



Πανεπιστήμιο Πειραιά

Σχολή Χρηματοοικονομικής και Στατιστικής

**Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής
Διοικητικής**

**Π.Μ.Σ. στη Χρηματοοικονομική και
Τραπεζική με κατεύθυνση στην
Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη**

Διπλωματική Εργασία

Θέμα:

‘Εκτίμηση του βήτα σε ρηχές Αγορές’

Ακ. Έτος: 2017-2018

Λάμπρου Στυλιανή
ΜΧΑΝ1612

Επιβλέπων Καθηγητής: κος Γ. Διακογιάννης

3-μελή Επιτροπή:

- Καθηγητής Γ. Διακογιάννης,*
- Καθηγητής Α. Α. Αντζουλάτος,*
- Αναπλ. Καθηγητής Ν. Κουρογένης*



Περιεχόμενα

Πίνακες	4
Ιστογράμματα	5
Διαγράμματα Χρονοσειρών	5
Περίληψη	6
Εισαγωγή	8
Οικονομική Ιστορία Ευρώπης.....	8
Μακροοικονομικές εξελίξεις στην Ευρωπαϊκή Ένωση	10
Οικονομική Ιστορία της Ελλάδας	12
Η Ελλάδα σήμερα.....	13
Εξελίξεις στην οικονομία της Ελλάδας	15
Κεφάλαιο 2°	19
Θεωρία Χαρτοφυλακίου.....	19
Κίνδυνος.....	20
Απόδοση.....	22
Ρευστότητα	23
Στρατηγικές Χαρτοφυλακίου	23
Τύποι Χαρτοφυλακίου.....	23
Διαχείριση Χαρτοφυλακίου	25
Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM)	26
Αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια και η γραμμή κεφαλαιαγοράς CML	27
Εκτίμηση του συντελεστή β _i	31
Παραβιάσεις του γραμμικού υποδείγματος	31
Το μοντέλο Markowitz.....	33
Επιλογή Χαρτοφυλακίου	33
Η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου.....	33
Κεφάλαιο 3ο	36
Διακογιάννης & Μακρή (2008)	36
Dimson E. (1979).....	43
Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F., Schwartz R. A., and Whitcomb D. IC (1983a)	46
Hawawini G. A (1983).....	48
Armitage S., Brzeszczynski J. (2011)	50
Brailsford J.T. and Josev T. (1997)	52
Hakan Er & Sevgi Aydin (2010)	55
Daves R. P., Ehrhardt C. bit, and Kunkel A. Robert (2000)	59
Scholes, M. and Williams, J. (1977)	61



Whitcomb D. K. (1983b)	64
Beer F. M. (1997)	66
Corhay A. (1992)	68
Chan I. & Lakonishok J. (1992).....	70
Hawawini G. A and Michel A. (1974)	72
Handa P., Kothari S. P. and Wasley C. (1989)	74
Hawawini G. A. (1980).....	76
Odabasi A. (2003)	78
Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000)	80
Michael Atchhison, Kirt Butler & Richard Simonds (1987)	82
Charles Wasley & Puneet Handa (1993).....	84
Σύγκριση προηγούμενων εμπειρικών μελετών	87
Κεφάλαιο 4ο	90
Δεδομένα	90
Περιγραφή Μεθοδολογίας	94
Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας	110
Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας	111
Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης.....	112
Αποτελέσματα δεκατίας (2003-2013).....	114
Ελλάδα	114
Ιρλανδία.....	116
Ισπανία.....	117
T-test διαφορας μεσων.....	119
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ελλάδα.....	119
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ισπανία	120
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ιρλανδία.....	121
Μελέτη της οικονομικής κρίσης	122
Ελλάδα προ κρίσης (2003-2008)	122
Ελλάδα μετά κρίσης (2008-2013)	123
Ιρλανδία προ κρήσης (2003-2008)	124
Ιρλανδία μετά κρίσης (2008-2013).....	125
Ισπανία προ κρήσης (2003-2008)	126
Ισπανία μετά κρίσης (2008-2013).....	127
T-test διαφορας μεσων προ κρίσης 2003-2008	128
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ελλάδα προ κρίσης 2003-2008	128
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ελλάδα μετά κρίσης 2008-2013	129
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ισπανία προ κρίσης 2003-2008.....	130
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ισπανία μετά κρίσης 2008-2013.....	131
T-test Ισοτητας Μεσων beta Ιρλανδία προ κρίσης 2003-2008	132



T-test Ισοτητας Μεσων beta Ιρλανδία μετά κρίσης 2008-2013.....	133
Κεφάλαιο 5ο	134
Συμπεράσματα.....	134
Κεφάλαιο 6ο	138
Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.....	138
Βιβλιογραφία	139
Παράρτημα	142
Ελλάδα	142
Ιστογράμματα Ελλάδας	142
Διάγραμμα Χρονοσειράς – Δείκτη Χρηματιστηρίου Ελλάδας.....	145
Ιρλανδία.....	147
Ιστογράμματα Ιρλανδίας.....	147
Διάγραμμα Χρονοσειράς – Δείκτη Χρηματιστηρίου Ιρλανδίας	150
Ισπανία.....	152
Ιστογράμματα Ισπανίας	152
Διάγραμμα Χρονοσειράς – Δείκτη Χρηματιστηρίου Ισπανίας.....	156

**Πίνακες**

Πίνακας 1: Εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης Ελλάδας	97
Πίνακας 2: Εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης Ελλάδας.....	98
Πίνακας 3: Εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης Ισπανίας.....	99
Πίνακας 4: Εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης Ισπανίας	100
Πίνακας 5: Εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης Ιρλανδίας.....	101
Πίνακας 6: Εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης Ιρλανδίας.....	102
Πίνακας 7: Περιγραφικά στοιχεία των ελεγχων για ετεροσκεδαστικότητα υψηλής κεφαλαιοποίησης.....	111
Πίνακας 8: Περιγραφικά στοιχεία των ελεγχων για ετεροσκεδαστικότητα χαμηλής κεφαλαιοποίησης.....	111
Πίνακας 9: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013.....	114
Πίνακας 10: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013.....	115
Πίνακας 11: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013	116
Πίνακας 12: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013.....	116
Πίνακας 13:Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013.....	117
Πίνακας 14: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013.....	118
Πίνακας 15: T-test Ελλάδας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013.....	119
Πίνακας 16: T-test Ελλάδας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013	119
Πίνακας 17: T-test Ισπανίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013	120
Πίνακας 18: T-test Ισπανίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013.....	120
Πίνακας 19: T-test Ιρλανδίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013	121
Πίνακας 20: T-test Ιρλανδίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013	121
Πίνακας 21: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008).....	122
Πίνακας 22: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)	122
Πίνακας 23: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)	123
Πίνακας 24: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013).....	123
Πίνακας 25: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008).....	124
Πίνακας 26: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)	124
Πίνακας 27: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)	125
Πίνακας 28: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013).....	125
Πίνακας 29: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008).....	126
Πίνακας 30: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)	126
Πίνακας 31: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)	127
Πίνακας 32: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013).....	127
Πίνακας 33: T-test Ελλάδας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την το διάστημα προ κρίσης 2003-2008.....	128
Πίνακας 34: T-test Ελλάδας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008.....	128
Πίνακας 35: T-test Ελλάδας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013.....	129
Πίνακας 36: T-test Ελλάδας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013.....	129
Πίνακας 37: T-test Ισπανίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008.....	130
Πίνακας 38: T-test Ισπανίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008.....	130
Πίνακας 39: T-test Ισπανίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013.....	131
Πίνακας 40: T-test Ισπανίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013.....	131



Πίνακας 41: T-test Ιρλανδίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008.....	132
Πίνακας 42: T-test Ιρλανδίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008.....	132
Πίνακας 43: T-test Ιρλανδίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013.....	133
Πίνακας 44: T-test Ιρλανδίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013.....	133

Ιστογράμματα

Ιστόγραμμα 1: Ημερίσια 'bete' υψηλής κεφαλοποίησης	142
Ιστόγραμμα 2: Ημερίσια 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης	143
Ιστόγραμμα 3: Εβδομαδιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης.....	143
Ιστόγραμμα 4: Εβδομαδιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης.....	143
Ιστόγραμμα 5: Μηνιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης	144
Ιστόγραμμα 6: Μηνιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης	145
Ιστόγραμμα 7: Ημερίσια 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης	147
Ιστόγραμμα 8: Ημερίσια 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης	148
Ιστόγραμμα 9: Εβδομαδιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης.....	148
Ιστόγραμμα 10: Εβδομαδιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης.....	149
Ιστόγραμμα 11: Μηνιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης	149
Ιστόγραμμα 12: Μηνιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης	150
Ιστόγραμμα 13: Μηνιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης	152
Ιστόγραμμα 14: Μηνιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης	153
Ιστόγραμμα 15: Εβδομαδιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης.....	153
Ιστόγραμμα 16: Εβδομαδιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης.....	154
Ιστόγραμμα 17: Ημερίσια 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης	154
Ιστόγραμμα 18: Ημερίσια 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης	155

Διαγράμματα Χρονοσειρών

Διάγραμμα Χρονοσειράς 1: Δείκτης χρηματιστηρίου Ελλάδας	146
Διάγραμμα Χρονοσειράς 2: Δείκτης χρηματιστηρίου Ιρλανδίας.....	151
Διάγραμμα Χρονοσειράς 3: Δείκτης χρηματιστηρίου Ισπανίας.....	156

Περίληψη

Στόχος της παρούσας εργασίας είναι να παρουσιαστεί ο τρόπος υπολογισμού του συντελεστή βήτα σε ρηχές αγορές. Ως ρηχή αγορά νοείται αυτή που παρουσιάζει χαμηλό όγκο συναλλαγών και μικρή ρευστότητα. Στην παρούσα μελέτη, το δείγμα λαμβάνεται από τρεις ρηχές ευρωπαϊκές αγορές και συγκεκριμένα πρόκειται για μετοχές εταιριών εισηγμένες στο Χρηματιστήριο των Αθηνών, της Ισπανίας και της Ιρλανδίας. Στο σύνολό τους οι μετοχές ανήκουν στον Γενικό Δείκτη, επιλογή η οποία γίνεται διότι αυτός ο δείκτης περιλαμβάνει το μεγαλύτερο μέρος της κεφαλαιοποίησης του χρηματιστηρίου και αποδίδει την πορεία της αγοράς αναφορικά με την τάση της. Πιο συγκεκριμένα, το δείγμα περιλαμβάνει 60 μετοχές από κάθε χώρα με διαχωρισμό σε 30 υψηλής και 30 χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Η μελέτη των μετοχών γίνεται για μία περίοδο 10 ετών με διαχωρισμό σε δύο πενταετίες, μία προ και μία εν μέσω κρίσης. Τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται για την διεξαγωγή της μελέτης αντλήθηκαν από την πηγή δεδομένων της DataStream.

Στο πρώτο μεγάλο μέρος της εργασίας γίνεται η βασική επεξεργασία του δείγματος με τη δημιουργία δύο χαρτοφυλακίων για κάθε μια από τις τρεις χώρες ξεχωριστά. Το κριτήριο διαχωρισμού των μετοχών που αποτελούν τα δύο αυτά χαρτοφυλάκια είναι το ύψος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών, χωρίζοντας τις μετοχές σε αυτές με υψηλή και χαμηλή κεφαλαιοποίηση αντιστοίχως με βάση το μέσο όρο του «Market capitalization» ανά εταιρία στις 31/12/2003. Οι δύο πενταετίες για τις οποίες έγινε λόγος παραπάνω εκτείνονται η μία από το 2004 έως το 2008 και η άλλη από το 2012 έως το 2016. Για το διαχωρισμό του δείγματος λαμβάνεται υπόψη αρχικά ο μέσος όρος για κάθε εταιρία για όλη την χρονική περίοδο και χωρίζεται το δείγμα με βάση τη διάμεσο του μέσου όρου. Από τα 9 συνολικά χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν έχουν απορριφτεί οι εταιρίες με ακραίες τιμές μετοχών οι οποίες ουσιαστικά παρουσίαζαν υπεραποδόσεις με σκοπό να επιτευχθεί μια πιο συμμετρική κατανομή στο δείγμα. Για την καλύτερη επεξεργασία των δεδομένων θα φτιαχτούν πάνελ ώστε να φανούν οι δύο βασικές διαστάσεις των δεδομένων, οι εταιρίες και η χρονική περίοδος.

Στο δεύτερο μεγάλο μέρος της εργασίας θα γίνει παρουσίαση των διαφόρων μελετών που αφορούν στη μελέτη του υπολογισμού των συντελεστών βήτα. Οι μελέτες αυτές έχουν παρθεί από μια ευρύτερη γκάμα άρθρων που ασχολούνται με την εκτίμηση των συντελεστών βήτα και τα προβλήματα που σχετίζονται με αυτή για ένα διάστημα μεγαλύτερο των τριάντα ετών. Το μέρος αυτό χωρίζεται σε υποκεφάλαια για κάθε μελέτη όπου παρουσιάζονται οι διαφορετικοί μέθοδοι εκτίμησης των συντελεστών βήτα που χρησιμοποιήθηκαν καθώς και όλοι οι οικονομετρικοί περιορισμοί που λήφθηκαν υπόψη για



την ενίσχυση της αξιοπιστίας των εκτιμήσεων. Η ανάλυση αυτών των μελετών δείχνει το πώς εξελίχθηκαν οι μέθοδοι και τα μοντέλα υπολογισμού των συντελεστών βήτα και αναδεικνύει τα βασικά προβλήματα που σχετίζονται με αυτό το θέμα κυρίως για την περίπτωση των ρηχών αγορών. Με αυτό τον τρόπο φωτίζεται ένα βασικό ζήτημα που γίνεται θέμα προβληματισμού και στο πρώτο μέρος της εργασίας που δεν είναι άλλο από το σφάλμα χρονικού εύρους στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα το οποίο προκύπτει ακριβώς από τη μεταβολή του χρονικού διαστήματος των μετρήσεων.

Κλείνοντας, ένα συχνό φαινόμενο είναι αυτό της μείωσης της εμπορευσιμότητας κάποιων χρεογράφων κάτι που συμβαίνει καθώς εκτιμώνται εσφαλμένα οι συντελεστές βήτα των χρεογράφων. Αυτό το γεγονός υποστηρίζει την ύπαρξη του ποσοστού των μηδενικών αποδόσεων που είναι δυνατό να παρουσιάζει το χρεόγραφο μιας εταιρίας λόγω χαμηλής εμπορευσιμότητάς. Από τη συζήτηση σχετικά με τα συμπεράσματα που προκύπτουν από τη μελέτη της εργασίας αλλά και με βάση τις παραπάνω παραδοχές θα δειχτεί ότι τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με χαμηλή κεφαλαιοποίηση είναι πιο επιρρεπή στην παρατήρηση υψηλότερων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων σε σχέση με χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με υψηλή κεφαλαιοποίηση. Επιπλέον, αυτό το συμπέρασμα ενισχύεται, όπως θα φανεί, από την ανάλυση των διαφόρων μελετών που περιλαμβάνονται στο δεύτερο μέρος της παρούσας εργασίας.

Λέξεις – Κλειδιά: Μοντέρνο Χαρτοφυλάκιο, Markowitz, Tobin, Διαφοροποίηση, Αποτελεσματικό Σύνολο, Αποτελεσματικό Μέτωπο, Υπόδειγμα Μέσου Διακύμανσης, Χρηματιστήριο Άξιων Αθηνών, Συστηματικός Κίνδυνος.



Εισαγωγή

Οικονομική Ιστορία Ευρώπης

Πριν από μερικά χρόνια η οικονομία της Ευρώπης, σύμφωνα με τους Κρεμμύδα Β. (Φεβρουάριος 2006) και Χοθμανίδη Θ.Λ. (Δεκέμβριος 1991) κατείχε την πρώτη θέση στον κόσμο. Όμως μετά τον πρώτο παγκόσμιο πόλεμο και την άνοδο της αμερικανικής οικονομίας, η ευρωπαϊκή έρχεται σε δεύτερη θέση. Ιδιαίτερα αισθητή ήταν η πτώση της οικονομίας στο διάστημα του μεσοπολέμου και στα πρώτα της χρόνια μετά το δεύτερο παγκόσμιο πόλεμο. Σήμερα η οικονομία της Ευρώπης ως σύνολο αρχίζει και ανεβαίνει σημαντικά. Παρόλο όμως ότι η ευρωπαϊκή οικονομία δεν μπορεί και αυτήν τη στιγμή ακόμη να συγκριθεί με την αμερικανική, εξακολουθεί να ασκεί μεγάλο βάρος στην παγκόσμια οικονομία, ενώ σε μερικούς τομείς η συμβολή της είναι αποφασιστική.

Σήμερα η οικονομία της Ευρώπης βασίζεται τόσο πάνω στη γεωργία, όσο και στη βιομηχανία. Στη γεωργική παραγωγή σημαντική θέση κατέχει το σιτάρι, η σίκαλη, το κριθάρι, η βρώμη, ενώ η ποσότητα του καλαμποκιού και του ρυζιού είναι κάπως περιορισμένη. Σημαντική είναι και η καλλιέργεια της πατάτας, των ζαχαρότευτλων, του καπνού, του ηλιόσπορου, του βαμβακιού, του λαδιού και των εσπεριδοειδών. Τα δάση δίνουν μεγάλες ποσότητες ξυλείας, κυτταρίνης και χαρτοπολτού. Σημαντική είναι ακόμη και η κτηνοτροφική παραγωγή που βασίζεται κυρίως στην εκτροφή των βοοειδών και των χοιρινών, ενώ στις βαλκανικές χώρες βασίζεται κυρίως στην εκτροφή των αιγοπροβάτων. Χαρακτηριστικό της γεωργικής παραγωγής για μερικές από τις ευρωπαϊκές περιοχές είναι η μεγάλη απόδοση που έρχεται ως αποτέλεσμα της εφαρμογής των ορθολογιστικών συστημάτων, της χρησιμοποίησης μηχανικών μέσων και χημικών λιπασμάτων. Γενικά η ευρωπαϊκή γεωργία μπορεί να χαρακτηριστεί ως η πιο προοδευμένη στον κόσμο.

Σε σχέση με τις άλλες ηπείρους, ο ορυκτός πλούτος της Ευρώπης δεν μπορεί να θεωρηθεί ότι είναι αξιόλογος. Στο μόνο ορυκτό, που διαθέτει επάρκεια, είναι το σιδηρομέταλλευμα. Από τα άλλα πρέπει να αναφερθούν τα άλατα του καλίου, το κάρβουνο, υδράργυρος, ο μαγνησίτης, το ουράνιο, ο μόλυβδος και τελευταίο το πετρέλαιο που υπάρχει στην περιοχή της Ρουμανίας, στη Βόρειο Θάλασσα, αλλά και στο Βόρειο Αιγαίο.

Σημαντική επίσης είναι η ενέργεια από τους υδροηλεκτρικούς, τους θερμοηλεκτρικούς και, τα τελευταία χρόνια, από τους πυρηνικούς σταθμούς. Η βιομηχανική παραγωγή είναι σημαντική. Σε όγκο παραγωγής σημαντική θέση κατέχει η Ρωσία, η Γερμανία, η Αγγλία και η Γαλλία. Αναπτυγμένοι είναι όλοι οι κλάδοι της βιομηχανικής παραγωγής. Υπολογίζεται ότι η Ευρώπη παράγει πάνω από το ένα τρίτο της παγκόσμιας βιομηχανικής παραγωγής.



Σημαντικά αναπτυγμένο είναι και το συγκοινωνιακό δίκτυο. Στην Ευρώπη βρίσκεται πάνω από το ένα τρίτο των σιδηροδρομικών γραμμών του κόσμου. Εξίσου σημαντικά αναπτυγμένο είναι το οδικό δίκτυο, οι αεροσυγκοινωνίες και η ναυσιπλοΐα.

Μακροοικονομικές εξελίξεις στην Ευρωπαϊκή Ένωση

Στην Ευρωπαϊκή Ένωση των 27, σύμφωνα με το ίδρυμα οικονομικών και βιομηχανικών ερευνών, σημειώθηκε επιβράδυνση του ρυθμού ανόδου του ΑΕΠ (1,6% έναντι 2,0% το 2010), η οποία έγινε αισθητή περισσότερο το δεύτερο εξάμηνο του έτους 2010. Παρατηρήθηκε ωστόσο μεγάλη διαφοροποίηση ως προς τις οικονομικές επιδόσεις μεταξύ των κρατών, τόσο στην εξέλιξη του ΑΕΠ όσο και της απασχόλησης. Μόνο δύο οικονομίες βρέθηκαν σε ύφεση το 2011 (Ελλάδα και Πορτογαλία), έναντι πέντε οικονομιών το 2010, ενώ 12 από τις 27 χώρες, παρά το δυσμενές οικονομικό περιβάλλον, σημείωσαν βελτίωση της οικονομικής δραστηριότητας το 2011. Παρά τις επιπτώσεις της δημοσιονομικής κρίσης της Ελλάδας, ο ρυθμός ανόδου του ΑΕΠ επιταχύνθηκε το 2011 σε 4 από τις 17 οικονομίες της Ζώνης του Ευρώ, ενώ επιπλέον η Ιρλανδία και η Ισπανία ξεπέρασαν την ύφεση, επιτυγχάνοντας θετική μετάβολή του ΑΕΠ το 2011.

