρησιμοποιήσουμε διαφορετικό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (π.χ ημερήσιες, εβδομαδιαίες ή μηνιαίες αποδόσεις) η εκτίμηση του συντελεστή βήτα που θα προκύψει για την ίδια μετοχή θα είναι διαφορετική.

Η μελέτη θα γίνει για μετοχές εισηγμένες στην Κύρια Αγορά του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και το χρονικό διάστημα που επιλέχθηκε για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου των μετοχών είναι Ιανουάριος 2001-Δεκέμβριος 2004 (4 έτη). Αυτό που θα εξετάσουμε είναι πώς μεταβάλλεται ο

συστηματικός κίνδυνος των μετοχών, καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Επίσης, θα εξετάσουμε αν το μέγεθος της επίδρασης που έχει η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων σχετίζεται με τον βαθμό κεφαλαιοποίησης των μετοχών. Για να εξετάσουμε κάτι τέτοιο κατατάξαμε τις μετοχές του αρχικού δείγματος σε δύο ακραία χαρτοφυλάκια, το ένα περιλαμβάνει τις 30 πρώτες μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης που προέκυψαν από την κατάταξη και το δεύτερο τις 30 μετοχές με την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση.

Ένα ακόμη από τα προβλήματα που θα μας απασχολήσουν είναι η επίδραση που έχει στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου η επιλογή μικρών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) όταν οι μετοχές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Όταν χρησιμοποιούμε μικρά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών δεν ενσωματώνεται πλήρως η επίδραση των νέων πληροφοριών στην τιμή των μετοχών, λόγω του γνωστού φαινομένου των “καθυστερήσεων στην προσαρμογή της τιμής στις νέες πληροφορίες” το οποίο είναι ιδιαίτερα έντονο όταν μια μετοχή χαρακτηρίζεται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο εναλλακτικά με τα μοντέλα που πρότειναν οι **Scholes & Williams (1977)** και ο **Dimson (1979)** για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος που προκαλεί στην εκτίμηση του βήτα η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις.

Στη συνέχεια θα εξετάσουμε κατά πόσο διαφέρουν οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με τη χρήση των μοντέλων αυτών σε σχέση με τις εκτιμήσεις που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS. Αν η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στα αποτελέσματα που προκύπτουν με την χρήση των μοντέλων των Scholes & Williams (1977) ή του Dimson (1979) σε σχέση με τα αποτελέσματα που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS δεν είναι στατιστικά σημαντική τότε δικαιολογείται η ευρεία χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, καθώς είναι σαφές ότι τα μοντέλα που έχουν προταθεί από τον Dimson και τους Scholes & Williams είναι πιο περίπλοκα στη χρήση.

Τέλος, θα εξετάσουμε την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του **Hawawini (1983)** όσον αφορά στην περίπτωση μετοχών εισηγμένων στο Χ.Α.Α. Σύμφωνα με τον Hawawini ο συστηματικός κίνδυνος για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων (π.χ μηνιαίες αποδόσεις) μπορεί να εκτιμηθεί χρησιμοποιώντας την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που έχει αρχικά υπολογιστεί χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) και εφαρμόζοντας το μοντέλο το οποίο πρότεινε.

1.2 Περιεχόμενα κεφαλαίων

Η δομή της εργασίας είναι η εξής : Στο **2^ο Κεφάλαιο** παρουσιάζεται μια σύντομη ιστορική ανασκόπηση της ανάπτυξης της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου, ξεκινώντας από την παρουσίαση της προσέγγισης του Markowitz όσον αφορά στον προσδιορισμό του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου η οποία αποτέλεσε και την βάση για την ανάπτυξη του Υποδείγματος της Αγοράς από τον **Sharpe (1964)** και στη συνέχεια του ευρέως γνωστού Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων με την συμβολή των **Sharpe, Lintner & Mossin (1965-1966)**.

Στο κεφάλαιο αυτό γίνεται ιδιαίτερη αναφορά στο Υπόδειγμα της Αγοράς (είναι το υπόδειγμα που θα χρησιμοποιήσουμε για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου των υπό εξέταση μετοχών) καθώς επίσης και στους παράγοντες που είναι δυνατό να επηρεάσουν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου όπως για παράδειγμα η επιλογή του χρονικού διαστήματος που θα επιλεγεί για την εκτίμηση, η επιλογή του δείκτη, η επιλογή του χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών κ.α.

Στο **3^ο Κεφάλαιο** παρουσιάζεται μια επισκόπηση προηγούμενων μελετών όσον αφορά στην επίδραση που έχει η επιλογή του χρονικού διαστήματος εκτίμησης των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου (interval effect), το οποίο αποτελεί και το κύριο αντικείμενο μελέτης της παρούσας ερευνητικής εργασίας.

Παρουσιάζονται αναλυτικά τα εμπειρικά αποτελέσματα προηγούμενων μελετών καθώς επίσης και τα μοντέλα που έχουν κατά καιρούς προταθεί για την εκτίμηση του βήτα όταν επιλέγουμε μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) και οι μετοχές που

εξετάζουμε χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Όταν οι μετοχές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα η συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών με αυτή του δείκτη μειώνεται με συνέπεια η εκτίμηση του βήτα να είναι μεροληπτική. Σ' αυτή την περίπτωση μελετητές όπως οι **Scholes & Williams (1977)** και ο **Dimson (1979)** έχουν προτείνει εναλλακτικά μοντέλα για την εκτίμηση του βήτα.

Στο **4^ο Κεφάλαιο** παρουσιάζονται τα δεδομένα καθώς και η μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί για την μελέτη του θέματος.

Στο **5^ο Κεφάλαιο** παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης καθώς και η σύγκριση των αποτελεσμάτων που προέκυψαν με τα εμπειρικά αποτελέσματα προηγούμενων μελετών.

Στο **6^ο Κεφάλαιο** παρουσιάζεται μια ανακεφαλαίωση των εμπειρικών αποτελεσμάτων καθώς και τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2ο

ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ **Σύντομη Ιστορική Ανασκόπηση**

2.1 Εισαγωγή

Η επένδυση σε μετοχικούς τίτλους αποτελεί μια από τις πιο διαδεδομένες μορφές επένδυσης. Η αγορά όμως μετοχών αποτελεί μια μακροπρόθεσμη επένδυση η οποία ενέχει και υψηλό κίνδυνο. Έτσι, ένας εν δυνάμει επενδυτής θα πρέπει να λάβει υπόψη όχι μόνο την αναμενόμενη απόδοση μίας μετοχής αλλά και την βεβαιότητα να πραγματοποιηθεί η απόδοση αυτή (κίνδυνος) γι' αυτό και η Θεωρία Χαρτοφυλακίου αναπτύσσει μοντέλα ρίσκου- απόδοσης.

Επίσης, δεν ενδείκνυται η επένδυση όλων των χρημάτων μας σε μια μεμονωμένη μετοχή (βέβαια αυτό δεν ενδείκνυται και για καμία άλλη επένδυση) γιατί έτσι ο κίνδυνος που αναλαμβάνουμε είναι ακόμη μεγαλύτερος. Η βασική έννοια στην οποία βασίστηκε η ανάπτυξη της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου¹ είναι η εξάλειψη του κινδύνου που αντιμετωπίζει ένας επενδυτής όταν επενδύει όλα τα χρήματά του σε ένα μόνο επενδυτικό προϊόν μέσω της διαφοροποίησης του κινδύνου που επιτυγχάνεται με τον σχηματισμό χαρτοφυλακίου μετοχών.

Ο κίνδυνος, λοιπόν, αποτελεί ένα από τα πιο διαδεδομένα κριτήρια αξιολόγησης μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίων μετοχών και διακρίνεται σε συστηματικό και μη συστηματικό.

Ο συστηματικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες που επηρεάζουν συνολικά όλες τις επενδύσεις και κατά συνέπεια επηρεάζουν και το σύνολο των μετοχών και όχι μεμονωμένα κάποιες μετοχές, ενώ ο μη συστηματικός κίνδυνος ή ειδικός κίνδυνος οφείλεται σε παράγοντες οι οποίοι είναι μοναδικοί για κάθε εταιρία, όπως για παράδειγμα η αποτελεσματικότητα της διοίκησης, μια παρατεταμένη απεργία που είχε ως αποτέλεσμα την παρουσίαση μη ικανοποιητικών κερδών για μια χρονιά κ.α.

¹ Για εκτενέστερη ιστορική ανασκόπηση όσον αφορά στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου βλ. το άρθρο “ Three centuries of asset pricing” των Dimson & Mussavian (1999), Journal of Banking & Finance, pp.1745- 1769, βλ. επίσης το άρθρο των Elton J. Edwin and Gruber J. Martin (1997) “ Modern Portfolio Theory: 1950 to date”, Journal of Banking and Finance, Volume 21, pp. 1743-1759

Επειδή, όμως, με τον σχηματισμό ενός χαρτοφυλακίου μετοχών² εξαλείφεται το μεγαλύτερο μέρος του μη συστηματικού κινδύνου, ενώ ο συστηματικός δεν μπορεί να εξαλειφθεί αυτό που μας ενδιαφέρει κυρίως είναι ο συστηματικός κίνδυνος (ή συντελεστής βήτα).

Ο κίνδυνος, λοιπόν, που είναι σχετικός με την απόφαση για επένδυση σε κάποιο χαρτοφυλάκιο χρεογράφων είναι ο συστηματικός κίνδυνος, γιατί όσο καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο και αν κρατάει κανείς δεν μπορεί να τον αποφύγει, καθώς είναι κίνδυνος που οφείλεται στην κίνηση της μετοχής εξαιτίας των γενικών συνθηκών που επικρατούν στις κεφαλαιαγορές.

Στη συνέχεια παρουσιάζεται η προσέγγιση του Markowitz που αποτελεί και το θεμέλιο λίθο στην ανάπτυξη της Θεωρίας Χαρτοφυλακίου, καθώς επίσης και το Υπόδειγμα της Αγοράς στις αρχές του οποίου βασίστηκε το ευρέως χρησιμοποιούμενο υπόδειγμα για την αξιολόγηση μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίων μετοχών, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ).

2.2 Το μοντέλο του Markowitz (1952)

Η θεωρία χαρτοφυλακίου αναπτύχθηκε από τον **Markowitz (1952)** με το άρθρο “**Portfolio Selection**” όπου επιχειρείται να προσδιοριστεί το αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο. Σύμφωνα με τον Markowitz το χαρτοφυλάκιο με την μέγιστη απόδοση δεν είναι κατ’ ανάγκη και το χαρτοφυλάκιο με την μικρότερη διακύμανση. Μπορούμε όμως να προσδιορίσουμε την μέγιστη δυνατή απόδοση για δεδομένο επίπεδο κινδύνου όπως επίσης και τον μικρότερο δυνατό κίνδυνο για δεδομένη απόδοση. Τα χαρτοφυλάκια αυτά συνιστούν το **Αποδοτικό Σύνορο (Efficient Frontier)** και υπερτερούν όλων των υπολοίπων συνδυασμών απόδοσης-κινδύνου που βρίσκονται εκατέρωθεν του Αποδοτικού Συνόρου.

² Τα οφέλη της διαφοροποίησης προκύπτουν όταν υπάρχουν τουλάχιστον 15 μετοχές σε ένα χαρτοφυλάκιο.

Για την επιλογή του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου απαιτούνται τρία στάδια ενεργειών:

- **A' Στάδιο : Ανάλυση των χαρακτηριστικών των μετοχών:** Εκτιμούμε δηλ, την απόδοση της μετοχής για δεδομένο χρονικό διάστημα, την αναμενόμενη απόδοση της μετοχής, την διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής, τη συνδιακύμανση και το συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών.

Απόδοση μετοχής i = Κεφαλαιακή απόδοση + Μερισματική Απόδοση

Κεφαλαιακή Απόδοση: Οφείλεται στην άνοδο (κεφαλαιακά κέρδη) ή στην πτώση (κεφαλαιακές ζημιές) της τιμής της μετοχής κατά την υπό εξέταση χρονική περίοδο.

Μερισματική Απόδοση: Οφείλεται στο μέρισμα που διανεμήθηκε κατά την ίδια χρονική περίοδο.

Κατά συνέπεια η συνολική απόδοση της μετοχής i υπολογίζεται με βάση τον ακόλουθο τύπο:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} + \frac{D_{it}}{P_{it-1}}$$

Όπου: P_{it} : Η τιμή της μετοχής i την περίοδο t

P_{it-1} : Η τιμή της μετοχής i την περίοδο $t-1$

D_{it} : Το μέρισμα της μετοχής i την περίοδο t .

Αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i : $E(R_{it})$: Ισούται με το σταθμικό μέσο των πιθανών αποδόσεων της μετοχής i όπου τα σταθμά είναι οι πιθανότητες εμφάνισης αυτών των αποδόσεων. Δηλ.

$$E(R_{it}) = \sum_{k=1}^k r_k R_{ik} \quad \text{όπου} \quad p_k: \text{ Η πιθανότητα εμφάνισης του } R_{ik}$$

Η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i : Είναι ένα μέτρο διασποράς από την προσδοκώμενη απόδοση και μετρά την μεταβλητικότητα της απόδοσης του αξιογράφου. Είναι ο σταθμικός μέσος των τετραγωνικών αποστάσεων των πιθανών αποδόσεων από την μέση τιμή τους με σταθμά τις πιθανότητες εμφάνισης των αποδόσεων και υπολογίζεται ως εξής:

$$s^2 = (R_i) = \sum_{k=1}^k r_k (R_{ik} - E(R_{ik}))^2 \quad \text{όπου } p_k: \text{ Η πιθανότητα εμφάνισης του } R_{ik}$$

Σημείωση: Όσο μικρότερη η διακύμανση των αποδόσεων τόσο μικρότερος ο κίνδυνος της μετοχής.

Τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i : Είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης των αποδόσεων της μετοχής i .

Σημείωση: Η τυπική απόκλιση εκφράζεται ως ποσοστό επί της % γι' αυτό και χρησιμοποιείται συχνότερα αντί της διακύμανσης καθώς η διακύμανση εκφράζεται ως ποσοστό επί της % υψωμένο όμως στο τετράγωνο χωρίς να γίνεται έτσι κατανοητό το νόημά της.

Συνδιακύμανση των αποδόσεων μεταξύ δύο μετοχών: Ο υπολογισμός της συνδιακύμανσης των αποδόσεων μεταξύ δυο μετοχών i, j μας δείχνει την κατεύθυνση που τείνουν να κινούνται οι αποδόσεις των μετοχών αυτών. Αν η συνδιακύμανση είναι θετική τότε οι αποδόσεις των μετοχών i, j κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση, αν είναι αρνητική κινούνται προς διαφορετικές κατευθύνσεις, ενώ αν είναι μηδενική οι αποδόσεις των μετοχών είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους.

Η συνδιακύμανση των αποδόσεων δύο μετοχών i, j υπολογίζεται ως εξής:

$$Cov(R_i, R_j) = s_{ij} = \sum_{k=1}^N r_k (R_{ik} - E(R_i)) * (R_{jk} - E(R_j))$$

Όπου p_k είναι η κοινή πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων R_{ik} και R_{jk} .

Συντελεστής Συσχέτισης (ρ_{ij}): Επειδή η συνδιακύμανση δείχνει μόνο την κατεύθυνση προς την οποία κινούνται οι αποδόσεις των μετοχών αν θέλουμε να δούμε και την ισχύ της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων των δύο μετοχών πρέπει να υπολογίσουμε τον συντελεστή συσχέτισης. Οι τιμές που παίρνει ο συντελεστής αυτός κυμαίνονται μεταξύ του διαστήματος $[-1, 1]$. Ανάλογα με τις τιμές του παραπάνω συντελεστή διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις:

- α. Αν $\rho_{ij}=1$, οι αποδόσεις των δύο μετοχών σχετίζονται θετικά και τέλεια. Είναι η μοναδική περίπτωση στην οποία ο σχηματισμός χαρτοφυλακίου μετοχών δεν θα επιφέρει μείωση του κινδύνου.
- β. Αν $0 < \rho_{ij} < 1$, οι αποδόσεις των δύο μετοχών σχετίζονται θετικά αλλά όχι τέλεια
- γ. Αν $\rho_{ij}=0$, οι αποδόσεις των δύο μετοχών είναι ανεξάρτητες.
- δ. Αν $-1 < \rho_{ij} < 0$, οι αποδόσεις των δύο μετοχών σχετίζονται αρνητικά αλλά όχι τέλεια.
- ε. Αν $\rho_{ij}=-1$, οι αποδόσεις των δύο μετοχών σχετίζονται αρνητικά και τέλεια. Η περίπτωση αυτή οδηγεί στην δημιουργία ενός εντελώς ακίνδυνου χαρτοφυλακίου. Αξίζει όμως να σημειώσουμε ότι αυτή η περίπτωση συναντάται πολύ σπάνια στον πραγματικό κόσμο.

Ο συντελεστής συσχέτισης υπολογίζεται ως εξής:

$$r_{ij} = \frac{Cov(R_{it}, R_{jt})}{S(R_{it}) * S(R_{jt})}$$

όπου:

$Cov(R_{it}, R_{jt})$: Η συνδιακύμανση των αποδόσεων μεταξύ των δύο μετοχών i και j και

$\sigma(R_{it})$ και $\sigma(R_{jt})$: Οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων των μετοχών i και j αντίστοιχα.

Σύμφωνα με τον Markowitz, όσο μεγαλύτερη είναι η συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών τόσο μικρότερη μείωση του κινδύνου μπορώ να πετύχω με την διαφοροποίηση, γι' αυτό και στην περίπτωση όπου $\rho_{ij}=1$ δεν μπορεί να εφαρμοστεί η διαφοροποίηση του Markowitz.

Συντελεστής Προσδιορισμού (R^2): Είναι το τετράγωνο του Συντελεστή Συσχέτισης και μας δείχνει πόσο καλά η μεταβλητικότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής εξηγεί την μεταβλητικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής. Όπως γίνεται εύκολα κατανοητό επιθυμητές είναι οι υψηλές τιμές του συγκεκριμένου συντελεστή καθώς, για παράδειγμα, αν $R^2=80\%$ αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής εξηγείται σε ποσοστό 80% από την μεταβλητικότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής.

- ***B' Στάδιο: Ανάλυση Χαρτοφυλακίων:*** Συνδυάζω τις μετοχές ανά δύο, ανά τρεις κτλ και δημιουργώ χαρτοφυλάκια. Από το σύνολο των χαρτοφυλακίων που προκύπτουν με ενδιαφέρουν αυτά που συνδυάζουν την μέγιστη απόδοση με τον ελάχιστο κίνδυνο, αυτά είναι τα χαρτοφυλάκια που αποτελούν το Αποδοτικό Σύνορο (Efficient Frontier).

Δηλ. ένα συνδυασμός θεωρείται αποτελεσματικός όταν συντρέχουν ταυτόχρονα οι εξής υποθέσεις:

- α. Οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει την ίδια προσδοκώμενη απόδοση θα έχει και μεγαλύτερο κίνδυνο και
- β. Οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει τον ίδιο κίνδυνο θα παρουσιάζει και μικρότερη απόδοση.

- ***Γ Στάδιο: Επιλογή Χαρτοφυλακίου:*** Ο επενδυτής επιλέγει από το σύνολο των χαρτοφυλακίων του Αποδοτικού Συνόρου το χαρτοφυλάκιο που επιθυμεί ανάλογα με τον κίνδυνο που είναι διατεθειμένος να αναλάβει και σύμφωνα με τις προσωπικές του προτιμήσεις όπως για παράδειγμα αποστροφή κινδύνου (risk aversion) ή risk lover κτλ.

2.3 Υπόδειγμα της Αγοράς (Market Model)

Ο μεγάλος αριθμός υπολογισμών που χρειαζόταν για να εφαρμοστεί η Θεωρία του **Markowitz (1952)** περί επιλογής του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου οδήγησαν την ανάπτυξη του Υποδείγματος της Αγοράς (Market Model). Σημαντική υπήρξε η συμβολή του **Sharpe (1964)** στην ανάπτυξη αυτού του μοντέλου (γι' αυτό είναι επίσης γνωστό και ως Sharpe's Index Model).

Στην διεύρυνση του Υποδείγματος της Αγοράς σημαντική υπήρξε επίσης και η συμβολή των **Lintner (1965)** και **Mossin (1966)** οι οποίοι εισήγαγαν στο μοντέλο την έννοια του αξιογράφου μηδενικού κινδύνου και ανέπτυξαν έτσι το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ).

Η κυρίαρχη ιδέα του Μοντέλου της Αγοράς, η οποία αναπτύχθηκε από τον **Sharpe (1964)**, είναι ότι η απόδοση μιας μετοχής i συνδέεται γραμμικά με την απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς (market portfolio) m . Δεν υπάρχει δηλ. άλλος παράγοντας που να επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών.

Η υπόθεση αυτή μείωσε σημαντικά τον μεγάλο αριθμό υπολογισμών που χρειαζόταν για την εφαρμογή της θεωρίας του αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου, όπως είχε αναπτυχθεί από τον Markowitz, καθώς αντί να υπολογίζουμε πολλαπλές συσχετίσεις μεταξύ των υπό εξέταση μετοχών υπολογίζουμε μόνο τη συσχέτιση της κάθε μετοχής με έναν κοινό δείκτη.

Η μαθηματική μορφή του Υποδείγματος της Αγοράς είναι η εξής:

$$\tilde{R}_i = a_i + b_i \tilde{R}_m + \tilde{e}_i,$$

Όπου

\tilde{R}_i : Η απόδοση της μετοχής i κατά την διάρκεια της χρονικής περιόδου $(t-1, t)$.

a_i : Η απόδοση της μετοχής i όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική. Για παράδειγμα, αν το άλφα είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό η μετοχή περιέχει ένα σημαντικό παράγοντα ανατίμησης. Αντιθέτως, αν το άλφα είναι αρνητικό και στατιστικά σημαντικό η μετοχή περιέχει ένα σημαντικό παράγοντα υποτίμησης.

β_i : Ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής i ή συντελεστής βήτα: Είναι η απόδοση που οφείλεται στην αγορά.

\tilde{R}_{mt} : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς κατά την χρονική περίοδο $(t-1, t)$ και

\tilde{e}_{it} : Ο διαταρακτικός όρος

Η εκτίμηση του Υποδείγματος της Αγοράς γίνεται εφαρμόζοντας την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) για την εφαρμογή της οποίας είναι απαραίτητο να πληρούνται οι ακόλουθες υποθέσεις όσον αφορά στον διαταρακτικό όρο (e_{it}):

1. $E(u_i)=0$: Η αναμενόμενη τιμή του διαταρακτικού όρου είναι μηδέν.
2. $Cov(u_{it}, u_{it+k})=0$: Δεν υπάρχει διαχρονική σχέση μεταξύ των τιμών του διαταρακτικού όρου (αυτοσυσχέτιση).
3. $Cov(u_{it}, R_{mt})=0$: Δεν υπάρχει σχέση μεταξύ της ανεξάρτητης μεταβλητής R_{mt} και του διαταρακτικού όρου.
4. $Var(u_{it})=\sigma^2$: Η διακύμανση του διαταρακτικού όρου είναι σταθερή και ίση με σ^2 (ομοσκεδαστικότητα).

Εάν οι παραπάνω υποθέσεις πληρούνται, τότε οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων είναι αμερόληπτοι και συνεπείς. Η παραβίαση όμως των υποθέσεων αυτών δημιουργεί σοβαρά προβλήματα αξιοπιστίας στην τιμή του συντελεστή βήτα³.

Για παράδειγμα, αν έχουμε ετεροσκεδαστικότητα (παραβιάζεται δηλ. η υπόθεση (4)) οι OLS εκτιμητές είναι αμερόληπτοι και συνεπείς δεν είναι όμως αποτελεσματικοί ούτε ασυμπτωτικά συνεπείς.

³ Για την παραβίαση των παραπάνω υποθέσεων όσον αφορά στην περίπτωση του Χ.Α.Α βλ. την μελέτη των Γ. Καραθανάση και Ν. Φίλιππα (1994) “ Έλεγχοι παραβίασης των υποθέσεων του Υποδείγματος της Αγοράς στη Χρηματιστηριακή Αγορά των Αθηνών ”, Σπουδαί, τόμος 44, σελ. 62-78. Βλ., επίσης, αντίστοιχη μελέτη των G. Karathanassis & C. Patsos (1993) “ Evidence of heteroscedasticity and mis-specification issues in the market mode: Results from the Athens Stock Exchange ”, Applied Economics, Volume 25, pp. 1423-1438.

Για την παραβίαση των παραπάνω υποθέσεων όσον αφορά στην περίπτωση του Χρηματιστηρίου του Ηνωμ. Βασιλ. βλ. αντίστοιχη μελέτη των Coutts J. Andrew, Mills C. Terence and Roberts Jennifer (1995) “ Misspecification of the market model: The implications for event studies ”, Applied Economics Letters, Volume 2, pp.163-165.

Ο συστηματικός κίνδυνος αποτελεί ένα από τα πιο διαδεδομένα κριτήρια αξιολόγησης μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίων μετοχών γι' αυτό και είναι πολύ σημαντική η συνεπής και αμερόληπτη εκτίμησή του. Αρκετά είναι και τα κριτήρια αξιολόγησης που η αξιοπιστία τους βασίζεται στην συνεπή εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Ένα από αυτά είναι και ο δείκτης του **Treynor (1965)** που ορίζεται ως:

$$\frac{R_p - R_f}{\beta_p} \quad \text{όπου}$$

R_p : Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών

R_f : Η αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου μηδενικού κινδύνου
και

β_p : Ο συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου των μετοχών.

Ο δείκτης αυτός χρησιμοποιείται για την αξιολόγηση χαρτοφυλακίων μετοχών ή αμοιβαίων κεφαλαίων. Υψηλές τιμές του δείκτη είναι επιθυμητές και κατά συνέπεια προτιμώνται τα χαρτοφυλάκια με τις υψηλότερες τιμές του συγκεκριμένου δείκτη.

Βλέπουμε, λοιπόν, πόσο σημαντική είναι η συνεπής εκτίμηση του βήτα, καθώς διαφορετικές τιμές του συντελεστή οδηγούν σε διαφορετική κατάταξη των χαρτοφυλακίων σύμφωνα με το κριτήριο του Treynor.

Επίσης, η επιλογή μετοχών για συμμετοχή τους σε χαρτοφυλάκια με κριτήριο την τιμή του συντελεστή βήτα αποτελεί διαδεδομένη προσέγγιση.

2.4 Κριτική στο Υπόδειγμα της Αγοράς:

Παρά την ευρεία χρήση του συστηματικού κινδύνου ως κριτήριο για την αξιολόγηση μετοχών έχει υποστεί έντονη κριτική στη διεθνή αρθρογραφία⁴.

Τα κυριότερα σημεία στα οποία βασίζεται η κριτική αυτή είναι τα εξής:

α. Σύμφωνα με τις υποθέσεις του Υποδείγματος η απόδοση των μετοχών εξαρτάται από έναν μόνο παράγοντα και αυτός είναι ο Χρηματιστηριακός δείκτης. Δεν γίνεται όμως σαφές ποιος δείκτης θα είναι αυτός. Στην περίπτωση του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, για παράδειγμα, έχουμε στην διάθεσή μας δείκτες με διαφορετικά χαρακτηριστικά οι οποίοι θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν εναλλακτικά όπως είναι ο Γενικός Δείκτης, ο δείκτης FTSE-ASE 20, ο δείκτης FTSE-ASE 40 και άλλοι.

β. Η πράξη μας δείχνει ότι το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα έχει πολύ χαμηλό R^2 , δηλ. υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η παράβλεψη αυτών των μεταβλητών που επίσης επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών (omitted variables) μπορεί να οδηγήσει σε πλασματικές τιμές του συντελεστή βήτα. Αυτό οδήγησε και στη δημιουργία μοντέλων τα οποία λαμβάνουν υπόψη περισσότερες μεταβλητές (πολυπαραγοντικά υποδείγματα).

⁴ Κατά καιρούς έχουν δημοσιευθεί άρθρα που είτε απορρίπτουν το Υπόδειγμα της Αγοράς είτε αποφαινόμεθα υπέρ αυτού με τίτλους όπως “Is beta dead? The role of alternative estimation methods” των Clare, Priestley & Thomas (1997) και “Reports of beta’s death are premature”, (1998) των ίδιων ερευνητών.

2.5 Ο συστηματικός κίνδυνος ή συντελεστής βήτα (beta):

Ο συστηματικός κίνδυνος των μετοχών αποτελεί ένα από τα πιο διαδεδομένα κριτήρια αξιολόγησης μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίων μετοχών. Ο συστηματικός κίνδυνος επιλέγεται ως κριτήριο αντί του συνολικού κινδύνου (συνολικός κίνδυνος ⁵=συστηματικός κίνδυνος+μη συστηματικός κίνδυνος) μιας μετοχής, γιατί ο μη συστηματικός κίνδυνος διαφοροποιείται με τον σχηματισμό ενός χαρτοφυλακίου μετοχών ενώ ο συστηματικός δεν μπορεί να εξαλειφθεί.

Ο συντελεστής βήτα αποτελεί ένα μέτρο ευαισθησίας της μετοχής στις αλλαγές ενός δείκτη αναφοράς. Για παράδειγμα, μια μετοχή με συντελεστή βήτα ίσο με 1,2 θα μεταβάλλεται κατά μέσο όρο 1,2 φορές περισσότερο από το σύνολο της αγοράς.

Σημειώνουμε ότι ο συντελεστής βήτα του συνόλου της αγοράς δηλ ενός χαρτοφυλακίου που περιέχει όλες τις μετοχές της αγοράς θα είναι ίσος με την μονάδα.

Ο συντελεστής βήτα ορίζεται ως :

$$b_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{S^2(R_m)}$$

Όπου:

$Cov(R_i, R_m) = \sum_{k=1}^N r_k (R_i - E(R_i)) * (R_m - E(R_m))$: Η συνδιακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m .
και

$S^2(R_m) = \sum_{i=1}^k r_k (R_m - E(R_m))^2$: Η διακύμανση των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς m .

Ο συστηματικός κίνδυνος μιας μετοχής i αποτελεί ένα μέτρο του κινδύνου που αναλαμβάνουμε διακρατώντας την συγκεκριμένη μετοχή, καθώς όπως έχει ήδη αναφερθεί ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί με την δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου μετοχών.

⁵ Ο συνολικός κίνδυνος μετράται με την τυπική απόκλιση.

Ανάλογα με τις τιμές που μπορεί να πάρει ο συντελεστής βήτα διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις :

- Αν $\beta=0$, τότε οι κινήσεις του δείκτη δεν έχουν επίδραση στις κινήσεις της μετοχής.
- Αν $\beta=1$, τότε οι κινήσεις της μετοχής ακολουθούν τις κινήσεις του δείκτη.
- Οι μετοχές με $\beta<1$ χαρακτηρίζονται ως αμυντικές μετοχές- μετοχές χαμηλού κινδύνου και η κατοχή τους ενδείκνυται σε περιόδους ύφεσης της αγοράς (bear market).
- Οι μετοχές με $\beta>1$ χαρακτηρίζονται ως επιθετικές μετοχές- μετοχές υψηλού κινδύνου και η κατοχή τους ενδείκνυται σε περιόδους ανόδου της αγοράς (bull market). Οι μετοχές αυτές μπορούν να αποφέρουν υψηλές αποδόσεις αλλά και να οδηγήσουν σε μεγάλες απώλειες σε περιόδους υφέσεως της αγοράς.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικότερα κάποιοι από τους παράγοντες που μπορούν να επηρεάσουν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

2.6 Παράγοντες που επηρεάζουν την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου:

2.6.1 Η επιλογή του δείκτη που θα χρησιμοποιήσουμε ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου αγοράς m :

Η επιλογή του δείκτη θα επηρεάσει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών και θα πρέπει να είμαστε προσεκτικοί για το ποιόν δείκτη θα επιλέξουμε ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου αγοράς m .

Σαν δείκτης της αγοράς λαμβάνεται συνήθως υπόψη ο αντιπροσωπευτικός δείκτης του χρηματιστηρίου για το οποίο γίνεται η μελέτη.

Στην περίπτωση του X.A.A έχουμε στη διάθεσή μας:

- Τον Γενικό Δείκτη του X.A.A: Είναι δείκτης ευρείας επιλογής μετοχών και η στάθμιση των μετοχών γίνεται με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία (περιλαμβάνει 60 μετοχές).
- Δείκτης Τιμών Συνολικής Απόδοσης Γ.Δ XAA: Ο δείκτης αυτός υπολογίζει τη συνολική απόδοση του Γ.Δ της Κύριας Αγοράς του XAA λαμβάνοντας υπόψη την επανεπένδυση των μερισμάτων των μετοχών που συμμετέχουν σ' αυτόν.
- Τον δείκτη FTSE ASE-20 : Περιλαμβάνει τις πρώτες 20 μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία (δείκτης υψηλής κεφαλαιοποίησης).
- Τον δείκτη FTSE ASE-40 : Περιλαμβάνει τις επόμενες 40 μετοχές με την μεγαλύτερη χρηματιστηριακή αξία (δείκτης μεσαίας κεφαλαιοποίησης).
- Τον δείκτη FTSE ASE-80 : Περιλαμβάνει τις επόμενες 80 μετοχές στην κατάταξη με βάση την χρηματιστηριακή αξία (δείκτης μεσαίας κεφαλαιοποίησης).
- Τον δείκτη FTSE ASE-140 : Περιλαμβάνει τις μετοχές των δεικτών FTSE ASE -20, FTSE ASE- 40 και FTSE ASE- 80.

Ένας τρόπος επιλογής του πιο αντιπροσωπευτικού δείκτη (best fit index) είναι να επιλέξουμε τον δείκτη με την υψηλότερη τιμή του R^2 , δηλ. τον δείκτη αυτό που η μεταβλητικότητά του ερμηνεύει σε μεγαλύτερο ποσοστό την μεταβλητικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής (στην συγκεκριμένη περίπτωση εξαρτημένη μεταβλητή είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i ή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών).

Γενικά, ενδείκνυται η επιλογή δεικτών οι οποίοι περιλαμβάνουν όσο το δυνατόν περισσότερες μετοχές. Επίσης, είναι προτιμότερο να χρησιμοποιούμε δείκτες των οποίων οι μετοχές που τους αποτελούν σταθμίζονται με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία (value-weighted indices) αντί να χρησιμοποιούμε δείκτες οι οποίοι κατασκευάζονται δίνοντας στις μετοχές που τους αποτελούν ίση στάθμιση (equal-weighted indices).

Σε μια αντίστοιχη μελέτη ο **Damodaran (1998)** εκτίμησε τον συστηματικό κίνδυνο της μετοχής της Disney χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις από την 1^η Ιανουαρίου 1993 έως τις 31 Δεκεμβρίου 1997 επιλέγοντας εναλλακτικά διαφορετικούς δείκτες ως προσέγγιση για το χαρτοφυλάκιο αγοράς *m*. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί και επιβεβαιώνουν τον παραπάνω ισχυρισμό, ότι δηλ η εκτίμηση του συντελεστή βήτα μιας μετοχής θα διαφέρει ανάλογα με τον δείκτη που θα επιλέξουμε ως προσέγγιση για το χαρτοφυλάκιο αγοράς.

Ο Damodaran τελικά προτείνει τον δείκτη S&P 500 ως καλύτερη προσέγγιση για το χαρτοφυλάκιο αγοράς *m* όταν πρόκειται να εξετάσουμε μετοχές εταιριών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης.

Πίνακας 2.6.1.1:

Ο Συστηματικός Κίνδυνος της μετοχής της Disney όταν χρησιμοποιούνται διαφορετικοί δείκτες ως προσέγγιση του χαρτοφυλακίου αγοράς *m*.

Δείκτης	Βήτα
Dow 30	0.99
S & P 500	1.13
NYSE Composite	1.14
Wilshire 5000	1.05
MS Capital Index	1.06

2.6.2 Η επιλογή του χρονικού διαστήματος κατά το οποίο θα γίνει η εκτίμηση μπορεί να επηρεάσει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής:

Επιλέγοντας μεγάλο χρονικό διάστημα για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έχουμε το πλεονέκτημα να έχουμε στην διάθεση μας μεγάλο αριθμό παρατηρήσεων και κατά συνέπεια μεγαλύτερη πληροφόρηση και αξιοπιστία στην εκτίμηση του εν λόγω συντελεστή. Πηγαίνοντας όμως πολύ πίσω στο παρελθόν διατρέχουμε τον κίνδυνο τα χαρακτηριστικά της εταιρίας της οποίας η μετοχή μας ενδιαφέρει (όπως για παράδειγμα η μόχλευση της κ.α) να έχουν αλλάξει.

Σ' αυτό το σημείο αξίζει να αναφερθούμε και στον ισχυρισμό του Damodaran, ότι δηλαδή *“στις αναπτυσσόμενες αγορές τα χαρακτηριστικά τόσο των εταιριών όσο και της ίδιας της αγοράς μεταβάλλονται σημαντικά μέσα σε μικρές χρονικές περιόδους. Γι' αυτό και χρησιμοποιώντας χρονικό διάστημα 5 ετών για τις παλινδρομήσεις, όπως γίνεται συνήθως, μπορεί να προκύψει ένα beta που θα έχει λίγη σχέση με τον κίνδυνο της εταιρίας σήμερα”*.

Αυτό που μας ενδιαφέρει είναι όχι ο ιστορικός συστηματικός κίνδυνος αλλά ο αναμενόμενος συστηματικός κίνδυνος της υπό εξέταση μετοχής γι' αυτό και αν έχουν συμβεί σημαντικές αλλαγές στην εταιρία στο εγγύς παρελθόν θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε μικρό χρονικό διάστημα για την εκτίμηση του βήτα. Αντίθετα, αν τα χαρακτηριστικά της εταιρίας έχουν παραμείνει αμετάβλητα για μεγάλο χρονικό διάστημα τότε μπορούμε με ασφάλεια να χρησιμοποιήσουμε μεγάλο χρονικό διάστημα για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Ο **Damodaran (1998)** εκτίμησε τον συστηματικό κίνδυνο της Disney χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις από την 1^η Ιανουαρίου 1993 έως τις 31 Δεκεμβρίου 1997 επιλέγοντας εναλλακτικά διάφορα χρονικά διαστήματα εκτίμησης και κατέληξε στο συμπέρασμα, ότι η επιλογή του χρονικού διαστήματος κατά το οποίο θα γίνει η εκτίμηση μπορεί να επηρεάσει την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής. Τα αποτελέσματα της μελέτης αυτής παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί:

Πίνακας 2.6.2.1:

Ο Συστηματικός Κίνδυνος της μετοχής της Disney όταν χρησιμοποιούνται διαφορετικά χρονικά διαστήματα για την εκτίμησή του.

Χρονικό Διάστημα	Βήτα
3 έτη	1.04
5 έτη	1.13
7 έτη	1.09
10 έτη	1.18

Σ' αυτό το σημείο αξίζει να αναφερθούμε στην μελέτη των **Bartholdy & Peare (2001)** οι οποίοι ασχολήθηκαν με το θέμα της αποτελεσματικότητας των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Στη συνέχεια παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της μελέτης τους όσον αφορά στην επιλογή του κατάλληλου χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, στο κατάλληλο χρονικό διάστημα που θα πρέπει να επιλέγεται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών, καθώς επίσης και στα χαρακτηριστικά του δείκτη που θα πρέπει να επιλέγεται ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς m .

Οι μελέτη τους αφορά μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και ο συστηματικό κίνδυνος των υπό εξέταση μετοχών ⁶ υπολογίστηκε εναλλακτικά χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για χρονικό διάστημα εκτίμησης ενός έτους, εβδομαδιαίες αποδόσεις για χρονικό διάστημα εκτίμησης δύο ετών και μηνιαίες αποδόσεις για χρονικό διάστημα εκτίμησης πέντε ετών.

Αυτό επαναλήφθηκε χρησιμοποιώντας εναλλακτικά διάφορους δείκτες ως αντιπροσωπευτικούς του χαρτοφυλακίου αγοράς m με διαφορετικά χαρακτηριστικά όπως για παράδειγμα δείκτες που σταθμίζουν τις μετοχές με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία και δείκτες που υπολογίζονται δίνοντας ίση στάθμιση σε όλες τις μετοχές από τις οποίες αποτελούνται.

⁶ Το ποσοστό εμπορευσιμότητας των μετοχών του δείγματος κατά τη χρονική περίοδο που εξέτασαν είναι πάνω από 95% γι' αυτό και οι Bartholdy & Peare θεωρούν ότι το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών δεν θα έχει επίδραση στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν οι Bartholdy & Peare (2001) είναι ότι οι πιο αποτελεσματικοί εκτιμητές του συστηματικού κινδύνου των μετοχών προκύπτουν αν χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες αποδόσεις, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου γίνει για χρονικό διάστημα πέντε ετών και ο δείκτης που θα επιλεγθεί ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς m θα υπολογίζεται δίνοντας ίση στάθμιση στις μετοχές από τις οποίες αποτελείται σε αντίθεση με τις περισσότερες μελέτες οι οποίες προτείνουν την χρησιμοποίηση δεικτών των οποίων οι μετοχές οι οποίες τους αποτελούν σταθμίζονται με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία.

Επίσης, οι Bartholdy & Peare (2001) αναφέρουν ότι σύμφωνα με τα αποτελέσματα της μελέτης τους δεν φαίνεται να παίζει ιδιαίτερο ρόλο αν στον δείκτη που θα χρησιμοποιήσουμε ως αντιπροσωπευτικό του χαρτοφυλακίου αγοράς m συμπεριλαμβάνονται ή όχι τα μερίσματα.

2.6.3 Ο τρόπος υπολογισμού των αποδόσεων:

Χαρακτηριστικό παράδειγμα της σημασίας που έχει η επιλογή το τρόπου υπολογισμού των αποδόσεων στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου αποτελεί ο τρόπος υπολογισμού των μηνιαίων αποδόσεων. Πολλές φορές για τον υπολογισμό της μηνιαίας απόδοσης μιας μετοχής χρησιμοποιείται η απόδοση της μετοχής την τελευταία ημέρα του μήνα. Δεν υπάρχει όμως κάποιος σοβαρός λόγος που να αναδεικνύει την ημέρα αυτή ως την πιο αντιπροσωπευτική του μήνα και γιατί όχι την ημέρα δύο μέρες πριν το τέλος του μήνα, ή τρεις και ούτω κάθε εξής.

Οι **Gencay, Ramazan και Whitcher (2003)** χρησιμοποίησαν για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου της μετοχής της Dell διαφορετικές ημέρες του μήνα ως τις πιο αντιπροσωπευτικές για τον υπολογισμό των μηνιαίων αποδόσεων της μετοχής (θεωρώντας εναλλακτικά ως την πιο αντιπροσωπευτική ημέρα του μήνα έως και την 18^η ημέρα πριν την τελευταία ημέρα του μήνα). Το χρονικό διάστημα που επιλέχθηκε για την εκτίμηση ήταν από τις 2 Ιανουαρίου 1995 έως τις 2 Ιανουαρίου 2001 (72 μήνες) και ως δείκτης αναφοράς επιλέχθηκε ο S&P 500. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου που προέκυψαν ήταν διαφορετικές ανάλογα με την ημέρα του μήνα που επιλέχθηκε ως η πιο αντιπροσωπευτική.

Άλλος τρόπος υπολογισμού των αποδόσεων είναι με την βοήθεια των φυσικών λογαρίθμων. Μπορούμε για παράδειγμα να υπολογίσουμε την μηνιαία απόδοση μιας μετοχής με την βοήθεια των φυσικών λογαρίθμων υπολογίζοντας την ημερήσια απόδοση ως $R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$ (αντί για $R_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1}$) και προσθέτοντας τις ημερήσιες αποδόσεις για χρονικό διάστημα ενός μήνα.

2.6.4 Η επιλογή του χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (*interval effect*):

Η επίδραση που έχει η επιλογή του χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (π.χ ημερήσιες αποδόσεις, μηνιαίες κ.τ.λ) στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών ή όπως είναι ευρέως γνωστό στην αγγλική ορολογία ως “*interval effect*” αποτελεί το κύριο αντικείμενο μελέτης της παρούσας ερευνητικής εργασίας.

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου μετοχών θα διαφέρει ανάλογα με το χρονικό διάστημα που θα επιλέξουμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Για παράδειγμα, ανάλογα με το αν θα χρησιμοποιήσουμε για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα μιας μετοχής, ημερήσιες, εβδομαδιαίες, δεκαπενθήμερες, μηνιαίες αποδόσεις κ.ο.κ, η τιμή του συντελεστή που θα προκύψει για την ίδια μετοχή θα είναι διαφορετική.

Χρησιμοποιώντας μικρότερα χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (π.χ ημερήσιες ή εβδομαδιαίες αποδόσεις) το πλεονέκτημα είναι ότι έχουμε στη διάθεσή μας μεγαλύτερο αριθμό παρατηρήσεων και κατά συνέπεια μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Αντίθετα, επιλέγοντας μεγαλύτερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων οδηγούμαστε σε απώλεια πληροφόρησης καθώς θα μειωθεί σημαντικά το πλήθος των παρατηρήσεων που θα έχουμε στη διάθεσή μας.

Το μειονέκτημα όμως της επιλογής, για παράδειγμα, ημερήσιων αποδόσεων είναι ότι η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής μπορεί να οδηγήσει σε μεροληπτική εκτίμηση του βήτα (όταν η εκτίμηση του βήτα γίνεται σύμφωνα με το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS) καθώς η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής (thin trading) σε μια συγκεκριμένη χρονική περίοδο μπορεί να μειώσει την συσχέτισή της με το χαρτοφυλάκιο αγοράς.

Όταν χρησιμοποιούμε μικρά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών δεν ενσωματώνεται πλήρως η επίδραση των νέων πληροφοριών στην τιμή των μετοχών, λόγω του γνωστού φαινομένου των “καθυστερήσεων στην προσαρμογή της τιμής στις νέες πληροφορίες”⁷ το οποίο είναι ιδιαίτερα έντονο όταν μια μετοχή χαρακτηρίζεται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

⁷ Ο Fisher (1966) είναι ο πρώτος που αναφέρθηκε στο φαινόμενο αυτό.

Ένας μεγάλος αριθμός των μετοχών που είναι εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα, καθώς επίσης και από χαμηλή χρηματιστηριακή αξία, γι' αυτό και το Χ.Α.Α θεωρείται ρηχή αγορά (narrow market). Οι μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας παρουσιάζουν καθημερινά μικρό αριθμό ή και πολύ συχνά μηδενικό αριθμό συναλλαγών και κατά συνέπεια παρουσιάζουν χαμηλή ρευστότητα.

Το πρόβλημα που δημιουργεί η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μπορεί να αντιμετωπιστεί χρησιμοποιώντας μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των αποδόσεων ή χρησιμοποιώντας για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μεμονωμένων μετοχών ή χαρτοφυλακίων μετοχών τα μοντέλα που έχουν προτείνει οι **Scholes & Williams (1977)** ή ο **Dimson (1979)** ή οι **Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz & Whitcomb (1983)**.

Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγει η πλειοψηφία των μελετών είναι ότι η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής οδηγεί σε εσφαλμένη εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα η εκτίμηση θα είναι εσφαλμένα μικρότερη.

Αντιθέτως, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών υψηλής εμπορευσιμότητας, όταν χρησιμοποιούνται για παράδειγμα ημερήσιες αποδόσεις, θα παρουσιάζει εσφαλμένα μεγαλύτερη τιμή.

Επιπρόσθετα, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων παρατηρούμε αύξηση στο R^2 (συντελεστής προσδιορισμού) του Υποδείγματος της Αγοράς.

Όπως γνωρίζουμε, υψηλή τιμή του R^2 για παράδειγμα 80% σημαίνει ότι η μεταβλητικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής (στη συγκεκριμένη περίπτωση εξαρτημένη μεταβλητή είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i) εξηγείται σε ποσοστό 80% από την μεταβλητικότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής (στη συγκεκριμένη περίπτωση ανεξάρτητη μεταβλητή είναι η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m).

Την υψηλότερη αύξηση στην τιμή του R^2 , όπως είναι αναμενόμενο, παρατηρούμε στην περίπτωση όπου οι μετοχές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Στο κεφάλαιο που ακολουθεί παρουσιάζονται οι σημαντικότερες από τις μελέτες που έχουν ασχοληθεί με το θέμα αυτό, καθώς επίσης και τα συμπεράσματα αυτών.

Επίσης, παρουσιάζονται αναλυτικά τα μοντέλα που έχουν προτείνει οι **Scholes & Williams (1977)** ή ο **Dimson (1979)** ή οι **Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz & Whitcomb (1983)** με την χρήση των οποίων μπορεί να ξεπεραστεί το πρόβλημα που δημιουργεί η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3ο :

ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ:

“ Η επίδραση του χρονικού διαστήματος εκτίμησης των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου (interval effect) ”

3.1 Scholes & Williams (1977)

Σύμφωνα με τους **Scholes & Williams (1977)** όταν οι μετοχές παρουσιάζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα η εκτίμηση του συντελεστή βήτα είναι μικρότερη από την πραγματική του τιμή όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

Αντίθετα, για μετοχές που παρουσιάζουν υψηλή εμπορευσιμότητα η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι μεγαλύτερη από την πραγματική του τιμή όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις).

Οι **Scholes & Williams (1977)** για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος που παρατηρείται στην περίπτωση αυτή στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής πρότειναν το ακόλουθο μοντέλο⁸:

$$\hat{b}^{sw}_i = \frac{(\hat{b}^{-1}_i + \hat{b}_i + \hat{b}^{+1}_i)}{(1 + 2\hat{r}_m)}$$

Όπου

\hat{b}^{-1}_i (lagged beta), το βήτα προκύπτει από την εξής παλινδρόμηση:

$$\tilde{R}_{it} = a_i + b_i \tilde{R}_{mt-1} + \tilde{e}_{it},$$

όπου R_{it} : Η απόδοση της μετοχής i την χρονική περίοδο t και

R_{mt-1} : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς m την περίοδο $t-1$,
δηλ. η απόδοση του δείκτη με μια χρονική υστέρηση.

⁸ Το μοντέλο των Scholes & Williams περιλαμβάνει μια χρονική υστέρηση (lead) και μια χρονική προήγηση (lag). Οι Fowler και Rorke (1982) επέκτειναν την χρήση του μοντέλου αυτού ώστε να μπορεί να εφαρμοστεί και επιλέγοντας δύο leads και δύο lags. Για περισσότερα βλ. το σχετικό άρθρο των Fowler και Rorke (1982), “ Risk measurement when shares are subject to infrequent trading ”, Journal of Financial Economics, 12, pp.279-283.

\hat{b}_i^{+1} (lead beta), το βήτα προκύπτει από την εξής παλινδρόμηση:

$$\tilde{R}_{it} = a_i + b_i \tilde{R}_{mt+1} + \tilde{e}_{it},$$

όπου R_{it} : Η απόδοση της μετοχής i την χρονική περίοδο t και

R_{mt+1} : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς m την περίοδο $t+1$

δηλ. η απόδοση του δείκτη με μια χρονική προήγηση.

\hat{b}_i , προκύπτει από την εξής παλινδρόμηση:

$$\tilde{R}_{it} = a_i + b_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{e}_{it},$$

όπου R_{it} : Η απόδοση της μετοχής i την χρονική περίοδο t και

R_{mt} : Η απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς m την περίοδο t .

Δηλ, τα \hat{b}_i^{-1} , \hat{b}_i^{+1} και \hat{b}_i προκύπτουν από τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις.

και

$$\hat{r}_m = r_{m_t, m_{t-1}} = \frac{Cov(R_{m_t}, R_{m_{t-1}})}{S(R_{m_t}) * S(R_{m_{t-1}})} : \text{ο συντελεστής αυτοσυσχετίσης (α' τάξης) μεταξύ}$$

των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου αγοράς m .

Σύμφωνα με τους Scholes & Williams, οι τιμές των συντελεστών βήτα που προκύπτουν με μια χρονική υστέρηση του χαρτοφυλακίου αγοράς καθώς επίσης και οι τιμές των t-test αυτών θα αυξάνουν καθώς μειώνεται η συχνότητα εμπορευσιμότητας των μετοχών σε αντίθεση με τους συντελεστές βήτα που προκύπτουν με μια χρονική προήγηση (με τα αποτελέσματα αυτά συμφωνεί και ο Dimson όσον αφορά για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Ηνωμ. Βασιλ.).

3.2 Dimson (1979)

Σύμφωνα με τον **Dimson (1979)**, αν υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα μιας μετοχής i η οποία παρουσιάζει υψηλή εμπορευσιμότητα χρησιμοποιώντας μικρό χρονικό διάστημα (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων τόσο της μετοχής i όσο και του χαρτοφυλακίου αγοράς m με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων τότε η τιμή του συντελεστή θα είναι μεροληπτική και συγκεκριμένα θα παρουσιάζει υψηλότερη τιμή απ' ότι αν υπολογιζόταν χρησιμοποιώντας μεγαλύτερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (π.χ δεκαπενθήμερες ή μηνιαίες αποδόσεις).

Στην περίπτωση δηλ που μια μετοχή χαρακτηρίζεται από υψηλή εμπορευσιμότητα ο συστηματικός κίνδυνος που εμφανίζει η μετοχή αυτή θα μειώνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

Αντιθέτως, αν υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα μιας μετοχής i η οποία παρουσιάζει χαμηλή εμπορευσιμότητα (thin trading) χρησιμοποιώντας μικρό χρονικό διάστημα (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) για τον υπολογισμό των αποδόσεων τόσο της μετοχής i όσο και του χαρτοφυλακίου αγοράς m τότε η τιμή του συντελεστή θα είναι μεροληπτική και μάλιστα θα παρουσιάζει χαμηλότερη τιμή απ' ότι αν υπολογιζόταν χρησιμοποιώντας μεγαλύτερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (π.χ δεκαπενθήμερες ή μηνιαίες αποδόσεις).

Στην περίπτωση δηλ που μια μετοχή χαρακτηρίζεται από χαμηλή εμπορευσιμότητα ο συστηματικός κίνδυνος που εμφανίζει η μετοχή αυτή θα αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των αποδόσεων.

Για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος που παρατηρείται στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν οι μετοχές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα και η εκτίμηση του βήτα γίνεται χρησιμοποιώντας μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων, ο **Dimson (1979)** πρότεινε το εξής μοντέλο το οποίο μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε με όσα leads (χρονικές προηγήσεις) και lags (χρονικές υστερήσεις) της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς (R_m) θέλουμε, ανάλογα με το πόσο σημαντικό πρόβλημα χαμηλής εμπορευσιμότητας αντιμετωπίζουμε.

$$b^{Dim}_i = \sum_{k=-m}^m \hat{b}_{i+k}, \quad \text{όπου } \hat{b}_{i+k}, \text{ τα βήτα τα οποία υπολογίζονται με μια}$$

παλινδρόμηση και m ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων και των χρονικών προηγήσεων των αποδόσεων του δείκτη αγοράς που θα χρησιμοποιήσουμε.