Η εγχώρια ζήτηση, με εξαίρεση τις επενδύσεις, άρχισε να εξασθενεί ήδη από το δεύτερο τρίμηνο του 2011 και οι καθαρές εξαγωγές έγιναν ο σημαντικότερος παράγοντας ανόδου της οικονομικής δραστηριότητας στην ΕΕ-27. Συνολικά για το 2011 οι ρυθμοί ανόδου της ιδιωτικής και δημόσιας κατανάλωσης εκτιμάται ότι υποχώρησαν σημαντικά, ενώ οι επενδύσεις παγίου κεφαλαίου, που επί τρία έτη υποχωρούσαν, ανέκαμψαν +1,9% από -0,3% το 2010. Οι καθαρές εξαγωγές επίσης βελτιώθηκαν και πρόσθεσαν περί τις 0,7 εκατοστιαίες μονάδες στο ΑΕΠ από 0,5 μονάδες το 2010. Ειδικότερα, η ιδιωτική κατανάλωση, η οποία επιδρά καθοριστικά στην εξέλιξη της ζήτησης στον τομέα του λιανικού και του χονδρικού εμπορίου, εκτιμάται ότι στην ΕΕ-27 επιβραδύνθηκε στο 0,4% από 1,0% το 2010. Στη Ζώνη του Ευρώ, όπου η αβεβαιότητα των νοικοκυριών λόγω του κοινού νομίσματος είναι μικρότερη, η επιβράδυνση ήταν ηπιότερη στο 0,5% από 0,9%. Το υψηλό επίπεδο ανεργίας, η διάβρωση του πραγματικού διαθέσιμου εισοδήματος από την άνοδο του πληθωρισμού και την αύξηση των έμμεσων φόρων σε κάποιες οικονομίες, αλλά και η μεγάλη μείωση της αξίας των περιουσιακών στοιχείων λόγω της υποχώρησης των ευρωπαϊκών χρηματιστηρίων, κυρίως μετά το καλοκαίρι, επίδρασαν αρνητικά στην ιδιωτική κατανάλωση το 2011.

Μεταξύ 31 χωρών της Ευρώπης, εκτιμάται ότι τις χειρότερες επιδόσεις σημείωσαν η Ελλάδα και η Πορτογαλία, λόγω της ύφεσης που αντιμετωπίζουν. Τις καλύτερες επιδόσεις μεταξύ των ευρωπαϊκών χωρών σημείωσαν οι τρεις χώρες της Βαλτικής, καθώς και η Ισλανδία, η Φινλανδία, και η Πολωνία. Στοιχεία για την προστιθέμενη αξία του εμπορίου ως κλάδου του τριτογενούς τομέα δεν έχουμε για το 2011. Οι διαθέσιμες εκτιμήσεις για το 2010 για τους



κλάδους εμπορίου, εστιατορίων, ξενοδοχείων και μεταφορών αθροιστικά δείχνουν ανάκαμψη στην ΕΕ-27, με άνοδο κατά 2,4%, έναντι πτώσης κατά 5,2% το 2009 σε σταθερές τιμές, κατ' αντιστοιχία δηλαδή των εξελίξεων στο σύνολο της οικονομικής δραστηριότητας το 2010. Στην Ελλάδα και στη Ρουμανία καταγράφηκε το 2010 η μεγαλύτερη πτώση της προστιθέμενης αξίας των κλάδων αυτών.

Αντιθέτως, η ταχύτερη ανάκαμψη της δραστηριότητας των κλάδων αυτών σημειώθηκε στην Τουρκία, τη Σουηδία και τη Σλοβακία. Υπό το φόβο των σοβαρών συνεπειών που μπορεί να έχει για ιδιώτες, επιχειρήσεις και κράτος μια πιθανή εξάπλωση του δημοσιονομικού προβλήματος της Ελλάδος, της Πορτογαλίας και της Ιταλίας, οι προσπάθειες των κρατών-μελών της ΕΕ-27 να βελτιώσουν τα δημόσια οικονομικά τους εντάθηκαν μέσα στο 2011. Το δημοσιονομικό έλλειμμα της ΕΕ-27 μειώθηκε εντονότερα το 2011, στο 4,7% του ΑΕΠ από 6,6% το 2010, αντανακλώντας κυρίως τη μεγάλη υποχώρηση του πρωτογενούς ελλείμματος (1,8% του ΑΕΠ από 3,9% το 2010) σε περιβάλλον αύξησης της επιβάρυνσης για τόκους (2,9% του ΑΕΠ από 2,7% το 2010). Τη μεγαλύτερη βελτίωση στο δημοσιονομικό έλλειμμα εκτιμάται ότι σημείωσαν η Ιρλανδία (στο 10,3% του ΑΕΠ από 31,3% το 2010), η Λετονία (4,2% από 8,3% το 2010) και η Πορτογαλία (5,8% από 9,8% το 2010), ενώ η Ουγγαρία σημείωσε θεαματική βελτίωση, αφού εκτιμάται ότι πέτυχε πλεόνασμα 3,6% του ΑΕΠ, έναντι ελλείμματος 4,2% το 2010.



Οικονομική Ιστορία της Ελλάδας

Η ελληνική οικονομία, σύμφωνα με τον Τσουφλίδη Λ. (Δεκέμβριος 2015) αλλά και βασιζόμενοι στην βιβλιοθήκη του Βικιπαίδεια, παρατηρούμαι ότι είχε εντυπωσιακούς ρυθμούς ανάπτυξης μετά τον Δεύτερο Παγκόσμιο πόλεμο και τον Εμφύλιο, κατά κύριο λόγο όμως επειδή ξεκινούσε από πολύ χαμηλή βάση. Η συνεχής σύγκλιση με τις αναπτυγμένες δυτικές χώρες διακόπηκε απότομα το 1973 λόγω της πρώτης μεγάλης πετρελαϊκής κρίσης, κάτι που συνετέλεσε και στην πτώση της χούντας. Ακόμη χειρότερη έγινε η κατάσταση το 1979, με το ξέσπασμα της δεύτερης πετρελαϊκής κρίσης.

Την 1 Ιανουαρίου 2002 η Ελλάδα, και οι άλλες έντεκα τότε χώρες της ευρωζώνης απέκτησαν κοινό νόμισμα, το ευρώ. Η ένταξη της Ελλάδας στη ζώνη του ευρώ έγινε το 2001 μετά την επιτυχή πορεία σύγκλισης των δημοσιονομικών μεγεθών και την ικανοποίηση κατά τη διάρκεια του 2000 των (τεσσάρων από τα πέντε) κριτηρίων της συνθήκης του Μάαστριχτ, γενικής κυβέρνησης, δημόσιο χρέος, μηχανισμός συναλλαγματικών ισοτιμιών, μακροπρόθεσμο επιτόκιο δανεισμού). Το ακαθάριστο προϊόν συνέχισε να αυξάνεται με ρυθμούς άνω του ευρωπαϊκού μέσου όρου εν μέρει λόγω των επενδύσεων σε υποδομές σχετιζόμενες με τους Ολυμπιακούς Αγώνες του 2004, αλλά και λόγω της ευκολίας πρόσβασης σε πιστώσεις για καταναλωτικές δαπάνες.

Ωστόσο η Ελλάδα από το 2001 έως και το 2005 βρέθηκε να παραβιάζει το κριτήριο για έλλειμμα κάτω από 3% του Σύμφωνα Σταθερότητας (το οποίο έχει σκοπό να διασφαλίζει ότι τα κράτη μετά την ένταξη στην ευρωζώνη και την ικανοποίηση των κριτηρίων του Μάαστριχτ, συνεχίζουν να τα τηρούν). Από τα τέλη του 2009 και αρχές 2010, εξαιτίας συνδυασμού διεθνών (οικονομική κρίση) και τοπικών (ανεξέλεγκτες δαπάνες κατά την περίοδο μέχρι τις εκλογές του 2009) παραγόντων η ελληνική οικονομία αντιμετωπίζει σοβαρά προβλήματα, καθώς έχει το δεύτερο μεγαλύτερο ετήσιο έλλειμμα κρατικού προϋπολογισμού και το δεύτερο μεγαλύτερο δημόσιο χρέος στην Ευρωπαϊκή Ένωση.



Η Ελλάδα σήμερα

Η Ελλάδα είναι μια ανεπτυγμένη με ένα υψηλό επίπεδο διαβίωσης και "πολύ υψηλό" δείκτη ανάπτυξης, όπου κατατάσσεται κόσμος το 2010, και 22^η στον δείκτη του The Economist του 2005 για την ποιότητα ζωής παγκοσμίως. Το κατά κεφαλήν ΑΕΠ της Ελλάδας ήταν ίσο με το 94% του μέσου όρου της ΕΕ το 2008. Οι κύριοι μεγάλοι κλάδοι της Ελληνικής οικονομίας είναι ο τουρισμός, η ναυτιλία, η βιομηχανική παραγωγή τροφίμων και η επεξεργασία καπνού, η υφαντουργία, τα χημικά, τα προϊόντα μετάλλου, η μετάλλευτική και οι μονάδες διύλισης πετρελαίου.

Η μεγέθυνση του ΑΕΠ της Ελλάδος είναι επίσης, κατά μέσον όρο, από το υψηλότερη από αυτόν 1990 του μέσου όρου των χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Εντούτοις, η ελληνική οικονομία αντιμετωπίζει σημαντικά προβλήματα, περιλαμβανομένων και της αύξησης των επιπέδων της ανεργίας, την γραφειοκρατία και την διαφθορά. Το 2009, η Ελλάδα είχε την δεύτερη χαμηλότερη κατάταξη στην ΕΕ σύμφωνα με τον Δείκτη Οικονομικής Ελευθερίας (μετά την Πολωνία), ενώ κατατάσσεται 81^η παγκοσμίως. Η χώρα υποφέρει από υψηλά επίπεδα πολιτικής και οικονομικής διαφθοράς και χαμηλή ανταγωνιστικότητα συγκριτικά με τους Ευρωπαίους εταίρους της.

Λόγω της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης, ο ρυθμός μεγέθυνσης της οικονομίας γύρισε σε αρνητικό πρόσημο το 2009, για πρώτη φορά από το 1993. Μια ένδειξη της τάσης υπερχρέωσης τα περασμένα χρόνια είναι το γεγονός ότι η αναλογία ιδιωτικών δανείων προς καταθέσεις ξεπέρασε τις 100 μονάδες (αναλογία δηλαδή μεγαλύτερη του 1 προς 1) κατά την διάρκεια του πρώτου εξαμήνου του έτους 2007. Μέχρι το τέλος του 2009, ως αποτέλεσμα του συνδυασμού της διεθνούς οικονομικής κρίσης και εσωτερικών παραγόντων (ανεξέλεγκτης σπατάλης λίγο πριν τις εκλογές του Οκτωβρίου 2009), η Ελληνική οικονομία αντιμετώπισε την πιο σοβαρή της κρίση από το 1993, με το υψηλότερο δημόσιο έλλειμμα (αν και κοντά σε αυτό της Ιρλανδίας και του Ηνωμένου Βασιλείου) καθώς και το δεύτερο υψηλότερο χρέος ως ποσοστό του ΑΕΠ στην Ευρωπαϊκή Ένωση. Το δημόσιο έλλειμμα του 2009 έφτασε στο 15,4% του ΑΕΠ. Αυτό, και τα αυξανόμενα επίπεδα χρέους (στο 127,1% του ΑΕΠ το 2009) οδήγησαν σε υψηλό κόστος δανεισμού, που προκάλεσε μια σοβαρή οικονομική κρίση. Η Ελλάδα προσπαθεί να καλύψει το υπερβολικό δημόσιο έλλειμμα της στα ίχνη της παγκόσμιας οικονομικής κρίσης.



Το εργατικό δυναμικό της Ελλάδος φτάνει συνολικά τα 4,9 εκατομμύρια, και είναι το δεύτερο πιο σκληρά εργαζόμενο ανάμεσα στις χώρες του ΟΟΣΑ, μετά την Νότιο Κορέα. Μετάξύ του 1995 και του 2005, η Ελλάδα ήταν η χώρα με το μεγαλύτερο ποσοστό ωρών εργασίας ανά εργαζόμενο ανάμεσα στα Ευρωπαϊκά έθνη σύμφωνα με έρευνα που δημοσιεύθηκε. Οι Έλληνες εργάστηκαν κατά μέσον όρο 1.900 ώρες ανά έτος, ακολουθούμενοι από τους Ισπανούς (με μέσο όρο 1.800 ώρες ανά έτος).

Κατά τις πρώτες εβδομάδες του 2010 παρατηρήθηκε μια ανανεωμένη ανησυχία για το υπερβάλλον δημόσιο χρέος. Κάποιες Ευρωπαϊκές δεξαμενές σκέψης (think-tanks) στο *Οικονομικό Συμβούλιο Καναδά-Ευρώπης* ισχυρίστηκαν ότι η δυσχερής θέση μερικών χωρών της Ευρωπαϊκής Κοινότητας στην οποία περιήλθαν σήμερα είναι το αποτέλεσμα μιας δεκαετίας Κείνσιανών πολιτικών δανεισμού που επιδίωξαν τοπικοί διαμορφωτές της πολιτικής από κοινού με αυτάρεσκους κεντρικούς τραπεζίτες της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Πολλοί οικονομολόγοι έχουν προτείνει την επιβολή μιας δέσμης από διορθωτικές πολιτικές για να ελέγξουν το δημόσιο χρέος, όπως την επιβολή δραστικών περιοριστικών μέτρων και ουσιαστικά υψηλότερους φόρους.

Μερικοί υψηλόβαθμοι Γερμανοί πολιτικοί αξιωματούχοι έφτασαν έως το σημείο να πουν ότι τα επείγοντα μέτρα θα έπρεπε να επιφέρουν σκληρές ποινές στις χώρες που λαμβάνουν την Κοινοτική βοήθεια, όπως η Ελλάδα και η Ιρλανδία. Εντούτοις, τέτοια σχέδια έχουν περιγραφεί ως απαράδεκτες παραβιάσεις της εθνικής κυριαρχίας των κρατών μελών της ευρωζώνης και απορρίφθηκαν από χώρες στυλοβάτες της ΕΕ όπως η Γαλλία.

Επίσης, ασκήθηκε σκληρή κριτική ενάντια στους κερδοσκόπους για χειραγώγηση των αγορών: η Άνγκελα Μέρκελ έχει δηλώσει ότι "οργανισμοί που στηρίχθηκαν με δημόσια κεφάλαια εκμετάλλευνται την δημοσιονομική κρίση στην Ελλάδα και αλλού". Τον Μάιο του 2010 υπογράφηκε Μνημόνιο με το ΔΝΤ την ΕΕ και την ΕΚΤ ώστε να καλυφθεί η δανειακή ανάγκη της χώρας



Εξελίξεις στην οικονομία της Ελλάδας

Η ελληνική οικονομία, σύμφωνα με το βικιπαίδεια αλλά και το άρθρο ' Η Ελληνική Οικονομία' του 'enterprise greece έχοντας σημειώσει υψηλούς ρυθμούς ανάπτυξης έως το έτος 2008, έδειξε σημεία ύφεσης το 2009, ως αποτέλεσμα της διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης, ενώ από το έτος 2010 και μετά η ύφεση εντάθηκε σημαντικά λόγω δημοσιονομικών ανισορροπιών. Η ανάγκη εξυγίανσης οδήγησε τη χώρα στην ένταξή της σε τριμερή μηχανισμό οικονομικής στήριξης, αποτελούμενο από την ΕΕ, το ΔΝΤ και την ΕΚΤ.

Η αυστηρή εισοδηματική πολιτική και ο δραστικός περιορισμός των δημοσίων δαπανών που ασκήθηκαν κατά τα τελευταία 5 έτη επηρέασαν, όπως ήταν αναμενόμενο, αρνητικά την εξέλιξη του ΑΕΠ, με αποτέλεσμα το μέγεθός του να σημειώσει μείωση κατά 5,4% το 2010, κατά 8,9% το 2011, κατά 6,6% το 2012 και κατά 3,9% το 2013 (σταθερές τιμές έτους 2010). Κατά το 2014 η ελληνική οικονομία επέστρεψε σε θετικούς ρυθμούς ανάπτυξης της τάξης του 0,8%.

Το δημόσιο έλλειμμα μειώθηκε από 15,3% το 2009 σε 11,1% το 2010, σε 10,2% το 2011 και σε 8,7% το 2012, αυξήθηκε σε 12,3% το 2013 αλλά μειώθηκε ξανά σημαντικά το 2014, φθάνοντας στο 3,5% του ΑΕΠ, ενώ κατά τα έτη 2013 και 2014 επετεύχθη πρωτογενές πλεόνασμα.

Με την επιτάχυνση των μεταρρυθμίσεων, που αποβλέπουν στη δημιουργία ενός ελκυστικότερου επενδυτικού και επιχειρηματικού περιβάλλοντος, όπως η απελευθέρωση συγκεκριμένων αγορών, η ταχύτερη αδειοδοτική διαδικασία, ο αναπτυξιακός νόμος, η ευελιξία στην αγορά εργασίας κλπ., καθώς επίσης με τη μείωση των τιμών των παραγωγικών συντελεστών λόγω της κρίσης, αναμένεται ουσιαστική βελτίωση των τάσεων εξέλιξης των οικονομικών μεγεθών. Ήδη από το 2014 η ελληνική οικονομία επέστρεψε σε θετικούς ρυθμούς ανάπτυξης, της τάξης του 0,8%.

	2010	2011	2012	2013	2014



Εξέλιξη ΑΕΠ (σταθερές τιμές 2010)	-5,4%	-8,9%	-6,6%	-3,9%	0,8%
Πληθωρισμός: Μέσος Ετήσιος	4,7%	3,3%	1,5%	-0,9%	-1,3%
Παραγωγικότητα εργασίας (EU-28=100)**	93	89,9	91,8	92,8	n.a.
Ποσοστό ανεργίας	12,7%	17,9%	24,4%	27,5%	26,5%
Δημόσιες επενδύσεις (% ΑΕΠ)**	3,2%	2,5%	2,5%	2,7%	3,8%
Εξαγωγές (αγαθά- τρέχουσες τιμές)*	21,1	24,3	27,6	27,6	27,2
Εισαγωγές (αγαθά- τρέχουσες τιμές)*	50,5	48,4	49,3	46,9	47,7

Έως και το 2008 η ανεργία στην Ελλάδα ήταν σχετικά χαμηλή και κινούνταν με ποσοστό της τάξεως του 7,8% στο μέσο όρο της Ευρωζώνης. Κατά το 2009 η ανεργία στη χώρα αυξήθηκε ως αποτέλεσμα της διεθνούς κρίσης που έπληξε και την Ελλάδα και ανήλθε σε 9,6%, ενώ για το 2010 αυξήθηκε περαιτέρω στο 12,7%, ως συνέπεια της περιοριστικής δημοσιονομικής



πολιτικής που εφαρμόστηκε εξαιτίας της κρίσης χρέους. Κατά το έτος 2011 το ποσοστό ανεργίας, ως επακόλουθο της γενικότερης κρίσης της ελληνικής οικονομίας και των μέτρων που έχουν ληφθεί για τη δημοσιονομική εξυγίανση, έφτασε το 17,9%, ενώ κατά το 2012 ξεπέρασε το 24% και κατά το 2013 έφτασε το 27,5%. Κατά το έτος 2014 παρατηρείται για πρώτη φορά από την έναρξη της κρίσης μια μικρή μείωση, αν και η ανεργία παραμένει στα πολύ υψηλά επίπεδα του 26,5%. Ιδιαίτερα η ανεργία των νέων, που ξεπερνά το 50%, αποτελεί ένα από τα μεγαλύτερα προβλήματα που επέφερε η οικονομική κρίση στη χώρα.

Οι Επενδύσεις

Το έτος 2014 ο ακαθάριστος σχηματισμός παγίου κεφαλαίου στην Ελλάδα ανήλθε στα 20,7 δις Ευρώ σε τρέχουσες τιμές, εμφανίζοντας αύξηση 1,3% σε σύγκριση με τα μεγέθη του έτους 2013 (20,5 δις Ευρώ). Η αύξηση αυτή, αν και είναι πολύ μικρή, αποτελεί την πρώτη μετά από μια σειρά σημαντικών μειώσεων κατά τα τελευταία έτη, που οφείλονται στη δραστική περικοπή των δημοσίων δαπανών και την περιοριστική οικονομική πολιτική που ασκήθηκε λόγω της οικονομικής κρίσης.