Έστω ότι εφαρμόζουμε το μοντέλο του Dimson με δύο leads και δύο lags:

$$R_{it} = a_{it} + b_4 R_{mt2} + b_3 R_{mt1} + b_0 R_{mt} + b_2 R_{mt+1} + b_1 R_{m+2} + \varepsilon_{it}$$

τότε το $\underline{beta_{Dimson} = b_4 + b_3 + b_0 + b_2 + b_1}$

Η εκτίμηση των βήτα στο μοντέλο που προτείνει ο Dimson γίνεται στην ίδια παλινδρόμηση, ενώ αντίθετα στο μοντέλο που προτείνουν οι Scholes & Williams τα βήτα προκύπτουν από τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις.

Ο Dimson⁹ δηλ όταν έχουμε ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών ή μεμονωμένες μετοχές οι οποίες χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα (thin trading) προτείνει ένα εναλλακτικό μοντέλο παλινδρόμησης αντί της προσέγγισης σύμφωνα το Υπόδειγμα της Αγοράς, όπως αναπτύχθηκε από τον Sharpe (1964) ($\tilde{R}_{it} = a_i + b_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{\epsilon}_{it}$) και την μέθοδο OLS.

Η μελέτη του Dimson έγινε για το χρονικό διάστημα 1955-1974 και περιλάμβανε μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Ηνωμ. Βασιλείου. Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε είναι ότι το μεροληπτικό σφάλμα που παρατηρείται στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν χρησιμοποιούμε το κλασσικό Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων μειώνεται όταν χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο που πρότεινε.

Αν έχουμε ένα δείγμα μετοχών οι οποίες χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα και εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο και με τις δύο μεθόδους, OLS και Dimson, τότε αυτό που αναμένουμε είναι ότι τα βήτα που εκτιμήθηκαν σύμφωνα με το μοντέλο του Dimson θα είναι μεγαλύτερα από τα βήτα που εκτιμήθηκαν με την μέθοδο OLS.

Κατά συνέπεια, αν η εκτίμηση γίνει σύμφωνα με το μοντέλο του Dimson, στο δείγμα μας θα έχουμε περισσότερες μετοχές υψηλού κινδύνου (δηλ και το μέσο βήτα του χαρτοφυλακίου των μετοχών θα είναι υψηλότερο) απ' ότι αν χρησιμοποιούσαμε το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS για το ίδιο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

⁹ Οι Fowler και Rorke (1982) θεωρούν ότι το μοντέλο που πρότεινε ο Dimson δεν οδηγεί σε συνεπή εκτίμηση του βήτα παρά μόνο εάν ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης των αποδόσεων του δείκτη είναι ίσος με μηδέν ή η τιμή του είναι στατιστικά μη σημαντική. Για περισσότερα βλ. το σχετικό άρθρο των Fowler και Rorke (1982), “ Risk measurement when shares are subject to infrequent trading ”, Journal of Financial Economics, 12, pp.279-283.

3.3 Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz & Whitcomb (1980)

Οι Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz & Whitcomb (1980) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο OLS επηρεάζονται από το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για την εκτίμηση των περιοδικών αποδόσεων. Συγκεκριμένα, η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μεγαλώνει για τις μετοχές που εμφανίζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα όταν το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των αποδόσεων αυξάνεται (για παράδειγμα εβδομαδιαίες αντί για ημερήσιες αποδόσεις κ. ο. κ.).

Το αντίθετο θα ισχύει για μετοχές οι οποίες εμφανίζουν υψηλή εμπορευσιμότητα. Στην περίπτωση αυτή η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου θα μειώνεται καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων αυξάνεται.

Η χρησιμοποίηση δηλ μικρών χρονικών διαστημάτων οδηγεί σε εσφαλμένη υποτίμηση του συστηματικού κινδύνου όταν πρόκειται για μετοχές που εμφανίζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα (thin trading) ενώ για μετοχές που εμφανίζουν υψηλή εμπορευσιμότητα οδηγεί σε εσφαλμένη υπερεκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Το μοντέλο που πρότειναν οι Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz & Whitcomb είναι ίδιο με το μοντέλο που πρότειναν οι Scholes & Williams μόνο που περιλαμβάνει περισσότερες χρονικές προηγήσεις (leads) και χρονικές υστερήσεις (lags) του χαρτοφυλακίου αγοράς m .

$$b^{CHMSW}_i = \frac{b_i + \sum_{n=1}^N b_{i+n} + \sum_{n=1}^N b_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^N r_{m,m+n} + \sum_{n=1}^N r_{m,m-n}}$$

Όπου

τα βήτα της μετοχής i εκτιμούνται με διαφορετικές παλινδρομήσεις όπως και στο μοντέλο των Scholes & Williams και ρ_m ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη.

Το μοντέλο αυτό μπορούμε να το εφαρμόσουμε χρησιμοποιώντας όσα leads και lags (χρονικές υστερήσεις) της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς (R_m) θέλουμε, ανάλογα με το πόσο σημαντικό πρόβλημα χαμηλής εμπορευσιμότητας αντιμετωπίζουμε.

Σημείωση: Στην περίπτωση που εφαρμόζουμε το μοντέλο των CHMSW με ένα lead και ένα lag το μοντέλο που προκύπτει είναι ίδιο με αυτό που προτείνουν οι Scholes & Williams.

3.4 Hawawini (1983)

Ο Hawawini (1983) εκτίμησε τον συστηματικό κίνδυνο των μετοχών χρησιμοποιώντας ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Το χρονικό διάστημα εκτίμησης ήταν 4 έτη (Ιανουάριος 1970 έως Δεκέμβριο 1973) και ο δείκτης που επιλέχθηκε ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς ήταν ο S&P 500.

Ο Hawawini στην προσπάθειά του να διερευνήσει τα αίτια στα οποία οφείλεται η αλλαγή που παρουσιάζεται στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής καθώς το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων αλλάζει κατέληξε στο ακόλουθο μοντέλο (εξίσωση (1)).

Σύμφωνα με το μοντέλο αυτό, μπορούμε να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο (beta) μιας μετοχής i για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (return interval), αφού πρώτα υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) και εφαρμόζοντας τον ακόλουθο τύπο (1):

$$b_i(T) = b_i(t) \frac{[T + (T - 1)q_i]}{[T + (T - 1)q_m]} \quad \text{εξίσωση (1)}$$

Όπου:

$\beta_i(t)$: Ο συντελεστής βήτα της μετοχής i που εκτιμήσαμε χρησιμοποιώντας μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, για παράδειγμα χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις.

$$q_i = \frac{r_{i, m+1} + r_{i, m-1}}{r_{i, m}} \quad \text{εξίσωση (2)}$$

\mathbf{q}_i : Ο δείκτης αυτός βασίζεται στον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m καθώς επίσης και στον συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i με τις αποδόσεις του δείκτη χρησιμοποιώντας ένα lead και ένα lag για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m , όπως προκύπτουν για το ίδιο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του $\beta_i(\mathbf{t})$.

όπου :

$$r_{i,m+1} = \frac{Cov(R_i, R_{m+1})}{S(R_i) * S(R_{m+1})}$$

$$r_{i,m-1} = \frac{Cov(R_i, R_{m-1})}{S(R_i) * S(R_{m-1})}$$

$$r_{i,m} = \frac{Cov(R_i, R_m)}{S(R_i) * S(R_m)}$$

και

$$q_m = \frac{r_{m,m+1} + r_{m,m-1}}{r_{m,m}} = 2 r_{m,m-1}^{10} \quad \text{εξίσωση (3)}$$

\mathbf{q}_m : Ο δείκτης αυτός βασίζεται στον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς m (αυτοσυσχέτιση) χρησιμοποιώντας και εδώ ένα lead και ένα lag, όπως προκύπτουν για το ίδιο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του $\beta_i(\mathbf{t})$.

όπου :

$$r_{m,m-1} = \frac{Cov(R_m, R_{m-1})}{S(R_m) * S(R_{m-1})}$$

$$r_{m,m+1} = \frac{Cov(R_m, R_{m+1})}{S(R_m) * S(R_{m+1})}$$

$$r_{m,m} = 1$$

¹⁰Καθώς $\rho_{m,m+1} \approx \rho_{m,m-1}$ και $\rho_{m,m} = 1$ μπορούμε να υπολογίσουμε τον δείκτη q_m ως $q_m = 2 \rho_{m,m-1}$.

Σημείωση: Ο υπολογισμός των δεικτών q_i και q_m γίνεται χρησιμοποιώντας το ίδιο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε και για τον υπολογισμό του συντελεστή $\beta_i(t)$.

Παρατηρούμε δηλ. ότι το μοντέλο του Hawawini λαμβάνει υπόψη την αυτοσυσχέτιση (autocorrelation) μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς, καθώς επίσης και την συσχέτιση μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m (cross- correlation).

Ο Hawawini δηλ. υποστηρίζει ότι ο συστηματικός κίνδυνος για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων (T) μπορεί να εκτιμηθεί σύμφωνα με την **εξίσωση (1)** και χρησιμοποιώντας την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που έχει αρχικά υπολογιστεί χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (t) όπου $t < T$.

Παράδειγμα εφαρμογής του μοντέλου του Hawawini:

Έστω ότι θέλουμε να χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο της ίδιας μετοχής που θα προκύψει για εβδομαδιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων τότε θα πρέπει να υπολογίσουμε:

- α. Το βήτα της μετοχής i χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS ($\beta_i(t)$).
- β. Τον συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i την περίοδο t και των αποδόσεων του δείκτη m κατά την ίδια περίοδο καθώς επίσης και τον συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i την περίοδο t και των αποδόσεων του δείκτη m τόσο κατά την περίοδο $t-1$ όσο και κατά την περίοδο $t+1$ (όπως προκύπτει χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις). Δηλ. υπολογίζουμε τον δείκτη q_i .
- γ. Τον συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη m χρησιμοποιώντας μια χρονική υστέρηση (lag) και μια χρονική προήγηση (lead) (όπως

προκύπτει χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις). Δηλ. υπολογίζουμε τον δείκτη q_m .

δ. Τέλος, εφαρμόζουμε το μοντέλο του Hawawini (**εξίσωση (1)**).

Επιπλέον, χρησιμοποιώντας την πρώτη παράγωγο της **εξίσωσης (1)** σε σχέση με τον χρόνο T , δηλ.

$$\frac{db_i(T)}{d(T)} = \frac{b_i(t) * [q_i - q_m]}{[T + (T-1)q_m]^2} \quad \text{εξίσωση (4)}$$

μπορούμε να εκτιμήσουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στην τιμή του συντελεστή βήτα.

Σύμφωνα με την **εξίσωση (4)**, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα μεγαλώνει καθώς το T αυξάνεται αν ο δείκτης q_i (**εξίσωση (2)**) είναι μεγαλύτερος του δείκτη q_m (**εξίσωση (3)**).

Αντιθέτως, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα μειώνεται καθώς αυξάνεται το T αν $q_i < q_m$. Συνεπώς, όσο μεγαλύτερος (μικρότερος) είναι ο δείκτης q_i της μετοχής σε σχέση με το δείκτη q_m της αγοράς τόσο μεγαλύτερη θα είναι η αύξηση (μείωση) στην εκτίμηση του βήτα.

Ο Hawawini υποστηρίζει ότι ο δείκτης q_i μιας μετοχής θα είναι χαμηλός σε σχέση με τον δείκτη q_m όταν πρόκειται για εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης. Το αντίστροφο θα ισχύει για τις εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης οι οποίες θα εμφανίζουν υψηλό δείκτη q_i σε σχέση με το δείκτη q_m .

Σύμφωνα με τον Hawawini δύο ακραίες περιπτώσεις είναι οι ακόλουθες :

α. $q_i = q_m = 0$, όπου τότε η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου θα παρέμενε η ίδια ανεξάρτητα από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών και

β. $q_i = q_m$, αλλά διαφορετική του μηδενός όπου και πάλι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου θα παρέμενε η ίδια ανεξάρτητα από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Συνήθως, βέβαια, αυτό που συναντάμε στην πράξη είναι ότι: $q_i \neq q_m$

Η εξήγηση του Hawawini για την ευαισθησία που εμφανίζει η εκτίμηση του συντελεστή βήτα στην αλλαγή του χρονικού διαστήματος που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των αποδόσεων είναι ότι *“η ευαισθησία που εμφανίζει η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου στην αλλαγή του χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό της*

απόδοσης (*return interval*) οφείλεται στο γεγονός ότι η συνδιακύμανση (*covariance*) της απόδοσης της μετοχής με την απόδοση του χαρτοφυλακίου αγοράς καθώς επίσης και η διακύμανση (*variance*) των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου αγοράς δεν μεταβάλλονται αναλογικά καθώς αλλάζει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων ''.

Ο Hawawini θεωρεί ότι οι μετοχές εταιριών χαμηλής κεφαλαιοποίησης εμφανίζουν χαμηλή εμπορευσιμότητα σε αντίθεση με τις μετοχές εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης οι οποίες εμπορεύονται συχνότερα γι' αυτό και στο μοντέλο του προτείνει την κεφαλαιοποίηση ως προσέγγιση για τη συχνότητα εμπορευσιμότητας (*trading frequency*) μιας μετοχής.

Για τον εμπειρικό έλεγχο του μοντέλου του Hawawini ενδείκνυται η χρησιμοποίηση ενός δείγματος που θα αποτελείται από μετοχές υψηλής εμπορευσιμότητας αλλά και μετοχές χαμηλής εμπορευσιμότητας (*thinly traded securities*) όπου η κεφαλαιοποίηση θα χρησιμοποιείται ως προσέγγιση για τη συχνότητα εμπορευσιμότητας των μετοχών.

3.5 Handa, Kothari & Wasley (1989)

Στο ίδιο πνεύμα με τις προηγούμενες μελέτες κινήθηκε και η μελέτη των **Handa, Kothari & Wasley (1989)** οι οποίοι στο συμπέρασμα τους πρότειναν για συνεπή και αμερόληπτη εκτίμηση του βήτα την χρήση εβδομαδιαίων, μηνιαίων ή ακόμη και ετήσιων αποδόσεων.

Ακολουθεί πίνακας όπου παρουσιάζονται συνοπτικά τα προτεινόμενα μοντέλα και τα κυριότερα συμπεράσματα των μελετών που προαναφέρθηκαν ως μια μικρή ανακεφαλαίωση πριν προχωρήσουμε στην παρουσίαση των εμπειρικών αποτελεσμάτων μελετών, οι περισσότερες από τις οποίες βασίστηκαν στα μοντέλα αυτά.

Μελετητές/ Ημερομηνία	Αντικείμενο Μελέτης	Προτεινόμενο Μοντέλο	Συμπέρασμα
Scholes & Williams (1977)	Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) και ο ρόλος που παίζει ο βαθμός εμπορευσιμότητας της μετοχής.	Για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος στην περίπτωση αυτή, οι Scholes & Williams πρότειναν το εξής μοντέλο : $b^{SW}_i = \frac{(\hat{b}^{-1}_i + \hat{b}_i + \hat{b}^{+1}_i)}{(1 + 2\hat{r}_m)}$ Όπου: β^{-1} lagged beta , β^{+1} lead beta (η εκτίμηση των βήτα γίνεται με τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις) και ρ_m : συντελεστής αυτοσυσχέτισης (α' τάξης) για το χαρτοφυλάκιο αγοράς m.	Για μετοχές που παρουσιάζουν χαμηλή (υψηλή) εμπορευσιμότητα η εκτίμηση του βήτα είναι μικρότερη (μεγαλύτερη) από την πραγματική του τιμή όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις).
Dimson (1979)	Το μεροληπτικό σφάλμα στην εκτίμηση του βήτα όταν η μετοχή εμφανίζει χαμηλή εμπορευσιμότητα και χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (π.χ ημερήσιες αποδόσεις).	Για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος στην περίπτωση αυτή, ο Dimson (1979) πρότεινε το εξής μοντέλο το οποίο μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε με όσα leads και lags της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς (R_m) θέλουμε, ανάλογα με το πόσο σημαντικό πρόβλημα χαμηλής εμπορευσιμότητας αντιμετωπίζουμε. $b^{Dim}_i = \sum_{k=-m}^m \hat{b}_{i+k}$, όπου \hat{b}_{i+k} , τα βήτα τα οποία υπολογίζονται με μια παλινδρόμηση και m ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων και των χρονικών προηγήσεων των αποδόσεων του δείκτη αγοράς που θα χρησιμοποιήσουμε.	Στην περίπτωση που μια μετοχή χαρακτηρίζεται από υψηλή (χαμηλή) εμπορευσιμότητα ο συστηματικός κίνδυνος που εμφανίζει η μετοχή αυτή μειώνεται (αυξάνεται), καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.
Hawawini (1983)	Γιατί η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου αλλάζει όταν χρησιμοποιείται διαφορετικό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων και τι ρόλο παίζει ο βαθμός εμπορευσιμότητας της μετοχής i.	Πρόβλεψη του μεγέθους και της κατεύθυνσης της αλλαγής στην εκτίμηση του βήτα λόγω της αλλαγής στο χρονικό διάστημα που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών χρησιμοποιώντας την εκτίμηση του βήτα για μικρότερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων και σύμφωνα με το ακόλουθο μοντέλο: $\beta_i(T) = \beta_i(1) * \frac{[T + (T-1)q_i]}{[T + (T-1)q_m]}$ Όπου: $q_i = \frac{\rho_{i,m+1} + \rho_{i,m-1}}{\rho_{i,m}}$ και $q_m = \frac{\rho_{m,m+1} + \rho_{m,m-1}}{\rho_{m,m}} = 2\rho_{m,m-1}$	Η εκτίμηση του βήτα θα μεγαλώνει καθώς το T αυξάνεται αν ο δείκτης q_i είναι μεγαλύτερος του δείκτη q_m . Αντιθέτως, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα μειώνεται καθώς αυξάνεται το T αν q_i μικρότερο του q_m . Ο δείκτης q_i μιας μετοχής θα είναι χαμηλός (υψηλός) σε σχέση με τον δείκτη q_m όταν πρόκειται για εταιρίες υψηλής (χαμηλής) κεφαλαιοποίησης.

3.6 Corhay (1992)

Ο **Corhay (1992)** εξέτασε το μεροληπτικό σφάλμα που παρατηρείται στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν χρησιμοποιείται διαφορετικό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (το ευρύτερα γνωστό στην αγγλική ορολογία ως “interval effect”) όσον αφορά για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε είναι ότι, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα συγκλίνουν ασυμπτωτικά στην πραγματική τους τιμή. Επίσης, αυτό που παρατήρησε είναι ότι όσο μικρότερη η χρηματιστηριακή αξία μιας μετοχής τόσο μεγαλύτερο το μεροληπτικό σφάλμα που παρατηρείται στην εκτίμηση του βήτα όταν επιλέγεται μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων.

Η μελέτη έγινε για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 1977-Δεκέμβριος 1985 (9 έτη). Η εκτίμηση του βήτα έγινε χρησιμοποιώντας εναλλακτικά διάφορα χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των αποδόσεων και ο δείκτης που επιλέχθηκε ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς αποτελείται από τις 250 μετοχές του δείγματος σταθμισμένες ως προς την χρηματιστηριακή του αξία.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ο Corhay με την μελέτη του επιβεβαιώνει το συμπέρασμα στο οποίο είχε καταλήξει και ο Hawawini (1983) ότι δηλ. η επίδραση που έχει στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων είναι μεγαλύτερη όταν πρόκειται για εταιρίες μικρής χρηματιστηριακής αξίας.

3.7 Handa, Kothari & Wasley (1993)

Οι **Handa, Kothari & Wasley (1993)** εξέτασαν την ισχύ του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (YAKΣ) για διάφορα χρονικά διαστήματα υπολογισμού των αποδόσεων και κατέληξαν στην απόρριψη του YAKΣ όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις αλλά δεν κατάφεραν να απορρίψουν το YAKΣ όταν χρησιμοποιούνται ετήσιες αποδόσεις.

3.8 Beer (1997)

Σημαντικό, επίσης, ενδιαφέρον παρουσιάζουν τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης της **Beer (1997)** όσον αφορά στην αποτελεσματικότητα των εκτιμητών του συντελεστή βήτα στην περίπτωση μετοχών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών, το οποίο θεωρείται ρηχή αγορά.

Εναλλακτικά χρησιμοποιούνται τα μοντέλα που πρότειναν οι Scholes & Williams (1977) και ο Dimson (1979) και επιχειρείται μια σύγκριση ως προς το κατά πόσον οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου των μετοχών που προκύπτουν χρησιμοποιώντας τα μοντέλα αυτά είναι συνεπέστερες απ' ό,τι σύμφωνα με την μέθοδο OLS.

Η μελέτη έγινε για το χρονικό διάστημα Ιαν. 1974- Δεκ. 1986 (13 έτη) και το δείγμα περιλαμβάνει 181 μετοχές οι οποίες κατατάχθηκαν σε 10 χαρτοφυλάκια με βάση την κεφαλαιοποίηση. Ο δείκτης που χρησιμοποιήθηκε ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς είναι ένας δείκτης που κατασκευάστηκε χρησιμοποιώντας το σύνολο των μετοχών που ήταν εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών το 1986 (250 μετοχές) δίνοντας ίση στάθμιση σε όλες τις μετοχές.

Αυτό που αξίζει να παρατηρηθεί είναι ότι το R^2 που παρουσιάζεται στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών είναι πολύ μικρότερο σε σχέση με το αντίστοιχο άλλων Χρηματιστηρίων. Σύμφωνα με την Beer αυτό μπορεί να οφείλεται στον δείκτη που χρησιμοποιήθηκε, καθώς όταν χρησιμοποιείται ένας δείκτης που δίνει ίση στάθμιση σε όλες τις μετοχές που περιλαμβάνονται σ' αυτόν δημιουργείται ένα σφάλμα στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Αυτό συμβαίνει γιατί οι αποδόσεις των μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας εμφανίζουν χαμηλή συσχέτιση με τις αποδόσεις του δείκτη αγοράς και όταν υπάρχει μεγάλος αριθμός τέτοιων μετοχών τότε μειώνεται η συσχέτιση των αποδόσεων όλων των μετοχών με τις αποδόσεις του δείκτη. Έτσι, παρουσιάζεται εσφαλμένα μικρότερη τιμή του συστηματικού κινδύνου των μετοχών αλλά και μικρότερη τιμή του συντελεστή R^2 .

Στην περίπτωση που χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος που πρότειναν οι Scholes & Williams, τα αποτελέσματα που προέκυψαν για το Χρηματιστήριο των Βρυξελλών διαφέρουν από αυτά στα οποία κατέληξαν οι Scholes & Williams για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης.

Σύμφωνα με τους Scholes & Williams, οι τιμές των συντελεστών βήτα που προκύπτουν με μια χρονική υστέρηση του χαρτοφυλακίου αγοράς καθώς επίσης και οι τιμές των t-test αυτών θα αυξάνουν καθώς μειώνεται η συχνότητα εμπορευσιμότητας των μετοχών σε αντίθεση με τους συντελεστές βήτα που προκύπτουν με μια χρονική προήγηση (με τα αποτελέσματα αυτά συμφωνεί και ο Dimson όσον αφορά για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Ηνωμ. Βασιλ.).

Παρόλα αυτά όμως στην συγκεκριμένη περίπτωση του Χρηματιστηρίου των Βρυξελλών δεν επαληθεύεται κάτι τέτοιο ξεκάθαρα, καθώς σε κάποιες περιπτώσεις συμβαίνει το αντίθετο.

Στην περίπτωση που χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο που πρότεινε ο Dimson⁵ (1979), παρατηρείται βελτίωση των αποτελεσμάτων μόνον όταν χρησιμοποιείται μια χρονική περίοδος (υστέρησης ή προήγησης). Αυτό είναι, επίσης, παράδοξο καθώς η Χρηματιστηριακή Αγορά των Βρυξελλών παρουσιάζει μεγαλύτερο πρόβλημα χαμηλής εμπορευσιμότητας απ'ότι οι Χρηματιστηριακές Αγορές των Η.Π.Α ή του Ηνωμ. Βασιλείου.

Το τελικό συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε η Beer (1997) με την επιφύλαξη για το αν τα αποτελέσματα που προέκυψαν θα ήταν διαφορετικά αν χρησιμοποιούνταν ένας δείκτης που οι μετοχές που τον αποτελούν θα σταθμίζονταν με βάση την χρηματιστηριακή αξία είναι το εξής:

Οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα των μετοχών είναι μεροληπτικές όμως η εκτίμηση που προκύπτει χρησιμοποιώντας εναλλακτικά τα μοντέλα που πρότειναν οι Scholes & Williams ή ο Dimson παρουσιάζουν ελάχιστη βελτίωση με την μεγαλύτερη βελτίωση να παρουσιάζει το μοντέλο που πρότεινε ο Dimson.

⁵ Χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο που πρότεινε ο Dimson σε συνδυασμό με την διόρθωση που προτάθηκε από τον Vasicek (1973). Η διόρθωση η οποία προτάθηκε από τον Vasicek είναι η εξής :

$$\frac{\frac{b^*}{Var(b^*)} + \frac{b}{Var(b)}}{\frac{1}{Var(b^*)} + \frac{1}{Var(b)}}$$

όπου β: το ιστορικό βήτα της μετοχής *i* και

β*: το μέσο βήτα όλων των μετοχών του δείγματος της χρονικής περιόδου που εξετάζεται.

Κατά συνέπεια, δεν προκαλεί έκπληξη το γεγονός ότι τις περισσότερες φορές για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών χρησιμοποιείται η μέθοδος των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) καθώς είναι εύκολα κατανοητή και πιο εύκολη στη χρήση.

3.9 Brailsford & Josev (1997)

Οι **Brailsford & Josev (1997)**, εξέτασαν την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου που πρότεινε ο Hawawini (1983) για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας. Σημειώνουμε ότι η ισχύς του μοντέλου αυτού έως την χρονική περίοδο της μελέτης τους δεν είχε εξεταστεί ξανά σε άλλη αγορά εκτός των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερικής.

Η μελέτη έγινε για το χρονικό διάστημα από 1/1/1988 έως 31/12/1992 (5 έτη). Το δείγμα των μετοχών που εξετάστηκε αποτελείται από 15 μετοχές που παρουσιάζουν την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση και από 15 μετοχές που παρουσιάζουν την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση. Η κατάταξη έγινε με βάση την κεφαλαιοποίηση των μετοχών στις 31/12/1987.

Η κατάταξη αυτή βοήθησε στο να εξετάσουν το βασικό συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε ο Hawawini στην μελέτη του, ότι δηλ. η εκτίμηση του συντελεστή βήτα εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης (χαμηλής κεφαλαιοποίησης) θα μειώνεται (αυξάνεται), καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν όσον αφορά στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων και χρησιμοποιώντας εναλλακτικά ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις είναι τα εξής:

Όσον αφορά στις μετοχές εταιριών χαμηλής κεφαλαιοποίησης:

- α. Ο μέσος συστηματικός κίνδυνος του χαρτοφυλακίου των μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης αυξάνεται, καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.
- β. Στατιστικά σημαντική είναι η διαφορά που παρατηρείται στην εκτίμηση του βήτα μεταξύ: i) ημερήσιων και μηνιαίων αποδόσεων και ii) εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων.

γ. Η τιμή του συντελεστή R^2 αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων. Αυτό ισχύει και για τις μετοχές που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, όμως η μεγαλύτερη αύξηση στην τιμή του R^2 παρατηρείται στην περίπτωση των μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Όσον αφορά στις μετοχές εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης:

- α. Ο μέσος συστηματικός κίνδυνος μειώνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.
- β. Στατιστικά σημαντική όμως είναι η διαφορά που παρατηρείται στην εκτίμηση του βήτα μόνο μεταξύ ημερήσιων και μηνιαίων αποδόσεων.

Στη συνέχεια, εξέτασαν την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του Hawawini. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας το μοντέλο του **Hawawini** και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις εκτίμησαν τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για:

- α. εβδομαδιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.
- β. μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και
- γ. χρησιμοποιώντας το μοντέλο του **Hawawini** και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας εβδομαδιαίες αποδόσεις εκτίμησαν τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι:

- Στατιστικά σημαντική είναι η διαφορά στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα που προβλέφθηκε με το μοντέλο που πρότεινε ο Hawawini σε σχέση με την εκτίμηση του βήτα σύμφωνα με την μέθοδο OLS μόνο όταν χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιες αποδόσεις για να προβλεφθεί το βήτα που θα προκύψει για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.
- Μη στατιστικά σημαντική ήταν η διαφορά στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα που προβλέφθηκε με το μοντέλο που πρότεινε ο Hawawini σε σχέση με την εκτίμηση του βήτα σύμφωνα με την μέθοδο OLS όταν χρησιμοποιήθηκαν: (i) ημερήσιες αποδόσεις για να προβλεφθεί το βήτα που

θα προκύψει για εβδομαδιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών και (ii) εβδομαδιαίες αποδόσεις για να προβλεφθεί το βήτα που θα προκύψει για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Αυτό που διαπιστώθηκε δηλ. είναι ότι η προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου είναι ισχυρότερη βραχυπρόθεσμα απ' ότι μακροπρόθεσμα.

- Επίσης, διαπιστώθηκε ότι το μοντέλο του Hawawini προβλέπει καλύτερα το συντελεστή βήτα όταν πρόκειται για εταιρίες ή χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης απ' ότι όταν πρόκειται για εταιρίες ή χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Παρόλα αυτά οι Brailsford & Josev διαπίστωσαν μια αντίθεση ως προς τον ισχυρισμό του Hawawini ότι αν $q_i - q_m > 0$ ($q_i - q_m < 0$) τότε η εκτίμηση του βήτα θα μεγαλώνει (μειώνεται) καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Συγκεκριμένα, στο δείγμα που εξέτασαν στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται ημερήσιες και εβδομαδιαίες αποδόσεις αυτό ισχύει καθώς:

- i. Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης $q_i - q_m > 0$ και έτσι προβλέπεται μια αύξηση στην εκτίμηση του βήτα καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.
- ii. Για χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης $q_i - q_m < 0$ και έτσι προβλέπεται μείωση στην εκτίμηση του βήτα καθώς αυξάνει το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Στην περίπτωση όμως που χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις παρουσιάζεται μια αντίφαση σε σχέση με τον ισχυρισμό του Hawawini, καθώς το μοντέλο προβλέπει μείωση του συστηματικού κινδύνου για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης και αύξηση του συστηματικού κινδύνου για το χαρτοφυλάκιο των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Το γενικό συμπέρασμα όμως στο οποίο κατέληξαν οι Brailsford & Josev όσον αφορά στην περίπτωση μετοχών εισηγμένων στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας καταδεικνύει ισχυρή προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου που πρότεινε ο Hawawini (1983).

3.10 Daves, Ehrhardt & Kunkel (2000)

Εξαιρετικό ενδιαφέρον παρουσιάζουν τα αποτελέσματα της μελέτης των **Daves, Ehrhardt & Kunkel (2000)** όσον αφορά στην επιλογή του κατάλληλου χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών καθώς επίσης και στο κατάλληλο χρονικό διάστημα που θα πρέπει να επιλέγεται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών.

Η μελέτη τους έγινε για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το χρονικό διάστημα 1982-1989. Χρησιμοποιώντας εναλλακτικά 4 διαφορετικά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (ημερήσια- εβδομαδιαία- δεκαπενθήμερα- μηνιαία) και 8 διαφορετικά χρονικά διαστήματα εκτίμησης (από 1 έως 8 έτη) εκτίμησαν τον συστηματικό κίνδυνο των μετοχών. Συγκεκριμένα, εκτίμησαν το συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για 1 έτος, 2 έτη...8 έτη. Το ίδιο επαναλήφθηκε χρησιμοποιώντας εβδομαδιαίες, δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις.

Οι Daves, Ehrhardt & Kunkel, θέλοντας να βρουν το κατάλληλο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών καθώς επίσης και το κατάλληλο χρονικό διάστημα που θα πρέπει να επιλεγεί για την εκτίμηση του βήτα χρησιμοποίησαν ως κριτήριο για την επιλογή αυτή την τυπική απόκλιση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα (standard error of β) θεωρώντας βέβαια επιθυμητές τις μικρότερες τιμές. Μια μικρή τιμή της τυπικής απόκλισης της εκτίμησης του συντελεστή βήτα (standard error of beta estimate) σημαίνει μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξαν είναι:

α. Για κάθε χρονικό διάστημα εκτίμησης που επιλέχθηκε (από 1 έως 8 έτη), η χρησιμοποίηση ημερήσιων αποδόσεων παρουσιάζει την μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Παρουσιάζεται δηλ. μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του βήτα όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις.

β. Για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (ημερήσιες- εβδομαδιαίες- δεκαπενθήμερες- μηνιαίες) που επιλέχθηκε, η μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση του βήτα παρατηρείται όταν το χρονικό διάστημα εκτίμησης που επιλέγεται είναι τα 8 έτη.

γ. Όσον αφορά όμως στην περίπτωση όπου επιλέγεται η χρησιμοποίηση ημερήσιων αποδόσεων για την εκτίμηση του βήτα, η μέγιστη μείωση στην τυπική απόκλιση στην εκτίμηση του βήτα παρατηρείται στο χρονικό διάστημα από 1 έως 3 έτη. Συγκεκριμένα, 91% της μείωσης παρατηρείται κατά το χρονικό αυτό διάστημα (δηλ. από 1 έως 3 έτη).

Κατά συνέπεια, οι Daves, Ehrhardt & Kunkel, θεωρούν ότι μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του βήτα έχουμε όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις και το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι τα 3 έτη.

3.11 Odabasi Attila (2003)

Ο Attila Odabasi (2003) εξέτασε την επίδραση που έχει το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου για μετοχές εταιριών εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης (ISE). Το δείγμα που εξετάστηκε αποτελείται από 100 μετοχές και ο δείκτης που χρησιμοποιήθηκε ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς m είναι ο ISE100, ο οποίος είναι ένας δείκτης που υπολογίζεται σταθμίζοντας τις μετοχές από τις οποίες αποτελείται με βάση τη χρηματιστηριακή τους αξία.

Επιπλέον, εξέτασε την επίδραση του χρονικού διαστήματος που επιλέγεται για την εκτίμηση (συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση του βήτα χρονικό διάστημα 3 μηνών – 6 μηνών – 1 χρόνου – 2 χρόνων και 4 χρόνων). Ο Odabasi αναφέρεται σε αυτό το σημείο στον ισχυρισμό του Damodaran, ότι δηλαδή “στις αναπτυσσόμενες αγορές τα χαρακτηριστικά τόσο των εταιριών όσο και της ίδιας της αγοράς μεταβάλλονται σημαντικά μέσα σε μικρές χρονικές περιόδους. Γι’ αυτό και χρησιμοποιώντας χρονικό διάστημα 5 ετών για τις παλινδρομήσεις, όπως γίνεται συνήθως, μπορεί να προκύψει ένα beta που θα έχει λίγη σχέση με τον κίνδυνο της εταιρίας σήμερα”. Γι’ αυτό και το χρονικό διάστημα που επέλεξε για την εκτίμηση του βήτα κυμαίνεται από 1 τρίμηνο έως 4 έτη.

Ο συστηματικός κίνδυνος υπολογίστηκε χρησιμοποιώντας εναλλακτικά εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις και αυτό που παρατηρήθηκε είναι, ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα (μέση τιμή των βήτα όλων των μετοχών) αυξήθηκε, καθώς αυξήθηκε το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Επίσης, η διαφορά που παρατηρήθηκε μεταξύ των δύο εκτιμήσεων είναι στατιστικά σημαντική.

Αυτό είναι αναμενόμενο, καθώς όταν χρησιμοποιούμε μικρά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των αποδόσεων δεν ενσωματώνεται πλήρως η επίδραση νέων πληροφοριών στην τιμή των μετοχών, λόγω “καθυστερήσεων στην προσαρμογή της τιμής στις νέες πληροφορίες”. Παρόλα αυτά, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, η επίδραση του φαινομένου αυτού μειώνεται και κατά συνέπεια παρατηρείται μικρότερο σφάλμα στην εκτίμηση του βήτα.

Αυτό που προκύπτει δηλαδή από την έρευνα του Odabasi είναι ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών στην περίπτωση του χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης εξαρτάται από το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων. Επιπλέον, αυτό που παρατηρήθηκε είναι αύξηση του R^2 όταν χρησιμοποιούμε μηνιαίες αντί για εβδομαδιαίες αποδόσεις.

Μια ακόμη παρατήρηση όσον αφορά στα αποτελέσματα που προέκυψαν είναι η αύξηση της τιμής του τυπικού σφάλματος που παρατηρήθηκε στην εκτίμηση του βήτα (std error of beta estimate), όταν χρησιμοποιήθηκαν μηνιαίες αντί εβδομαδιαίων αποδόσεων. Κάτι τέτοιο βέβαια είναι αναμενόμενο, καθώς ο αριθμός των παρατηρήσεων που έχουμε στη διάθεση μας μειώνεται, καθώς αυξάνεται το διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4ο:

ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΚΑΙ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.1 Δεδομένα

Στα πλαίσια της παρούσας μελέτης το δείγμα αποτελείται από μετοχές εταιριών εισηγμένων στην Κύρια Αγορά του Χ.Α.Α κατά το χρονικό διάστημα από 3/1/2000 έως 31/12/2004 (4 έτη). Το τελικό δείγμα δεν θα περιλαμβάνει μετοχές εταιριών για τις οποίες υπήρξε αναστολή της διαπραγμάτευσής τους για κάποιο χρονικό διάστημα. Κατά το χρονικό αυτό διάστημα εισηγμένες ήταν 187 εταιρίες οι οποίες ανήκουν σε 43 διαφορετικούς κλάδους.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά οι κλάδοι οι οποίοι εξετάστηκαν (στις παρενθέσεις εμφανίζεται ο αριθμός των μετοχών που εξετάστηκαν από κάθε κλάδο):

Ιχθυοτροφεία (2)

Γεωργία (1)

Βασικά Μέταλλα (9)

Ποτοποιία (1)

Δωλιστήρια (1)

Βιομηχανία Επίπλων (2)

Ηλεκτρονικός Εξοπλισμός (1)

Καλώδια (2)

Μεταλλικά Προϊόντα (4)

Μη μεταλλικά ορυκτά – Τσιμέντα (5)

Ελαστικά- Πλαστικά (1)

Χημικά (2)

Εκδόσεις – Εκτυπώσεις (5)

Προϊόντα Χάρτου (1)

Προϊόντα ξύλου και φελλού (3)

Είδη ενδυμασίας (2)

Κλωστοϋφαντουργία (13)

Παραγωγή και εμπορία προϊόντων καπνού (1)
Τρόφιμα (9)
Μηχανήματα και είδη εξοπλισμού (1)
Ύδρευση (1)
Είδη – Λύσεις Πληροφορικής (2)
Λιανικό Εμπόριο (5)
Υπηρεσίες κινητής τηλεφωνίας (1)
Εμπόριο- συντήρηση και επισκευή οχημάτων (1)
Χονδρικό εμπόριο (21)
Ξενοδοχεία και λοιπά καταλύματα (3)
Εστιατόρια (2)
Επιβατηγός ναυτιλία (4)
Βοηθητικές προς τις μεταφορές δραστηριότητες (1)
Τηλεπικοινωνίες (4)
Εταιρίες επενδύσεων (7)
Εταιρίες χρηματοοικονομικών μισθώσεων (1)
Τράπεζες (11)
Ασφάλειες (5)
Ενοικιάσεις μεταφορικών μέσων (1)
Πληροφορική (5)
Εταιρίες συμμετοχών και παροχής συμβουλών (23)
Διαχείρισης ακίνητης περιουσίας (3)
Υγεία (2)
Τηλεόραση- Ψυχαγωγία (2)
Τυχερά παιχνίδια (1)
Κατασκευές (17)

Χρησιμοποιώντας ως κριτήριο την Χρηματιστηριακή Αξία των υπό εξέταση μετοχών στις 29/12/2000 θα κατατάξουμε τις μετοχές με κριτήριο την κεφαλαιοποίηση τους. Αυτό θα μας βοηθήσει ιδιαίτερα στην εξαγωγή συμπερασμάτων για το πώς μεταβάλλεται η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών τόσο για τις μετοχές εταιριών υψηλής χρηματιστηριακής αξίας όσο και για τις μετοχές εταιριών χαμηλής χρηματιστηριακής αξίας καθώς επίσης και αν το

μέγεθος της επίδρασης που έχει η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων σχετίζεται με τον βαθμό κεφαλαιοποίησης των μετοχών.

Συγκεκριμένα, θα σχηματίσουμε δύο ακραία χαρτοφυλάκια, ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, το οποίο θα περιλαμβάνει τις 30 μετοχές υψηλότερης κεφαλαιοποίησης και ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, το οποίο θα περιλαμβάνει τις 30 μετοχές που εμφανίζουν την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση, σύμφωνα με την κατάταξη που προέκυψε με βάση την κεφαλαιοποίηση στις 29/12/2000.

Στους πίνακες που ακολουθούν παρουσιάζονται αναλυτικά οι μετοχές που συνιστούν τόσο το χαρτοφυλάκιο των μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο και το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης καθώς επίσης και η κεφαλαιοποίηση που παρουσιάζουν οι μετοχές αυτές στις 29/12/2000.

Πίνακας 4.1.1:

Οι 30 μετοχές υψηλότερης κεφαλαιοποίησης όπως αυτές προέκυψαν με βάση την κεφαλαιοποίηση στις 29/12/2000

Κατάταξη (φθίνουσα σειρά)	Μετοχές	Χρηματιστηριακή Αξία στις 29/12/2000
1	ΟΤΕ	8039664474,05
2	Εθνική Τράπεζα	6452395987,08
3	EFG Eurobank	6015934906,30
4	Alpha Bank	4959113089,20
5	Εμπορική Bank	4341805348,28
6	Coca- Cola	4080166595,04
7	Cosmote	2841300000,00
8	Τράπεζα Πειραιώς	2778157384,08
9	Ελληνικά Πετρέλαια	2716155000,00
10	Τράπεζα Κύπρου	2679999686,80
11	Intracom	2607988897,80
12	Βιογάλλο	2264313816,80
13	Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	1088085000,00
14	Αλουμίνιο της Ελλάδος	984174404,40
15	Attica Group	860474596,80
16	ΕΥΔΑΠ	838155000,00
17	Μαΐλλης	813432472,40
18	Εθνική Ακινήτων	800647200,00
19	Τιτάν	793607962,20
20	Γερμανός	784470000,00
21	ΚΑΕ	774322500,00
22	Hyatt	748440000,00
23	Ιατρικό Κέντρο	659392800,00
24	Ελληνικά Χρηματιστήρια	596925000,00
25	Ηρακλής	586200010,77
26	Εγνατία Τράπεζα	564763217,07
27	Ελβάλ	560754883,80
28	Τράπεζα της Ελλάδος	530452068,66
29	Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	504000000,00
30	Φοίνιξ Metrolife	503691939,72

Πίνακας 4.1.2:

Οι 30 μετοχές χαμηλότερης κεφαλαιοποίησης όπως αυτές προέκυψαν με βάση την κεφαλαιοποίηση στις 29/12/2000

Κατάταξη (αύξουσα σειρά)	Μετοχές	Χρηματιστηριακή Αξία στις 29/12/2000
1	Τρία Άλφα	9497300,00
2	Ξυλεμπορία	9847765,20
3	Εμπορικός Δεσμός	11545171,92
4	Έτμα	11891697,21
5	Κυλινδρομ. Σαραντόπουλος	13320905,00
6	Λανακαμ	13405687,50
7	Φιντεξπορτ	15490627,20
8	Κατσέλης	17190003,82
9	Λεβεντέρης	17629159,72
10	Αφοί Μεσοχωρίτη	17930000,00
11	Μινέρβα	19034000,00
12	Ιπποτούρ	19230400,00
13	Έργας	22690242,40
14	Elephant	22799700,00
15	Multirama	23254357,20
16	Ελφίκο	23931120,74
17	Βιοσώλ	24019518,72
18	Βις	25382448,00
19	Cyclon Hellas	25998219,00
20	Τζιρακιάν	26416000,00
21	Αλυσίδα	26508720,00
22	Μαξίμ Περτσινίδης	27327300,00
23	Τασόγλου- Delongi	29127600,00
24	Λαν-Νετ Επικοινωνίες	29565900,00
25	Παρνασσός	31325696,85
26	Fieratex	34336878,75
27	Αλλατίνη	36032713,92
28	Μπενρουμπή	37373904,00
29	Κεράνης Συμμετοχών	37521762,82
30	Interinvest	37558500,00

Η μέση κεφαλαιοποίηση του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης είναι: **209.229.947,71** ευρώ, ενώ η μέση κεφαλαιοποίηση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης είναι: **23.239.443,33** ευρώ. Η διαφορά των δύο αυτών μεγεθών είναι στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων μεταξύ των δύο σειρών (test of mean equality between series) απορρίπτεται στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,0000, t-test= 5,49).

Επίσης, στον **Πίνακα 4.1.3** που ακολουθεί παρουσιάζεται το μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (ημερήσιες αποδόσεις- δεκαπενθήμερες αποδόσεις- μηνιαίες αποδόσεις) τόσο για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο και για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Όταν μια μετοχή παρουσιάζει μηδενική απόδοση αυτό οφείλεται είτε σε μηδενική μεταβολή της τιμής της μετοχής λόγω έλλειψης νέας πληροφόρησης είτε σε μηδενική εμπορευσιμότητα (zero trading) οπότε ένα υψηλό ποσοστό μηδενικών αποδόσεων αποτελεί χαρακτηριστικό των μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας¹¹.

Αυτό που παρατηρούμε είναι ότι το χαρτοφυλάκιο των μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζει υψηλότερο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων σε σχέση με το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και ότι, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών το μέσο ποσοστό των μηδενικών αποδόσεων που παρουσιάζουν και τα δύο χαρτοφυλάκια μειώνεται.

Η χαμηλή χρηματιστηριακή αξία καθώς επίσης και το υψηλό ποσοστό μηδενικών αποδόσεων αποτελούν χαρακτηριστικά των μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας οπότε καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι μετοχές που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης αποτελούν μια καλή προσέγγιση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής εμπορευσιμότητας.

¹¹ Αντίστοιχη προσέγγιση έχει ακολουθηθεί από τους Brailsford & Josev (1997), “ The impact of the return interval on the estimation of systematic risk ”, Pacific- Basin Finance Journal, Vol 5,pp. 357-376

Πίνακας 4.1.3: Το μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων (zero returns) για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (ημερήσιες αποδόσεις- δεκαπενθήμερες αποδόσεις- μηνιαίες αποδόσεις).

	<i>Ημερήσιες Αποδόσεις</i>	<i>Δεκαπενθήμερες Αποδόσεις</i>	<i>Μηνιαίες Αποδόσεις</i>
<i>Χαρτοφυλάκιο Μετοχών Χαμηλής Κεφαλαιοποίησης</i>			
<i>Μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων</i>	18,2%	4,2%	2,4%
<i>Τυπική απόκλιση</i>	7,3	2,9	2,3
<i>Χαρτοφυλάκιο Μετοχών Υψηλής Κεφαλαιοποίησης</i>			
<i>Μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων</i>	7,7%	2,1%	1,0%
<i>Τυπική απόκλιση</i>	3,3	1,6	1,4
<i>Δείκτης αγοράς</i>			
<i>Μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων</i>	0,0%	0,0%	0,0%

Η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης και του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική (t-test=7,24). Το αντίστοιχο ισχύει και όταν χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερες αποδόσεις (t-test=3,49) και μηνιαίες αποδόσεις (t-test=2,85). Δηλ. στατιστικά σημαντική είναι η διαφορά μεταξύ των μέσων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης και του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και για τα τρία χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών¹².

¹² Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων μεταξύ των δύο σειρών (μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και μέσο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης) απορρίπτεται στα επίπεδα σημαντικότητα 5% και 1%. Οι τιμές του p-value είναι 0,0000, 0,0009 και 0,0061 όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες, δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις αντίστοιχα.

4.2 Μεθοδολογία και Υποθέσεις προς έλεγχο

Για κάθε μία από τις μετοχές του δείγματος θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο με το γνωστό Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS:

$$\tilde{R}_i = a_i + b_i \tilde{R}_m + \tilde{e}_i,$$

Όπου

$R_i - \ln(R_i + D_i) - \ln P_{t-1}$: Η απόδοση της μετοχής i κατά την διάρκεια της χρονικής περιόδου $(t-1, t)$.

P_t : Η τιμή της μετοχής την περίοδο t .

P_{t-1} : Η τιμή της μετοχής την περίοδο $t-1$.

D_t : Το μέρισμα που διανεμήθηκε την περίοδο t .

a_i : Η απόδοση της μετοχής i όταν η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς είναι μηδενική. Για παράδειγμα, αν το άλφα είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό η μετοχή περιέχει ένα σημαντικό παράγοντα ανατίμησης, ενώ αντίθετα αν το άλφα είναι αρνητικό και στατιστικά σημαντικό η μετοχή περιέχει ένα σημαντικό παράγοντα υποτίμησης.

β_i : Ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής i ή συντελεστής βήτα: Είναι η απόδοση που οφείλεται στην αγορά.

$R_m = \ln P_t - \ln P_{t-1}$: Η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς κατά την χρονική περίοδο $(t-1, t)$.

P_t : Η τιμή του δείκτη την περίοδο t .

P_{t-1} : Η τιμή του δείκτη την περίοδο $t-1$.

και

e_{it} : Ο διαταρακτικός όρος.

Όπως έχει ήδη αναφερθεί στο **Κεφάλαιο 2**, ο διαταρακτικός όρος e_{it} θα πρέπει να πληροί κάποιες υποθέσεις για να είναι ο OLS εκτιμητής του συντελεστή βήτα αμερόληπτος και συνεπής.

Για την αντιμετώπιση τυχών προβλημάτων ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος Newey- West (οι τιμές των συντελεστών παραμένουν οι ίδιες αλλά αλλάζουν τα std error).

Επίσης, πρέπει να σημειώσουμε ότι οι τιμές του Durbin Watson statistic είναι κοντά στο 2 (ισχύει για όλες τις παλινδρομήσεις που έγιναν) και αυτό δείχνει ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης μεταξύ των καταλοίπων (e_{it}). Αν η τιμή του Durbin Watson stat είναι κοντά στο μηδέν ή στο τέσσερα τότε θα πρέπει να επαναπροσδιοριστεί το μοντέλο.

Δείκτης Χαρτοφυλακίου Αγοράς m:

Στα πλαίσια της παρούσας μελέτης ο δείκτης που επιλέχθηκε ως αντιπροσωπευτικός του χαρτοφυλακίου αγοράς m είναι ο Γ.Δ της Κύριας Αγοράς του ΧΑΑ λαμβάνοντας υπόψη την επανεπένδυση των μερισμάτων των μετοχών που συμμετέχουν σ' αυτόν και είναι προσαρμοσμένος για διασπάσεις μετοχών και μερισμάτων.

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου θα γίνει για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 2001-Δεκέμβριος 2004 (4 έτη). Η απόφαση να μην επιλέξουμε μεγαλύτερο χρονικό διάστημα για την εκτίμηση του βήτα βασίστηκε στον ισχυρισμό του Damodaran, ότι δηλαδή “στις αναπτυσσόμενες αγορές τα χαρακτηριστικά τόσο των εταιριών όσο και της ίδιας της αγοράς μεταβάλλονται σημαντικά μέσα σε μικρές χρονικές περιόδους. Γι' αυτό και χρησιμοποιώντας χρονικό διάστημα 5 ετών για τις παλινδρομήσεις, όπως γίνεται συνήθως, μπορεί να προκύψει ένα beta που θα έχει λίγη σχέση με τον κίνδυνο της εταιρία σήμερα”.

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου θα γίνει χρησιμοποιώντας:

α. Ημερήσιες αποδόσεις

β. Δεκαπενθήμερες αποδόσεις: Με την βοήθεια των φυσικών λογαρίθμων και υπολογίζοντας και προσθέτοντας την ημερήσια απόδοση κάθε μετοχής για χρονική περίοδο δύο εβδομάδων προέκυψε η δεκαπενθήμερη απόδοση κάθε μετοχής.

γ. Μηνιαίες αποδόσεις: Με την βοήθεια των φυσικών λογαρίθμων και υπολογίζοντας και προσθέτοντας την ημερήσια απόδοση κάθε μετοχής για χρονική περίοδο ενός μήνα προέκυψε η μηνιαία απόδοση κάθε μετοχής.

Οι τιμές των μετοχών που χρησιμοποιήθηκαν για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών είναι προσαρμοσμένες για διασπάσεις μετοχών (stock splits) και μερισμάτων (stock dividends). Επίσης, για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών λήφθηκαν υπόψη και τα διανεμηθέντα μερίσματα.

Όπως ήδη έχουμε αναφέρει, θα σχηματίσουμε δύο ακραία χαρτοφυλάκια, ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, το οποίο θα περιλαμβάνει τις 30 μετοχές υψηλότερης κεφαλαιοποίησης και ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, το οποίο θα περιλαμβάνει τις 30 μετοχές που εμφανίζουν την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση, σύμφωνα με την κατάταξη που προέκυψε με βάση την κεφαλαιοποίηση στις 29/12/2000.

Κατά συνέπεια, αφού πρώτα υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα κάθε μετοχής θα υπολογίσουμε το μέσο βήτα των δύο χαρτοφυλακίων. Δηλ. για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης θα υπολογίσουμε το μέσο βήτα των 30 μετοχών που συνιστούν το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο. Αντίστοιχα, για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης θα υπολογίσουμε το μέσο βήτα των 30 μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Στη συνέχεια θα εξετάσουμε την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του **Hawawini (1983)**¹³. Συγκεκριμένα:

α. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για δεκαπενθήμερο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

β. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και

¹³ Αντίστοιχη μελέτη έχει γίνει για μετοχές εταιριών εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας. Για περισσότερα βλ. Brailsford J. Timothy and Josev Thomas (1997) “ The impact of the return interval on the estimation of systematic risk ”, Pacific-Basin Finance Journal, Volume 5. pp. 357-376 .

γ. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Επίσης, θα ελέγξουμε την ισχύ του βασικού συμπεράσματος στο οποίο κατέληξε ο Hawawini ότι δηλ. “ *Οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου εταιριών υψηλής (χαμηλής) κεφαλαιοποίησης θα τείνουν να μειώνονται (αυξάνονται) καθώς το διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών αυξάνεται* ”.