Σε ότι αφορά τις Ξένες Άμεσες Επενδύσεις (ΞΑΕ), παρά την κρίση δημοσίου χρέους και την ένταξη της χώρας στο μηχανισμό στήριξης ΔΝΤ – ΕΕ – ΕΚΤ, οι συνολικές (ακαθάριστες) εισροές ξένων επενδυτικών κεφαλαίων, που στην ουσία αντικατοπτρίζουν την πραγματική επίδοση της χώρας στην προσέλκυση επενδύσεων, σημείωσαν το 2014 μια μείωση σε σχέση με το 2013, κατά 24,4%, ωστόσο σε σχέση με το έτος 2012 παραμένουν αυξημένες κατά 30,7%. Σε ότι αφορά στις καθαρές εισροές ΞΑΕ στην Ελλάδα αυτές σημείωσαν το ίδιο έτος μια μείωση σε σχέση με το 2013, της τάξης του 22,9%, ωστόσο συγκριτικά με το έτος 2012 παραμένουν αυξημένες κατά 20,9%.

Το Διεθνές Εμπόριο

Οι εξαγωγές ελληνικών αγαθών κατά το έτος 2014 μειώθηκαν σε σχέση με το 2013 κατά 1,5% περίπου, και ανήλθαν σε 27,2 δις Ευρώ. Από την άλλη πλευρά, οι εισαγωγές της χώρας το 2014 ανήλθαν σε 47,7 δις Ευρώ ενώ το 2013 ήταν 46,9 δις Ευρώ, δηλαδή αυξήθηκαν κατά 1,7%. Η αύξηση των εισαγωγών κατά το 2014 και η μικρή μείωση των εξαγωγών έχει σαν αποτέλεσμα τη μικρή αύξηση του εμπορικού ελλείμματος αγαθών της χώρας κατά το έτος 2014.



(Πηγή: Το άρθρο δημοσιεύτηκε στην ακόλουθη διαδικτυακή διεύθυνση
www.enterprisegreece.gov.gr)



Κεφάλαιο 2^ο

Θεωρία Χαρτοφυλακίου

Σύμφωνα με την βιβλιογραφία, χαρτοφυλάκιο μπορεί να αποτελείται από ρευστά διαθέσιμα, έντοκα γραμμάτια και ομόλογα του δημοσίου, τραπεζικά και εταιρικά ομόλογα, ομόλογα με ρήτρα ξένου νομίσματος, μετάρτρέψιμα ομολογιακά δάνεια, καταθέσεις σε ευρώ και συνάλλαγμα, μετοχές, αμοιβαία κεφάλαια, εμπορικά χρεόγραφα και άλλα περιουσιακά στοιχεία και αξιόγραφα.. Με την δόμησς ενός χαρτοφυλακίου έχουμε ως σκοπό να πετύχουμε την μεγαλύτερη απόδοση με το όσο είναι δυνατό πιο μικρό κίνδυνο στις επενδυτικές μας αποφάσεις και δραστηριότητες.

Με την θεωρία του χαρτοφυλακίου ουσιαστικά στοχεύουμε στην επισύμανση των συγκεκριμένων ενεργειών στις οποίες είναι απαραίτητο να προβεί ο εκάστοτε επενδυτής με απότερο σκοπό δια διαλέξει τον πιο καλό πακέτο αξιογράφων από όσα έχει στην διάθεση του. Με τον όρο 'βέλτιστο χαρτοφυλάκιο' ουσιαστικά αποκαλούμε ένα χαρτοφυλάκιο το οποίο αποτελείται από έναν άριστο συνδυασμό αποδοτικότητας και κινδύνου.

Το χαρτοφυλάκιο (*portfolio*) επομένως είναι το σύνολο των στοιχείων ενεργητικού και παθητικού μιας εταιρείας ή ενός νομικού ή φυσικού προσώπου. Το χαρτοφυλάκιο ως σύνολο χρεογράφων έχει αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο. Η αναμενόμενη απόδοσή του περιγράφεται ως εξής:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n w_i E(R_i)$$

Όπου

$E(R_p)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου p

$E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση του i -οστού χρεογράφου

w_i : το βάρος του i -οστού χρεογράφου στο χαρτοφυλάκιο

n : ο αριθμός των διαφορετικών χρεογράφων στο χαρτοφυλάκιο

(1)



Ο υπολογισμός του κινδύνου του χαρτοφυλακίου είναι πιο περίπλοκος καθώς εξαρτάται από τον αριθμό των χρεογράφων που εμπεριέχονται στο χαρτοφυλάκιο και την συνδιακύμανση (*covariance*) μεταξύ τους.

Η επιλογή του χαρτοφυλακίου συνίσταται στην απόφαση για το ποια χρεόγραφα θα συμμετέχουν σε αυτό και με ποια αναλογία το καθένα. Η βέλτιστη στρατηγική για την επιλογή των επιμέρους χρεογράφων, των αναλογιών τους και τη σύσταση του χαρτοφυλακίου με την καλύτερη δυνατή σχέση αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου, αποτελεί μια από τις βασικότερες συνιστώσες της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Ο στόχος της διαχείρισης χαρτοφυλακίου είναι η εφαρμογή της διαφοροποίησης (*diversification*), όπως θα μελετήσουμε διεξοδικά στα επόμενα δύο κεφάλαια, με στόχο τη δημιουργία χαρτοφυλακίων με τη μεγαλύτερη δυνατή αναμενόμενη απόδοση και τον ελάχιστο δυνατό κίνδυνο, υπό το πρίσμα της αβεβαιότητας.

Αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο (*efficient portfolio*) είναι εκείνο το οποίο για δεδομένο επίπεδο κινδύνου παρουσιάζει τη μέγιστη δυνατή απόδοση και αντίστροφα για δεδομένο επίπεδο απόδοσης παρουσιάζει τον ελάχιστο κίνδυνο. Όπως θα μελετήσουμε στο δεύτερο κεφάλαιο, τα υποδείγματα (μοντέλα) χαρτοφυλακίου των Markowitz και Tobin, αλλά και τα μοντέλα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων των Sharpe, Lintner και Ross, στηρίζονται σε επενδυτές οι οποίοι αποστρέφονται τον κίνδυνο και λαμβάνουν τις επενδυτικές τους αποφάσεις στηριζόμενοι στη μέση τιμή (αναμενόμενη απόδοση) και την τυπική απόκλιση (κίνδυνος) αποδόσεων χαρτοφυλακίου της μιας περιόδου.

Κίνδυνος

Ο κίνδυνος σύμφωνα με την βιβλιογραφία, είναι απόκλιση ανάμεσα στο αποτέλεσμα το οποίο πραγματοποιήθηκε από μια μέση αναμενόμενη αξία. Επίσης ως κίνδυνο μπορούμε να θεωρήσουμε την πιθανότητα να έχουμε ζημία ή κέρδος από την επένδυση σε κάποιο περιουσιακό στοιχείο. Ο κίνδυνος ουσιαστικά αποτυπώνει την κατάσταση στην οποία υπάρχει η αβεβαιότητα ότι η πραγματοποιούμενη και η αναμενόμενη απόδοση δεν ταυτίζονται. Στην περίπτωση που αυτές οι δύο αποδώσεις ταυτίζοντουσαν δεν θα υπήρχε κίνδυνος. Τα χαρακτηριστικά του κινδύνου είναι ο χρόνος και η μεταβλητότητα. Ο κίνδυνος είναι αυξανόμενη συνάρτηση του χρόνου, επομένως όσο πιο μεγάλο είναι το επενδύμενο



κεφάλαιο τόσο είναι πιο μεγάλος θα είναι και ο κίνδυνος. Οι επενδύσεις που δεν έχουν σταθερές αποδόσεις στο χρόνο.

Ως μέτρο του κινδύνου που ενσωματώνεται σε ένα χρεόγραφο χρησιμοποιείται η διακύμανση (*variance*) της απόδοσης για δείγμα περιόδων:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R_{it} - E(R_t))^2$$

Όπου

R_{it} : η πραγματοποιηθείσα απόδοση του χρεογράφου τη χρονική περίοδο i

$E(R_t)$: η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου τη χρονική στιγμή t

n : ο αριθμός των παρελθοντικών περιόδων στις οποίες εξετάζουμε την απόδοση

(2)

Εκτός από τη διακύμανση ένα άλλο, συνηθέστερο, μέτρο του κινδύνου είναι η τυπική απόκλιση (*standard deviation*) και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad (3)$$

Απόδοση

Η απόδοση, σύμφωνα με την βιβλιογραφία, θεωρείται το κέρδος που έχει κάποιος επενδυτής σε συγκεκριμένο χρονικό διάστημα ($t-1$ και του χρόνου t). Η διαφορά της τιμής που εμφανίζεται ανάμεσα σε δύο χρονικές περιόδους και το μέρισμα που καταβάλλεται στην περίοδο t είναι τα στοιχεία που αποτελούν την απόδοση. Ως χρονικό διάστημα μπορεί να θεωρηθεί η ημέρα, η εβδομάδα, ο μήνας, ο χρόνος η οποιοδήποτε άλλη ομάδα σε τέτοια μορφή.

Η απόδοση ενός χρεογράφου τη χρονική στιγμή ισούται με το λόγο της μετάβολής της τιμής στο διάστημα που μελετάμε προς την αρχική τιμή.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (4)$$

Όπου

R_t : η απόδοση του χρεογράφου στη χρονική περίοδο από $t - 1$ έως t

P_t : η τελική τιμή του χρεογράφου τη χρονική στιγμή t

P_{t-1} : η αρχική τιμή του χρεογράφου τη χρονική στιγμή $t - 1$

Η αναμενόμενη απόδοση (*expected return*) είναι η απόδοση την οποία οι επενδυτές προβλέπουν πως θα αποκομίσουν στο μέλλον από μια επένδυση. Για να υπολογίσουμε την αναμενόμενη απόδοση για ένα δείγμα παρελθοντικών περιόδων χρησιμοποιούμε τη μέση τιμή, αν οι αποδόσεις θεωρηθούν ισοπίθανες.

$$E(R_t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_{it} \quad (5)$$

Στην περίπτωση όπου οι αποδόσεις του χρεογράφου δεν θεωρούνται ισοδύναμα πιθανές και κάθε απόδοση σταθμίζεται από την αντίστοιχη πιθανότητα να παρουσιασθεί, η αναμενόμενη απόδοση θα είναι ο σταθμικός μέσος όρος των ιστορικών αποδόσεων :

$$E(R_t) = \sum_{i=1}^n P_i R_{it}$$

(6)

Ρευστότητα

Η ρευστότητα, σύμφωνα με την βιβλιογραφία, ενός περιουσιακού στοιχείου θεωρείται η ανταλλαγή του με αγαθά, υπηρεσίες ή άλλα περιουσιακά στοιχεία. Το χρήμα έχει υψηλή ρευστότητα, επειδή είναι αποδεκτό άμεσα ως μέσο συναλλαγών.

Στρατηγικές Χαρτοφυλακίου

Υπάρχουν δύο τύποι Στρατηγικών Χαρτοφυλακίου και είναι οι παρακάτω:

- Παθητική Στρατηγική Χαρτοφυλακίου: πολύ λίγα δεδομένα πρόβλεψης και στηρίζεται στη διαφοροποίηση για να φτάσει την απόδοση κάποιου δείκτη της αγοράς. Σύμφωνα με την πολιτική μίας παθητικής στρατηγικής, όλες οι διαθέσιμες πληροφορίες αντανακλώνονται στην τιμή των χρεογράφων.
- Ενεργητική Στρατηγική Χαρτοφυλακίου: χρησιμοποιεί διαθέσιμες πληροφορίες και τεχνικές πρόβλεψης, με σκοπό μια καλύτερη απόδοση από ένα χαρτοφυλάκιο που είναι απλά ευρέως διαφοροποιημένο.

Τύποι Χαρτοφυλακίου

Επιπλέον εμφανίζονται ακόμα τρεις τύποι χαρτοφυλακίων. Πιο συγκεκριμένα δίνονται ακολούθως:

- Το Υπομονετικό Χαρτοφυλάκιο. Αυτός ο τύπος επενδύει σε γνωστές μετοχές. Οι περισσότερες διανέμουν μερίσματα και είναι υποψήφιος, για να αγοραστούν και να διατηρηθούν για μεγάλες χρονικές περιόδους. Ίσως και για πάντα! Η συντριπτική πλειοψηφία των μετοχών σε αυτό το χαρτοφυλάκιο εκπροσωπούν εταιρείες τυπικής ανάπτυξης, εταιρείες που αναμένεται να αποφέρουν υψηλότερα κέρδη σε μια σταθερή βάση, ανεξάρτητα από τις οικονομικές συνθήκες.



- Το Επιθετικό Χαρτοφυλάκιο . Αυτό το χαρτοφυλάκιο επενδύει σε "ακριβές μετοχές" (από την άποψη μετρήσεων, όπως είναι οι δείκτες τιμής-κερδών) που προσφέρουν μεγαλύτερες ανταμοιβές αλλά ενέχουν και υψηλότερους κινδύνους. Αυτό το χαρτοφυλάκιο "συλλέγει" μετοχές ταχέως αναπτυσσόμενων εταιρειών όλων των μεγεθών, οι οποίες μέσα στα επόμενα χρόνια αναμένεται να παρουσιάσουν ταχεία αύξηση στα ετήσια κέρδη τους. Επειδή πολλές από αυτές τις μετοχές ανήκουν στις λιγότερο καθιερωμένες, αυτό το χαρτοφυλάκιο έχει τις περισσότερες πιθανότητες να επιδείξει μεγάλους κύκλους μετάβολών με την πάροδο του χρόνου, καθώς διαφαίνονται οι κερδισμένοι και οι χαμένοι.
- Το Συντηρητικό Χαρτοφυλάκιο. Στο χαρτοφυλάκιο αυτό επιλέγονται μετοχές με κριτήρια την απόδοση καθώς και την αύξηση των κερδών και ένα ιστορικό σταθερού μερίσματος. Όποια στρατηγική ή τύπο και αν χρησιμοποιήσετε, η διαχείριση ενός επιτυχημένου χαρτοφυλακίου μοιάζει λίγο με την καλλιέργεια ενός κήπου! Αν και οι καρποί της εργασίας σας δε φαίνονται άμεσα, είναι απαραίτητο να παραμείνετε πειθαρχημένοι και σε εγρήγορση ενώ εστιάζετε την προσοχή σας στην τελική συγκομιδή. Η πειθαρχία και η εγρήγορση πρέπει να χαρακτηρίζουν πάντα τον τρόπο διαχείρισής σας. Μείνετε σταθεροί σε μια βασική στρατηγική με ένα προφίλ χαμηλού κινδύνου, που αντανakλά μια πιο πειθαρχημένη, προσανατολισμένη προς την αξία και διαφοροποιημένη προσέγγιση. Όταν οι αγορές ανεβαίνουν, πολλοί επενδυτές αισθάνονται ικανοποιημένοι και μόνο από τη συμμετοχή τους. Αλλά όταν οι αγορές αρχίσουν μια αντίστροφη πορεία, οι επενδυτές εξετάζουν με μια πιο κριτική ματιά τα χαρτοφυλάκιά τους. Σε διάφορες περιπτώσεις, οι τιμές των μετοχών θα παρουσιάσουν σημαντικές αυξήσεις ή απότομες μειώσεις. Εν μέσω αυτών των αυξομειώσεων, ακολουθήστε τη στρατηγική σας και ως καταφύγιο, επικεντρωθείτε κυρίως στις μετοχές που δίνουν μέρισμα και στις ελκυστικά τιμολογημένες εταιρείες που είναι έτοιμες για μια θετική αλλαγή.



Διαχείριση Χαρτοφυλακίου

Η διαχείριση επενδύσεων αναπτύχθηκε στα τέλη του 1950. Είναι προέκταση της χρηματοοικονομικής θεωρίας, δεν αφορά τις επενδύσεις μεμονωμένα αλλά, από ένα πλήθος επενδύσεων επιλεγεί τον κατάλληλο συνδυασμό με την μέγιστη απόδοση. Βρίσκει άμεση εφαρμογή σε χρεόγραφα. Η θεωρία χαρτοφυλακίου βασίζεται στην εργασία του H. Markowitz (θα αναφερθούμε εκτενέστερα σε επόμενο κεφάλαιο) που αφορούσε στον καθορισμό του άριστου χαρτοφυλακίου. Με τον όρο διαχείριση χαρτοφυλακίου εννοούμε τις απαραίτητες ενέργειες που ο κάθε επενδυτής πρέπει να πραγματοποιήσει, για κάθε χαρτοφυλάκιο που δημιουργεί, έτσι ώστε να διασφαλιστεί το κεφάλαιο το οποίο έχει επενδυθεί. Ορίζεται ως η διαδικασία συνδυασμού διαφόρων χρεογράφων σε ένα χαρτοφυλάκιο, το οποίο δημιουργείται ανάλογα από τις ανάγκες του κάθε επενδυτή, η παρακολούθηση του χαρτοφυλακίου αυτού και η αποτίμηση της απόδοσης του. Η διαχείριση Χαρτοφυλακίου περιλαμβάνει τα παρακάτω τρία στάδια δραστηριοτήτων:

➤ Ανάλυση αξιόγραφων

Στο στάδιο αυτό εξετάζονται από τις διαθέσιμα χρεόγραφα αυτά τα οποία προβλέπονται να έχουν μεγαλύτερη απόδοση.

➤ Ανάλυση Χαρτοφυλακίου

Στο στάδιο αυτό προβλέπεται η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου (συνδυασμός χρεογράφων) και οι πιθανότητες κινδύνου του.

➤ Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Στο στάδιο αυτό, από τα χαρτοφυλάκια τα οποία ελαχιστοποιούν τον κίνδυνο σε σχέση με την απόδοσή τους, επιλέγεται ένα που θα ταιριάζει στα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά του επενδυτή.

Τα χαρακτηριστικά ενός επενδυτή εξαρτώνται από το πόσα χρήματα θέλει να επενδύσει και από το χρονικό διάστημα που θέλει να επενδύσει.



Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM)

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (*capital asset pricing model-CAPM*) αναπτύχθηκε από τους William Sharpe (1964), John Lintner (1965) και Jan Mossin (1966) και αποτελεί το πλέον διαδεδομένο υπόδειγμα ισορροπίας (*equilibrium model*). Στα υποδείγματα ισορροπίας απεικονίζεται ο τρόπος που συμπεριφέρονται οι επενδυτές στο σύνολό τους. Κάτι αντίστοιχο εφαρμόζεται και στο μοντέλο μέσου-διακύμανσης. Η σημαντικότερη συνέπεια του υποδείγματος, σύμφωνα με την βιβλιογραφία, είναι ότι συνδέει την αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου με ένα μέγεθος κινδύνου του περιουσιακού στοιχείου, γνωστού ως συντελεστή βήτα (*beta coefficient*), ο οποίος εκφράζει τον κίνδυνο της συνδιακύμανσης ενός χρεογράφου με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς.

Οι βασικές υποθέσεις του υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων είναι οι ακόλουθες:

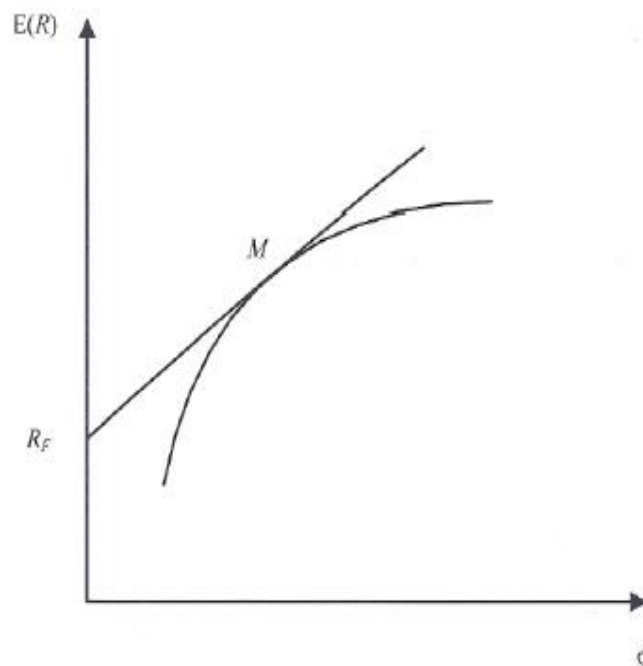
1. Οι επενδυτές είναι ορθολογικοί, για αυτό και έχουν ως βασικό τους απιχείρημα να μεγιστοποιήσουν τη χρησιμότητα τους.
2. Οι επενδυτές επιλέγουν χαρτοφυλάκια, έχοντας ως βασικούς γνώμονες τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση.
3. Οι επενδυτές είναι σε θέση να δανείζουν και να δανείζονται χωρίς περιορισμούς, χωρίς να υπάρχει ο κίνδυνος της αγοράς (*r_{fr}*).
4. Οι επενδυτές έχουν τις ίδιες εκτιμήσεις για τις αναμενόμενες αποδόσεις.
5. Οι επενδυτές έχουν τις ίδιες πληροφορίες για τις διακυμάνσεις και τις συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών.
6. Οι επενδυτές εμφανίζουν ομοιογένεια στις προσδοκίες τους.
7. Δεν υπάρχει κόστος συναλλαγών.
8. Τα χρεόγραφα είναι ρευστοποιήσιμα και τα περιουσιακά στοιχεία διαιρετά.
9. Δεν υπάρχει φορολογία.
10. Οι τιμές δίνονται σε όλους και κανείς δεν είναι σε θέση να τις επηρεάσει.
11. Υπάρχει περιορισμός στις ποσότητες των περιουσιακών στοιχείων.
12. Τα επιτόκια και οι κεφαλαιαγορές βρίσκονται σε ισορροπία, και ο πληθωρισμός θεωρείται μηδενικός.