Για το μοντέλο του Hawawini έχει γίνει εκτενής αναφορά στο **Κεφάλαιο 3** όπου γίνεται μια επισκόπηση προηγούμενων μελετών αλλά στο σημείο αυτό θα γίνει και πάλι μια σύντομη αναφορά στο μοντέλο.¹⁴

Σύμφωνα με το μοντέλο του **Hawawini (1983)**, μπορούμε να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο (beta) μιας μετοχής i για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (return interval) της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m , αφού πρώτα υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) και εφαρμόζοντας τον ακόλουθο τύπο **(1)**:

$$b_i(T) = b_i(t) \frac{[T + (T - 1)q_i]}{[T + (T - 1)q_m]} \quad \text{εξίσωση (1)}$$

Όπου:

$\beta_i(t)$: Ο συντελεστής βήτα της μετοχής i που εκτιμήσαμε χρησιμοποιώντας ένα μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς, για παράδειγμα χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις.

$$q_i = \frac{r_{i, m+1} + r_{i, m-1}}{r_{i, m}} \quad \text{εξίσωση (2)}$$

¹⁴ Για περισσότερα όσον αφορά στο μοντέλο του Hawawini βλ. το σχετικό άρθρο του Gabriel Hawawini (1983) “ Why beta shifts as the return interval changes”, Financial Analysts Journal, Volume 39, pp. 73-77.

q_i : Ο δείκτης αυτός βασίζεται στον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i και του χαρτοφυλακίου της αγοράς m καθώς επίσης και στον συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων της μετοχής i με τις αποδόσεις του δείκτη χρησιμοποιώντας ένα lead και ένα lag για την απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m , όπως προκύπτουν για το ίδιο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του $\beta_i(t)$

και

$$q_m = \frac{r_{m, m+1} + r_{m, m-1}}{r_{m, m}} = 2 r_{m, m-1} \quad \text{εξίσωση (3)}$$

q_m : Ο δείκτης αυτός βασίζεται στον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς m (αυτοσυσχέτιση) χρησιμοποιώντας και εδώ ένα lead και ένα lag, όπως προκύπτουν για το ίδιο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του $\beta_i(t)$.

Σημείωση: Ο υπολογισμός των δεικτών q_i και q_m γίνεται χρησιμοποιώντας το ίδιο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων που χρησιμοποιήθηκε και για τον υπολογισμό του συντελεστή $\beta_i(t)$.

Στο δεύτερο μέρος της ερευνητικής εργασίας θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο με τα εναλλακτικά μοντέλα που πρότειναν οι **Scholes & Williams (1977)** και ο **Dimson (1979)** για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος που προκαλεί στην εκτίμηση του βήτα η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις.

Επίσης, για τα μοντέλα αυτά έχει γίνει εκτενής αναφορά στο **Κεφάλαιο 3** αλλά και πάλι θα γίνει μια σύντομη παρουσίαση των μοντέλων¹⁵.

¹⁵ Για περισσότερα όσον αφορά στο μοντέλο των Scholes & Williams (1977) βλ. το σχετικό άρθρο αυτών “ Estimating betas from nonsynchronous data”, Journal of Financial Economics, Vol 5, pp. 309-327. Επίσης, για περισσότερα όσον αφορά στο μοντέλο του Dimson (1979) βλ. το σχετικό άρθρο “ Risk measurement when shares are subject to infrequent trading ”, Journal of Financial Economics, Volume 7, pp. 197- 226.

Το μοντέλο των Scholes & Williams (1977):

Οι **Scholes & Williams (1977)** για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος που παρατηρείται στην περίπτωση που η μετοχή χαρακτηρίζεται από χαμηλή εμπορευσιμότητα και χρησιμοποιούμε μικρό χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μιας μετοχής πρότειναν το ακόλουθο μοντέλο:

$$b^{SW}_i = \frac{(\hat{b}^{-1}_i + \hat{b}_i + \hat{b}^{+1}_i)}{(1 + 2\hat{r}_m)},$$

Όπου τα \hat{b}^{-1}_i , \hat{b}^{+1}_i και \hat{b}_i προκύπτουν από τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις.
και

$\hat{r}_m = r_{m, m-1} = \frac{Cov(R_m, R_{m-1})}{S(R_m) * S(R_{m-1})}$: ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης (α' τάξης) μεταξύ των αποδόσεων του χαρτοφυλάκιο αγοράς m .

Το μοντέλο του Dimson (1979):

Αντίστοιχα, για την περίπτωση αυτή, ο **Dimson (1979)** πρότεινε το εξής μοντέλο το οποίο μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε με όσα leads και lags (χρονικές υστερήσεις) της απόδοσης του χαρτοφυλακίου της αγοράς (R_m) θέλουμε, ανάλογα με το πόσο σημαντικό πρόβλημα χαμηλής εμπορευσιμότητας αντιμετωπίζουμε.

$$b^{Dim}_i = \sum_{k=-m}^m \hat{b}_{i+k}, \quad \text{όπου } \hat{b}_{i+k} \text{ τα βήτα, τα οποία υπολογίζονται με μια}$$

παλινδρόμηση και m ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων και των χρονικών προηγήσεων των αποδόσεων του δείκτη αγοράς που χρησιμοποιούμε.

Η εκτίμηση δηλ. των beta στο μοντέλο που προτείνει ο Dimson γίνεται στην ίδια παλινδρόμηση ενώ αντίθετα στο μοντέλο που προτείνουν οι Scholes & Williams τα beta προκύπτουν από τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις.

Συγκεκριμένα, θα εφαρμόσουμε το μοντέλο του **Dimson**:

α. $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} R_{mt} + \beta_{2it} R_{mt-1} + e_{it}$, χρησιμοποιώντας δηλ. μια χρονική υστέρηση του χαρτοφυλακίου αγοράς m (1 lag).

β. $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} R_{mt} + \beta_{2it} R_{mt-1} + \beta_{3it} R_{mt+1} + e_{it}$, χρησιμοποιώντας δηλ. μια χρονική υστέρηση και μια χρονική προήγηση του χαρτοφυλακίου αγοράς m (1 lag & 1 lead) και

γ. $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} R_{mt} + \beta_{2it} R_{mt-1} + \beta_{3it} R_{mt-2} + \beta_{4it} R_{mt-3} + \beta_{5it} R_{mt+1} + \beta_{6it} R_{mt+2} + e_{it}$, χρησιμοποιώντας δηλ. τρεις χρονικές υστερήσεις και δύο χρονικές προηγήσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς m (3 lags & 2 leads) και

δ. το μοντέλο των **Scholes & Williams** (1 lead & 1 lag). (τα βήτα στο μοντέλο των Scholes & Williams προκύπτουν από τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις)

$$b^{sw}_i = \frac{(\hat{b}^{-1}_i + \hat{b}_i + \hat{b}^{+1}_i)}{(1 + 2\hat{r}_m)}$$

Στη συνέχεια θα εξετάσουμε κατά πόσο διαφέρουν οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με τη χρήση των μοντέλων αυτών σε σχέση με τις εκτιμήσεις που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS.

Αν η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στα αποτελέσματα που προκύπτουν με την χρήση των μοντέλων των **Scholes & Williams (1977)** ή του **Dimson (1979)** σε σχέση με τα αποτελέσματα που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS δεν είναι στατιστικά σημαντική τότε δικαιολογείται η ευρεία χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου καθώς είναι σαφές ότι τα μοντέλα που έχουν προταθεί από τον Dimson και τους Scholes & Williams είναι πιο περίπλοκα στη χρήση.¹⁶

¹⁶ Αντίστοιχη μελέτη έχει γίνει για μετοχές εταιριών εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών. Για περισσότερα βλ. την μελέτη της Beer (1997) “ Estimation of risk on the Brussels Stock Exchange: Methodological Issues and Empirical Results ”, Global Finance Journal, Volume 8, Issue 1, pp. 83-94.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5^ο

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

“ Παρουσίαση και σύγκριση με προηγούμενες μελέτες ”

5.1 Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών εφαρμόζοντας την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS) και χρησιμοποιώντας εναλλακτικά διαφορετικά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Πίνακας 5.1.1: Η εκτίμηση του μέσου βήτα ¹⁷ των δύο χαρτοφυλακίων, που προκύπτει εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και χρησιμοποιώντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

	<i>Ημερήσιες Αποδόσεις</i>	<i>Δεκαπενθήμερες Αποδόσεις</i>	<i>Μηνιαίες Αποδόσεις</i>
Χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης			
<i>Μέσο βήτα</i>	1,097	1,234	1,235
<i>Τυπική απόκλιση</i>	0,282	0,380	0,441
<i>Μέση τυπική απόκλιση της εκτίμησης του βήτα (Mean std error of β)</i>	0,056	0,164	0,200
<i>Μέγιστη τιμή του βήτα</i>	1,901	2,106	2,338
<i>Ελάχιστη τιμή του βήτα</i>	0,684	0,550	0,551
<i>Skewness</i>	0,907	0,432	0,582
<i>Kurtosis</i>	3,981	2,697	3,074
<i>Μέσο R²</i>	0,428 ^{α, β}	0,374 ^γ	0,526
Χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης			
<i>Μέσο βήτα</i>	1,236	1,404	1,521
<i>Τυπική απόκλιση</i>	0,342	0,372	0,511
<i>Μέση τυπική απόκλιση της εκτίμησης του βήτα (Mean std error of β)</i>	0,096	0,184	0,293
<i>Μέγιστη τιμή του βήτα</i>	1,838	1,966	2,483
<i>Ελάχιστη τιμή του βήτα</i>	0,539	0,648	0,465
<i>Skewness</i>	-0,235	-0,499	-0,292
<i>Kurtosis</i>	2,390	2,235	2,375
<i>Μέσο R²</i>	0,186 ^{α, β}	0,288 ^γ	0,363

¹⁷ Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα έγινε για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 2001-Δεκέμβριος 2004 (4 έτη). Χρησιμοποιήθηκαν εναλλακτικά ημερήσιες (996 παρατηρήσεις), δεκαπενθήμερες (105 παρατηρήσεις) και μηνιαίες αποδόσεις (48 παρατηρήσεις).

Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης υπολογίσαμε το μέσο βήτα των 30 μετοχών που συνιστούν το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο. Αντίστοιχα, για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης υπολογίσαμε το μέσο βήτα των 30 μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Υποσημειώσεις Πίνακα 5.1.1

^a Για το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και στο μέσο R^2 που προκύπτει χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των δύο μέσων (equality of means between series) απορρίπτεται στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του t-test είναι 4,19.

Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και στο μέσο R^2 που προκύπτει χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις είναι δεν στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των δύο μέσων (equality of means between series) γίνεται αποδεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,0865).

^b Η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και στο μέσο R^2 που προκύπτει χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των δύο μέσων απορρίπτεται στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του t-test είναι 2,81 και 6,47 για το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

^γ Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις και στο μέσο R^2 που προκύπτει χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των δύο μέσων (equality of means between series) απορρίπτεται στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του t-test είναι 4,39.

Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις και στο μέσο R^2 που προκύπτει χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική στο επίπεδο σημαντικότητας 1%. Η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή στο επίπεδο σημαντικότητας 1% (probability 0,0199). Αξίζει όμως να σημειώσουμε ότι η μηδενική υπόθεση της ισότητας των δύο μέσων απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5% (η τιμή του t-test είναι 2,39).

Πίνακας 5.1.2: Έλεγχος της ισότητας των μέσων βήτα που προκύπτουν χρησιμοποιώντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα εκτίμησης για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (test equality of means between series).

		<i>Δεκαπενθήμερες Αποδόσεις</i>	<i>Μηνιαίες Αποδόσεις</i>
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης</i>			
Ημερήσιες αποδόσεις	Διαφορά των δύο μέσων t-test	-0,137 1,587	-0,138 1,447
	probability	0,118 ^α	0,153 ^β
Δεκαπενθήμερες αποδόσεις	Διαφορά των δύο μέσων t-test		-0,001 0,011
	probability		0,992 ^γ
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης</i>			
Ημερήσιες αποδόσεις	Διαφορά των δύο μέσων t-test	-0,168 1,820	-0,285 2,532
	probability	0,074 ^δ	0,014 ^ε
Δεκαπενθήμερες αποδόσεις	Διαφορά των δύο μέσων t-test		-0,117 1,008
	probability		0,318 ^{στ}

Υποσημειώσεις Πίνακα 5.1.2

^α Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων των δύο σειρών (βήτα_{ημερήσιες} και βήτα_{δεκαπενθήμερες}) γίνεται αποδεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%.

^β Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων των δύο σειρών (βήτα_{ημερήσιες} και βήτα_{μηνιαίες}) γίνεται αποδεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%.

^γ Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων των δύο σειρών (βήτα_{δεκαπενθήμερες} και βήτα_{μηνιαίες}) γίνεται αποδεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%.

^δ Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων των δύο σειρών (βήτα_{ημερήσιες} και βήτα_{δεκαπενθήμερες}) γίνεται αποδεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%.

^ε Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων των δύο σειρών (βήτα_{ημερήσιες} και βήτα_{μηνιαίες}) απορρίπτεται στο επίπεδα σημαντικότητας 5% αλλά πρέπει να σημειώσουμε ότι η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή στο επίπεδο σημαντικότητας 1%.

^{στ} Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων των δύο σειρών (βήτα_{δεκαπενθήμερες} και βήτα_{μηνιαίες}) γίνεται αποδεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%.

Στον **Πίνακα 5.1.1** παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συστηματικού κινδύνου των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης (μέσο βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης) και των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο των μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης (μέσο βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης).

Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα έγινε εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και χρησιμοποιώντας εναλλακτικά διαφορετικά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιες, δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις.

Αυτό που παρατηρούμε όσον αφορά στα αποτελέσματα που προέκυψαν από την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι τα εξής:

α. Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης:

- Παρατηρείται μια αύξηση στην μέση τιμή του συντελεστή βήτα, όταν αντί για ημερήσιες αποδόσεις χρησιμοποιήσουμε δεκαπενθήμερες, αλλά η διαφορά αυτή που παρατηρείται δεν είναι στατιστικά σημαντική. Το ίδιο ισχύει και όταν χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες αποδόσεις για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα αντί ημερήσιων.
- Επίσης, η διαφορά που παρατηρείται στην μέση τιμή του συντελεστή βήτα που προκύπτει χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις και στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα που προκύπτει χρησιμοποιώντας μηνιαίες δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας των μέσων βήτα παρουσιάζονται αναλυτικά στον **Πίνακα 5.1.2**.

Το γενικό συμπέρασμα, λοιπόν, που προκύπτει όσον αφορά στο μέσο βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης είναι ότι η μέση τιμή του συντελεστή αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών όμως η

διαφορά που παρατηρείται στην εκτίμηση του μέσου βήτα, όταν χρησιμοποιούμε εναλλακτικά διαφορετικά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, δεν είναι στατιστικά σημαντική. Κατά συνέπεια, το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα δεν θα έχει σημαντική επίδραση στην τιμή του.

Οπότε το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγουμε είναι ότι όταν πρόκειται για εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών δεν μεταβάλλεται σημαντικά, καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Όσον αφορά στην τιμή του συντελεστή προσδιορισμού R^2 (σημειώνουμε ότι υψηλές τιμές του R^2 είναι επιθυμητές) αυτό που παρατηρούμε είναι ότι:

α. Η μεγαλύτερη τιμή του συντελεστή προσδιορισμού ($R^2=53\%$) προκύπτει χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις. Υπενθυμίζουμε ότι ο συντελεστής προσδιορισμού μας δείχνει πόσο καλά η μεταβλητικότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής εξηγεί την μεταβλητικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής. Για παράδειγμα, στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις η τιμή του συντελεστή είναι 53% και αυτό σημαίνει ότι η μεταβλητικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής (εξαρτημένη μεταβλητή στην περίπτωση μας είναι η απόδοση της μετοχής) εξηγείται σε ποσοστό 53% από την μεταβλητικότητα της ανεξάρτητης μεταβλητής (ανεξάρτητη μεταβλητή είναι η απόδοση του Γενικού Δείκτη του Χ.Α.Α).

β. Σημειώνουμε όμως ότι στατιστικά σημαντική είναι η διαφορά ανάμεσα στο μέσο R^2 που προκύπτει χρησιμοποιώντας:

- Ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις.
- Δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας των μέσων R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς παρουσιάζονται αναλυτικά στις υποσημειώσεις του **Πίνακα 5.1.1.**

Συμπερασματικά, όσον αφορά στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, παρόλο που το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για την εκτίμηση των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών δεν θα έχει σημαντική επίδραση στην εκτίμηση του βήτα, παρατηρούμε μια σημαντική αύξηση στην μέση τιμή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) καθώς η μέση τιμή του R^2 όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις είναι 43% ενώ αντίστοιχα όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις είναι 53%.

β. Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης:

- Παρατηρείται μια αύξηση στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα, όταν αντί για ημερήσιες αποδόσεις χρησιμοποιήσουμε δεκαπενθήμερες αλλά η διαφορά που παρατηρείται δεν είναι στατιστικά σημαντική. Αντίστοιχα, στατιστικά μη σημαντική είναι η διαφορά που παρουσιάζεται στην μέση τιμή του βήτα που προκύπτει όταν χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερες αποδόσεις και όταν χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις.
- Αντιθέτως, στατιστικά σημαντική είναι η διαφορά που παρουσιάζεται στην τιμή του μέσου βήτα όταν αντί για ημερήσιες αποδόσεις χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες αποδόσεις.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας των μέσων βήτα παρουσιάζονται αναλυτικά στον **Πίνακα 5.1.2**.

Το γενικό συμπέρασμα, λοιπόν, που προκύπτει όσον αφορά στο μέσο βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης είναι ότι η διαφορά που παρατηρείται στην εκτίμηση του βήτα, όταν χρησιμοποιούμε εναλλακτικά διαφορετικά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών είναι στατιστικά σημαντική όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις αντί μηνιαίων.

Οπότε, όσον αφορά στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών θα έχει σημαντική επίδραση στην τιμή του συντελεστή βήτα.

Όσον αφορά στην μέση τιμή του συντελεστή προσδιορισμού, R^2 , αυτό που παρατηρούμε είναι ότι :

α. Η μεγαλύτερη τιμή του συντελεστή προσδιορισμού ($R^2=36\%$) προκύπτει όταν χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις. Υπενθυμίζουμε ότι το αντίστοιχο συνέβη και στην περίπτωση των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης.

β. Αξίζει επίσης να σημειωθεί ότι στατιστικά σημαντική είναι η διαφορά ανάμεσα στο μέσο R^2 που προκύπτει χρησιμοποιώντας:

- Ημερήσιες και δεκαπενθήμερες αποδόσεις
- Ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις
- Δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις

Η μέση τιμή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2) του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης είναι σημαντικά μικρότερη από την αντίστοιχη μέση τιμή του συντελεστή προσδιορισμού του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και αυτό ισχύει και για τα τρία χρονικά διαστήματα που έχουν επιλεγεί για τον υπολογισμό των αποδόσεων (ημερήσιες- δεκαπενθήμερες- μηνιαίες).

Επιπλέον, αυτό που παρατηρούμε είναι ότι το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης παρουσιάζει τον μεγαλύτερο ρυθμό αύξησης στη μέση τιμή του R^2 , καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Σ' αυτό το σημείο αξίζει να σημειώσουμε ότι η υψηλή τιμή (μέση τιμή) του συντελεστή προσδιορισμού που παρατηρείται για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης μπορεί να οφείλεται στο ότι ένας μεγάλος αριθμός των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης συμμετέχουν και στον δείκτη που έχουμε επιλέξει ως αντιπροσωπευτικό του χαρτοφυλακίου αγοράς (Γενικό Δείκτη του Χ.Α.Α).

Επίσης, η στάθμιση των μετοχών που συμμετέχουν στο δείκτη γίνεται με βάση την χρηματιστηριακή τους αξία, κατά συνέπεια οι μετοχές αυτές έχουν έντονη επίδραση στη διαμόρφωση της τιμής του Γενικού Δείκτη. Αυτό εξηγεί και την υψηλή συσχέτιση που παρατηρείται μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και του Γενικού Δείκτη για την περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης σε αντίθεση με την περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας μεταξύ των μέσων R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς παρουσιάζονται αναλυτικά στις υποσημειώσεις του **Πίνακα 5.1.1**.

Βλέπουμε, δηλαδή, ότι ο συστηματικός κίνδυνος όσον αφορά στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης υποεκτιμάται, όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις αντί μηνιαίων, ενώ αντίθετα για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης το χρονικό διάστημα δεν έχει σημαντική επίδραση στην εκτίμηση του βήτα.

Παρατηρούμε, επίσης, μια πολύ σημαντική αύξηση της μέσης τιμής του συντελεστή προσδιορισμού ο οποίος στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις ανέρχεται στο 36%, ενώ όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες η μέση τιμή του συντελεστή είναι 19%.

Αυτό που προκύπτει, λοιπόν, με βάση τα αποτελέσματα της έρευνας είναι ότι, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών παρατηρείται μια αύξηση τόσο του μέσου βήτα όσο και του μέσου R^2 του Υποδείγματος της Αγοράς.

Αυτό πιθανώς να οφείλεται στο γεγονός ότι όταν χρησιμοποιούμε μικρά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών (για παράδειγμα ημερήσιες αποδόσεις) δεν ενσωματώνεται πλήρως η επίδραση των νέων πληροφοριών στην τιμή των μετοχών, λόγω του γνωστού φαινομένου των “καθυστερήσεων στην προσαρμογή της τιμής στις νέες πληροφορίες”¹⁸ το οποίο είναι και ιδιαίτερα έντονο όταν μια μετοχή χαρακτηρίζεται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Παρόλα αυτά, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών, η επίδραση του φαινομένου αυτού μειώνεται και κατά συνέπεια παρατηρείται μικρότερο σφάλμα στην εκτίμηση του βήτα.

Βλέπουμε, λοιπόν, ότι η επιλογή του χρονικού διαστήματος για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών ασκεί σημαντική επίδραση στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Αυτό που επίσης όμως παρατηρούμε είναι ότι υπάρχει μια αντίστροφη σχέση ανάμεσα στο μέγεθος της

¹⁸ Ο Fisher (1966) αναφέρθηκε πρώτη φορά στο φαινόμενο των “καθυστερήσεων στην προσαρμογή της τιμής στις νέες πληροφορίες” (“price adjustment delays”).

επίδρασης που έχει στην εκτίμηση του βήτα η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων και στην χρηματιστηριακή αξία των υπό εξέταση μετοχών.

Συγκεκριμένα, παρόλο που παρατηρούμε μια αύξηση στην τιμή του μέσου βήτα για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στις μέσες τιμές του βήτα δεν είναι σε καμία περίπτωση στατιστικά σημαντική.

Αντιθέτως, για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης η διαφορά ανάμεσα στη μέση τιμή του βήτα που προκύπτει χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και στη μέση τιμή του βήτα που προκύπτει μηνιαίες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική.

Βλέπουμε δηλ. ότι η επίδραση που έχει στην εκτίμηση του μέσου βήτα η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (interval effect) είναι πιο έντονη στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου των μετοχών χαμηλής χρηματιστηριακής αξίας.

Σε ανάλογο συμπέρασμα κατέληξε και ο **Corhay (1992)** όσον αφορά μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών, καθώς τα αποτελέσματα της μελέτης του πιστοποίησαν την αντίστροφη σχέση που υπάρχει ανάμεσα στο βαθμό κεφαλαιοποίησης των μετοχών και στην επίδραση που έχει η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων εκτίμησης για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών.

Σ' αυτό το σημείο αξίζει να αναφερθούμε και στο ισχυρισμό των **Frankfurter, Leung & Brockman (1994)**, οι οποίοι θεωρούν ότι "όταν οι τιμές των μέσων βήτα που προκύπτουν χρησιμοποιώντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα δεν παρουσιάζουν σημαντική διαφορά η σύγκριση μόνο των μέσων βήτα μπορεί να είναι παραπλανητική". Προτείνουν, λοιπόν, για επιπλέον πληροφόρηση να εξετάζουμε και την μέγιστη και την ελάχιστη τιμή του βήτα που προκύπτει για κάθε χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Αυτό που παρατηρούμε, βλέπε **Πίνακα 5.1.1**, είναι ότι, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών αυξάνεται η μέγιστη τιμή του βήτα και αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Επίσης, αυξάνεται η διασπορά που παρατηρείται ανάμεσα στη μέγιστη και στην ελάχιστη τιμή του βήτα με την μεγαλύτερη διασπορά να

παρατηρείται στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης και συγκεκριμένα όταν χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις. Σε ανάλογο συμπέρασμα κατέληξαν στη μελέτη τους και οι Frankfurter, Leung & Brockman¹⁹.

Επίσης, από τα εμπειρικά αποτελέσματα της μελέτης προκύπτει ότι όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης και στο μέσο βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης δεν είναι στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα (equality of mean beta between series) γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,0908). Το αντίστοιχο ισχύει και όταν χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερες αποδόσεις (probability 0,0848).

Όταν όμως χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στο μέσο βήτα του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και στο μέσο βήτα του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης είναι στατιστικά σημαντική (t-test=2,32). Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5%. Αξίζει όμως να σημειώσουμε ότι στο επίπεδο σημαντικότητας 1% η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή (probability 0,0241).

Αυτή η παρατήρηση είναι σημαντική, καθώς αν θέλαμε να αξιολογήσουμε τα δύο χαρτοφυλάκια (χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης) με κριτήριο τον μέσο συστηματικό τους κίνδυνο τότε:

- Στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε ημερήσιες ή δεκαπενθήμερες αποδόσεις δεν υπάρχει σημαντική διαφορά στον μέσο συστηματικό κίνδυνο που παρουσιάζουν, ενώ, αντιθέτως
- Στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε μηνιαίες αποδόσεις τότε η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στην μέση τιμή του βήτα των δύο χαρτοφυλακίων είναι στατιστικά σημαντική. Όπως είναι αναμενόμενο

¹⁹ Συγκεκριμένα, οι Frankfurter, Leung & Brockman (1994) παρατήρησαν ότι όταν χρησιμοποίησαν βμηνιαίες και ετήσιες αποδόσεις η μέγιστη τιμή του βήτα ήταν υπερδιπλάσια απ' ότι όταν χρησιμοποίησαν χρονικό διάστημα 1 ημέρας έως 1 μήνα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων.

το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης είναι αυτό που παρουσιάζει την μεγαλύτερη τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου.

Αυτό που αξίζει όμως να σημειωθεί είναι ότι η μέση τυπική απόκλιση που παρατηρείται στην εκτίμηση του βήτα (mean standard error of beta estimate) τόσο για την περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης όσο και για την περίπτωση του χαρτοφυλακίου των μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Βέβαια, επιθυμητές είναι οι χαμηλές τιμές της μέσης τυπικής απόκλισης, καθώς σημαίνουν μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του βήτα.

Κάτι τέτοιο όμως είναι αναμενόμενο καθώς ο αριθμός των παρατηρήσεων που έχουμε στη διάθεσή μας για την παλινδρόμηση, μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα εκτίμησης των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών δεδομένου του χρονικού διαστήματος που επιλέγεται για την εκτίμηση του βήτα (στη συγκεκριμένη περίπτωση το χρονικό διάστημα που επιλέχθηκε είναι 4 έτη).

5.2 Εμπειρικός έλεγχος της προβλεπτικής ικανότητας του μοντέλου του Hawawini (1983).

Σύμφωνα με το μοντέλο του Hawawini, μπορούμε να εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο μιας μετοχής i για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (return interval), αφού πρώτα υπολογίσουμε τον συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) και εφαρμόζοντας το ακόλουθο μοντέλο

$$b_i(T) = b_i(t) \frac{[T + (T - 1)q_i]}{[T + (T - 1)q_m]}$$

Όπου

$$q_i = \frac{r_{i, m+1} + r_{i, m-1}}{r_{i, m}} \quad \text{και}$$

$$q_m = \frac{r_{m, m+1} + r_{m, m-1}}{r_{m, m}} = 2 r_{m, m-1}$$

για το οποίο έγινε εκτενής αναφορά στο **Κεφάλαιο 3**.

5.2.1 Πρόβλεψη της τιμής του συντελεστή βήτα που θα προκύψει για μεγαλύτερο διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini.

Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις προβλέψαμε το βήτα που θα προκύψει για δεκαπενθήμερο και μηνιαίο και χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον **Πίνακα 5.2.1.1**

Πίνακας 5.2.1.1: Η πρόβλεψη της τιμής του συντελεστή βήτα για δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις που θα προκύψει χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και το μοντέλο του Hawawini (παρουσιάζεται σε σύγκριση με τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν χρησιμοποιώντας την μέθοδο OLS και αντίστοιχα δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις).

	<i>Hawawini predicted βήτα</i>	<i>OLS βήτα</i>
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης</i>		
<i>Δεκαπενθήμερες αποδόσεις</i>		
Μέσο Βήτα	1,141	1,234 ^a
Τυπική απόκλιση	0,314	0,380
<i>Μηνιαίες αποδόσεις</i>		
Μέσο Βήτα	1,143	1,235 ^b
Τυπική απόκλιση	0,316	0,441
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης</i>		
<i>Δεκαπενθήμερες αποδόσεις</i>		
Μέσο Βήτα	1,256	1,420 ^γ
Τυπική απόκλιση	0,326	0,385
<i>Μηνιαίες αποδόσεις</i>		
Μέσο Βήτα	1,257	1,521 ^δ
Τυπική απόκλιση	0,326	0,511

Υποσημειώσεις Πίνακα 5.2.1.1

^a Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ανάμεσα στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για δεκαπενθήμερες αποδόσεις όπως προβλέφθηκε από την εφαρμογή του μοντέλου του Hawawini είναι μη στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,3044).

^b Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ανάμεσα στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για μηνιαίες αποδόσεις όπως προβλέφθηκε από την εφαρμογή του μοντέλου του Hawawini είναι μη στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,3558).

^γ Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ανάμεσα στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για δεκαπενθήμερες αποδόσεις όπως προβλέφθηκε από την εφαρμογή του μοντέλου του Hawawini είναι μη στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,0807).

^δ Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ανάμεσα στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για μηνιαίες αποδόσεις όπως προβλέφθηκε από την εφαρμογή του μοντέλου του Hawawini είναι στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5% (t-test= 2,38). Αξίζει, όμως, να σημειώσουμε ότι η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή στο επίπεδο σημαντικότητας 1% (probability 0,0205).

Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε είναι:

α. Όσον αφορά στις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης (μέσος συστηματικός κίνδυνος των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης) που προβλέπονται από το μοντέλο ότι θα προκύψουν για δεκαπενθήμερο και μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων (η πρόβλεψη γίνεται χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και το μοντέλο του Hawawini) παρουσιάζεται μια διαφορά μη στατιστικά σημαντική από την αντίστοιχη τιμή του βήτα που προέκυψε χρησιμοποιώντας αντίστοιχα δεκαπενθήμερες και μηνιαίες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων.

Παρατηρούμε δηλ. μια καλή προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας μεταξύ των μέσων βήτα (βήτα_{OLS} και Hawawini predicted βήτα) παρουσιάζονται αναλυτικά στις υποσημειώσεις του **Πίνακα 5.2.1.1**

β. Όσον αφορά στις εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης (μέσος συστηματικός κίνδυνος των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης) που προβλέπονται από το μοντέλο ότι θα προκύψουν για δεκαπενθήμερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων η διαφορά που παρουσιάζεται είναι μη στατιστικά σημαντική από την αντίστοιχη τιμή του βήτα που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων.

Αντιθέτως, η διαφορά ανάμεσα στην πρόβλεψη του βήτα για μηνιαίες αποδόσεις και στην αντίστοιχη τιμή του βήτα που προέκυψε χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS αποδείχθηκε στατιστικά σημαντική.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας μεταξύ των μέσων βήτα (βήτα_{OLS} και Hawawini predicted βήτα) παρουσιάζονται αναλυτικά στις υποσημειώσεις του **Πίνακα 5.2.1.1**

Στην περίπτωση δηλ. του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης παρατηρούμε καλή προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου μόνο για βραχυπρόθεσμη πρόβλεψη καθώς απέτυχε να προβλέψει την τιμή του βήτα μακροπρόθεσμα (δηλ. για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων).

Σε ανάλογο συμπέρασμα κατέληξαν και οι **Brailsford & Josev (1997)** στη μελέτη τους όσο αφορά μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Αυστραλίας, καθώς διαπίστωσαν ότι το μοντέλο του Hawawini προβλέπει καλύτερα το συντελεστή βήτα βραχυπρόθεσμα καθώς επίσης και ότι προβλέπει καλύτερα όταν πρόκειται για μετοχές ή χαρτοφυλάκια υψηλής κεφαλαιοποίησης απ' ό,τι όταν πρόκειται για μετοχές ή χαρτοφυλάκια χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Αντίστοιχα, χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις προβλέψαμε το βήτα που θα προκύψει για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα που ακολουθεί.

Πίνακας 5.2.1.2: Η πρόβλεψη της τιμής του συντελεστή βήτα για μηνιαίες αποδόσεις που θα προκύψει χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις και το μοντέλο του Hawawini (παρουσιάζεται σε σύγκριση με τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν χρησιμοποιώντας την μέθοδο OLS και αντίστοιχα μηνιαίες αποδόσεις).

	<i>Hawawini predicted βήτα</i>	<i>OLS βήτα</i>
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης</i>		
<i>Μηνιαίες αποδόσεις</i>		
Μέσο Βήτα	1,187	1,235 ^α
Τυπική απόκλιση	0,465	0,441
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης</i>		
<i>Μηνιαίες αποδόσεις</i>		
Μέσο Βήτα	1,608	1,521 ^β
Τυπική απόκλιση	0,496	0,511

Υποσημειώσεις Πίνακα 5.2.1.2

^α Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ανάμεσα στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για μηνιαίες αποδόσεις όπως προβλέφθηκε από την εφαρμογή του μοντέλου του Hawawini είναι μη στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,6784).

^β Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης, η διαφορά ανάμεσα στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS και στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για μηνιαίες αποδόσεις όπως προβλέφθηκε από την εφαρμογή του μοντέλου του Hawawini είναι μη στατιστικά σημαντική. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1% (probability 0,5023).

Αυτό που έχουμε να παρατηρήσουμε αφορά και στα δύο χαρτοφυλάκια και είναι το εξής:

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προβλέπεται από το μοντέλο ότι θα προκύψει για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων παρουσιάζει μια διαφορά μη στατιστικά σημαντική από την αντίστοιχη τιμή του βήτα που προέκυψε χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις σύμφωνα με την μέθοδο των Ελαχίστων Τετραγώνων.

Παρατηρούμε δηλ. μια καλή προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε για την πρόβλεψη του βήτα δεκαπενθήμερες αποδόσεις (για να προβλέψουμε το β μηνιαίο) και αυτό ισχύει για την περίπτωση και των δύο χαρτοφυλακίων.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας μεταξύ των μέσων βήτα (βήτα_{OLS} και Hawawini predicted βήτα) παρουσιάζονται αναλυτικά στις υποσημειώσεις του **Πίνακα 5.2.1.2.**

5.2.2 Πρόβλεψη της κατεύθυνσης της αλλαγής στην τιμή του συντελεστή βήτα (που θα προκύψει για μεγαλύτερο διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων) χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini.

Σύμφωνα με τον Hawawini, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα μεγαλώνει καθώς το T (χρονικό διάστημα που επιλέγεται για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών) αυξάνεται, αν ο δείκτης q_i είναι μεγαλύτερος του δείκτη q_m . Αντιθέτως, η εκτίμηση του συντελεστή βήτα θα μειώνεται καθώς αυξάνεται το T αν $q_i < q_m$.

Συνεπώς, όσο μεγαλύτερος (μικρότερος) είναι ο δείκτης q_i της μετοχής σε σχέση με το δείκτη q_m της αγοράς τόσο μεγαλύτερη θα είναι η αύξηση (μείωση) στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Ο Hawawini υποστηρίζει ότι ο δείκτης q_i μιας μετοχής θα είναι χαμηλός σε σχέση με τον δείκτη q_m όταν πρόκειται για εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης. Το αντίστροφο θα ισχύει για τις εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης οι οποίες θα εμφανίζουν υψηλό δείκτη q_i σε σχέση με το δείκτη q_m .

Συγκεκριμένα, για τα δύο χαρτοφυλάκια που εξετάσαμε (μετοχών υψηλής και μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης) αυτό που παρατηρήσαμε είναι ότι:

A. Στην περίπτωση που χρησιμοποιήσαμε το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις για να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα ισχύουν τα εξής:

- Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης: $q_i - q_m < 0$, δηλ προβλέπεται μείωση στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου αν αντί για δεκαπενθήμερες αποδόσεις χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες. Αυτό είναι σύμφωνο με τον ισχυρισμό του Hawawini ότι, όταν πρόκειται για εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης ο μέσος συστηματικός κίνδυνος θα μειώνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.
- Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης: $q_i - q_m > 0$, δηλ προβλέπεται αύξηση στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου αν αντί για δεκαπενθήμερες αποδόσεις χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες. Αυτό, επίσης, είναι σύμφωνο με τον ισχυρισμό του Hawawini ότι, όταν πρόκειται για εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης ο μέσος συστηματικός κίνδυνος θα αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

B. Στην περίπτωση που χρησιμοποιήσαμε το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα ισχύουν τα εξής:

- Για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης: $q_i - q_m > 0$, δηλ προβλέπεται αύξηση στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου αν αντί για ημερήσιες αποδόσεις χρησιμοποιήσουμε δεκαπενθήμερες ή μηνιαίες αποδόσεις. Αυτό, επίσης, είναι σύμφωνο με τον ισχυρισμό του Hawawini ότι, όταν πρόκειται για εταιρίες

χαμηλής κεφαλαιοποίησης ο μέσος συστηματικός κίνδυνος θα αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

- Στην περίπτωση όμως του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης: $q_i - q_m > 0$, δηλ προβλέπεται αύξηση στην τιμή του μέσου συστηματικού κινδύνου αν αντί για ημερήσιες αποδόσεις χρησιμοποιήσουμε δεκαπενθήμερες ή μηνιαίες αποδόσεις. Αυτό όμως δεν είναι σύμφωνο με τον ισχυρισμό του Hawawini καθώς όπως έχουμε ήδη αναφέρει όταν πρόκειται για εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης ο μέσος συστηματικός κίνδυνος θα μειώνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Αυτό, λοιπόν, που παρατηρούμε είναι ότι, χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις για να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα τα αποτελέσματα που προκύπτουν είναι σύμφωνα με τον ισχυρισμό του Hawawini.

Αντιθέτως χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα τα αποτελέσματα που προκύπτουν είναι σύμφωνα με τον ισχυρισμό του Hawawini μόνο στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

5.3 Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας εναλλακτικά τα μοντέλα που έχουν προτείνει οι Scholes & Williams (1977) και ο Dimson (1979).

Σ' αυτό το σημείο θα χρησιμοποιήσουμε εναλλακτικά για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα τα μοντέλα που πρότειναν οι **Scholes & Williams (1977)** και ο **Dimson (1979)**.

Εφαρμόσαμε τα μοντέλα αυτά χρησιμοποιώντας μόνο ημερήσιες αποδόσεις, καθώς το πρόβλημα που δημιουργεί η χαμηλή εμπορευσιμότητα των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι ιδιαίτερα σοβαρό μόνο στην περίπτωση που χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις, ενώ αντίθετα όταν χρησιμοποιούμε μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα αρχίζει να εξασθενεί.

Συγκεκριμένα, θα εφαρμόσουμε το μοντέλο του **Dimson**:

α. $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} R_{mt} + \beta_{2it} R_{mt-1} + e_{it}$, χρησιμοποιώντας δηλ. μια χρονική υστέρηση του χαρτοφυλακίου αγοράς m (1 lag).

β. $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} R_{mt} + \beta_{2it} R_{mt-1} + \beta_{3it} R_{mt+1} + e_{it}$, χρησιμοποιώντας δηλ. μια χρονική υστέρηση και μια χρονική προήγηση του χαρτοφυλακίου αγοράς m (1 lag & 1 lead) και

γ. $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it} R_{mt} + \beta_{2it} R_{mt-1} + \beta_{3it} R_{mt-2} + \beta_{4it} R_{mt-3} + \beta_{5it} R_{mt+1} + \beta_{6it} R_{mt+2} + e_{it}$, χρησιμοποιώντας δηλ. τρεις χρονικές υστερήσεις και δύο χρονικές προηγήσεις του χαρτοφυλακίου αγοράς m (3 lags & 2 leads) και

δ. το μοντέλο των **Scholes & Williams** (1 lead & 1 lag). (τα βήτα στο μοντέλο των Scholes & Williams προκύπτουν από τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις)

$$b^{sw}_i = \frac{(\hat{b}^{-1}_i + \hat{b}_i + \hat{b}^{+1}_i)}{(1 + 2\hat{r}_m)},$$

Θα εξετάσουμε κατά πόσο διαφέρουν οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με τη χρήση των μοντέλων αυτών σε σχέση με τις εκτιμήσεις που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS.

Αν η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στα αποτελέσματα που προκύπτουν με την χρήση των μοντέλων των **Scholes & Williams (1977)** ή του **Dimson (1979)** σε σχέση με τα αποτελέσματα που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS δεν είναι στατιστικά σημαντική τότε δικαιολογείται η ευρεία χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου καθώς είναι σαφές ότι τα μοντέλα που έχουν προταθεί από τον Dimson και τους Scholes & Williams είναι πιο περίπλοκα στη χρήση.

Στους **Πίνακες 5.3.1** και **5.3.2** που ακολουθούν παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που προέκυψαν χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Dimson και το μοντέλο των Scholes & Williams αντίστοιχα.

Πίνακας 5.3.1 : Η εκτίμηση του βήτα (εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις) και εφαρμόζοντας εναλλακτικά το μοντέλο του Dimson (1979).

	<i>Βήτα Market Model</i>	<i>Βήτα Dimson (1 lag)</i>	<i>Βήτα Dimson (1 lead & 1 lag)</i>	<i>Βήτα Dimson (3 lags & 2leads)</i>
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης</i>				
<i>Μέσο βήτα</i>	1,097 ^{α,β,γ}	1,120	1,146	1,185
<i>Τυπική απόκλιση</i>	0,282	0,290	0,323	0,358
<i>Μέσο R²</i>	0,428	0,430	0,431	0,434
<i>Μέσο τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης (Mean Square Error)</i>	0,017	0,017	0,017	0,020
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης</i>				
<i>Μέσο βήτα</i>	1,236 ^{α,β,γ}	1,241	1,262	1,329
<i>Τυπική απόκλιση</i>	0,342	0,312	0,328	0,372
<i>Μέσο R²</i>	0,186	0,187	0,188	0,192
<i>Μέσο τυπικό σφάλμα παλινδρόμησης (Mean Square Error)</i>	0,035	0,035	0,035	0,035

Υποσημειώσεις Πίνακα 5.3.1

^a Η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson $R_{it} = a_i + b_{1i}(R_{mt}) + b_{2i}(R_{mt-1}) + e_{it}$, είναι στατιστικά μη σημαντική, αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του p-value είναι 0,7578 και 0,9539 για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

^b Η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson $R_{it} = a_i + b_{1i}(R_{mt}) + b_{2i}(R_{mt-1}) + b_{3i}(R_{mt+1}) + e_{it}$, είναι στατιστικά μη σημαντική, αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του p-value είναι 0,5328 και 0,7652 για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

^b Η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson $R_{it} = a_i + b_{1i}(R_{mt}) + b_{2i}(R_{mt-1}) + b_{3i}(R_{mt-2}) + b_{4i}(R_{mt-3}) + b_{5i}(R_{mt+1}) + b_{6i}(R_{mt+2}) + e_{it}$, είναι στατιστικά μη σημαντική, αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του p-value είναι 0,2945 και 0,3218 για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

Χρησιμοποιώντας εναλλακτικά για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου το μοντέλο που έχει προτείνει ο **Dimson (1979)**, αυτό που παρατηρούμε είναι μια μικρή αύξηση στην μέση τιμή του βήτα αλλά αυτή η διαφορά που παρατηρείται δεν είναι στατιστικά σημαντική και αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Το ίδιο παρατηρούμε και για την μέση τιμή του συντελεστή προσδιορισμού (R^2).

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας των μέσων βήτα παρουσιάζονται αναλυτικά στις υποσημειώσεις του **Πίνακα 5.3.1**.

Σύμφωνα με τους **Fowler & Rorke (1983)**, το υπόδειγμα του Dimson είναι λανθασμένο. Θεωρούν ότι η μόνη περίπτωση στην οποία η διαδικασία που έχει προταθεί από τον Dimson είναι συνεπής είναι όταν ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης α΄ τάξης μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη²⁰ είναι ίσος με τον μηδέν ($\rho_I=0$) ή όταν η τιμή του είναι στατιστικά μη σημαντική.

Συγκεκριμένα, στην περίπτωση που εξετάζουμε $\rho_I=0,0082$ ($p\text{-value}=0,010$). Δηλ. η μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής αυτοσυσχέτισης (α΄ τάξης) μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη δεν παρουσιάζει σημαντική διαφορά από το μηδέν απορρίπτεται στο επίπεδο σημαντικότητας 5%, για το επίπεδο όμως σημαντικότητα 1% η μηδενική υπόθεση γίνεται δεκτή. Συνεπώς, σ' αυτή την περίπτωση (επίπεδο σημαντικότητα 1%) μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το μοντέλο που έχει προταθεί από τον Dimson για μια συνεπή εκτίμηση του βήτα καθώς σε αυτή την περίπτωση δεν έχουμε διαχρονική εξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη.

Επίσης, αυτό που παρατηρούμε είναι ότι, αν θέλαμε να επιλέξουμε το υπόδειγμα που θα χρησιμοποιήσουμε με βάση την τιμή του Mean Square Error, θεωρώντας βέβαια επιθυμητές τις μικρότερες τιμές, και πάλι δεν μπορούμε να καταλήξουμε υπέρ του Υποδείγματος του Dimson (οι τιμές του M.S.E. παρουσιάζονται αναλυτικά στον **Πίνακα 5.3.1**).

Βλέπουμε λοιπόν ότι, η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στα αποτελέσματα που προκύπτουν με την εφαρμογή του μοντέλου του **Dimson (1979)** και στα αποτελέσματα που προέκυψαν εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS δεν είναι στατιστικά σημαντική. Κατά συνέπεια, δικαιολογείται η ευρεία χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

²⁰ Αντιθέτως όταν χρησιμοποιούμε δεκαπενθήμερες ή μηνιαίες αποδόσεις η μηδενική υπόθεση ότι η τιμή του ρ_I είναι ίση με το μηδέν γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και συνεπώς δεν υπάρχει ένδειξη για διαχρονική εξάρτηση μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη.

Πίνακας 5.3.2: Η εκτίμηση του βήτα (OLS) που προκύπτει χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας εναλλακτικά το μοντέλο που έχουν προτείνει οι Scholes & Williams (1977).

	<i>Βήτα OLS</i>	<i>Βήτα Scholes & Williams (1 lead & 1 lag)</i>	<i>Βήτα Dimson (1 lead & 1 lag)</i>
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης</i>			
<i>Μέσο Βήτα</i>	1,097 ^{α,β}	1,145	1,146
<i>Τυπική απόκλιση</i>	0,282	0,318	0,323
<i>Χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης</i>			
<i>Μέσο Βήτα</i>	1,236 ^{α,β}	1,262	1,262
<i>Τυπική απόκλιση</i>	0,342	0,331	0,328

Υποσημειώσεις Πίνακα 5.3.2

^α Η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει εφαρμόζοντας το μοντέλο των Scholes & Williams, είναι στατιστικά μη σημαντική, αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του p- value είναι 0,5380 και 0,7613 για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

^β Η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο των Scholes & Williams και στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson $R_{it} = a_i + b_{1i}(R_{mt}) + b_{2i}(R_{mt-1}) + b_{3i}(R_{mt+1}) + e_{it}$, είναι στατιστικά μη σημαντική, αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια. Η μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων βήτα μεταξύ των δύο σειρών γίνεται δεκτή στα επίπεδα σημαντικότητας 5% και 1%. Η τιμή του p- value είναι 0,9903 και 0,9960 για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης αντίστοιχα.

Όσον αφορά στην περίπτωση που χρησιμοποιήσαμε εναλλακτικά για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου το μοντέλο που έχουν προτείνει οι Scholes & Williams (1977), αυτό που επίσης παρατηρούμε είναι ότι, η διαφορά ανάμεσα στην μέση τιμή του βήτα που προέκυψε χρησιμοποιώντας το μοντέλο των Scholes & Williams και στη μέση τιμή του βήτα που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και την μέθοδο OLS δεν είναι στατιστικά σημαντική, αυτό ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια.

Επιπλέον, αυτό που παρατηρούμε είναι ότι, η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο των Scholes & Williams και στην μέση τιμή του συστηματικού κινδύνου που προκύπτει εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson $R_{it} = a_i + b_{1i}(R_{mt}) + b_{2i}(R_{mt-1}) + b_{3i}(R_{mt+1}) + e_{it}$, είναι στατιστικά μη σημαντική, και αυτό επίσης ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια.

Σημείωση: Τα αποτελέσματα του ελέγχου της ισότητας των μέσων βήτα παρουσιάζονται αναλυτικά στις υποσημειώσεις του **Πίνακα 5.3.2**.

Συμπερασματικά, λοιπόν, καθώς η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στα αποτελέσματα που προκύπτουν με την χρήση των μοντέλων των **Scholes & Williams (1977)** ή του **Dimson (1979)** σε σχέση με τα αποτελέσματα που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS δεν είναι στατιστικά σημαντική, δικαιολογείται η ευρεία χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου καθώς είναι σαφές ότι τα μοντέλα που έχουν προταθεί από τον Dimson και τους Scholes & Williams είναι πιο περίπλοκα στη χρήση²¹.

Στον **Πίνακα 5.3.3** που ακολουθεί παρουσιάζονται αναλυτικά οι τιμές των βήτα που συνθέτουν το βήτα των Scholes & Williams καθώς επίσης και οι τιμές των t-stat. Σύμφωνα με τους Scholes & Williams, οι τιμές των συντελεστών βήτα που προκύπτουν με μια χρονική υστέρηση του χαρτοφυλακίου αγοράς καθώς επίσης και οι τιμές των t-test αυτών θα αυξάνουν, καθώς μειώνεται η συχνότητα

²¹ Σε ανάλογο συμπέρασμα κατέληξε και η Beer για μετοχές εταιριών εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών. Για περισσότερα βλ. την μελέτη της Beer (1997) “ Estimation of risk on the Brussels Stock Exchange: Methological Issues and Empirical Results ”, Global Finance Journal, Volume 8, Issue 1, pp. 83-94.

εμπορευσιμότητας των μετοχών σε αντίθεση με τους συντελεστές βήτα που προκύπτουν με μια χρονική προήγηση (με τα αποτελέσματα αυτά συμφωνεί και ο Dimson όσον αφορά για μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο του Ηνωμ. Βασιλ.).

Για να ελέγξουμε κατά πόσο ισχύει κάτι τέτοιο και στην περίπτωση που εξετάζουμε κατατάξαμε τις μετοχές σε ομάδες (κάθε ομάδα περιλαμβάνει 5 μετοχές) με βάση την κεφαλαιοποίηση. Η κατάταξη είναι με φθίνουσα σειρά κατά συνέπεια η 1^η ομάδα περιλαμβάνει τις 5 πρώτες μετοχές με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση, η 2^η τις 5 επόμενες κ.ο.κ. Όπως βλέπουμε από τα αποτελέσματα δεν μπορεί να επιβεβαιωθεί ξεκάθαρα κάτι τέτοιο καθώς σε πολλές περιπτώσεις συμβαίνει το αντίθετο. Η Beer σε αντίστοιχη μελέτη της που αφορά μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Βρυξελλών επίσης δεν κατάφερε να επιβεβαιώσει κάτι τέτοιο.

Πίνακας 5.3.3: Αναλυτική παρουσίαση των βήτα που συνθέτουν το βήτα που προκύπτει σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams και των τιμών του t- statistic.

<i>Κατάταξη των μετοχών σε ομάδες με βάση την κεφαλαιοποίηση</i>	<i>Μέσο β</i>	<i>Μέσο t-statistic</i>	<i>Μέσο β⁻¹</i>	<i>Μέσο t-statistic</i>	<i>Μέσο β⁺¹</i>	<i>Μέσο t-statistic</i>
Χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης						
1η ομάδα	1,129	29,202	0,144	3,229	0,093	2,220
2η ομάδα	0,891	20,918	0,045	1,113	0,094	2,067
3η ομάδα	1,347	22,887	0,114	1,891	0,147	2,458
4η ομάδα	1,109	17,131	0,099	1,965	0,147	2,600
5η ομάδα	1,072	17,586	0,153	2,747	0,134	2,283
6η ομάδα	1,035	17,604	0,131	2,082	0,114	1,788
Χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης						
7η ομάδα	1,065	11,906	0,093	1,182	0,086	0,965
8η ομάδα	1,555	14,030	0,032	0,204	0,166	1,444
9η ομάδα	1,357	14,390	0,094	0,903	0,123	1,260
10η ομάδα	1,084	11,868	0,128	1,649	0,108	1,116
11η ομάδα	1,189	13,976	0,113	1,493	0,169	1,575
12η ομάδα	1,170	12,809	0,192	2,093	0,092	1,051

Σημείωση: Η κατάταξη των μετοχών σε ομάδες (κάθε ομάδα περιλαμβάνει 5 μετοχές) με βάση την κεφαλαιοποίηση είναι με φθίνουσα σειρά κατά συνέπεια η 1^η ομάδα περιλαμβάνει τις 5 πρώτες μετοχές με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση, η 2^η τις 5 επόμενες κ.ο.κ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6^ο:

Συμπεράσματα- Ανακεφαλαίωση

Το κύριο αντικείμενο μελέτης της παρούσας ερευνητικής εργασίας είναι η επίδραση που έχει το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Η μελέτη αφορά μετοχές εισηγμένες στην Κύρια Αγορά του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών και το χρονικό διάστημα που επιλέχθηκε για τον υπολογισμό του συστηματικού κινδύνου των μετοχών είναι Ιανουάριος 2001- Δεκέμβριος 2004 (4 έτη).

Αυτό που εξετάσαμε είναι πώς μεταβάλλεται ο συστηματικός κίνδυνος των μετοχών, καθώς μεταβάλλεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Επίσης, εξετάσαμε αν το μέγεθος της επίδρασης που έχει η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων σχετίζεται με τον βαθμό κεφαλαιοποίησης των μετοχών.

Για να εξετάσουμε κάτι τέτοιο κατατάξαμε τις μετοχές του αρχικού δείγματος σε δύο ακραία χαρτοφυλάκια, το ένα περιλαμβάνει τις 30 πρώτες μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης που προέκυψαν από την κατάταξη και το δεύτερο τις 30 μετοχές με την χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση.

Αυτό που παρατηρήσαμε είναι, ότι το χρονικό διάστημα που θα επιλεγεί για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών ασκεί σημαντική επίδραση στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου των μετοχών. Αυτό που επίσης όμως παρατηρήσαμε είναι ότι υπάρχει μια αντίστροφη σχέση ανάμεσα στο μέγεθος της επίδρασης που έχει στην εκτίμηση του βήτα η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των αποδόσεων και στην χρηματιστηριακή αξία των υπό εξέταση μετοχών.

Συγκεκριμένα, παρόλο που παρατηρούμε μια αύξηση στην τιμή του μέσου βήτα για το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών η διαφορά που παρατηρείται ανάμεσα στις μέσες τιμές του βήτα δεν είναι σε καμία περίπτωση στατιστικά σημαντική.