Συμπερνούμε λοιπόν βασιζόμενοι στα πιο πάνω ότι η αγορά είναι τέλεια και δεν υπάρχουν εμπόδια στις επενδύσεις. Επομένως μιλάμε για ένα ελεγχόμενο περιβάλλον με ένα κεντρικό σημείο ισορροπίας από το οποίο μετράμε τις αποκλίσεις.

Σύμφωνα με τις υποθέσεις απο το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων οι επενδυτές επιλέγουν ως χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων χρεογράφων το χαρτοφυλάκιο αγοράς (*market portfolio*). Το συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο είναι το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο επικίνδυνων χρεογράφων (*risky assets, securities*). Αυτό συμβαίνει καθώς είναι τέλεια διαφοροποιημένο. Αποτελείται, δηλαδή, από όλα τα χρεόγραφα που υπάρχουν στην αγορά, με το καθένα χρεόγραφο να έχει ποσοστό συμμετοχής, τέτοιο ώστε να είναι ανάλογο με την αγοραία αξία του (*market value*).

Αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια και η γραμμή κεφαλαιαγοράς CML

Βασιζόμενοι στην προσέγγιση του CAPM η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος των αποδόσεων είναι γραμμικοί συνδυασμοί. Αυτό έχει ως συνέπεια να είμαστε σε θέση να εντοπίσουμε τα σημεία στα οποία με δεδομένο τον κίνδυνο μεγιστοποιείται η αναμενόμενη απόδοση ή και αντίστροφα. Το σύνολο των πιθανών συνδυασμών κινδύνου και απόδοσης είναι δυνατό να αποτυπωθεί και να απεικονιστεί με μια ευθεία γραμμή που ονομάζεται γραμμή κεφαλαιαγοράς CML(Capital Market Line). Τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται πάνω στην γραμμή αυτή ονομάζονται αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια και είναι συνδυασμοί κινδύνου – απόδοσης. Όλα τα υπόλοιπα χαρτοφυλάκια βρίσκονται κάτω από τη γραμμή Κεφαλαιαγοράς.



Εικόνα 1: Η γραμμή αγοράς κεφαλαίου

Η εξίσωση της CML είναι η εξίσωση του αποτελεσματικού μετώπου (efficient frontier) με ενεργητικό και παθητικό δανεισμό στο επιτόκιο του ακίνδυνου χρεογράφου:

$$E(R_e) = R_F + \frac{E(R_M) - R_F}{\sigma_M} \sigma_e$$

Όπου

$E(R_e)$: η αναμενόμενη απόδοση ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου e που ανήκει στη γραμμή αγοράς κεφαλαίου

R_F : η απόδοση του ακίνδυνου χρεογράφου F

$E(R_M)$: η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς M

σ_e : η τυπική απόκλιση (κίνδυνος) ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου e της CML

σ_M : η τυπική απόκλιση της αγοράς M

(7)

Η γραμμή χρεογράφων SML

Η απαιτούμενη απόδοση μίας επένδυσης είναι δυνατό να εκφραστεί γενικότερα μέσω της σχέσης:

Απαιτούμενη απόδοση = Απόδοση χωρίς κίνδυνο + Ανταμοιβή για τον αναλαμβανόμενο κίνδυνο

Σύμφωνα με την βιβλιογραφία, το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M έχει τη μικρότερη απόκλιση. Η αλγεβρική έκφραση της με την χρήση του συντελεστή β ως μέτρο της επικινδυνότητας ενός χρεογράφου γράφεται ως εξής:

$$r_i = r_{fr} + (r_M - r_{fr}) \beta_i \quad (8)$$

Όπου,

r_i : Η απαιτούμενη απόδοση του χρεογράφου i

r_{fr} : Η απόδοση του χρεογράφου i χωρίς κίνδυνο (risk free rate)

r_M : Η αναμενόμενη απόδοση όλης της αγοράς



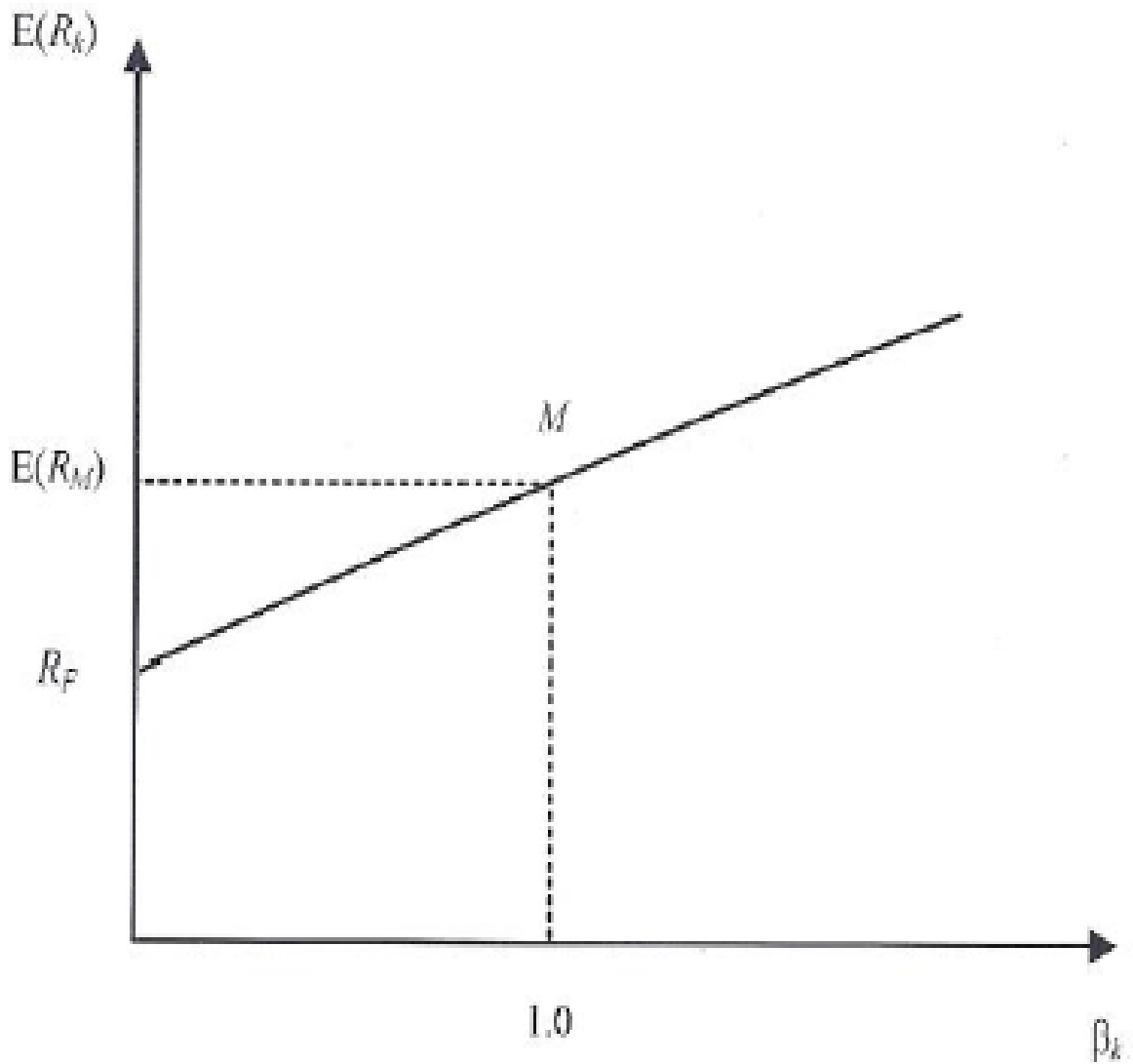
$(r_M - r_f)$: Ο ιστορικός μέσος ασφάλιστρου κινδύνου της αγοράς β_i :

β_i : Ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου όπου
$$\beta_i = \frac{\sigma_{i,m}}{\sigma_m^2} \quad (9)$$

$\sigma_{i,m}$ = η συνδιακύμανση του χρεογράφου i με το χαρτοφυλάκιο m ($\text{cov}(r_i, r_M)$),

σ_m^2 = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου m .

Ουσιαστικά ο συντελεστής β μετρά την ευαισθησία της απόδοσης των περιουσιακών στοιχείων στη μετάβολή της απόδοσης όλης της αγοράς. Η εξίσωση ονομάζεται και γραμμή χρεογράφων SML (Security Market Line) και αποτυπώνει τη σχέση κινδύνου απόδοσης μεμονωμένων περιουσιακών στοιχείων. Υψηλότερα β θα έχουν υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις και αντιστρόφως.



Εικόνα 2: Η γραμμή αγοράς χρεογράφων

Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων μπορεί να γραφτεί και ως εξής:

$$E(R_i) = R_F + \left(\frac{E(R_M) - R_F}{\sigma_M} \right) \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M}$$

(10)

Εκτίμηση του συντελεστή β_i

Σύμφωνα με τον William F. Sharpe, ο κίνδυνος αγοράς για ένα χρεόγραφο είναι δυνατό να υπολογιστεί με την βοήθεια της τάσης του να συμπεριφέρεται όπως όλη η αγορά. Ο πιο απλός τρόπος εκτίμησης του συντελεστή β_i είναι η εύρεση της ιστορικής του τιμής. Ο υπολογισμός της είναι αποτέλεσμα της απλής γραμμικής παλινδρόμησης των παρελθουσών αποδόσεων r_i της μετοχής i στις παρελθούσες αποδόσεις της αγοράς r_M όπου:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i \cdot r_M + \varepsilon_i \quad (11)$$

ε_i: τα σφάλματα κάτω από τις υποθέσεις του CAPM

Η ευθεία της παλινδρόμησης, δηλαδή η χαρακτηριστική γραμμή εκτιμάται με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Ο συντελεστής β_χ ολόκληρου του χαρτοφυλακίου, προκύπτει από τον σταθμικό μέσο όρο των συντελεστών β_i:

$$\beta_{\chi} = \sum_{i=1}^n w_i \beta_i \quad (12)$$

w_i: το ποσοστό του χαρτοφυλακίου που είναι επενδυμένο στην i μετοχή και υπολογίζεται μέσω της σχέσης:

$$w_i = \frac{n_i P_i}{\sum n_i P_i} * 100 \quad (13)$$

n_i = το πλήθος των τίτλων του χαρτοφυλακίου και p_i = η χρηματιστηριακή τους αξία.

Βασιζόμενοι στην θεωρία γνωρίζουμε ότι ο συντελεστής β του χαρτοφυλακίου ολόκληρης της αγοράς ισούται με τη μονάδα. Επομένως τα χρεόγραφα που εμφανίζουν συντελεστή β > 1 χαρακτηρίζονται ως «επιθετικά» ενώ αντίθετα τα χρεόγραφα που εμφανίζουν συντελεστή β < 1 χαρακτηρίζονται ως «αμυντικά».

Παραβιάσεις του γραμμικού υποδείγματος

- Αυτοσυσχέτιση: οι διακυμάνσεις των διαταρακτικών όρων δεν είναι σταθερές και η συνδιακύμανση όλων των διαταρακτικών όρων δεν ισούται με το μηδέν.
- Μη κανονικότητα της εξαρτημένης μεταβλητής: Σύμφωνα με το απλό γραμμικό υπόδειγμα για την εκτίμηση του β_i οι τιμές της εξαρτημένης μεταβλητής



ri ακολουθούν την Κανονική Κατανομή, όπως συμβαίνει και με τους εκτιμητές των συντελεστών της απλής γραμμικής παλινδρόμησης. Όταν δεν ισχύει αυτό, παρουσιάζεται το πρόβλημα της μη κανονικότητας της εξαρτημένης μεταβλητής.

- Ετεροσκεδαστικότητα: Μια από τις βασικές υποθέσεις του απλού γραμμικού μοντέλου είναι ότι τα σφάλματα είναι ομοσκεδαστικά, με σταθερή διακύμανση $\text{var}(\epsilon_i) = \sigma^2$. Στην πραγματικότητα όμως δεν συμβαίνει αυτό, διότι οι διακυμάνσεις των διαταρακτικών όρων δεν είναι σταθερές, αλλά μετάβαλλονται μεταξύ διαφορετικών χρονικών περιόδων.
- Εξειδίκευση του μοντέλου: Το πρόβλημα της εξειδίκευσης του μοντέλου μπορεί να εμφανιστεί κατά την περιγραφή των ερμηνευτικών μεταβλητών, ή στην διατύπωση του διαταρακτικού όρου.

Ενδεχόμενα να μην έχει υπολογιστεί το σωστό μοντέλο προς ανάλυση.

Το μοντέλο Markowitz

Το μοντέλο H.Markowitz, αποτέλεσε τη βάση για τη λεγόμενη "Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου". Ο H. Markowitz κατέληξε σε κάποια συμπεράσματα τα οποία αποτέλεσαν την ύλη του βιβλίου του που εκδόθηκε το 1959 και είχε τίτλο "Portfolio Selection". Για την συνεισφορά του στον τομέα της χρηματοοικονομικής τιμήθηκε με νόμπελ στα οικονομικά το 1990.

Επιλογή Χαρτοφυλακίου

Ο H. Markowitz παρουσίασε ένα υπόδειγμα (μοντέλο) κατασκευής που έχει ως στόχο την δημιουργία αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Τα άτομα που επενδύουν έχουν ως βασικό σκοπό την συνθεση ενός χαρτοφυλακίου που θα είναι σε θέση να μεγιστοποιήσει την αναμενόμενη απόδοση και να ελαχιστοποιεί τον κίνδυνο. Επομένως ο κύριος σκοπός του μοντέλου είναι η επιλογή ενός «άριστου» χαρτοφυλακίου που να αποτελείται από μετοχές τέτοιες ώστε να προσφέρεται στον επενδυτή η καλύτερη δυνατή σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και ρίσκου.

Η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου

Ο H. Markowitz αντιμετώπισε την τιμλη μίας μετοχής ως μία τυχαία μετάβλητή, καθώς τόνιζε ότι δεν είναι δυνατό να αποτυπωθεί η κατεύθυνση της τιμής μίας μετοχής. Συμφωνα λοιπόν με την επιστήμη της στατιστικής, γνωρίζουμε ότι αναμενόμενη απόδοση μιας τυχαίας μεταβλητής δίνεται από το μέσο των τιμών της μεταβλητής αυτής ενώ η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση μας δείχνει το πόσο αποκλίνουν οι τιμές από το μέσο.

Ο Markowitz βασιζόμενος στην στατιστική χρησιμοποίησε τους ακόλουθους τύπους:

$$r_{it} = \frac{W_{it} - W_{it-1}}{W_{it-1}} \quad (14)$$

Όπου

r_{it} : Η απόδοση μιας μετοχής i στη χρονική στιγμή t

W_{it} : Το κεφάλαιο που εισπράχθηκε τη χρονική στιγμή t

W_{it-1} : Το κεφάλαιο που επενδύθηκε τη χρονική στιγμή $t-1$

Στη συνέχεια χρησιμοποίησε τον εξής τύπο για τον υπολογισμό της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής:

$$\bar{r}_p = E(\bar{r}_i) \quad (15)$$

Όπου

\bar{r}_p : Η αναμενόμενη απόδοση των τιμών μιας μετοχής i

$E(r_i)$: Ο μέσος όρος όλων των τιμών μιας μετοχής που παρατηρήθηκαν για μια χρονική περίοδο

Έπειτα, εκτίμησε τον κίνδυνο της μετοχής με διακύμανση των παρατηρούμενων τιμών:

$$s_p^2 = \text{var}(\bar{r}_i) \quad (16)$$

Όπου

s_p^2 : Ο κίνδυνος που φέρει η μετοχή

$\text{var}(r_i)$: Η διακύμανση των τιμών μιας μετοχής που παρατηρήθηκαν για μια χρονική περίοδο

Σύμφωνα με το Markowitz όταν δύο μετοχές μπορούν να συγκριθούν εξετάζοντας την αναμενόμενη απόδοση και την τυπική απόκλιση καθεμιάς, το ίδιο είναι δυνατό να γίνει και για δύο χαρτοφυλάκια. Οπότε ως αποτέλεσμα έχουμε ότι και η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου είναι δυνατό να υπολογιστεί ως ένας σταθμικός μέσος των αναμενόμενων αποδόσεων των χρεογράφων με σταθμά τα ποσά επένδυσης στο εκάστοτε χρεόγραφο. Δηλαδή, η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μπορεί να αποδοθεί ως εξής:

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n W_i * E(R_i) \quad (17)$$

Όπου

$E(R_p)$: Η αναμενόμενη απόδοση ενός χαρτοφυλακίου μετοχών

W_i : Τα σταθμά (weights) επένδυσης σε κάθε μετοχή

$E(R_i)$: Η αναμενόμενη απόδοση κάθε μετοχής



n : Ο αριθμός των μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο

Όσο πιο μεγάλος είναι ο αριθμός των χρεογράφων που περιλαμβάνει το χαρτοφυλάκιο, τόσο πιο μεγάλη θα είναι και η σχετική βαρύτητα της μέσης διακύμανσης των αποδόσεων των χρεογράφων.

Οι παράγοντες που καθορίζουν το κίνδυνο ενός χαρτοφυλακίου, σύμφωνα με τον Markowitz είναι οι ακόλουθοι:

- οι διακυμάνσεις των αποδόσεων κάθε μετοχής από το μέσο
- οι σταθμίσεις(weights) που έχει κάθε μετοχή
- οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων μεταξύ των χρεογράφων

Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου μετοχών σύμφωνα με τον Markowitz δύνεται ως εξής:

$$S_p = \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_i * W_j * S_i * S_j * \rho_{ij}} \quad (18)$$

Όπου

S_p : Ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου μετοχών

S_i : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i

S_j : Η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής j

W_i : Το ποσοστό επένδυσης (weight) στη μετοχή i

W_j : Το ποσοστό επένδυσης (weight) στη μετοχή j

ρ_{ij} : Ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των μετοχών i και j

N : Ο αριθμός των μετοχών που συνθέτουν το χαρτοφυλάκιο

Φτάνοντας στο συμπέρασμα ότι ο κίνδυνος μειώνεται όσο αυξάνονται τα χρεόγραφα σε ένα χαρτοφυλάκιο. Εάν υπάρχουν N χρεόγραφα, μπορούν να γίνουν άπειροι συνδυασμοί μεταξύ τους και να σχηματιστούν άπειρα χαρτοφυλάκια. Ο επενδυτής για να καταλήξει στο ιδανικό για εκείνον χαρτοφυλάκιο δεν χρειάζεται να εκτιμήσει όλα τα χαρτοφυλάκια χάρη στο Θεώρημα των Αποτελεσματικών Συνδυασμών. Τα χαρτοφυλάκια αυτά λέγονται αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια. Επομένως, αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο λέγεται εκείνο το οποίο σε δεδομένο επίπεδο κινδύνου παρέχει τη μεγαλύτερη απόδοση και σε δεδομένη απόδοση έχει το μικρότερο κίνδυνο.

Κεφάλαιο 3ο

Διακογιάννης & Μακρή (2008)

Υπολογίζοντας τα εκτιμώμενα βήτα σε ρηχές αγορές: Η περίπτωση του χρηματιστηρίου Αθηνών
(Estimating Betas in Thinner Markets: The Case of the Athens Stock Exchange)

International Research Journal of finance and economics, Issue 13, pp.108-121

Στόχος του παρόντος άρθρου είναι να αναλυθεί η επίδραση του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους στις εκτιμήσεις των κανονικών ελάχιστων τετραγώνων και να αξιολογηθεί η δυνατότητα των σχετικών μοντέλων να εκτιμήσουν τα βήτα για τα χρεόγραφα του χρηματιστηρίου Αθηνών. Τα αποτελέσματα διαφόρων ερευνών υποδεικνύουν την παρουσία του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους και δείχνουν ότι η έντασή του εξαρτάται από το μέγεθος της χρηματιστηριακής αξίας των επιχειρήσεων. Τα αποτελέσματα που δίνει το μοντέλο του Hawawini (1993) παρουσιάζουν καλή επίδοση στην εκτίμηση των βήτα για μεγάλο χρονικό διαστήματος επιστροφές με τη χρήση επιστροφών μικρού διαστήματος. Τα βήτα εκτιμώνται με την εφαρμογή των μοντέλων που προτάθηκαν από τους Scholes & Williams (1977) και Cohen et al (1983a) συγκρινόμενα με αυτά που παρήχθησαν με την εφαρμογή του μοντέλου της αγοράς με τη μέθοδο των κανονικών ελάχιστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι δεν υπάρχει καμία στατιστικά σημαντική διαφορά στη μέση εκτιμώμενη τιμή των βήτα ανάμεσα στα μοντέλα των πρώτων και σε αυτό της αγοράς. Η συλλογιστική που οδηγεί σε αυτό το συμπέρασμα και τα κύρια σημεία του άρθρου παρουσιάζονται παρακάτω.

Βιβλιογραφική ανασκόπηση

Αρχικά, τα βήτα αφορούν στη σχετική μέτρηση του συστηματικού ρίσκου ενός χρεογράφου ειδικά στην την παράμετρο της κλίσης μιας εξίσωσης απλής γραμμικής παλινδρόμησης που συσχετίζει τις επιστροφές των χρεογράφων με τις σύγχρονες πραγματικές επιστροφές της αγοράς. Τον τελευταίο καιρό τα βήτα έχουν λάβει περισσότερη προσοχή καθώς μπορούν να δώσουν προβλέψεις οι οποίες μπορούν να ελεγχθούν ως προς τη συμπεριφορά της αγοράς. Ο βασικός τρόπος υπολογισμού των βήτα είναι η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων, αλλά έχουν προταθεί και άλλα μοντέλα για τον υπολογισμό αυτό. Η μέθοδος υπολογισμού των επιστροφών των βήτα με τα ελάχιστα τετράγωνα που χρησιμοποιείται στην αγορά περιγράφεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{e}_{it}, \quad (19)$$

Φυσικά, τα εκτιμώμενα βήτα μπορεί να δώσουν ποικίλα αποτελέσματα αναλόγως με το δείκτη της αγοράς, το χρονικό εύρος των μετρήσεων των επιστροφών και το μέγεθος του δείγματος.

Έχουν γίνει πολλές έρευνες για να γίνει κατανοητό το κατά πόσον είναι ευαίσθητα τα εκτιμώμενα βήτα στο χρονικό εύρος των μετρήσεων των επιστροφών. Αυτό είναι το λεγόμενο μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους. Όπως έχουν δείξει οι έρευνες με τη χρήση της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων, τα εκτιμώμενα βήτα για χρεόγραφα χαμηλών αποδόσεων σε χαρτοφυλάκια επίσης χαμηλών αποδόσεων αυξάνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των μετρήσεων των επιστροφών. Το αντίθετο συμβαίνει για τα βήτα που μετρούν χρεόγραφα υψηλών αποδόσεων σε χαρτοφυλάκια υψηλών αποδόσεων. Σε αυτή την περίπτωση, τα βήτα μειώνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των μετρήσεων. Αυτό το μεροληπτικό σφάλμα έχει επισημανθεί τόσο από τις έρευνες των Hawawini (1980), Handa et al (1989), Corhay (1992), και Brailsford & Josev (1997) όσο και από έρευνες των Scholes & Williams (1977) και Dimson (1979). Στο παρόν άρθρο μελετάται η επίδραση του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους σε χρεόγραφα του χρηματιστηρίου Αθηνών από το 2000 έως το 2004. Στη συνέχεια ελέγχεται το μοντέλο του Hawawini για τον εντοπισμό και τη διόρθωση του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους όσο και αυτό των Scholes & Williams.

Πιο συγκεκριμένα, μελέτες του Hawawini (1980) και άλλων έδειξαν ότι οι εκτιμήσεις των βήτα με το μοντέλο της αγοράς ποικίλουν σε μεγάλο βαθμό ανάλογα με το χρονικό εύρος των μετρήσεων. Επιπλέον, οι Cohen et al. (1980) κατέγραψαν τη ευαισθησία που παρουσιάζουν τα εκτιμώμενα βήτα στις αλλαγές του χρονικού εύρους των μετρήσεων όταν αυτά υπολογίζονται με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων. Αυτή η ευαισθησία έχει να κάνει με την τριβή που υπάρχει στην εμπορική διαδικασία η οποία μπορεί να δημιουργήσει καθυστερήσεις στην προσαρμογή των τιμών οι οποίες ποικίλουν συστηματικά ανάμεσα στα χρεόγραφα. Κάτι τέτοιο σημαίνει ότι τα χρεόγραφα που δεν συναλλάσσονται συχνά έχουν μεγαλύτερες καθυστερήσεις στην προσαρμογή των τιμών από ότι όσα συναλλάσσονται συχνά και άρα τα πρώτα επηρεάζονται περισσότερο από το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους.



Για να διορθώσουν το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους καθώς είδαν ότι το αυτό λειτουργεί μεροληπτικά προς τα κάτω για χρεόγραφα που δεν συναλλάσσονται συχνά και μεροληπτικά προς τα πάνω για χρεόγραφα που παρουσιάζουν συχνές συναλλαγές, οι Scholes & Williams (1977) πρότειναν την παρακάτω εξίσωση για την εκτίμηση των βήτα:

$$\hat{\beta}_i = \frac{(\hat{\beta}_i^{-1} + \hat{\beta}_i^0 + \hat{\beta}_i^{+1})}{(1 + 2\hat{\rho}_{1m})}, \quad (20)$$

Οι Cohen et al (1983a) προσπαθώντας να λύσουν το ίδιο πρόβλημα πρότειναν ένα μοντέλο που προβλέπει και διορθώνει για μεγαλύτερο αριθμό προπορευόμενων στοιχείων και καθυστερήσεων από τον ένα για το καθένα του παραπάνω μοντέλου. Το μοντέλο των Cohen et al (1983a) αναπαρίσταται στην παρακάτω εξίσωση:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\beta_i + \sum_{n=1}^N \beta_{i+n} + \sum_{n=1}^N \beta_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^N \rho_{m,m+n} + \sum_{n=1}^N \rho_{m,m-n}} \quad (21)$$

Έρευνες των McInish & Wood (1986) έδειξαν ότι και τα δύο παραπάνω μοντέλα διορθώνουν από λίγο το καθένα το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους. Ο Dimson (1979) υποστηρίζει ότι για τις ρηχές αγορές αρκεί να εκτιμηθεί το βήτα από τη συγκέντρωση των συντελεστών της παρακάτω πολλαπλής παλινδρόμησης:

$$R_{it} = a_i + \sum_{k=-L}^L \hat{\beta}_{i+k} R_{mt+k} + u_{it} \quad (22)$$

Οπότε, το μοντέλο του Dimson για την εκτίμηση των βήτα μπορεί να εκφραστεί ως:

$$\hat{\beta}_i = \sum_{k=-L}^L \hat{\beta}_{i+k} \quad (23)$$

Ο Hawawini (1983) δημιούργησε ένα απλό μοντέλο για να δείξει το πόσο τα εκτιμώμενα βήτα εξαρτώνται από το χρονικό εύρος των διαστημάτων που χρησιμοποιούνται για τη μέτρησή τους. Η παρακάτω εξίσωση δείχνει το μοντέλο αυτό:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1) \frac{T + (T - 1) \frac{P_{im+1} + P_{im-1}}{P_{im}}}{T + 2(T - 1)p_{mm-1}} \quad (24)$$

Η εξίσωση αυτή δείχνει ότι ο υπολογισμός χρονικού εύρους μίας μέρας μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό t διαστήματος. Το μοντέλο αυτό προβλέπει την κατεύθυνση και το μέγεθος της αλλαγής των βήτα με την αλλαγή του χρονικού εύρους.

Έρευνες των Handa, Kothari & Wasley (1989), Corhay (1992), Frankfurter et al. (1994), Beer (1997), Brailsford & Josev (1997) και των Daves, Ehrhardt & Kunkel (2000) που πραγματοποιήθηκαν σε διαφορετικές αγορές ανά τον κόσμο και με ποικίλες διαβαθμίσεις χρονικού εύρους, ημερήσιου εβδομαδιαίου, μηνιαίου η ετήσιου, έδειξαν ότι η παρουσία του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους είναι εμφανής και επηρεάζει τα εκτιμώμενα βήτα. Στις περισσότερες περιπτώσεις η σύνδεση μεταξύ των βήτα και του χρονικού εύρους ακολουθεί την εξής πορεία: για χρεόγραφα χαρτοφυλακίου υψηλών αποδόσεων όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος τόσο μειώνεται η μέση τιμή των εκτιμώμενων βήτα, για χαμηλών αποδόσεων χαρτοφυλάκια συμβαίνει το αντίθετο.

Έρευνα στο Χρηματιστήριο Αθηνών

Η παρούσα έρευνα αφορά στη μελέτη χρεογράφων του χρηματιστηρίου Αθηνών από το 2000 έως το 2004, τα οποία χωρίστηκαν σε χρεόγραφα χαρτοφυλακίου υψηλών αποδόσεων και σε αντίστοιχα χαρτοφυλακίου χαμηλών αποδόσεων. Αρχικά 187 χρεόγραφα χρησιμοποιήθηκαν για αυτή τη μακροχρόνια μελέτη των χρεογράφων επιχειρήσεων με συνεχή παρουσία στο χρηματιστήριο Αθηνών. Η αγορά του χρηματιστηρίου Αθηνών επιλέχθηκε διότι αποτελεί μία αρκετά μικρότερη αγορά από αυτή των ΗΠΑ επί παραδείγματι και θα ήταν ενδιαφέρον να ελεγχθεί το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους σε μία τέτοια αγορά. Από το 2000 και έπειτα το χρηματιστήριο Αθηνών ανελίχθηκε από αγορά υψηλού ρίσκου σε αναπτυσσόμενη.



Τελικά χρησιμοποιήθηκαν 60 από τα 187 χρεόγραφα καθώς μόνο 60 εταιρείες εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών είναι προσαρμοσμένες σε αλλαγές κεφαλαιοποίησης και σε πληρωμές μερισμάτων. Για λόγους ακριβείας το χρονικό διάστημα είναι από τον Ιανουάριο του 2001 μέχρι και το Δεκέμβριο του 2004. Η επιλογή τετραετίας γίνεται για να μην αλλάξει πολύ η κατάσταση των εταιριών. Οι αποδόσεις των χρεογράφων υπολογίστηκαν σε ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία βάση. Από τα 60 χρεόγραφα τα 30 αφορούν σε χαρτοφυλάκιο υψηλών αποδόσεων με μέσο όρο κεφαλαιοποίησης των εταιριών τα 209,229,947 ευρώ και τα άλλα 30 σε χαρτοφυλάκιο χαμηλών αποδόσεων με μέσο όρο τα 23,239,443 ευρώ.

Αρχικά, γίνεται εκτίμηση των βήτα με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων, για κάθε χρεόγραφο, για ολόκληρη την περίοδο του δείγματος σε ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία βάση. Ύστερα, χρησιμοποιούνται τα εκτιμώμενα βήτα με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων με τις ημερήσιες αποδόσεις τους για να εκτιμηθούν τα βήτα των χρεογράφων με εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις μέσω του μοντέλου του Hawawini (1980). Ακολουθεί χρήση του δείγματος των ημερήσιων αποδόσεων μόνο και στα δύο χαρτοφυλάκια. Τέλος, γίνεται σύγκριση και αναδεικνύονται οι διαφορές μεταξύ των βήτα που υπολογίστηκαν με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων και των βήτα που προκύπτουν από τα μοντέλα των Scholes & Williams (1977) και Cohen et al (1983).

Τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγει η έρευνα δίνουν ενδιαφέροντα στοιχεία για τα δεδομένα των ρηχών αγορών. Πιο συγκεκριμένα, για χρεόγραφα χαρτοφυλακίου υψηλών αποδόσεων η μέση τιμή των εκτιμώμενων βήτα αυξάνεται όσο το χρονικό εύρος των αποδόσεων αυξάνεται, όμως οι μεταβολές αυτές δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Τα αποτελέσματα αυτά συμφωνούν με τους Dimson (1979) και Brailsford και Josev (1997) οι οποίοι δείχνουν ότι το R^2 αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων και οι τιμές είναι υψηλότερες από τις αντίστοιχες του χαρτοφυλακίου χαμηλών αποδόσεων. Όμως, το R^2 για ημερήσιες και εβδομαδιαίες αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντικό, πιο σημαντικού επιπέδου από το αντίστοιχο μηνιαίο. Για χαρτοφυλάκια χαμηλών αποδόσεων η μέση τιμή των εκτιμώμενων βήτα αυξάνεται όσο το χρονικό εύρος των αποδόσεων μεγαλώνει.

Συνεπώς, σε αυτή την περίπτωση τα βήτα και για τα δύο χαρτοφυλάκια ακολουθούν την ίδια κατεύθυνση. Όπως έχουν δείξει οι Brailsford & Josev (1997) και άλλοι, σε αγορές υψηλής κεφαλαιοποίησης τα βήτα μειώνονται με την αύξηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων. Αντιθέτως, στην περίπτωση των αγορών χαμηλής κεφαλαιοποίησης τα βήτα αυξάνονται με



την αύξηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων. Με άλλα λόγια, ενώ για το χαρτοφυλάκιο χαμηλών αποδόσεων δεν παρατηρούνται διαφορές ως προς την πορεία των βήτα, στην περίπτωση των χαρτοφυλακίων υψηλών αποδόσεων υπάρχει διαφορά στις ρηχές αγορές καθώς η πορεία των βήτα σε αυτά ακολουθεί την ίδια με αυτή των χαμηλών αποδόσεων χαρτοφυλακίων. Η τυπική απόκλιση των βήτα αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων τόσο στο χαρτοφυλάκιο υψηλών αποδόσεων όσο και σε αυτό των χαμηλών αποδόσεων, κάτι που είναι βέβαια λογικό καθώς μειώνονται οι παρατηρήσεις του δείγματος.

Συμπερασματικά, υπάρχει εξάρτηση του χρονικού εύρους των αποδόσεων με τη χρηματιστηριακή αξία των επιχειρήσεων, κάτι που δείχνει ότι η βαρύτητα του χρονικού εύρους των αποδόσεων είναι αντιστρόφως ανάλογη της χρηματιστηριακής αξίας των επιχειρήσεων. Το μοντέλο του Hawawini είναι κατάλληλο τόσο για τα χαρτοφυλάκια υψηλών όσο και χαμηλών αποδόσεων όταν ελέγχονται για εβδομαδιαίες αποδόσεις. Για το χαρτοφυλάκιο χαμηλών αποδόσεων η διαφορά ανάμεσα στα βήτα με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων και τα βήτα με το μοντέλο του Hawawini έγκειται στο ότι τα βήτα με το μοντέλο του Hawawini είναι στατιστικά σημαντικότερα. Αν υπάρχει θετική διαφορά μεταξύ των βήτα των χρεογράφων και των αποδόσεων της αγοράς, τότε τα βήτα θα αυξάνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων. Κλείνοντας, τα βήτα με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων με βήτα που προκύπτουν από μοντέλα όπως αυτά των Scholes & Williams (1977) και Cohen et al (1983) δεν παρουσιάζουν στατιστικά σημαντικές διαφορές.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	George Diacogiannis & Paraskevi Makri (2008)
Στόχος/-οι	Να διαφανεί η επίδραση του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους στα εκτιμώμενα βήτα ρηχών αγορών και να ελεγχθούν τα μοντέλα των ελαχίστων τετραγώνων, του Hawawini, των Scholes & Williams και των Cohen et al.
Δεδομένα	30 χρεόγραφα χαρτοφυλακίου υψηλών αποδόσεων και 30 χαμηλού του χρηματιστηρίου Αθηνών που ελέγχονται



	σε ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία βάση από 01/2001 έως 12/2004
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων. Έπειτα, έλεγχος του μοντέλου του Hawawini , των Scholes & Williams και Cohen et al.
Αποτελέσματα	Σε αγορές χαρτοφυλακίου χαμηλών αποδόσεων όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος των αποδόσεων τόσο αυξάνεται η μέση τιμή των εκτιμώμενων βήτα. Το ίδιο συμβαίνει για χαρτοφυλάκια υψηλών αποδόσεων σε ρηχές αγορές, όπως του χρηματιστηρίου Αθηνών. Δεν υπάρχουν στατιστικά σημαντικές διαφορές μεταξύ του μοντέλου ελάχιστων τετραγώνων και αυτών των Hawawini , Scholes & Williams και Cohen et al.

Dimson E. (1979)

'Risk measurement when shares are subject to infrequent trading', *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 197-226

Το παρόν άρθρο έχει ως βασικό του θέμα την παρουσίαση του μοντέλου του Dimson (1979) το οποίο αφορά στον υπολογισμό του ρίσκου και την εκτίμηση των βήτα για χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά. Πιο συγκεκριμένα, πρότεινε ένα εναλλακτικό μοντέλο παλινδρόμησης αντί του μοντέλου της αγοράς και της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα σε μεμονωμένα χρεόγραφα ή σε ολόκληρα χαρτοφυλάκια χρεογράφων τα οποία δεν διαπραγματεύονται συχνά.

Αυτό το μοντέλο είναι καινοτόμο διότι δεν χρειάζεται επιπρόσθετα δεδομένα για τους υπολογισμούς του ούτε μία συνεχή συσχέτιση με το δείκτη της αγοράς. Σύμφωνα με αυτόν, η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων παράγει εσφαλμένα αποτελέσματα στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν τα χρεόγραφα διαπραγματεύονται σπάνια και είναι μικρό το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων. Η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων παράγει λανθασμένες εκτιμήσεις των βήτα σε ρηχές αγορές.

Σύμφωνα με τον Dimson (1979) το ακόλουθο μαθηματικό μοντέλο δίνει τη λύση στις παραπάνω εσφαλμένες εκτιμήσεις των βήτα για την περίπτωση των ρηχών αγορών. Ο συστηματικός κίνδυνος για χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά μπορεί να υπολογιστεί από το άθροισμα των κλίσεων της παρακάτω παλινδρόμησης:

$$R_t = a + \sum_{k=-n}^n \widehat{\beta}_k M_{t+k} + w_t \quad (25)$$

Ο συστηματικός κίνδυνος ενός χρεογράφου που δεν διαπραγματεύεται συχνά μειώνεται όσο αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Για τα χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά αν υπολογιστεί ο συντελεστής βήτα με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων και για μικρά χρονικά διαστήματα, η τιμή αυτή θα είναι μεγαλύτερη από ότι αν είχε υπολογιστεί για μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα. Αυτά, όμως, που δεν διαπραγματεύονται συχνά θα έχουν χαμηλότερη την τιμή του συντελεστή βήτα στην ίδια περίπτωση, κάτι που σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος για τέτοιου είδους χρεόγραφα αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού.

Για να λύσει αυτό το ζήτημα, ο Dimson πρότεινε το παραπάνω μοντέλο το οποίο δε βασίζεται τόσο στη συσχέτιση της απόδοσης του χρεογράφου με το δείκτη της αγοράς, αλλά στη συσχέτιση της απόδοσης του χρεογράφου με τις προηγούμενες και τις επόμενες αποδόσεις του δείκτη της αγοράς, αλλά και τη συγχρονική πραγματική του απόδοση.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Dimson E. (1979)
Στόχος/-οι	Να διορθωθούν τα σφάλματα της μεθόδου ελάχιστων τετραγώνων για τον υπολογισμό των βήτα σε ρηχές αγορές με την πρόταση ενός νέου μαθηματικού μοντέλου.
Δεδομένα	Έλεγχος της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων για τον υπολογισμό των βήτα σε χρεόγραφα ή χαρτοφυλάκια χρεογράφων που είτε διαπραγματεύονται συχνά είτε όχι.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Έλεγχος των αποτελεσμάτων της μεθόδου ελάχιστων τετραγώνων για την εκτίμηση των βήτα σε ρηχές αγορές. Επισήμανση των σφαλμάτων αυτής της μεθόδου και πρόταση ενός νέου μαθηματικού μοντέλου για τη διόρθωσή τους.
Αποτελέσματα	Η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων οδηγεί σε εσφαλμένες εκτιμήσεις των βήτα για χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά. Το νέο μοντέλο του Dimson E. (1979) παρέχει μεγαλύτερη περιγραφική επάρκεια καθώς δε βασίζεται



	στη συνεχή συσχέτιση με το δείκτη των αγορών.
--	---

Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F., Schwartz R. A., and Whitcomb D. IC (1983a)

'Friction in the trading process and the estimation of systematic risk'

Journal of Financial Economics, 12, pp. 263- 278 [13] Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F. , Schwartz R. A. and 171

Οι Cohen et al (1983a) όπως και άλλοι πριν από αυτούς, σημειώνουν ότι η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων παράγει εσφαλμένα αποτελέσματα εκτίμησης του συντελεστή βήτα όταν τα χρεόγραφα δεν διαπραγματεύονται συχνά και το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων είναι μικρό. Επισημαίνουν ότι ο συστηματικός κίνδυνος ενός χρεογράφου που διαπραγματεύεται συχνά μειώνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων και το αντίθετο όταν τα χρεόγραφα δεν διαπραγματεύονται συχνά.