Αντιθέτως, για το χαρτοφυλάκιο μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης η διαφορά ανάμεσα στη μέση τιμή του βήτα που προκύπτει χρησιμοποιώντας

ημερήσιες αποδόσεις και στη μέση τιμή του βήτα που προκύπτει μηνιαίες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντική.

Η επίδραση, λοιπόν, που έχει στην εκτίμηση του μέσου βήτα η επιλογή διαφορετικών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (interval effect) είναι πιο έντονη στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου των μετοχών χαμηλής χρηματιστηριακής αξίας.

Επίσης, εξετάσαμε την προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου του **Hawawini (1983)** όσον αφορά στην περίπτωση μετοχών εισηγμένων στο X.A.A. Σύμφωνα με τον Hawawini ο συστηματικός κίνδυνος για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων (π.χ μηνιαίες αποδόσεις) μπορεί να εκτιμηθεί χρησιμοποιώντας την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που έχει αρχικά υπολογιστεί χρησιμοποιώντας μικρότερο χρονικό διάστημα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) και εφαρμόζοντας το μοντέλο το οποίο πρότεινε.

Στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών υψηλής κεφαλαιοποίησης παρατηρούμε καλή προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου τόσο για μακροπρόθεσμη όσο και για βραχυπρόθεσμη πρόβλεψη. Αντιθέτως, στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης παρατηρούμε καλή προβλεπτική ικανότητα του μοντέλου μόνο για βραχυπρόθεσμη πρόβλεψη καθώς απέτυχε να προβλέψει την τιμή του βήτα μακροπρόθεσμα (όταν δηλ. χρησιμοποιήσαμε το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουμε τη μέση τιμή του συντελεστή βήτα που θα προκύψει για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων η τιμή του βήτα δεν προβλέφθηκε σωστά).

Επιπλέον, χρησιμοποιήσαμε το μοντέλο του Hawawini για να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα. Σύμφωνα με τον ισχυρισμό του Hawawini, όταν πρόκειται για εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης ο μέσος συστηματικός κίνδυνος θα αυξάνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών. Αντιθέτως, όταν πρόκειται για εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης ο μέσος συστηματικός κίνδυνος θα μειώνεται, καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα που χρησιμοποιούμε για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις

για να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα τα αποτελέσματα που προκύπτουν είναι σύμφωνα με τον ισχυρισμό του Hawawini.

Αντιθέτως χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για να προβλέψουμε την κατεύθυνση της αλλαγής στη μέση τιμή του συντελεστή βήτα τα αποτελέσματα που προκύπτουν είναι σύμφωνα με τον ισχυρισμό του Hawawini μόνο στην περίπτωση του χαρτοφυλακίου μετοχών χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Ένα ακόμη από τα προβλήματα που μας απασχόλησαν είναι η επίδραση που έχει στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου η επιλογή μικρών χρονικών διαστημάτων για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων (π.χ ημερήσιες αποδόσεις) όταν οι μετοχές χαρακτηρίζονται από χαμηλή εμπορευσιμότητα. Όταν χρησιμοποιούμε μικρά χρονικά διαστήματα για τον υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών δεν ενσωματώνεται πλήρως η επίδραση των νέων πληροφοριών στην τιμή των μετοχών, λόγω του γνωστού φαινομένου των “καθυστερήσεων στην προσαρμογή της τιμής στις νέες πληροφορίες” το οποίο είναι ιδιαίτερα έντονο όταν μια μετοχή χαρακτηρίζεται από χαμηλή εμπορευσιμότητα.

Εκτιμήσαμε τον συστηματικό κίνδυνο εναλλακτικά με τα μοντέλα που πρότειναν οι **Scholes & Williams (1977)** και ο **Dimson (1979)** για την αντιμετώπιση του μεροληπτικού σφάλματος που προκαλεί στην εκτίμηση του βήτα η χαμηλή εμπορευσιμότητα μιας μετοχής όταν χρησιμοποιείται μικρό χρονικό διάστημα για υπολογισμό των περιοδικών αποδόσεων και συγκεκριμένα όταν χρησιμοποιούμε ημερήσιες αποδόσεις.

Εξετάσαμε κατά πόσο διαφέρουν οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα που προέκυψαν με τη χρήση των μοντέλων αυτών σε σχέση με τις εκτιμήσεις που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS.

Η διαφορά που παρατηρήθηκε ανάμεσα στα αποτελέσματα που προκύπτουν με την χρήση των μοντέλων των Scholes & Williams (1977) ή του Dimson (1979) σε σχέση με τα αποτελέσματα που προέκυψαν εφαρμόζοντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και την μέθοδο OLS δεν είναι στατιστικά σημαντική.

Κατά συνέπεια, δικαιολογείται η ευρεία χρήση του Υποδείγματος της Αγοράς για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου, καθώς είναι σαφές ότι τα μοντέλα που έχουν προταθεί από τον Dimson και τους Scholes & Williams είναι πιο περίπλοκα στη χρήση.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ:

Παρουσιάζονται αναλυτικά για κάθε μετοχή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα:

1. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις.

Σελίδα 93

2. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις.

Σελίδα 95

3. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις.

Σελίδα 97

4. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο του **Dimson (1979)** με μια χρονική υστέρηση (1 lag).

Σελίδα 99

5. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο του **Dimson (1979)** με μια χρονική υστέρηση (1 lag) και μία χρονική προήγηση (1 lead).

Σελίδα 101

6. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο του **Dimson (1979)** με τρεις χρονικές υστερήσεις (3 lags) και δυο χρονικές προηγήσεις (2 leads).

Σελίδα 103

7. Αναλυτική παρουσίαση των βήτα που συνθέτουν το βήτα που προκύπτει σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams (1977).

Σελίδα 105

8. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για δεκαπενθήμερο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Σελίδα 107

9. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων

Σελίδα 109

10. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο που θα προκύψει για μηνιαίο διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων.

Σελίδα 111

1. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις.

- Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έγινε με την βοήθεια του Υποδείγματος της Αγοράς ($R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$) και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS.
- Η εκτίμηση έγινε για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 2001- Δεκέμβριος 2004 (4 έτη) και αφορά εταιρίες εισηγμένες στην Κύρια Αγορά του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών (σύνολο παρατηρήσεων 996 ημερήσιες αποδόσεις).

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά για κάθε μετοχή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων όπως αυτά προέκυψαν με την βοήθεια του e-views:

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	t-statistic	Std error	R ²
OTE	1,008178	19,8866	0,0507	0,4935
Εθνική Τράπεζα	1,233074	32,0474	0,0385	0,6816
EFG Eurobank	0,964657	29,6307	0,0326	0,6220
Alpha Bank	1,180186	36,1824	0,0326	0,6652
Emporiki Bank	1,257835	28,2640	0,0445	0,5825
Coca- Cola	0,830535	19,0444	0,0436	0,4023
Cosmote	0,684013	20,2068	0,0339	0,3558
Τράπεζα Πειραιώς	1,038739	26,4896	0,0392	0,6121
Ελληνικά Πετρέλαια	1,011294	23,5340	0,0430	0,4698
Τράπεζα Κύπρου	0,892454	15,3173	0,0583	0,2498
Intracom	1,421406	28,7069	0,0495	0,5421
Βιογάλκο	1,327240	22,2026	0,0598	0,4881
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	1,900926	23,4025	0,0812	0,4828
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,775599	17,4122	0,0445	0,2839
Attica Group	1,308182	22,7109	0,0576	0,3982
ΕΥΔΑΠ	1,167706	22,8639	0,0511	0,4627
Μαΐλλης	1,157396	22,1317	0,0523	0,4498
Εθνική Ακινήτων	1,732814	13,6970	0,1265	0,3812
Τιτάν	0,717191	16,1871	0,0443	0,3976
Γερμανός	0,770413	10,7763	0,0715	0,3445
ΚΑΕ	1,059633	12,9631	0,0817	0,3120
Hyatt	0,979592	13,9266	0,0703	0,3804
Ιατρικό Κέντρο	1,398797	25,8172	0,0542	0,4762
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,094845	18,4413	0,0594	0,3193
Ηρακλής	0,828473	16,7813	0,0494	0,3667
Εγνατία Τράπεζα	1,104511	19,2578	0,0574	0,3607
Ελβάλ	1,048970	20,1852	0,0520	0,3833
Τράπεζα της Ελλάδος	0,747967	14,7828	0,0506	0,2491
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	1,054595	22,8350	0,0462	0,4123
Φοίνιξ Metrolife	1,217495	10,9593	0,1111	0,2154

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	t-statistic	Std error	R ²
Τρία Άλφα	0,894631	7,9980	0,1119	0,0705
Ξυλεμπορία	0,933261	11,8583	0,0787	0,1386
Εμπορικός Δεσμός	1,124337	10,9122	0,1030	0,0985
Έτμα	1,838110	20,9720	0,0876	0,3438
Κυλινδρον. Σαραντόπουλος	1,058767	12,3051	0,0860	0,1718
Λανακαμ	1,153373	11,3171	0,1019	0,1292
Φιντεξπορτ	1,175548	14,0727	0,0835	0,2485
Κατσέλης	0,538750	7,6608	0,0703	0,0965
Λεβεντέρης	1,522183	17,9357	0,0849	0,2668
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,556152	18,8948	0,0824	0,3047
Μινέρβα	0,762100	9,8226	0,0776	0,1145
Ιπποτούρ	0,584628	7,6253	0,0767	0,0603
Έργας	1,569503	14,8762	0,1055	0,1916
Elephant	1,288865	16,2824	0,0792	0,2340
Multirama	1,212160	10,7342	0,1129	0,2129
Ελφίκο	1,249203	13,0731	0,0956	0,1404
Βιοσώλ	1,559636	12,6666	0,1231	0,1558
Βις	1,127575	10,8568	0,1039	0,1614
Cyclon Hellas	1,500172	18,4602	0,0813	0,2953
Τζιρακιάν	1,348429	16,8923	0,0798	0,2157
Αλυσίδα	1,440652	9,5225	0,1513	0,1360
Μαζίμ Περτσινίδης	1,788728	23,1267	0,0773	0,3515
Τασόγλου- Delongi	1,343196	12,0900	0,1111	0,1423
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,763071	12,2595	0,1438	0,1870
Παρνασσός	1,437716	13,1523	0,1093	0,1611
Fieratex	1,453149	14,5459	0,0999	0,2268
Αλλατίνη	1,053640	12,9555	0,0813	0,1836
Μπενρουμπή	0,762960	8,3457	0,0914	0,1936
Κεράνης Συμμετοχών	0,837295	8,8527	0,0946	0,0930
Interinvest	1,215345	14,8315	0,0819	0,2385

2. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις.

- Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έγινε με την βοήθεια του Υποδείγματος της Αγοράς ($R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$) και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS.
- Η εκτίμηση έγινε για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 2001- Δεκέμβριος 2004 (4 έτη). Σύνολο παρατηρήσεων 105 δεκαπενθήμερες αποδόσεις.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά για κάθε μετοχή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων όπως αυτά προέκυψαν με την βοήθεια του e-views:

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	t-statistic	Std error	R ²
OTE	0,878932	4,8195	0,1824	0,3619
Εθνική Τράπεζα	1,404522	14,8230	0,0948	0,2857
EFG Eurobank	1,015203	14,2947	0,0710	0,2214
Alpha Bank	1,170932	11,2433	0,1041	0,2158
Εμπορική Bank	1,416601	10,2334	0,1384	0,4675
Coca- Cola	0,793372	12,0346	0,0659	0,3719
Cosmote	0,550219	4,3595	0,1262	0,1576
Τράπεζα Πειραιώς	1,306759	11,9729	0,1091	0,3039
Ελληνικά Πετρέλαια	1,058028	8,6335	0,1225	0,4375
Τράπεζα Κύπρου	0,865858	10,4428	0,0829	0,3009
Intracom	1,529413	13,5971	0,1125	0,6158
Βιοχάλκο	1,338596	10,9793	0,1219	0,3235
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	2,020402	11,5534	0,1749	0,4937
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,930796	10,0864	0,0923	0,3235
Attica Group	1,767604	10,6059	0,1667	0,5754
ΕΥΔΑΠ	1,249588	8,2000	0,1524	0,4790
Μαΐλλης	1,409958	8,2552	0,1708	0,5467
Εθνική Ακινήτων	2,105713	7,4976	0,2809	0,4198
Τιτάν	0,672555	8,5284	0,0789	0,4115
Γερμανός	1,015137	5,2773	0,1924	0,2293
ΚΑΕ	1,340804	6,6902	0,2004	0,2791
Hyatt	1,013428	4,5931	0,2206	0,3797
Ιατρικό Κέντρο	1,651811	13,5587	0,1218	0,6196
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,607556	10,3561	0,1552	0,2627
Ηρακλής	0,976113	6,2796	0,1554	0,3452
Εγνατία Τράπεζα	1,340021	8,7724	0,1528	0,4900
Ελβάλ	1,197325	8,7604	0,1367	0,3784
Τράπεζα της Ελλάδος	0,958986	7,1722	0,1337	0,2855
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	0,811842	6,3776	0,1273	0,3079
Φοίνιξ Metrolife	1,628375	5,1876	0,3139	0,3132

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	t-statistic	Std error	R ²
Τρία Άλφα	1,459365	9,2701	0,1574	0,2804
Ξυλεμπορία	0,947713	8,6087	0,1101	0,2272
Εμπορικός Δεσμός	1,483287	6,4401	0,2303	0,2911
Έτμα	1,867916	12,9000	0,1448	0,4114
Κυλινδρον. Σαραντόπουλος	1,238506	6,3812	0,1941	0,2279
Λανακαμ	1,630851	9,3386	0,1746	0,4170
Φιντεξπορτ	1,062154	6,3558	0,1671	0,1564
Κατσέλης	0,648398	4,6026	0,1409	0,1730
Λεβεντέρης	1,764115	15,0601	0,1171	0,4955
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,446550	11,9373	0,1212	0,4005
Μινέρβα	0,978150	5,0576	0,1934	0,3310
Ιπποτούρ	0,713950	3,6764	0,1942	0,1105
Έργας	1,862287	11,1799	0,1666	0,4042
Elephant	1,539654	9,0073	0,1709	0,2789
Multirama	1,711438	8,4059	0,2036	0,2679
Ελφίκο	1,415754	8,4754	0,1670	0,2297
Βιοσώλ	1,965525	8,2221	0,2391	0,2766
Βις	1,181491	5,9539	0,1984	0,3041
Cyclon Hellas	1,758820	9,6510	0,1822	0,4994
Τζιρακιάν	1,496047	7,5544	0,1980	0,3721
Αλυσίδα	1,872692	4,6936	0,3990	0,2576
Μαζίμ Περτσινίδης	1,665450	17,8750	0,0932	0,3919
Τασόγλου- Delongi	1,501299	6,4487	0,2328	0,2122
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,497437	4,7928	0,3124	0,1280
Παρνασσός	1,628628	8,9641	0,1817	0,3094
Fieratex	1,718873	10,5299	0,1632	0,3325
Αλλατίνη	0,962972	5,0055	0,1924	0,1212
Μπενρουμπή	0,728569	5,5830	0,1305	0,1003
Κεράνης Συμμετοχών	1,163496	4,9379	0,2356	0,2381
Interinvest	1,220169	10,4462	0,1168	0,4039

3. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις.

- Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έγινε με την βοήθεια του Υποδείγματος της Αγοράς ($R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it}$) και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS.
- Η εκτίμηση έγινε για το χρονικό διάστημα Ιανουάριος 2001- Δεκέμβριος 2004 (4 έτη). Σύνολο παρατηρήσεων 48 μηνιαίες αποδόσεις.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά για κάθε μετοχή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων όπως αυτά προέκυψαν με την βοήθεια του e-views:

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	t-statistic	Std error	R ²
OTE	0,859019	4,0048	0,2145	0,4658
Εθνική Τράπεζα	1,465083	10,6336	0,1378	0,7740
EFG Eurobank	0,987940	11,5742	0,0854	0,6847
Alpha Bank	1,212632	12,2257	0,0992	0,7936
Emporiki Bank	1,639814	8,8131	0,1861	0,6885
Coca- Cola	0,734654	8,2719	0,0888	0,4201
Cosmote	0,557465	3,9283	0,1419	0,3778
Τράπεζα Πειραιώς	1,338267	9,0381	0,1481	0,7602
Ελληνικά Πετρέλαια	0,959576	5,8138	0,1651	0,5270
Τράπεζα Κύπρου	1,081272	11,0076	0,0982	0,5620
Intracom	1,664879	9,6862	0,1719	0,6633
Βιοχάλκο	1,301953	7,4248	0,1754	0,6009
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	2,192650	7,9627	0,2754	0,4909
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,831191	4,9922	0,1665	0,3457
Attica Group	1,658703	8,3705	0,1982	0,5930
ΕΥΔΑΠ	1,298911	4,4018	0,2951	0,5890
Μαΐλλης	1,228475	5,4979	0,2234	0,4969
Εθνική Ακινήτων	2,338057	5,7432	0,4071	0,5675
Τιτάν	0,550838	6,9975	0,0787	0,5068
Γερμανός	1,109901	3,2019	0,3466	0,4495
ΚΑΕ	1,072715	4,3357	0,2474	0,2860
Hyatt	0,879653	2,8605	0,3075	0,2914
Ιατρικό Κέντρο	1,606295	8,5542	0,1877	0,5794
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,546275	4,8878	0,3164	0,5589
Ηρακλής	0,998059	4,8403	0,2062	0,4716
Εγνατία Τράπεζα	1,482701	7,4752	0,1983	0,7132
Ελβάλ	1,154162	7,0978	0,1626	0,5085
Τράπεζα της Ελλάδος	0,970539	4,9086	0,1977	0,4492
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	0,599978	4,9480	0,1213	0,2431
Φοίνιξ Metrolife	1,738581	5,1495	0,3376	0,3302

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	t-statistic	Std error	R ²
Τρία Άλφα	1,494531	5,4495	0,2743	0,26076
Ξυλεμπορία	1,147450	5,4216	0,2116	0,3070
Εμπορικός Δεσμός	1,883088	4,8879	0,3853	0,4267
Έτμα	1,722297	7,5569	0,2279	0,3598
Κυλινδρον. Σαραντόπουλος	1,255438	2,7551	0,4557	0,2587
Λανακαμ	1,576015	5,1498	0,3060	0,5012
Φιντεξπορτ	0,927198	4,4399	0,2088	0,1855
Κατσέλης	0,464527	2,6244	0,1770	0,1158
Λεβεντέρης	1,636372	7,7885	0,2101	0,4282
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,822576	8,6817	0,2099	0,5829
Μινέρβα	0,796263	4,3523	0,1830	0,3427
Ιπποτούρ	0,906809	3,2979	0,2750	0,2221
Έργας	2,283826	6,6764	0,3421	0,4500
Elephant	1,766783	7,3503	0,2404	0,3348
Multirama	1,934444	8,9301	0,2166	0,5215
Ελφίκο	1,830686	5,0708	0,3610	0,4335
Βιοσώλ	2,483300	4,8068	0,5166	0,4714
Βις	1,168796	4,7125	0,2480	0,3059
Cyclon Hellas	1,777023	8,2692	0,2149	0,4885
Τζιρακιάν	1,512970	4,7640	0,3176	0,3921
Αλυσίδα	2,033072	5,8604	0,3469	0,3762
Μαζίμ Περτσινίδης	1,613682	6,6854	0,2414	0,4361
Τασόγλου- Delongi	2,119124	7,3451	0,2885	0,4344
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,263242	1,7099	0,7388	0,1022
Παρνασσός	1,759061	7,8135	0,2251	0,3716
Fieratex	2,198643	5,0118	0,4387	0,3982
Αλλατίνη	1,291890	4,2172	0,3063	0,3385
Μπενρουμπή	0,741996	4,5702	0,1624	0,2848
Κεράνης Συμμετοχών	0,622291	2,6083	0,2386	0,1363
Interinvest	1,586557	7,0146	0,2262	0,6072

4. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson (1979) με μια χρονική υστέρηση (1 lag).

- Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έγινε εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson : $R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}R_{mt} + \beta_{2it}R_{mt-1} + e_{it}$.
- Επομένως το βήτα εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson προκύπτει ως εξής:
 $B\eta\tau a_{Dimson} = \beta_1 + \beta_2$.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά για κάθε μετοχή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων όπως αυτά προέκυψαν με την βοήθεια του e-views:

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	R ²
OTE	1,018978	0,4932
Εθνική Τράπεζα	1,298331	0,6835
EFG Eurobank	1,028756	0,6249
Alpha Bank	1,194853	0,6649
Εμπορική Bank	1,341606	0,5858
Coca- Cola	0,741585	0,4105
Cosmote	0,619485	0,3590
Τράπεζα Πειραιώς	1,110007	0,6152
Ελληνικά Πετρέλαια	0,971700	0,4706
Τράπεζα Κύπρου	0,888997	0,2501
Intracom	1,381433	0,5425
Βιοχάλκο	1,254817	0,4894
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	1,874630	0,4827
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,787919	0,2834
Attica Group	1,455851	0,4044
ΕΥΔΑΠ	1,110188	0,4651
Μαΐλλης	1,230722	0,4525
Εθνική Ακινήτων	1,708577	0,3817
Τιτάν	0,689282	0,3978
Γερμανός	0,851025	0,3486
ΚΑΕ	1,175584	0,3158
Hyatt	0,956008	0,3805
Ιατρικό Κέντρο	1,451484	0,4765
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,177237	0,3209
Ηρακλής	0,895614	0,3691
Εγνατία Τράπεζα	1,195038	0,3634
Ελβάλ	1,074455	0,3829
Τράπεζα της Ελλάδος	0,825420	0,2516
Ελλην. Τεχνοδ. ΤΕΒ	0,949754	0,4162
Φοίνιξ Metrolife	1,341573	0,2180

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	R ²
Τρία Άλφα	1,21582	0,0811
Ξυλεμπορία	0,93365	0,1391
Εμπορικός Δεσμός	1,27924	0,1011
Έτμα	1,76961	0,3442
Κυλινδρον. Σαραντόπουλος	1,10287	0,1720
Λανακαμ	1,13657	0,1290
Φιντεξπορτ	1,22112	0,2493
Κατσέλης	0,63522	0,0999
Λεβεντέρης	1,53597	0,2666
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,49233	0,3057
Μινέρβα	0,90760	0,1203
Ιπποτούρ	0,54271	0,0607
Έργας	1,44254	0,1934
Elephant	1,29766	0,2336
Multirama	1,33670	0,2157
Ελφίκο	1,19307	0,1410
Βιοσώλ	1,79549	0,1596
Βις	1,08245	0,1611
Cyclon Hellas	1,39341	0,2966
Τζιρακιάν	1,24098	0,2176
Αλυσίδα	1,49039	0,1369
Μαζίμ Περτσινίδης	1,56000	0,358
Τασόγλου- Delongi	1,27926	0,1429
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,47620	0,1932
Παρνασσός	1,53811	0,1623
Fieratex	1,48964	0,2265
Αλλατίνη	1,08757	0,1833
Μπενρουμπή	0,65730	0,1968
Κεράνης Συμμετοχών	0,85422	0,0929
Interinvest	1,25273	0,2383

5. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson (1979) με μια χρονική υστέρηση (1 lag) και μία χρονική προήγηση (1 lead).

- Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έγινε εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson: $R_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{mt} + \beta_2 R_{mt-1} + \beta_3 R_{mt+1} + e_{it}$.
- Επομένως το βήτα εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson προκύπτει ως εξής:
 $B\eta\tau a_{Dimson} = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά για κάθε μετοχή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων όπως αυτά προέκυψαν με την βοήθεια του e-views:

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	R ²
OTE	0,994376	0,4935
Εθνική Τράπεζα	1,328001	0,6840
EFG Eurobank	1,031034	0,6250
Alpha Bank	1,189330	0,6650
Εμπορική Bank	1,343296	0,5858
Coca- Cola	0,760005	0,4107
Cosmote	0,566177	0,3615
Τράπεζα Πειραιώς	1,116421	0,6152
Ελληνικά Πετρέλαια	1,033000	0,4727
Τράπεζα Κύπρου	0,961505	0,2520
Intracom	1,463912	0,5446
Βιογάλκο	1,175825	0,4914
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	1,998704	0,4850
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,809998	0,2837
Attica Group	1,482363	0,4051
ΕΥΔΑΠ	1,174397	0,4670
Μαΐλλης	1,295779	0,4543
Εθνική Ακινήτων	1,845287	0,3845
Τιτάν	0,703221	0,3980
Γερμανός	0,843123	0,3486
ΚΑΕ	1,206342	0,3162
Hyatt	0,952484	0,3805
Ιατρικό Κέντρο	1,540348	0,4787
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,169657	0,3239
Ηρακλής	0,884154	0,3691
Εγνατία Τράπεζα	1,237202	0,3646
Ελβάλ	1,121850	0,3840
Τράπεζα της Ελλάδος	0,798122	0,2520
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	0,932593	0,4163
Φοίνιξ Metrolife	1,429175	0,2193

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	R ²
Τρία Άλφα	1,2581810	0,0817
Ξυλεμπορία	0,9967590	0,1402
Εμπορικός Δεσμός	1,1947910	0,1017
Έτμα	1,7969780	0,3444
Κυλινδρον. Σαραντόπουλος	1,0518760	0,1725
Λανακαμ	1,2271820	0,1299
Φιντεξπορτ	1,1534950	0,2502
Κατσέλης	0,6352940	0,0999
Λεβεντέρης	1,6192940	0,2676
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,5991860	0,3074
Μινέρβα	0,9131140	0,1203
Ιπποτούρ	0,5519930	0,0617
Έργας	1,6478320	0,1972
Elephant	1,2862030	0,2343
Multirama	1,3135970	0,2165
Ελφίκο	1,1951890	0,1410
Βιοσώλ	1,6794960	0,1606
Βις	0,9933310	0,1622
Cyclon Hellas	1,5524440	0,3005
Τζιρακιάν	1,3382590	0,2189
Αλυσίδα	1,5167490	0,1369
Μαξίμ Περτσινίδης	1,5524760	0,3583
Τασόγλου- Delongi	1,3301460	0,1439
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,5681800	0,1939
Παρνασσός	1,5769950	0,1624
Fieratex	1,5113330	0,2266
Αλλατίνη	1,0683500	0,1840
Μπενρουμπή	0,6974080	0,1982
Κεράνης Συμμετοχών	0,8433850	0,0930
Interinvest	1,2025270	0,2388

6. Η εκτίμηση του συντελεστή βήτα των μετοχών που συνιστούν το χαρτοφυλάκιο μετοχών υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson (1979) με τρεις χρονικές υστερήσεις (3 lags) και δυο χρονικές προηγήσεις (2 leads).

- Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έγινε εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson: $R_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{mt} + \beta_2 R_{mt-1} + \beta_3 R_{mt-2} + \beta_4 R_{mt-3} + \beta_5 R_{mt+1} + \beta_6 R_{mt+2} + e_{it}$.
- Επομένως το βήτα εφαρμόζοντας το μοντέλο του Dimson προκύπτει ως εξής:
 $B\eta\tau\alpha_{Dimson} = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 + \beta_6$.