Με τον παραπάνω τρόπο έφτασαν στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου με την μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων επηρεάζονται από το χρονικό διάστημα που επιλέγεται για την εκτίμηση των περιοδικών αποδόσεων. Ειδικά, ο συστηματικός κίνδυνος ενός χρεογράφου που δεν διαπραγματεύεται συχνά αυξάνεται καθώς αυξάνεται το χρονικό διάστημα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων. Συνεπώς, οι Cohen et al δείχνουν ότι η χρήση μικρών χρονικών διαστημάτων οδηγεί σε εσφαλμένα αποτελέσματα εκτίμησης των βήτα προς τα κάτω για ρηχές αγορές, όπου δηλαδή τα χρεόγραφα δεν διαπραγματεύονται συχνά, και προς τα πάνω για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά. Το συμπέρασμα αυτό είναι πανομοιότυπο με των Scholes & Williams, στο μοντέλο των οποίων βασίστηκαν για να δημιουργήσουν το δικό τους, το οποίο επιδιώκει να γίνει πιο επαρκές περιγραφικά καθώς δεν περιορίζεται στο χρήση μίας μόνο τιμής καθυστέρησης (lag) και μίας προπορευόμενης τιμής (lead), αλλά έχει πρόβλεψη για περισσότερες όπως φαίνεται από την παρακάτω εξίσωση:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\beta_i + \sum_{n=1}^N \beta_{i+n} + \sum_{n=1}^N \beta_{i-n}}{1 + \sum_{n=1}^N \rho_{m,m+n} + \sum_{n=1}^N \rho_{m,m-n}} \quad (26)$$



Οι Cohen et al (1983a) με αυτό το μοντέλο που προτείνουν βελτιώνουν το προηγούμενο τόσο ώστε να δίνουν καλύτερες εκτιμήσεις των βήτα σε ρηχές αγορές, καθώς καλύπτουν τις περιπτώσεις όπου υπάρχουν καθυστερήσεις ή προπορευόμενες τιμές και δεν βασίζονται μόνο στη χρήση μικρών χρονικών διαστημάτων, τα οποία όπως έχουν ήδη δείξει οδηγούν σε εσφαλμένες εκτιμήσεις των βήτα.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F., Schwartz R. A. & Whitcomb D. IC (1983a)
Στόχος/-οι	Ναδειχθεί ότι η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων οδηγεί σε εσφαλμένα αποτελέσματα στην εκτίμηση των βήτα για ρηχές αγορές και να προταθεί ένα καλύτερο μοντέλο.
Δεδομένα	Έλεγχος της μεθόδου ελάχιστων τετραγώνων και βελτιστοποίηση του μοντέλου των Scholes & Williams.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Αφού ελέγχθηκε το μοντέλο των ελάχιστων τετραγώνων, χρησιμοποιήθηκε το μοντέλο των Scholes & Williams και βελτιώθηκε για να μπορέσει να υπολογίσει ορθότερα τα βήτα για ρηχές αγορές.
Αποτελέσματα	Η χρήση μικρών χρονικών διαστημάτων οδηγεί σε εσφαλμένα αποτελέσματα εκτίμησης των βήτα προς τα κάτω για ρηχές αγορές και προς τα πάνω για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά. Το μοντέλο που προτείνουν μπορεί να βοηθήσει σε αυτό.

Hawawini G. A (1983)

'Why beta shifts as the return interval changes'

Financial Analysts Journal, 39, pp. 73-77.

Αρχικά, είναι εμφανές ότι το παρόν άρθρο επιχειρεί να απαντήσει στην ερώτηση που τίθεται στον τίτλο του, δηλαδή στο γιατί οι τιμές του συντελεστή βήτα αλλάζουν καθώς αλλάζει το χρονικό εύρος των εκτιμήσεων. Πρέπει να σημειωθεί ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα ενός χρεογράφου εξαρτάται από το χρονικό εύρος που χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό των αποδόσεων, αν δηλαδή ελέγχθηκαν οι αποδόσεις σε ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία ή ετήσια βάση. Ένα σχετικά απλό μοντέλο για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα ανέπτυξε ο Hawawini (1983), ο οποίος στηρίχθηκε ακριβώς στην παραπάνω εξάρτηση του συντελεστή βήτα από το χρονικό εύρος.

Ειδικότερα, ο Hawawini (1983) έδειξε ότι τα χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά έχουν συντελεστή βήτα ο οποίος μειώνεται όσο μειώνεται το χρονικό εύρος των μετρήσεων. Το αντίθετο συμβαίνει για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά, τα οποία εμφανίζουν αντίστροφη σχέση ως προς το συντελεστή βήτα και τη μείωση του χρονικού εύρους. Το μαθηματικό του μοντέλο φαίνεται παρακάτω:

$$\beta_i(T) = \beta_i(1) \frac{T + (T - 1)q_{im}}{T + (T - 1)q_m} \quad (27)$$

Σε αυτό γίνεται εφικτός ο υπολογισμός του συντελεστή βήτα για μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα αν κανείς εκκινήσει από τον υπολογισμό τους για μικρότερα χρονικά διαστήματα και δη για τις ημερήσιες αποδόσεις των χρεογράφων. Η παρούσα εξίσωση υπολογίζει το συντελεστή βήτα ενός χρεογράφου σε σχέση με το χρονικό εύρος των μετρήσεων με πρόβλεψη για μία χρονική υστέρηση ή για μία προπορευόμενη τιμή. Επίσης, ο Hawawini (1983) υποστηρίζει ότι μπορεί να εξαγάγει κανείς συμπεράσματα σχετικά με την κατεύθυνση του συστηματικού κινδύνου τροποποιώντας το παραπάνω μαθηματικό μοντέλο χρησιμοποιώντας ως δεδομένο το ότι υπάρχει αντιστρόφως ανάλογη σχέση μεταξύ των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα ενός χρεογράφου και του κατά πόσο συχνά διαπραγματεύεται αυτό.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Hawawini G. A (1983)
Στόχος/-οι	Να δείξει το γιατί οι τιμές του συντελεστή βήτα αλλάζουν καθώς αλλάζει το χρονικό εύρος των εκτιμήσεων.
Δεδομένα	Έλεγχος προηγούμενων μαθηματικών μοντέλων και προσαρμογή νέου για την παράσταση της σχέσης μεταξύ χρονικού εύρους εκτιμήσεων και συντελεστή βήτα.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Έλεγχος του τρόπου με τον οποίο το χρονικό εύρος των εκτιμήσεων επηρεάζει τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα.
Αποτελέσματα	Τα χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά έχουν συντελεστή βήτα ο οποίος μειώνεται όσο μειώνεται το χρονικό εύρος των μετρήσεων και το αντίθετο συμβαίνει για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά.

Armitage S., Brzezczynski J. (2011)

‘Heteroscedasticity and interval effects in estimating beta: UK Evidence’

Social Science Research Network, pp.1-39

Σκοπός του παρόντος άρθρου είναι να δειχθεί αν και κατά πόσον τα μοντέλα ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) είναι πιο αποτελεσματικά στη μείωση του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους κατά την εκτίμηση του συντελεστή βήτα από ότι η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων. Πρόκειται για τα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας και τα οποία, όπως θα φανεί, δεν μπορούν να χρησιμοποιηθούν σε κάθε περίπτωση παρά μόνο όταν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στις αποδόσεις, όπου και είναι ακριβέστερα στις μετρήσεις τους. Οι Armitage & Brzezczynski (2011) χρησιμοποίησαν για την έρευνά τους 145 χρεόγραφα από το χρηματιστήριο του Λονδίνου, τα οποία ελέγχθηκαν ως προς τις ημερήσιες αποδόσεις τους για το διάστημα από 1 Ιανουαρίου 2002 έως 31 Δεκεμβρίου 2006.

Από την έρευνα αυτή μπορούν να εξαχθούν κάποια βασικά συμπεράσματα. Πιο συγκεκριμένα, οι Armitage & Brzezczynski (2011) βρήκαν ότι με τις ημερήσιες αποδόσεις η μέση απόλυτη διαφορά στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα ισούται με 0.06, ενώ για το 17% του δείγματος είναι 0.10. Αυτό σημαίνει ότι η διαφορά αυτή κυμαίνεται σε πολύ χαμηλά επίπεδα, αλλά ακόμη και μια τιμή του 0.05 θα μπορούσε να επηρεάσει σοβαρά τη χρηματιστηριακή αξία μιας επιχείρησης. Το γραμμικό μοντέλο ετεροσκεδαστικότητας που χρησιμοποιήθηκε μπορεί να παρασταθεί με τον ακόλουθο τύπο:

$$R_{i,t}^{\text{share}} = \alpha_i^{\text{ARCH}} + \beta_i^{\text{ARCH}} \times R_t^{\text{index}} + \xi_t \quad (28)$$

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα των Armitage & Brzezczynski (2011) διαπιστώθηκε ότι τα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας δίνουν ακριβέστερες εκτιμήσεις από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων προκειμένου για επιχειρήσεις τα χρεόγραφα των οποίων διαπραγματεύονται συχνά. Αντιθέτως, η χρήση μοντέλων ετεροσκεδαστικότητας δεν μειώνει το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους για την περίπτωση των χρεογράφων που δεν διαπραγματεύονται συχνά. Επιπλέον, η χρήση αυτών των μοντέλων δεν ενδείκνυται για όλες τις περιπτώσεις. Εν προκειμένω οι Armitage & Brzezczynski (2011) δεν μπόρεσαν να



την χρησιμοποιήσουν στο 26% του δείγματός τους, καθώς δεν υπήρχε ετεροσκεδαστικότητα και δεν μπορούσε να υπολογιστεί η τιμή του συντελεστή βήτα.

Σε αυτή την περίπτωση η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων είναι σαφέστατα προτιμότερη. Κλείνοντας, τα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας είναι ακριβέστερα από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων όταν υπάρχει μεγάλη ετεροσκεδαστικότητα. Όταν υπάρχει αυτή, η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων οδηγεί σε εσφαλμένες μετρήσεις. Σε περίπτωση που δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, όμως, η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων είναι κατά πολύ αποτελεσματικότερη.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Armitage S., Brzezczynski J. (2011)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί το αν και κατά πόσον τα μοντέλα ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) είναι πιο αποτελεσματικά στη μείωση του μεροληπτικού σφάλματος χρονικού εύρους κατά την εκτίμηση του συντελεστή βήτα από ότι η μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων.
Δεδομένα	145 χρεόγραφα από το χρηματιστήριο του Λονδίνου ελεγχόμενα σε ημερήσια βάση για το διάστημα από 01/01/2002 έως 31/12/2006
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων και τα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας.
Αποτελέσματα	Τα μοντέλα ετεροσκεδαστικότητας είναι ακριβέστερα από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων μόνο όταν υπάρχει μεγάλη ετεροσκεδαστικότητα.

Brailsford J.T. and Josev T. (1997)

'The impact of the return interval on the estimation of systematic risk'

Pacific-Basin Finance Journal, 5, pp. 357-376

Στο συγκεκριμένο άρθρο οι Brailsford & Josev (1997) εξετάζουν την ικανότητα του μοντέλου του Hawawini (1983) να προβλέψει την κατεύθυνση και το μέγεθος της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ενός χρεογράφου καθώς αλλάζει το χρονικό εύρος που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των αποδόσεων. Η μελέτη αυτή χρησιμοποιεί χρεόγραφα από το χρηματιστήριο της Αυστραλίας και αποτελεί την πρώτη φορά που ελέγχεται το μοντέλο του Hawawini (1983) εκτός του χρηματιστηρίου των ΗΠΑ. Η έρευνα αυτή διήρκησε τέσσερα χρόνια, από τον Ιανουάριο του 1988 έως το Δεκέμβριο του 1992. Χρησιμοποιήθηκε δείγμα το οποίο αποτελείται από δύο ακραία χαρτοφυλάκια, το πρώτο με 15 χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά, δηλαδή πρόκειται για ένα χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης και το δεύτερο με τον ίδιο αριθμό χρεογράφων που διαπραγματεύονται συχνά, δηλαδή ένα χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης. Ο διαχωρισμός των χρεογράφων έγινε με βάση τη χρηματιστηριακή τους αξία την 31η Δεκεμβρίου του 1987.

Αφού ακολούθησαν την παραπάνω μεθοδολογία οι Brailsford & Josev (1997) έλεγξαν την αποτελεσματικότητα του μοντέλου του Hawawini (1983) εκτιμώντας τις τιμές του συντελεστή βήτα για τα δύο χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας με τη σειρά ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες τιμές αποδόσεων και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων. Κατέληξαν ότι για το χαρτοφυλάκιο με τα χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά οι τιμές του συντελεστή βήτα αυξάνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων με στατιστικά σημαντική διαφορά όμως μεταξύ των ημερήσιων, εβδομαδιαίων και μηνιαίων μετρήσεων καθώς η τιμή αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων.

Το τελευταίο ισχύει και για τα δύο χαρτοφυλάκια, αλλά η αύξηση είναι μεγαλύτερη στην περίπτωση των χρεογράφων που δεν διαπραγματεύονται συχνά. Σε ότι αφορά στα χρεόγραφα του χαρτοφυλακίου που διαπραγματεύονται συχνά οι Brailsford & Josev (1997) έδειξαν ότι ο συντελεστής βήτα μειώνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων και παρατηρείται στατιστικά σημαντική διαφορά μόνο μεταξύ ημερήσιων και



μηνιαίων τιμών των αποδόσεων των χρεογράφων. Αυτά τα αποτελέσματα, παρότι διαφορετικά για κάθε χαρτοφυλάκιο συμφωνούν με τα αντίστοιχα του Hawawini (1983).

Επιπλέον, οι Brailsford & Josev (1997) εξέτασαν το μοντέλο του Hawawini (1983) χρησιμοποιώντας ημερήσιες αποδόσεις για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα για χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων εβδομάδας και μήνα και χρησιμοποίησαν το μοντέλο αυτό αλλά και τις εβδομαδιαίες αποδόσεις εκτίμησαν τις τιμές του συντελεστή βήτα σε χρονικό εύρος μήνα. Με αυτό τον τρόπο έφτασαν στο συμπέρασμα ότι ο μέσος συστηματικός κίνδυνος είναι στατιστικά σημαντικότερος στο μοντέλο του Hawawini (1983) από ότι σε αυτό των ελάχιστων τετραγώνων, αλλά μόνο όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σε χρονικό εύρος αποδόσεων μήνα.

Αντιθέτως, δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου με το μοντέλο του Hawawini (1983) όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα σε χρονικό εύρος εβδομάδας και εβδομαδιαίες για την εκτίμηση του βήτα σε χρονικό εύρος μήνα. Κλείνοντας, οι Brailsford & Josev (1997) έδειξαν ότι το μοντέλο του Hawawini (1983) είναι αρκετά αποτελεσματικό στις προβλέψεις του, αλλά παράγει καλύτερα αποτελέσματα για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα σε χρεόγραφα τα οποία διαπραγματεύονται συχνά.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Brailsford J.T. & Josev T. (1997)
Στόχος/-οι	Να εξεταστεί η ικανότητα του μοντέλου του Hawawini (1983) να προβλέψει την κατεύθυνση και το μέγεθος της εκτίμησης του συντελεστή βήτα ενός χρεογράφου καθώς αλλάζει το χρονικό εύρος που χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό των αποδόσεων.
Δεδομένα	Χρεόγραφα από το χρηματιστήριο της Αυστραλίας, χωρισμένα σε ένα χαρτοφυλάκιο υψηλής και ένα χαμηλής



	κεφαλαιοποίησης με 15 χρεόγραφα έκαστο. Διάρκεια έρευνας 4 χρόνια, από 01/1988 έως 12/1992.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων και το μοντέλο του Hawawini (1983).
Αποτελέσματα	Το μοντέλο του Hawawini (1983) είναι αρκετά αποτελεσματικό στις προβλέψεις του, αλλά παράγει καλύτερα αποτελέσματα για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα σε χρεόγραφα τα οποία διαπραγματεύονται συχνά, δηλαδή ανήκουν σε χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης.



Hakan Er & Sevgi Aydin (2010)

Interval Effect on the Estimation of Beta: Evidence from Istanbul Stock Exchange

International Journal of Social and Humanity Studies Vol 4, No 2

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model -CAPM) είναι ένα από τα πιο διαδεδομένα μοντέλα των στα χρηματοοικονομικά δρόμενα. Σύμφωνα με το συγκεκριμένο υπόδειγμα, από το συντελεστή βήτα της μετοχής δύνεται η δυνατότητα να μετρηθεί η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής η οποία είναι συνδεδεμένη με το συστηματικό κίνδυνο της μετοχής. Ο συντελεστής βήτα εκτιμάται από τις παλινδρόμησης των αποδόσεων της μετοχής μιας εταιρίας με τις αποδόσεις του χαροφυλακίου της αγοράς χωρίς όμως να ορίζεται στο εν λόγω υπόδειγμα το χρονικό διάστημα που πρέπει να χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό των αποδόσεων. Μελέτες στο παρελθόν κατέληξαν, ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα παρουσιάζουν ευαισθησία στο return interval.

Η εμπειρική μελέτη των Hakan και Sevgi έχει ως στόχο την ανάλυση της ευαισθησίας, που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα, στο διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών.

Εκτιμήθηκαν οι συντελεστές βήτα 225 μετοχών εταιριών που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο της Κωνσταντινούπολης (ISE-Istanbul Stock Exchange). Οι αποδόσεις τους υπολογίστηκαν σε ημερήσιο, εβδομαδιαίο, δύο φορές την εβδομάδα και μηνιαίο διάστημα από την 1/Ιανουαρίου/2000 έως 31/Δεκεμβρίου/2008.

Για τις bi-weekly αποδόσεις χρησιμοποιήθηκαν οι τιμές κάθε Τετάρτης με τον ακόλουθο τύπο

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (29)$$

Όπου:

R_t : Η απόδοση της μετοχής τη χρονική στιγμή t

P_t : Η τιμή της μετοχής τη χρονική στιγμή t

P_{t-1} : Η τιμή της μετοχής τη χρονική στιγμή $t-1$

Συγκεκριμένα για την μελέτη:



- Για κάθε χρονικό διάστημα, δημιουργήθηκαν 9 περίοδοι εκτίμησης από 1 έως 9 έτη με την πρώτη περίοδο εκτιμήσεων να καλύπτει δεδομένα από παρατηρήσεις του 2008. Στην δεύτερη περίοδο εκτιμήσεων, καλύπτονται δεδομένα από αρχές του 2007 - 2008. Και τέλος για την τρίτη περίοδο εκτιμήσεων, καλύπτονται δεδομένα 2006 - 2008.

Ο συντελεστής βήτα εκτιμήθηκε μέσω του εξής μοντέλου παλινδρόμησης:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (30)$$

Όπου

R_{it} : η απόδοση του χρεογράφου i για τη χρονική περίοδο t

R_{mt} : η απόδοση του δείκτη της αγοράς, Istanbul Stock Exchange 100 Index (ISE100) για τη χρονική περίοδο t

β_i : η σταθερά βήτα που είναι ο συντελεστής ευαισθησίας, δηλαδή μας δείχνει την ευαισθησία της απόδοσης R_{it} στις μεταβολές του R_{mt}

ϵ_{it} : το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς δεν είναι τέλεια

Ακολουθώντας το μοντέλο του Daves et.al (2000), το τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του βήτα S_β χρησιμοποιήθηκε για να επιτευχθεί μεγαλύτερη ακρίβεια στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα και υπολογίστηκε ως εξής:

$$S_\beta = 1/\sqrt{n-1} * S_\epsilon / S_m \quad (31)$$

Όπου

S_β : το τυπικό σφάλμα των εκτιμήσεων του βήτα

S_ϵ : Η τυπική απόκλιση των εκτιμώμενων σφαλμάτων τις εξίσωσης υπολογισμού των αποδόσεων

S_m : Η τυπική απόκλιση των εκτιμώμενων αποδόσεων του δείκτη της αγοράς

n : Ο αριθμός των παρατηρήσεων κάθε δείγματος

Με τις ημερήσιες αποδόσεις γίνεται πιο ακριβής προσέγγιση της εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου. Οι συντελεστές βήτα, που υπολογίστηκαν σε χρονικό διάστημα



ανω των 3 ετών, δεν συμπεριλάβουν διαθρωτικές αλλαγές που αλλάζουν το συστηματικό κίνδυνο της μετοχής.

Το συμπέρασμα στο οποίο καταλήγει έρευνα είναι ότι, τόσο το return interval όσο και το μέγεθος της περιόδου εκτιμήσεως, έχουν σημαντική επιροή στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Hakan Er & Sevgi Aydin (2010)
Στόχος/-οι	Η ανάλυση της ευαισθησίας, που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα, στο διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών
Δεδομένα	Εκτίμηση των συντελεστων βήτα 225 μετοχών εταιριών που διαπραγματεύονται στο Χρημαστιστήριο της Κωνσταντινούπολης (ISE-Istanbul Stock Exchange) Οι αποδόσεις των μετοχών αυτών υπολογίστηκαν με βάση ένα ημερήσιο, εβδομαδιαίο, bi-weekly(δύο φορές την εβδομάδα) και μηνιαίο χρονικό εύρος για την περίοδο 1η Ιανουαριου του 2000 με 31 Δεκεμβρίου του 2008.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Υποδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model - CAPM) - Ο συντελεστής βήτα εκτιμάται απο τις παλινδρόμησης των αποδόσεων της μετοχής μιας εταιρίας με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς



	χωρίς όμως να ορίζεται στο εν λόγω υπόδειγμα το χρονικό διάστημα που πρέπει να χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό των αποδόσεων
Αποτελέσματα	Η μελέτη καταλήγει λοιπόν στο συμπέρασμα ότι, τόσο το return interval όσο και το μέγεθος της περιόδου εκτιμήσεως, έχουν σημαντική επιροή στις εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα μετοχών και χαρτοφυλακίων.



Daves R. P., Ehrhardt C. bit, and Kunkel A. Robert (2000)

'Estimating systematic risk: The choice of return interval and estimation period'

Journal of Financial and Strategic Decisions, 13, pp. 7-13

Στο άρθρο αυτό παρουσιάζεται η έρευνα των Daves et al. (2000) η οποία επιχειρεί να αναδείξει το κατάλληλο χρονικό εύρος υπολογισμού του συστηματικού κινδύνου και υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων. Οι Daves et al. (2000) χρησιμοποίησαν ως μέτρο για την επιλογή του κατάλληλου χρονικού εύρους υπολογισμού του συστηματικού κινδύνου κα των αποδόσεων την τυπική απόκλιση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα, λαμβάνοντας ως δεδομένο ότι οι μικρές τιμές της τυπικής απόκλισης σημαίνουν μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα.

Για την έρευνα αυτή χρησιμοποιήθηκαν τέσσερις διαφορετικοί τύποι χρονικού εύρους υπολογισμού των αποδόσεων, ημερήσιος, εβδομαδιαίος, δεκαπενθήμερος και μηνιαίος και οκτώ διαφορετικά χρονικά εύρη για τον υπολογισμό του συντελεστή βήτα. Η έρευνα διήρκησε από το 1982 έως το 1989. Χρησιμοποιήθηκαν χρεόγραφα από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Ξεκινώντας από τις ημερήσιες αποδόσεις, οι ερευνητές υπολόγιζαν τον συστηματικό κίνδυνο για ένα, δύο, έως και οκτώ έτη και μετά έκαναν το ίδιο για εναλλακτικά χρονικά εύρη υπολογισμού των αποδόσεων και, συγκεκριμένα, για εβδομαδιαία, μηνιαία και ετήσια.

Μέσα από αυτή τη έρευνα οι Daves et al. (2000) έφτασαν στο συμπέρασμα ότι η μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα παρατηρείται όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις και το χρονικό εύρος που απαιτείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι τα τρία έτη. Πιο συγκεκριμένα, έδειξαν ότι η χρήση ημερήσιων αποδόσεων έχει τη μεγαλύτερη ακρίβεια εκτίμησης του συστηματικού κινδύνου καθώς παρουσιάζει την μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα για όλα τα χρονικά εύρη εκτίμησης.

Επίσης, ανεξαρτήτως του χρονικού εύρους υπολογισμού η τυπική απόκλιση της εκτίμησης του συντελεστή βήτα παρουσιάζει μείωση καθώς το χρονικό εύρος εκτίμησης του συντελεστή βήτα αυξάνεται σταδιακά, από το ένα έως τα οκτώ έτη εν προκειμένω, με την μικρότερη τυπική απόκλιση να παρουσιάζεται στο όγδοο έτος. Επιπλέον, όταν



χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις, η μεγαλύτερη μείωση στη τυπική απόκλιση παρατηρείται όταν το χρονικό εύρος εκτίμησης του συντελεστή βήτα είναι από ένα έως τρία έτη.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Daves R. P., Ehrhardt C. & Kunkel A. Robert (2000)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί ποιο είναι το κατάλληλο χρονικό εύρος υπολογισμού του συστηματικού κινδύνου και των αποδόσεων χρεογράφων.
Δεδομένα	Χρεόγραφα από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Διάρκεια έρευνας από το 1982 ως το 1989.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Υπολογισμός του συστηματικού κινδύνου σε ημερήσια, εβδομαδιαία, δεκαπενθήμερη και μηνιαία βάση για 8 χρόνια.
Αποτελέσματα	Η μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα παρατηρείται όταν χρησιμοποιούνται ημερήσιες αποδόσεις και το χρονικό εύρος που απαιτείται για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου είναι τα τρία έτη.

Scholes, M. and Williams, J. (1977)

'Estimating betas from non-synchronous data'

Journal of Financial Economics', 5, pp. 309-327

Η παρούσα μελέτη αφορά στην εκτίμηση των βήτα από μη συγχρονική βάση δεδομένων, πράγμα που σημαίνει ότι βασίζεται σε συλλογή και σύγκριση πληροφοριών σε μη συγχρονικό και διαχρονικό επίπεδο. Σύμφωνα με τη μελέτη των Scholes & Williams, η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα όπως αυτή προκύπτει από το μοντέλο της αγοράς για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται σπάνια είναι εσφαλμένη και ειδικότερα το μοντέλο της αγοράς οδηγεί σε ένα σημαντικό οικονομικό πρόβλημα όσον αφορά στα χρεόγραφα οι τιμές των οποίων διαπραγματεύονται σπάνια σε μεγάλες αγορές.

Ο λόγος για τον οποίο προκύπτει αυτό το πρόβλημα είναι η αδυναμία υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων καθώς δεν υπάρχει συνοχή στην παρατήρηση των τιμών αφού οι τιμές αυτών των χρεογράφων παρατηρούνται σε τυχαία και διακριτά διαστήματα. Επίσης, η μελέτη αυτή επιχειρεί να δείξει ότι η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων είναι ασυμπτωματικά εσφαλμένη για τον συντελεστή άλφα αλλά και για τον συντελεστή βήτα. Με άλλα λόγια, στις μετρήσεις αυτές παρουσιάζεται ένα μεροληπτικό σφάλμα από πλευράς αυτών που τις πραγματοποιούν παρόμοιο με το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους.

Προσπαθώντας να ελέγξουν για αυτό το μεροληπτικό σφάλμα και να μελετήσουν τις εκτιμήσεις των αποδόσεων των χρεογράφων οι Scholes & Williams χρησιμοποίησαν δείγμα που πάρθηκε από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και το οποίο ελέγχει τα χρεόγραφα σε ημερήσια βάση. Οι τιμές των χρεογράφων αφορούν στο διάστημα μεταξύ του Ιανουαρίου του 1963 και του Δεκεμβρίου του 1975. Στη συνέχεια κατασκεύασαν πέντε ισοσκελισμένα χαρτοφυλάκια από τον όγκο των διαπραγματευόμενων χρεογράφων.

Για να αντιμετωπίσουν το μεροληπτικό σφάλμα συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου που αναφέρθηκε παραπάνω οι Scholes & Williams χρησιμοποίησαν την παρακάτω εξίσωση:

$$\beta_i = \beta_{i-1} + \beta_i \theta + \beta_{i+1} / (1 + 2\rho_{im}) \quad (32)$$

Σε αυτήν λαμβάνεται υπ' όψιν η καθυστέρηση που μπορεί να εμφανίζει ο συντελεστής βήτα όσο και η περίπτωση στην οποία οι τιμές του συντελεστή μπορεί να προπορεύονται, συγκρίνεται με τις ημερήσιες τιμές και συσχετίζεται με το δείκτη της αγοράς.

Η μελέτη των ημερήσιων αποδόσεων επαλήθευσε το οικονομετρικό πρόβλημα που προέβλεψαν και παρατηρήθηκαν αποκλίσεις μεταξύ των πραγματικών αποδόσεων των χρεογράφων και των προβλεπόμενων από τις εκτιμήσεις. Τέλος, τα χρεόγραφα που διαπραγματεύονταν σπάνια παρουσίασαν ασυμπτωματικά εσφαλμένες εκτιμήσεις και, ειδικότερα, παρουσιάστηκε σφάλμα προς τα πάνω για τον συντελεστή άλφα και προς τα κάτω για το συντελεστή βήτα, ενώ αν γίνει χρήση της παραπάνω εξίσωσης μπορούν να διορθωθούν αυτές οι εκτιμήσεις.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Scholes, M. & Williams, J. (1977)
Στόχος/-οι	Ναδειχθεί ότι η εκτίμηση των βήτα για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται σπάνια με το μοντέλο των ελάχιστων τετραγώνων είναι εσφαλμένη και οδηγεί σε οικονομετρικό πρόβλημα.
Δεδομένα	Χρεόγραφα από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από 01/1963 έως 12/1975 ελεγχόμενα σε ημερήσια βάση.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος των εκτιμήσεων. Δημιουργία 5 ισοσκελισμένων χαρτοφυλακίων για την έρευνα του όγκου δεδομένων.
Αποτελέσματα	Επαληθεύτηκε η παρουσία του μεροληπτικού σφάλματος συστηματικού κινδύνου για μετοχές που διαπραγματεύονται σπάνια και παρατηρήθηκε ασυμφωνία ανάμεσα στις πραγματικές τιμές και αυτές των εκτιμήσεων. Η χρήση του μαθηματικού



	μοντέλου των Scholes & Williams διορθώνει αυτό το πρόβλημα.
--	---

Whitcomb D. K. (1983b)

'Estimating and Adjusting for the Intervalling- Effect Bias in Beta', Management Science, 29, pp. 135-148

Hawawini G. - Kalman C. - Steven M. - Robert Schwartz - David Whitcomb (1983)

Το παρόν άρθρο επιχειρεί να δείξει τον τρόπο με τον οποίο το χρονικό εύρος των μετρήσεων των αποδόσεων των χρεογράφων επηρεάζει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των χρεογράφων. Το χρονικό αυτό εύρος αφορά στην περιοδικότητα των μετρήσεων, δηλαδή όταν το χρονικό εύρος μεγαλώνει μειώνεται η περιοδικότητα και το αντίστροφο. Για αυτό το λόγο οι Whitcomb et al. (1983b) προσπαθούν να βρουν ένα μοντέλο που να ερευνά και να αναλύει το πώς η περιοδικότητα των μετρήσεων επηρεάζει τις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα. Ακόμη, αυτή η έρευνα επιχειρεί να αποδείξει το ότι όταν η περιοδικότητα μέτρησης των αποδόσεων αυξάνεται, τα χρεόγραφα που διαπραγματεύονται σπάνια παρουσιάζουν μικρότερες τιμές συντελεστή βήτα, ενώ όσα διαπραγματεύονται συχνά παρουσιάζουν μεγαλύτερο συντελεστή βήτα.

Κατά την έρευνα αυτή πραγματοποιήθηκε έλεγχος των διαχρονικών συσχετίσεων μεταξύ των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς και των αποδόσεων των χρεογράφων. Χρησιμοποιήθηκαν 20 αμερικανικά χρεόγραφα των οποίων οι τιμές ελέγχθηκαν για το διάστημα από το 1970 έως το 1973. Ο Hawawini για να δείξει ότι η μετάβολή στις αποδόσεις των χρεογράφων είτε αυτή συμβαίνει ταυτόχρονα με τη μετάβολή του δείκτη της αγοράς είτε καθυστερεί ή έπεται κατέληξε στην παρακάτω παράσταση για να δείξει κατ' επέκταση ότι το χρονικό εύρος επηρεάζει την εκτίμηση των βήτα:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}(T)}{\sigma_m^2(T)} = \frac{\sigma_{im}(1)[T+(T-1)qim]}{\sigma_m^2(1)[T+(T-1)qm]} = \beta_i(1) \frac{T+(T-1)qim}{T+(T-1)qm}$$

Βασιζόμενοι σε αυτό, οι Whitcomb et al. (1983b) έφτασαν στο συμπέρασμα ότι η πρώτη παράγωγος του β_i προς το T είναι διαφορετική του μηδενός, κάτι που δείχνει ότι το χρονικό εύρος της μέτρησης των αποδόσεων επηρεάζει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Αυτό αποτυπώνεται στην παρακάτω εξίσωση, στην οποία φαίνεται το ότι όταν αυξάνεται το χρονικό διάστημα εκτίμησης των αποδόσεων των χρεογράφων τότε αυξάνεται ο συντελεστής βήτα και το αντίστροφο:

$$d\beta_i dT = \beta_i(1) qim - qm [T+(T-1)qm]^2 \quad (33)$$

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Whitcomb D. K. (1983b), Hawawini G. - Kalman C. - Steven M. - Robert Schwartz - David Whitcomb (1983)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί το πώς το χρονικό εύρος των μετρήσεων των αποδόσεων των χρεογράφων επηρεάζει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των χρεογράφων.
Δεδομένα	20 χρεόγραφα αμερικανικά χρεόγραφα από το 1970 έως το 1973
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Έλεγχος των αποδόσεων των χρεογράφων για χρονικό διάστημα 3 ετών και προσαρμογή του κατάλληλου μαθηματικού μοντέλου για να περιγραφεί το πώς επηρεάζεται η εκτίμηση του βήτα από το χρονικό εύρος των μετρήσεων.
Αποτελέσματα	Όταν το χρονικό εύρος της μέτρησης των αποδόσεων αυξάνεται, τα χρεόγραφα που διαπραγματεύονται σπάνια παρουσιάζουν μικρότερες τιμές συντελεστή βήτα, ενώ όσα διαπραγματεύονται συχνά παρουσιάζουν μεγαλύτερο συντελεστή βήτα.

Beer F. M. (1997)

'Estimation of risk on the Brussels Stock Exchange: Methodological Issues and Empirical Results'

Global Finance Journal, 8, pp. 83-94

Το παρόν άρθρο αποτελεί προσπάθεια ανάλυσης των μοντέλων των Scholes & Williams (1977), και του Dimson (1979) με σκοπό να διαφανεί η δυνατότητα αποτελεσματικού υπολογισμού των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα. Βασικός στόχος της έρευνας της Beer (1997) είναι να αναδείξει το κατά πόσο οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα των χρεογράφων που προκύπτουν από αυτά τα μοντέλα είναι αποτελεσματικότερες από τις αντίστοιχες της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων. Η έρευνα αυτή έλαβε χώρα από τον Ιανουάριο του 1974 ως το Δεκέμβριο του 1986 και χρησιμοποιήθηκαν 181 χρεόγραφα από το χρηματιστήριο των Βρυξελλών χωρισμένα σε δέκα χαρτοφυλάκια με βάση την αξία τους, από αυτά με τη μεγαλύτερη κεφαλαιοποίηση σε αυτά με τη μικρότερη και πάντοτε σε σύγκριση με το δείκτη της αγοράς. Λόγω της φύσης του δείκτη για το χρηματιστήριο Βρυξελλών που χρησιμοποιεί ίση στάθμιση για όλες τις μετοχές αυξάνεται το μεροληπτικό σφάλμα υπολογισμού του συντελεστή βήτα και συνεπώς το R^2 του εν λόγω χρηματιστηρίου είναι μικρότερο άλλων.

Ειδικά, τα χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά έχουν χαμηλή συσχέτιση με το δείκτη της αγοράς κάτι που οδηγεί στην εσφαλμένη δημιουργία χαμηλότερης τιμής συστηματικού κινδύνου των χρεογράφων. Παρότι τα αποτελέσματα από το μοντέλο των Scholes & Williams ισχύουν για χρεόγραφα του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης και επαληθεύθηκαν από τον Dimson (1979) για το χρηματιστήριο του Ηνωμένου βασιλείου, κάτι τέτοιο δε συνέβη στην περίπτωση του παρόντος άρθρου για το χρηματιστήριο Βρυξελλών. Πιο συγκεκριμένα, ενώ οι παραπάνω έδειξαν ότι η τιμή του συντελεστή βήτα είναι μεγαλύτερη για χρεόγραφα που δεν διαπραγματεύονται συχνά, στο χρηματιστήριο Βρυξελλών, το οποίο αποτελεί ρηχή αγορά, μερικές φορές συμβαίνει το αντίθετο.

Το μοντέλο του Dimson (1979) φαίνεται να δίνει καλύτερα αποτελέσματα, αλλά και πάλι δεν μπορεί να δώσει αρκετά καλά αποτελέσματα στην περίπτωση του χρηματιστηρίου Βρυξελλών. Επομένως, η έρευνα αυτή καταλήγει στο ότι τα μοντέλα των Scholes & Williams (1977) και Dimson (1979) μειώνουν το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους εκτίμησης του συντελεστή βήτα με το δεύτερο να παρουσιάζει τη μεγαλύτερη βελτίωση, αλλά η απλή



μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων αποτελεί την καλύτερη μέθοδο για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των χρεογράφων που δεν διαπραγματεύονται συχνά σε ρηχές αγορές.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Beer F. M. (1997)
Στόχος/-οι	Να διαφανεί η δυνατότητα αποτελεσματικού υπολογισμού των εκτιμήσεων του συντελεστή βήτα με τα μοντέλα των Scholes & Williams (1977) και Dimson (1979).
Δεδομένα	181 χρεόγραφα του χρηματιστηρίου Βρυξελλών χωρισμένα σε 10 χαρτοφυλάκια ελεγμένα για το διάστημα από 01/1974 - 12/1986.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος με τη χρήση των μοντέλων των Scholes & Williams (1977), του Dimson (1979) και της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων.
Αποτελέσματα	Τα μοντέλα των Scholes & Williams (1977) και Dimson (1979) μειώνουν το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους εκτίμησης του συντελεστή βήτα με το δεύτερο να παρουσιάζει τη μεγαλύτερη βελτίωση, αλλά η απλή μέθοδος των ελάχιστων τετραγώνων αποτελεί την καλύτερη μέθοδο για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των χρεογράφων που δεν διαπραγματεύονται συχνά σε ρηχές αγορές.

Corhay A. (1992)

'The intervalling effect bias in beta: A note'

Journal of Banking and Finance, 16, pp. 61-73

Στο άρθρο αυτό ο Corhay (1992) ασχολείται με το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους. Δείχνει ότι το μέγεθος του χρονικού εύρους για τον υπολογισμό των αποδόσεων έχει αντιστρόφως ανάλογη σχέση με τη χρηματιστηριακή αξία της επιχείρησης. Για να ερευνήσει την υπόθεσή του ο Corhay (1992) χρησιμοποίησε 250 χρεόγραφα από το χρηματιστήριο των Βρυξελλών και τα έλεγξε για διάστημα εννέα ετών, χωρίζοντας το σε τρεις ίσες υποπεριόδους. Σχημάτισε 10 χαρτοφυλάκια για κάθε υποπερίοδο, τα οποία και έλεγχε για εναλλακτικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Η έρευνα αυτή πραγματοποιήθηκε την περίοδο από τον Ιανουάριο του 1977 έως το Δεκέμβριο του 1985. Για να φτάσει στα συμπεράσματά του ο Corhay (1992) χρησιμοποίησε το μοντέλο της αγοράς για να ελέγξει το κατά πόσο οι διαφορές στο χρονικό εύρος επηρεάζουν το συντελεστή βήτα για μικρές και μεγάλες επιχειρήσεις.

Όπως έχει ήδη φανεί σε άλλες έρευνες που παρατέθηκαν σε αυτή την εργασία το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους αφορά στις διαφορετικές τιμές που παίρνει η εκτίμηση του συντελεστή βήτα όταν χρησιμοποιείται διαφορετικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Επιπλέον, το μεροληπτικό αυτό σφάλμα αφορά και στην ταχύτητα σύγκλισης των τιμών του συντελεστή βήτα στην ασυμπτωματική τους τιμή όταν μετάβάλλεται το χρονικό εύρος.

Με άλλα λόγια, ο Corhay (1992) καταλήγει στο συμπέρασμα ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα συγκλίνουν ασυμπτωματικά στην πραγματική τους τιμή καθώς αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Πιο συγκεκριμένα, ο Corhay (1992) δείχνει ότι για επιχειρήσεις με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία το μεροληπτικό μειώνεται αν οι υπολογισμοί των αποδόσεων έχουν μικρό χρονικό εύρος, ενώ αυξάνεται για επιχειρήσεις με μικρή χρηματιστηριακή αξία. Είναι εμφανές ότι το συμπέρασμα του Corhay (1992) επιβεβαιώνει το αντίστοιχο των Hawawini(1983) και Cohen et al.(1983a), δηλαδή ότι το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους κάνει αισθητή την παρουσία του και είναι ιδιαίτερα μεγάλο για επιχειρήσεις με μικρή χρηματιστηριακή αξία και οι υπολογισμοί του συντελεστή βήτα γίνονται σε μικρό χρονικό εύρος.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Corhay A. (1992)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί ότι το μέγεθος του χρονικού εύρους για τον υπολογισμό των αποδόσεων έχει αντιστρόφως ανάλογη σχέση με τη χρηματιστηριακή αξία της επιχείρησης.
Δεδομένα	250 χρεόγραφα από το χρηματιστήριο των Βρυξελλών ελεγμένα για την περίοδο 01/1977-12/1985
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος για διάστημα εννέα ετών, χωρίζοντας το σε τρεις ίσες υποπεριόδους. Σχηματισμός 10 χαρτοφυλακίων για κάθε υποπερίοδο, ελεγχόμενα για εναλλακτικό χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Μετρήσεις με το μοντέλο της αγοράς.
Αποτελέσματα	Για επιχειρήσεις με μεγάλη χρηματιστηριακή αξία το μεροληπτικό μειώνεται αν οι υπολογισμοί των αποδόσεων έχουν μικρό χρονικό εύρος, ενώ αυξάνεται για επιχειρήσεις με μικρή χρηματιστηριακή αξία.