Στη συνέχεια παρουσιάζονται αναλυτικά για κάθε μετοχή τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων όπως αυτά προέκυψαν με την βοήθεια του e-views:

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	R ²
OTE	0,978009	0,4943
Εθνική Τράπεζα	1,426377	0,6896
EFG Eurobank	1,027587	0,6237
Alpha Bank	1,214677	0,6657
Εμπορική Bank	1,447208	0,5865
Coca- Cola	0,697577	0,4193
Cosmote	0,594834	0,3669
Τράπεζα Πειραιώς	1,246839	0,6179
Ελληνικά Πετρέλαια	1,003789	0,4713
Τράπεζα Κύπρου	0,858949	0,2530
Intracom	1,528309	0,5446
Βιοχάλκο	1,142865	0,4931
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	2,018475	0,4833
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,971838	0,3207
Attica Group	1,468590	0,4060
ΕΥΔΑΠ	1,323037	0,4714
Μαΐλλης	1,354911	0,4575
Εθνική Ακινήτων	2,018541	0,3891
Τιτάν	0,710208	0,4002
Γερμανός	0,927998	0,3478
ΚΑΕ	1,103632	0,3120
Hyatt	0,862684	0,3811
Ιατρικό Κέντρο	1,577426	0,4775
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,461561	0,3275
Ηρακλής	0,936230	0,3685
Εγνατία Τράπεζα	1,346923	0,3692
Ελβάλ	1,014952	0,3854
Τράπεζα της Ελλάδος	0,860490	0,2502
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	0,856604	0,4236
Φοίνιξ Metrolife	1,575317	0,2206

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	Συντελεστής βήτα	R ²
Τρία Άλφα	1,549679	0,0832
Ξυλεμπορία	1,043980	0,1480
Εμπορικός Δεσμός	1,339398	0,1031
Έτμα	1,920985	0,3459
Κυλινδρον. Σαραντόπουλος	1,154202	0,1766
Λανακαμ	1,391258	0,1335
Φιντεξπορτ	0,975457	0,2539
Κατσέλης	0,595323	0,1176
Λεβεντέρης	1,669041	0,2687
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,556413	0,3085
Μινέρβα	0,920429	0,1279
Ιπποτούρ	0,740797	0,0675
Έργας	1,726591	0,2019
Elephant	1,510859	0,2392
Multirama	1,527886	0,2200
Ελφίκο	1,359070	0,1445
Βιοσώλ	1,655504	0,1604
Βις	0,964457	0,1612
Cyclon Hellas	1,594501	0,3023
Τζιρακιάν	1,364866	0,2195
Αλυσίδα	1,696295	0,1377
Μαξίμ Περτσινίδης	1,631452	0,3602
Τασόγλου- Delongi	1,402350	0,1451
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,521017	0,1926
Παρνασσός	1,719730	0,1653
Fieratex	1,681457	0,2296
Αλλατίνη	1,043864	0,1878
Μπενρουμπή	0,559577	0,1967
Κεράνης Συμμετοχών	0,704811	0,0930
Interinvest	1,338468	0,2445

7. Αναλυτική παρουσίαση των βήτα που συνθέτουν το βήτα που προκύπτει σύμφωνα με το μοντέλο των Scholes & Williams (1977).

Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου έγινε εφαρμόζοντας το μοντέλο των Scholes & Williams (τα βήτα στο μοντέλο των Scholes & Williams προκύπτουν από τρεις διαφορετικές παλινδρομήσεις).

$$b^{SW}_i = \frac{(\hat{b}^{-1}_i + \hat{b}_i + \hat{b}^{+1}_i)}{(1 + 2\hat{r}_m)}$$

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	β^0	t-stat	β^{-1}	t-stat	β^{+1}	t-stat	β Scholes&Williams
OTE	1,008178	19,8866	0,094287	1,9975	0,056727	1,1434	0,995869
Εθνική Τράπεζα	1,233074	32,0474	0,172124	3,8599	0,133538	3,3360	1,321938
EFG Eurobank	0,964657	29,6307	0,148068	3,9196	0,080656	2,2078	1,025241
Alpha Bank	1,180186	36,1824	0,112478	2,4965	0,091005	2,1970	1,188719
Emporiki Bank	1,257835	28,2640	0,192208	3,8706	0,101755	2,2160	1,333160
Coca- Cola	0,830535	19,0444	-0,031011	-0,6490	0,083259	2,1199	0,758405
Cosmote	0,684013	20,2068	-0,013560	-0,3082	0,000537	0,0151	0,576452
Τράπεζα Πειραιώς	1,038739	26,4896	0,161866	4,3933	0,091074	2,5532	1,109690
Ελληνικά Πετρέλαια	1,011294	23,5340	0,039320	0,9189	0,147568	2,9601	1,029366
Τράπεζα Κύπρου	0,892454	15,3173	0,067978	1,2113	0,147999	2,6866	0,952260
Intracom	1,421406	28,7069	0,072308	1,3565	0,203455	3,8186	1,458049
Βιογάλκο	1,327240	22,2026	0,030176	0,4583	0,025388	0,3753	1,187976
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	1,900926	23,4025	0,126485	1,6084	0,287269	4,0309	1,988557
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,775599	17,4122	0,077418	1,7858	0,088291	2,0713	0,808684
Attica Group	1,308182	22,7109	0,265277	4,2435	0,131266	1,9962	1,464540
ΕΥΔΑΠ	1,167706	22,8639	0,031252	0,5811	0,160670	2,7750	1,168065
Μαΐλλης	1,157396	22,1317	0,172173	3,3125	0,160083	3,0512	1,279770
Εθνική Ακινήτων	1,732814	13,6970	0,113116	1,4023	0,283359	3,6209	1,829286
Τιτάν	0,717191	16,1871	0,028716	0,7945	0,074421	2,1957	0,704749
Γερμανός	0,770413	10,7763	0,150352	3,7369	0,054326	1,3549	0,837707
ΚΑΕ	1,059633	12,9631	0,214072	3,3611	0,122466	1,6891	1,199460
Hyatt	0,979592	13,9266	0,058425	1,2489	0,084336	1,5720	0,964221

Ιατρικό Κέντρο	1,398797	25,8172	0,172956	3,1468	0,211978	3,6519	1,532415
Ελληνικά Χρηματιστήρια							1,262596
Ηρακλής	1,094845	18,4413	0,179450	2,7265	0,195367	3,1484	
Εγνατία Τράπεζα	0,828473	16,7813	0,140688	3,2526	0,055756	1,3546	0,880513
Ελβάλ	1,104511	19,2578	0,187681	3,0762	0,133454	2,1747	1,224782
Ελβάλ	1,048970	20,1852	0,114095	2,0340	0,137692	2,2648	1,117489
Τράπεζα της Ελλάδος							0,800954
Ελλην. Τεχνολ. ΓΕΒ	0,747967	14,7828	0,147580	3,0394	0,036763	0,7621	
Ελλην. Τεχνολ. ΓΕΒ	1,054595	22,8350	-0,025434	-0,5076	0,072593	1,4209	0,946524
Φοίνιξ Metrolife							
	1,217495	10,9593	0,233128	2,7670	0,190697	2,3161	1,410069

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	β^0	t-stat	β^1	t-stat	β^{+1}	t-stat	β Scholes & Williams
Interinvest	1,215345	14,8315	0,140828	1,9817	0,047854	0,6204	1,206209
Κεράνης Συμμετοχών	0,837295	8,8527	0,086812	1,1009	0,056893	0,6768	0,842784
Μπενρουμπή	0,762960	8,3457	-0,048573	-0,7753	0,112605	1,1733	0,710474
Αλλατινή	1,053640	12,9555	0,124501	1,8669	0,068618	0,9412	1,071099
Fieratex	1,453149	14,5459	0,159345	1,7347	0,143922	1,4111	1,508948
Παρνασσός	1,437716	13,1523	0,223607	1,9547	0,153361	1,3686	1,559007
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,763071	12,2595	-0,168776	-1,3959	0,239885	1,6679	1,575756
Τασόγλου-Delongi	1,343196	12,0900	0,038785	0,4057	0,160824	1,5782	1,325434
Μαζίμ Περτσινίδης	1,788728	23,1267	-0,102247	-1,3248	0,138654	1,3591	1,567985
Αλυσίδα	1,440652	9,5225	0,166833	1,3798	0,136465	1,2472	1,498239
Τζιρακιάν	1,348429	16,8923	-0,007795	-0,0913	0,211596	2,1175	1,333531
Cyclon Hellas	1,500172	18,4602	0,007436	0,0736	0,293807	3,0586	1,547607
Βις	1,127575	10,8568	0,045249	0,5073	0,001627	0,0144	1,008979
Βιοσώλ	1,559636	12,6666	0,384767	3,6024	0,006369	0,0621	1,675921
Ελφίκο	1,249203	13,0731	0,039312	0,4221	0,101102	1,0475	1,193829
Multirama	1,212160	10,7342	0,232398	3,0834	0,070653	0,7529	1,301728
Elephant	1,288865	16,2824	0,115614	1,5593	0,094575	1,2319	1,287847
Έργας	1,569503	14,8762	-0,011225	-0,1336	0,344053	3,1046	1,634305
Ιπποτούρ	0,584628	7,6253	0,086941	1,2614	-0,028127	-0,3230	0,552785
Μινέρβα	0,762100	9,8226	0,215833	2,4742	0,059442	0,8131	0,891216
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,556152	18,8948	0,056007	0,7153	0,377070	2,5589	1,708960
Λεβεντέρης	1,522183	17,9357	0,138858	1,9352	0,212436	2,1026	1,609516
Κατσέλης	0,538750	7,6608	0,149088	2,1387	0,044676	0,9051	0,629308
Φιντεξπόρτ	1,175548	14,0727	0,143738	1,8704	0,020654	0,3067	1,151151
Λανακάμ	1,153373	11,3171	0,076651	0,8049	0,192267	2,0007	1,221899
Κυλινδρομ. Σαραντόπουλος	1,058767	12,3051	0,133761	1,6788	0,031080	0,4432	1,051210
Έτμα	1,838110	20,9720	0,075510	0,7470	0,179082	1,7652	1,797854
Εμπορικός Δεσμός	1,124337	10,9122	0,256115	2,3088	-0,005746	-0,0586	1,181019
Ξυλεμπορία	0,933261	11,8583	0,074317	0,9104	0,138834	1,9475	0,984890
Τρία Άλφα	0,894631	7,9980	0,420876	4,8207	0,116475	1,1596	1,230225

8. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini (1983) και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS, προβλέψαμε την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για δεκαπενθήμερο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται σε σύγκριση με την τιμή του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας την μέθοδο OLS με δεκαπενθήμερες αποδόσεις.

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	βήτα Hawawini (πρόβλεψη του βήτα που θα προκύψει αν χρησιμοποιήσουμε δεκαπενθήμερες αποδόσεις)	βήτα OLS (χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις)
OTE	0,9969118	0,878932
Εθνική Τράπεζα	1,3140133	1,404522
EFG Eurobank	1,0199584	1,015203
Alpha Bank	1,1878365	1,170932
Εμπορική Bank	1,3265133	1,416601
Coca- Cola	0,7645906	0,793372
Cosmote	0,5858757	0,550219
Τράπεζα Πειραιώς	1,1034080	1,306759
Ελληνικά Πετρέλαια	1,0276032	1,058028
Τράπεζα Κύπρου	0,9469742	0,865858
Intracom	1,4547840	1,529413
Βιοχάλκο	1,2000420	1,338596
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	1,9806426	2,020402
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,8057618	0,930796
Attica Group	1,4507984	1,767604
ΕΥΔΑΠ	1,1679042	1,249588
Μαΐλλης	1,2690533	1,409958
Εθνική Ακινήτων	1,8205194	2,105713
Τιτάν	0,7057578	0,672555
Γερμανός	0,8317916	1,015137
ΚΑΕ	1,1871108	1,340804
Hyatt	0,9654488	1,013428
Ιατρικό Κέντρο	1,5205998	1,651811
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,2477350	1,607556
Ηρακλής	0,8758993	0,976113
Εγνατία Τράπεζα	1,2142676	1,340021
Ελβάλ	1,1113798	1,197325
Τράπεζα της Ελλάδος	0,7963276	0,958986
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	0,9557954	0,811842
Φοίνιξ Metrolife	1,3931669	1,628375

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	βήτα Hawawini (πρόβλεψη του βήτα που θα προκύψει αν χρησιμοποιήσουμε δεκαπενθήμερες αποδόσεις)	βήτα OLS (χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις)
Τρία Άλφα	1,200797	1,459365
Ξυλεμπορία	0,980134	0,947713
Εμπορικός Δεσμός	1,176143	1,483287
Έτμα	1,801345	1,867916
Κυλινδρομ. Σαραντόπουλος	1,052031	1,238506
Λανακαμ	1,215877	1,630851
Φιντεξπορτ	1,153256	1,062154
Κατσέλης	0,621405	0,648398
Λεβεντέρης	1,601676	1,764115
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,586158	1,446550
Μινέρβα	0,879908	0,978150
Ιπποτούρ	0,555527	0,713950
Έργας	1,628325	1,862287
Elephant	1,287939	1,539654
Multirama	1,294017	1,711438
Ελφίκο	1,198609	1,415754
Βιοσώλ	1,665833	1,965525
Βις	1,019314	1,181491
Cyclon Hellas	1,543219	1,758820
Τζιρακιάν	1,334592	1,496047
Αλυσίδα	1,493154	1,872692
Μαζίμ Περτσινίδης	1,587061	1,665450
Τασόγλου- Delongi	1,326787	1,501299
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,591951	1,497437
Παρνασσός	1,548380	1,628628
Fieratex	1,503892	1,718873
Αλλατίνη	1,069503	0,962972
Μπενρουμπή	0,715011	0,728569
Κεράνης Συμμετοχών	0,842241	1,163496
Interinvest	1,206958	1,220169

9. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini (1983) και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS προβλέψαμε την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται σε σύγκριση με την τιμή του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας την μέθοδο OLS με μηνιαίες αποδόσεις.

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	βήτα Hawawini (πρόβλεψη του βήτα που θα προκύψει αν χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες αποδόσεις)	βήτα OLS (χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις)
OTE	0,9963447	0,859019
Εθνική Τράπεζα	1,3180877	1,465083
EFG Eurobank	1,0227422	0,987940
Alpha Bank	1,1882216	1,212632
Εμπορική Bank	1,3299705	1,639814
Coca- Cola	0,7612710	0,734654
Cosmote	0,5809356	0,557465
Τράπεζα Πειραιώς	1,1066634	1,338267
Ελληνικά Πετρέλαια	1,0284242	0,959576
Τράπεζα Κύπρου	0,9497186	1,081272
Intracom	1,4564642	1,664879
Βιοχάλκο	1,1936391	1,301953
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	1,9846555	2,192650
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,8072801	0,831191
Attica Group	1,4579776	1,658703
ΕΥΔΑΠ	1,1679142	1,298911
Μαΐλλης	1,2746739	1,228475
Εθνική Ακινήτων	1,8249344	2,338057
Τιτάν	0,7051823	0,550838
Γερμανός	0,8348813	1,109901
ΚΑΕ	1,1935279	1,072715
Hyatt	0,9647369	0,879653
Ιατρικό Κέντρο	1,5267312	1,606295
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,2554313	1,546275
Ηρακλής	0,8782866	0,998059
Εγνατία Τράπεζα	1,2197926	1,482701
Ελβάλ	1,1145214	1,154162
Τράπεζα της Ελλάδος	0,7987620	0,970539
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	0,9508219	0,599978
Φοίνιξ Metrolife	1,4020100	1,738581

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	βήτα Hawawini (πρόβλεψη του βήτα που θα προκύψει αν χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες αποδόσεις)	βήτα OLS (χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις)
Τρία Άλφα	1,216209	1,494531
Ξυλεμπορία	0,982493	1,147450
Εμπορικός Δεσμός	1,178751	1,883088
Έτμα	1,799494	1,722297
Κυλινδρομ. Σαραντόπουλος	1,051692	1,255438
Λανακαμ	1,219024	1,576015
Φιντεξπορτ	1,152133	0,927198
Κατσέλης	0,625565	0,464527
Λεβεντέρης	1,605678	1,636372
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,587669	1,822576
Μινέρβα	0,885838	0,796263
Ιπποτούρ	0,554062	0,906809
Έργας	1,631286	2,283826
Elephant	1,287892	1,766783
Multirama	1,298138	1,934444
Ελφίκο	1,196062	1,830686
Βιοσώλ	1,671179	2,483300
Βις	1,013864	1,168796
Cyclon Hellas	1,545386	1,777023
Τζιρακιάν	1,333895	1,512970
Αλυσίδα	1,495797	2,033072
Μαξίμ Περτσινίδης	1,576909	1,613682
Τασόγλου- Delongi	1,325961	2,119124
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,583337	1,263242
Παρνασσός	1,553951	1,759061
Fieratex	1,506446	2,198643
Αλλατίνη	1,070301	1,291890
Μπενρουμπή	0,712597	0,741996
Κεράνης Συμμετοχών	0,842490	0,622291
Interinvest	1,206536	1,586557

10. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο του Hawawini (1983) και την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας δεκαπενθήμερες αποδόσεις και εφαρμόζοντας την μέθοδο OLS προβλέψαμε την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου που θα προκύψει για μηνιαίο χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών.

Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται σε σύγκριση με την τιμή του συστηματικού κινδύνου που προέκυψε χρησιμοποιώντας την μέθοδο OLS με μηνιαίες αποδόσεις.

Μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	βήτα Hawawini (πρόβλεψη του βήτα που θα προκύψει αν χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες αποδόσεις)	βήτα OLS (χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις)
OTE	0,6972501	0,859019
Εθνική Τράπεζα	1,2873475	1,465083
EFG Eurobank	0,8390631	0,987940
Alpha Bank	1,0509268	1,212632
Emporiki Bank	1,4663129	1,639814
Coca- Cola	0,4922004	0,734654
Cosmote	0,4032985	0,557465
Τράπεζα Πειραιώς	1,3159288	1,338267
Ελληνικά Πετρέλαια	0,8713013	0,959576
Τράπεζα Κύπρου	0,9912968	1,081272
Intracom	1,5715040	1,664879
Βιογάλκο	1,0626828	1,301953
Δημ. Οργαν. Λαμπράκη	2,3523307	2,192650
Αλουμίνιο της Ελλάδος	0,9349353	0,831191
Attica Group	1,5646532	1,658703
ΕΥΔΑΠ	1,2539456	1,298911
Μαΐλλης	1,3147470	1,228475
Εθνική Ακινήτων	2,0448912	2,338057
Τιτάν	0,5055952	0,550838
Γερμανός	1,0523993	1,109901
ΚΑΕ	1,1140004	1,072715
Hyatt	1,0175387	0,879653
Ιατρικό Κέντρο	1,7592587	1,606295
Ελληνικά Χρηματιστήρια	1,8409531	1,546275
Ηρακλής	0,9033637	0,998059
Εγνατία Τράπεζα	1,4755723	1,482701
Ελβάλ	1,1849128	1,154162
Τράπεζα της Ελλάδος	0,8528589	0,970539
Ελλην. Τεχνολ. ΤΕΒ	0,6716545	0,599978
Φοίνιξ Metrolife	1,7043888	1,738581

Μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης :

(παρουσιάζονται με αύξουσα σειρά ως προς την κατάταξη με βάση την κεφαλαιοποίηση)

Μετοχές	βήτα Hawawini (πρόβλεψη του βήτα που θα προκύψει αν χρησιμοποιήσουμε μηνιαίες αποδόσεις)	βήτα OLS (χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις)
Τρία Άλφα	1,634458	1,494531
Ξυλεμπορία	1,338359	1,147450
Εμπορικός Δεσμός	1,951512	1,883088
Έτμα	1,715000	1,722297
Κυλινδρομ. Σαραντόπουλος	1,345298	1,255438
Λανακαμ	1,465021	1,576015
Φιντεξπορτ	1,135752	0,927198
Κατσέλης	0,555263	0,464527
Λεβεντέρης	1,550341	1,636372
Αφοί Μεσοχωρίτη	1,823947	1,822576
Μινέρβα	0,854838	0,796263
Ιπποτούρ	0,975195	0,906809
Έργας	2,465484	2,283826
Elephant	2,154308	1,766783
Multirama	1,988926	1,934444
Ελφίκο	1,894353	1,830686
Βιοσώλ	2,268016	2,483300
Βις	1,179051	1,168796
Cyclon Hellas	1,724726	1,777023
Τζιρακιάν	1,990565	1,512970
Αλυσίδα	2,127145	2,033072
Μαξίμ Περτσινίδης	1,936141	1,613682
Τασόγλου- Delongi	2,087835	2,119124
Λαν-Νετ Επικοινωνίες	1,882965	1,263242
Παρνασσός	1,803454	1,759061
Fieratex	2,029382	2,198643
Αλλατίνη	1,318701	1,291890
Μπενρουμπή	0,741203	0,741996
Κεράνης Συμμετοχών	0,757212	0,622291
Interinvest	1,559457	1,586557

Βιβλιογραφία

- Acker Daniella and Duck W. Nigel (2004) “ Estimating betas and stock-return correlations from monthly data: A warning note ”, Department of Economics, University of Bristol, UK, Discussion Paper No 04/557
- Bartholdy Jan and Peare Paula (2001) “The relative efficiency of beta estimates ”, Aarhus School of Business, Denmark
- Beer Francisca Marie (1997) “ Estimation of risk on the Brussels Stock Exchange: Methodological Issues and Empirical Results ”, Global Finance Journal, Volume 8, Issue 1, pp. 83-94
- Berglund Tom, Liljebloom Eva and Foflund Anders (1989) “ Estimating betas on daily data for a small stock market ”, Journal of Banking and Finance, Volume 13, Issue 1, pp. 41-64
- Brailsford J. Timothy (1995) “ An empirical test of the effect of the return interval on conditional volatility ”, Applied Economics Letters, Volume 2, pp. 156-158
- Brailsford J. Timothy and Faff W. Robert (1997) “ Testing the conditional CAPM and the effect of intervaling: A note. ”, Pacific-Basin Finance Journal, Volume 5, pp. 527-537
- Brailsford J. Timothy and Josev Thomas (1997) “ The impact of the return interval on the estimation of systematic risk ”, Pacific-Basin Finance Journal, Volume 5. pp. 357-376
- Brown J. Stephen and Warner B. Jerold (1985) “ Using daily stock returns: The case of Event Studies ”, Journal of Financial Economics, Volume 14, pp. 3- 31
- Clare Andrew, Priestley Richard and Stephen Thomas (1997) “ Is beta dead? The role of alternative estimation methods ”, Applied Economics Letters, Volume 4, pp. 559-562
- Clare Andrew, Priestley Richard and Stephen Thomas (1998) “ Reports of beta’s death are premature ”, Journal of Banking and Finance, Volume 22, pp. 1207- 1229
- Cohen I. Kalman, Hawawini A. Gabriel, Maier F. Steven, Schwartz A. Robert, Whitcomb K. David (1980) “ Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behavior ”, The Journal of Finance, Volume 35, No 2, pp. 249-257
- Cohen I. Kalman, Hawawini A. Gabriel, Maier F. Steven, Schwartz A. Robert, Whitcomb K. David (1983) “ Estimating and Adjusting for the Intervalling- Effect Bias in Beta ”, Management Science, Volume 29, No 1, pp. 135- 148
- Cohen K. J, Hawawini G. A, Maier S. F, Schwartz R. A, Whitcomb D. K (1983), “ Friction in the trading process and the estimation of systematic risk ”, Journal of Financial Economics, Volume 12, pp. 263- 278
- Corhay Albert (1992) “ The intervalling effect bias in beta: A note ”, Journal of Banking and Finance, Volume 16, pp. 61-73
- Coutts J. Andrew, Mills C. Terence and Roberts Jennifer (1995) “ Misspecification of the market model: The implications for event studies ”, Applied Economics Letters, Volume 2, pp.163-165
- Damodaran Aswath (1998) “ Estimating risk parameters ”, Stern School of Business, New York

- Daves R. Phillip, Ehrhardt C. Michael and Kunkel A. Robert (2000) "Estimating systematic risk: The choice of return interval and estimation period", *Journal of financial and Strategic Decisions*, Volume 13, No 1, pp. 7-13
- Dimson E. (1979) "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading", *Journal of Financial Economics*, Volume 7, pp. 197- 226
- Dimson Elroy and Marsh Paul (1981) "The stability of UK risk measures and the problem of thin trading", *Berkeley Working Paper Series*, No 120
- Dimson Elroy and Mussavian Massoud (1999) "Three centuries of asset pricing", *Journal of Banking and Finance*, Volume 23, pp. 1745-1769
- Dimson Elroy, Marsh Paul and Staunton Mike (2000) "Risk and Return in the 20th and 21st centuries", *Business Strategy Review*, Volume 11, Issue 2, pp. 1-18
- Dongcheol Kim (1999) "Sensitivity of systematic risk estimates to the return measurement interval under serial correlation», *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Volume 12, pp. 49-64
- Draper P. and Paudyal K. (1995) "Empirical irregularities on the estimation of beta: The impact of alternative estimation assumptions and procedures", *Journal of Business Finance and Accounting*, Volume 22, pp. 157-177
- Elton J. Edwin and Gruber J. Martin (1997) "Modern Portfolio Theory: 1950 to date", *Journal of Banking and Finance*, Volume 21, pp. 1743-1759
- Fama F. Eugene and French R. Kenneth (1992) "The Cross- Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, Volume 47, No 2, pp. 427- 465
- Fernandez Pablo (2004) "Are calculated betas good for anything?", *University of Navarra, Spain, IESE Business School, IESE Research Papers, Working Paper No 555*
- Fowler D. J and Rorke H. C (1983) "Risk measurement when shares are subject to infrequent trading: Comment", *Journal of Financial Economics*, Volume 12, pp. 279- 283
- Frankfurter G, Leung W. and Brockman P. (1994) "Compounding period length and the Market Model", *Journal of Economics and Business*, Volume 46, pp. 179-193
- Gencay Ramazan, Selcuk Faruk and Whitcher Brandon (2003) "Systematic risk and timescales", *Quantitative Finance*, Volume 3, pp. 108-116
- Handa Puneet, Kothari S. P. and Wasley Charles (1989) "The relation between the Return Interval and Betas: Implications for the size effect", *Journal of Financial Economics*, Volume 23, pp. 79- 100
- Handa Puneet, Kothari S. P. and Wasley Charles (1993) "Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset- Pricing Model to the Return- Measurement Interval", *Journal of Finance*, Volume 48, Issue 4, pp. 1543- 1551
- Hawawini G. A (1983) "Why beta shifts as the return interval changes", *Financial Analysts Journal*, Volume 39, pp. 73-77
- Josev Thomas, Brooks D. Robert and Faff W. Robert (1998) "Explaining asset returns with MM, QMM and APT: The effect of intervaling",
- Karathanassis G. and Patsos C. (1993) "Evidence of heteroscedasticity and Misspecification issues in the Market Model: Results from the Athens Stock Exchange", *Applied Economics*, Volume 25, Issue 11, pp. 1423-1438.
- Καραθανάσης Γ. και Ν. Φίλιππας (1994) "Έλεγχοι παραβίασης των υποθέσεων του Υποδείγματος της Αγοράς στη Χρηματιστηριακή Αγορά των Αθηνών", *Σπουδαί*, τόμος 44, σελ. 62-78
- Levy Haim and Gideon Schwarz (1997) "Correlation and the time interval over which variables are measured", *Journal of Econometrics*, Volume 76, pp. 341-350

- Markowitz Harry (1952) “ *Portfolio Selection* ”, *The Journal of Finance*, Volume 7, No 1, pp. 77-91
- Odabasi Attila (2003) “ *Some estimation issues on betas: A preliminary investigation On the Instabul Stock Exchange* ”, *Faculty of Economics and Administrative Science, Bogazici University, Istanbul, Turkey*
- Papaioannou G. and Phillipatos (1982) “ *The intervaling effect under nonsynchronous trading and price adjustments lags in the Athens Stock Exchange* ”, *Spoudai*, pp. 627-639
- Roll Richard (1981) “ *A possible explanation of the small firm effect* ”, *The Journal of Finance*, Volume 36, No 4, pp. 879- 888
- Shalit Haim and Yitzhaki Shiomo (2002) “ *Estimating beta* ”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, pp. 95-118
- Smith V. Keith (1978) “ *The effect of intervaling on estimating parameters of the Capital Asset Pricing Model* ”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Volume 13, No 2, pp. 313- 332