Chan I. & Lakonishok J. (1992)

‘Robust measurement of beta risk’

Journal of Financial and Quantitative Analysis, 27, pp. 265-282

Στόχος του παρόντος άρθρου είναι να βρεθεί μία εναλλακτική μέθοδος υπολογισμού του συντελεστή βήτα πέραν αυτή της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων και να δειχθεί αν αυτή μπορεί να είναι εξίσου ή και περισσότερο αποτελεσματική. Εδώ προτείνονται διάφορες αξιόπιστες στατιστικές μέθοδοι για να εξυπηρετήσουν αυτό το σκοπό, όπως η μέθοδος MAD (Minimum Absolute Deviation), η εκτίμηση των συντελεστών TRQ (Trimmed Regression Quantile), αλλά και των συντελεστών trimean και Gastwirth. Αυτές οι μέθοδοι μπορούν να αποδειχθούν ιδιαίτερα αποτελεσματικές για τον υπολογισμό ενός γραμμικού μοντέλου όπως αυτό του συντελεστή βήτα.

Για να ελέγξουν την υπόθεσή τους οι Chan & Lakonishok (1992) έκαναν μετρήσεις χρησιμοποιώντας τόσο την μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων όσο και των υπόλοιπων αξιόπιστων στατιστικών μεθόδων με σκοπό να μπορέσουν να συγκρίνουν αυτές τις μεθόδους. Αρχικά, επέλεξαν τυχαία 50 επιχειρήσεις από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης και έλεγξαν τα χρεόγρατά τους σε μηνιαία και σε ημερήσια βάση από το 1983 έως το 1985. Από αυτό το δείγμα φαίνεται ότι οι αξιόπιστες στατιστικές μέθοδοι εκτός από τη MAD είναι αποτελεσματικότερες κατά 20% σε σχέση με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων για μηνιαίες αποδόσεις, ενώ για ημερήσιες αποδόσεις όλες οι αξιόπιστες στατιστικές μέθοδοι είναι κατά τουλάχιστον 50% αποτελεσματικότερες από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων. Στη συνέχεια επέλεξαν 50 χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά και 50 που δεν διαπραγματεύονται συχνά από το ίδιο χρηματιστήριο και για την ίδια περίοδο. Τα αποτελέσματα για τα πρώτα δείχνουν ότι οι αξιόπιστες στατιστικές μέθοδοι είναι αποτελεσματικότερες από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων κατά 40% και για τα δεύτερα κατά 20%.

Συνεπώς, τα αποτελέσματα της έρευνας δείχνουν ότι οι αξιόπιστες στατιστικές μέθοδοι που προτείνονται είναι αρκετά πιο αποτελεσματικές από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων τόσο για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά όσο και για αυτά που ανήκουν σε ρηχές αγορές. Λιγότερο αποτελεσματική αποδεικνύεται η μέθοδος MAD, αλλά ακόμη και αυτή

μπορεί με κάποιες βελτιώσεις να επιτύχει ακριβέστερες μετρήσεις από τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Chan I. & Lakonishok J. (1992)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί αν οι αξιόπιστες στατιστικές μέθοδοι όπως η μέθοδος MAD (Minimum Absolute Deviation), η εκτίμηση των συντελεστών TRQ (Trimmed Regression Quantile), αλλά και των συντελεστών trimean και Gastwirth είναι αποτελεσματικότερες από τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα.
Δεδομένα	50 τυχαία, 50 χρεόγραφα χαρτοφυλακίου υψηλών αποδόσεων και 50 χαμηλού του χρηματιστηρίου Νέας Υόρκης που ελέγχθηκαν σε ημερήσια και μηνιαία βάση από το 1983 έως το 1985.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων και των υπόλοιπων τριών αξιόπιστων στατιστικών μεθόδων και σύγκριση των αποτελεσμάτων.
Αποτελέσματα	Οι αξιόπιστες στατιστικές μέθοδοι που προτείνονται είναι αρκετά πιο αποτελεσματικές από τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων τόσο για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά (40%) όσο και για αυτά που ανήκουν σε ρηχές αγορές (20%).



Hawawini G. A and Michel A. (1974)

'An assessment of risk in thinner markets: The Belgian case'

Journal of Economics and Business, pp. 196-201

Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι να ελεγχθεί η απόδοση της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων, του μοντέλου της αγοράς, στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα των χρεογράφων για το χρηματιστήριο του Βελγίου και να συγκριθούν αυτές οι εκτιμήσεις με τις αντίστοιχες για τα χρηματιστήρια της Γαλλίας και των ΗΠΑ. Για να επιτευχθεί αυτός ο σκοπός χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από το χρηματιστήριο των Βρυξελλών, το οποίο αποτελεί ρηχή αγορά.

Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιήθηκαν 30 χρεόγραφα αυτού του χρηματιστηρίου ελεγχόμενα για το διάστημα από τον Ιανουάριο του 1963 έως το Δεκέμβριο του 1976 με βάση τις εβδομαδιαίες αποδόσεις και πληροφορίες των μερισμάτων. Η εκτίμηση του βήτα έγινε σε εβδομαδιαία, μηνιαία και τριμηνιαία βάση. Απώτερος στόχος ήταν να συγκριθούν τα δεδομένα από το χρηματιστήριο των Βρυξελλών με αυτά της Γαλλίας και των ΗΠΑ. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι τιμές του συστηματικού κινδύνου ήταν σταθερές και οι εκτιμήσεις καλύτερες από ότι στα χρηματιστήρια των ΗΠΑ και λίγο καλύτερες από αυτές των χρηματιστηρίων της Γαλλίας, αγορές αρκετά μεγαλύτερες από αυτή του Βελγίου.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι πιο αξιοσημείωτες και σταθερές εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα συνδέονται με τις ρηχές αγορές. Όμως, είναι σημαντικό να ληφθούν τέσσερις παράγοντες υπ' όψιν. Αρχικά, η κυριότητα των χρεογράφων και η συμπεριφορά των επενδυτών αποτελούν σημαντικό παράγοντα στην κατανόηση των αποτελεσμάτων, καθώς στην προκειμένη περίπτωση βρέθηκε ότι οι επενδυτές του χρηματιστηρίου του Βελγίου έκαναν πιο σταθερές επιλογές με μικρές αποκλίσεις. Ο αποκλεισμός της αγοράς είναι ένας ακόμη σημαντικός παράγοντας, καθώς μια μικρή αγορά όπως αυτή του Βελγίου είναι κάπως προστατευμένη από εξωτερικές αστάθειες και κινδύνους. Ακόμη, οι επιχειρήσεις του χρηματιστηρίου του Βελγίου πληρώνουν στην πλειοψηφία τους τακτικά και σταθερά μερίσματα με αποτέλεσμα να υπάρχει ένα κλίμα σταθερότητας. Τέλος, η κατάσταση και η συμπεριφορά των μεγάλων επιχειρήσεων που αντιπροσωπεύουν πάνω από το 50% σε μια ρηχή αγορά όπως αυτή του Βελγίου δεν αλλάζει συχνά, ειδικά σε μια περίοδο 14 ετών όπως αυτή του δείγματος.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Hawawini G. A and Michel A. (1974)
Στόχος/-οι	Να ελεγχθεί η απόδοση της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα των χρεογράφων για το χρηματιστήριο του Βελγίου και να συγκριθούν αυτές οι εκτιμήσεις με τις αντίστοιχες για τα χρηματιστήρια της Γαλλίας και των ΗΠΑ.
Δεδομένα	30 χρεόγραφα του χρηματιστηρίου Βρυξελών που ελέγχονται σε εβδομαδιαία βάση από 01/1963 έως 12/1976.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων. Εκτίμηση του βήτα σε εβδομαδιαία, μηνιαία και τριμηνιαία βάση.
Αποτελέσματα	Οι πιο αξιοσημείωτες και σταθερές εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα συνδέονται με τις ρηχές αγορές. Όμως, πρέπει να ληφθούν υπ' όψιν οι εξής παράγοντες: η κυριότητα των χρεογράφων και η συμπεριφορά των επενδυτών, αποκλεισμός της αγοράς, η συμπεριφορά των επιχειρήσεων και η τακτικότητα στις πληρωμές και το μέγεθος των επιχειρήσεων.

Handa P., Kothari S. P. and Wasley C. (1989)

'The relation between the Return Interval and Betas: Implications for the size effect'

Journal of Financial Economics, 23, pp. 79- 100

Το παρόν άρθρο αφορά στη μελέτη των Handa et al. (1989), μελέτησαν το κατά πόσο επηρεάζεται η εκτίμηση του συντελεστή βήτα το χρονικό εύρος των εκτιμήσεων. Όπως και άλλοι πριν από αυτούς, έδειξαν ότι οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα λαμβάνουν διαφορετική τιμή αν υπολογιστούν οι αποδόσεις των χρεογράφων σε διαφορετικά χρονικά διαστήματα.

Οι Handa et al. (1989) χρησιμοποίησαν δεδομένα από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης ενώ ταυτόχρονα έλαβαν υπ' όψιν τους το υπόδειγμα της αγοράς. Για να εκτιμήσουν τον συντελεστή βήτα οι Handa et al. (1989) χρησιμοποίησαν αποδόσεις με χρονικό εύρος έτους, εξαμήνου, τετράμηνου, τριμήνου, μήνα, εβδομάδας και ημέρας.

Χρησιμοποιώντας την προαναφερθείσα μεθοδολογία οι Handa et al. (1989) κατάφεραν να δείξουν ότι ο συντελεστής βήτα είναι ευαίσθητος απέναντι στις αλλαγές του χρονικού εύρους υπολογισμού των αποδόσεων και, συγκεκριμένα, διαπίστωσαν ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για χαρτοφυλάκια χρεογράφων που δεν διαπραγματεύονται συχνά παρουσιάζει αυξημένες τιμές ενόσω μετάβάλλεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων.

Το αντίστροφο συμβαίνει για χαρτοφυλάκια χρεογράφων που διαπραγματεύονται συχνά, όπου η εκτίμηση του συντελεστή βήτα μειώνεται καθώς μετάβάλλεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων. Αυτά τα ευρήματα τους οδήγησαν στο συμπέρασμα ότι ο συντελεστής βήτα είναι ευαίσθητος στις αλλαγές του χρονικού εύρους καθώς δεν είναι ανάλογη η αύξηση της συν-διακύμανσης των αποδόσεων των χρεογράφων με τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς και της διακύμανσης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου καθώς το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων μεγαλώνει.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Handa P., Kothari S. P. & Wasley C. (1989)
Στόχος/-οι	Ναδειχθεί ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα επηρεάζεται από τις αλλαγές στο χρονικό εύρος των εκτιμήσεων.
Δεδομένα	Δεδομένα από το χρηματιστήριο Νέας Υόρκης και έλεγχος αποδόσεων για χρονικό εύρος έτους, εξαμήνου, τετράμηνου, τριμήνου, μήνα, εβδομάδας και ημέρας.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος των αποδόσεων για χρονικό εύρος έτους, εξαμήνου, τετράμηνου, τριμήνου, μήνα, εβδομάδας και ημέρας με σκοπό να διαφανεί το πώς επηρεάζεται η εκτίμηση του συντελεστή βήτα από αυτό.
Αποτελέσματα	Ο συντελεστής βήτα είναι ευαίσθητος στις αλλαγές του χρονικού εύρους καθώς δεν είναι ανάλογη η αύξηση της συνδιακύμανσης των αποδόσεων των χρεογράφων με τις αποδόσεις του δείκτη της αγοράς και της διακύμανσης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου καθώς το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων μεγαλώνει.

Hawawini G. A. (1980)

'Intertemporal cross dependence in securities daily returns and the short-run intervallling effect on systematic risk'

Journal of Financial and Quantitative Analysis, 15, pp. 139-149.

Στόχος του παρόντος άρθρου είναι να διαφανεί αν υπάρχουν διαχρονικές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των χρεογράφων και του δείκτη της αγοράς και να συζητηθούν οι συνέπειες που μπορεί να έχει η ύπαρξή τους στη χρηματοοικονομική μελέτη. Για να ελεγχθεί η υπόθεση ύπαρξης διαχρονικών συσχετίσεων ο Hawawini (1980) χρησιμοποίησε 50 χρεόγραφα ελεγχόμενα σε ημερήσια βάση από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης ταξινομημένα κατά χρηματιστηριακή αξία. Η μελέτη έλαβε χώρα για το διάστημα από 1 Ιανουαρίου 1970 έως 31 Δεκεμβρίου 1973. Επίσης, χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης της αγοράς S&P-500 για να βρεθούν οι συσχετίσεις.

Αναλύοντας τα δεδομένα της έρευνας με τη χρήση της μαθηματικής λειτουργίας για τον υπολογισμό της χρονικής συν-διακύμανσης, T-C (Time Covariance), ο Hawawini (1980) έδειξε ότι οι διαχρονικές συσχετίσεις είναι προφανώς υπαρκτές και μπορούν να υπολογιστούν. Περαιτέρω, ο υπολογισμός τους είναι πολύ σημαντικός ώστε να φανεί η συνεισφορά τους σε άλλα χρηματοοικονομικά φαινόμενα που συσχετίζονται με την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των αποδόσεων των χρεογράφων.

Ο Hawawini (1980) στην έρευνά του κατέληξε ότι υπάρχουν διαχρονικές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των χρεογράφων και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς. Αφού μετρήθηκαν κατάλληλα, αυτές οι συσχετίσεις φαίνεται να είναι αντιστρόφως ανάλογες με τη χρηματιστηριακή αξία του χρεογράφου. Η ύπαρξη αυτών των συσχετίσεων μπορεί να εξηγήσει ποικίλα φαινόμενα που έχουν παρατηρηθεί στη σχετική βιβλιογραφία όπως το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους στον υπολογισμό του συντελεστή βήτα, τις θετικές αυτό-διορθώσεις του δείκτη της αγοράς και την ύπαρξη διαχρονικών συστηματικών κινδύνων για χρεόγραφα και χαρτοφυλάκια χρεογράφων.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Hawawini G. A. (1980)
Στόχος/-οι	Να διαφανεί αν υπάρχουν διαχρονικές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των χρεογράφων και του δείκτη της αγοράς και να συζητηθούν οι συνέπειες που μπορεί να έχει η ύπαρξή τους στη χρηματοοικονομική μελέτη.
Δεδομένα	50 χρεόγραφα ταξινομημένα κατά χρηματιστηριακή αξία από το χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης. Ελέγχθηκαν σε ημερήσια βάση από 01/01/1970 έως 31/12/1973.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και έλεγχος με τη μαθηματική λειτουργία T-C.
Αποτελέσματα	Υπάρχουν διαχρονικές συσχετίσεις μεταξύ των αποδόσεων των χρεογράφων και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς που μπορούν να εξηγήσουν ποικίλα φαινόμενα που έχουν παρατηρηθεί στη σχετική βιβλιογραφία όπως το μεροληπτικό σφάλμα χρονικού εύρους στον υπολογισμό του συντελεστή βήτα, τις θετικές αυτό-διορθώσεις του δείκτη της αγοράς και την ύπαρξη διαχρονικών συστηματικών κινδύνων για χρεόγραφα και χαρτοφυλάκια χρεογράφων.



Odabasi A. (2003)

‘Some estimation issues on betas: A preliminary investigation on the Istanbul Stock Exchange’

Faculty of Economics and Administration Science, Bogazici University, Istanbul, Turkey

Το παρόν άρθρο αφορά στην έρευνα του Odabasi (2003), ο οποίος εξετάζει το αν και κατά πόσον το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων επηρεάζει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα για χρεόγραφα του χρηματιστηρίου της Κωνσταντινούπολης. Το δείγμα του αποτελείται από 100 χρεόγραφα τα οποία ελέγχθηκαν για διάστημα οκτώ ετών, από τον Ιανουάριο του 1992 έως το Δεκέμβριο του 1999. Έγινε χρήση του δείκτη της αγοράς ISE100, ο οποίος ταξινομεί τα χρεόγραφα ανάλογα με τη χρηματιστηριακή τους αξία. Εκτίμησε το συντελεστή βήτα για διαφορετικά χρονικά εύρη, τριών και έξι μηνών, ενός, δύο και τεσσάρων ετών, χρησιμοποιώντας τα εναλλακτικά.

Από τη μελέτη του αυτή, ο Odabasi (2003) κατέληξε στο συμπέρασμα ότι οι τιμές του συντελεστή βήτα αλλάζουν καθώς αλλάζει το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων, κυρίως όταν γίνεται λόγος για μικρά χρονικά εύρη. Πιο συγκεκριμένα, φαίνεται ότι η τιμή του μέσου συντελεστή βήτα αυξάνεται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων των χρεογράφων και η εσφαλμένη εκτίμηση του περιορίζεται με τη χρήση σχετικά μεγάλων χρονικών ευρών υπολογισμού των αποδόσεων, κάτι που οφείλεται στην αργή προσαρμογή των τιμών στις νέες πληροφορίες. Επιπλέον, συγκρίνοντας τις εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις είδε ότι η τιμή του συντελεστή βήτα αυξάνεται όταν γίνεται χρήση των τελευταίων, όπως επίσης και το τυπικό σφάλμα στον υπολογισμό του. Ακόμη, ο Odabasi (2003) εξηγεί ότι το αντίκτυπο που έχει το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων στο συντελεστή βήτα μπορεί να υπολογιστεί μέσω των συντελεστών συσχέτισης, καθώς φαίνεται να αυξάνονται όσο αυξάνεται το χρονικό εύρος υπολογισμού προκειμένου για εβδομαδιαίες αποδόσεις, κάτι όμως που έρχεται σε αντίθεση με τα προηγούμενα συμπεράσματα της έρευνας.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Odabasi A. (2003)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί το αν και κατά πόσον το χρονικό εύρος υπολογισμού των



	αποδόσεων των χρεογράφων επηρεάζει την εκτίμηση του συντελεστή βήτα.
Δεδομένα	100 χρεόγραφα του χρηματιστηρίου Κωνσταντινούπολης από 01/1992 έως 12/1999.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Συλλογή δεδομένων και υπολογισμός του συντελεστή βήτα για χρονικά εύρη 3 και 6 μηνών, 1, 2 και 4 ετών.
Αποτελέσματα	Οι τιμές του συντελεστή βήτα αλλάζουν καθώς αλλάζει το χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων, κυρίως όταν γίνεται λόγος για μικρά χρονικά εύρη.



Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000)

‘The Choice Of Return Interval and Estimation Periode ‘

Journal of finance and Strategic Decisions, pp.7-13

Οι Kunkel, Ehrhardt & Daves το 2000 θέλησαν να δείξουν τη σημαντικότητα της εύρεσης και επιλογής του κατάλληλου χρονικού διαστήματος τόσο για την υπολογισμό περιοδικών αποδόσεων μετοχών, όσο και για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών (συντελεστή βήτα). Η επιλογή των κατάλληλων χρονικών διαστημάτων βασίστηκε στην τυπική απόκλιση εκτίμησης των συντελεστών βήτα. Όσο μικρότερο το standard error of beta estimation σημαίνει παράλληλα και μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση του beta coefficient. Χρησιμοποιήθηκαν ως δεδομένα μετοχές για τα έτη 1982-1989 του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Ο υπολογισμός των αποδόσεων έγινε σε ημερήσια, εβδομαδιαία, δεκαπέντε ημερών και μηνιαία διαστήματα. Συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν 1,329 μετοχές εταιριών, ενώ για τη μηνιαία περίοδο εκτίμησης χρησιμοποιήθηκαν 946 μετοχές εταιριών.

Με την βοήθεια του Υποδείγματος Τιμολόγησης Περιουσιακών Στοιχείων (CAPM) έγινε η χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του μέσου σταθμικού κόστους κεφαλαίου. Η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών πραγματοποιήθηκε σε οχτώ χρονικά διαστήματα από ένα έως και οχτώ έτη.

Η εκτίμηση του τυποποιημένου σφάλματος των συντελεστών βήτα δύνεται στην εν λόγω έρευνα μέσω της σχέσης:

$$\sigma_{\beta} = 1 \sqrt{N-1} / \sigma_e \sigma_m \quad (34)$$

Παρατηρήσεις:

- Η μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα παρατηρείται με τη χρήση ημερήσιων αποδόσεων.
- Μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση συντελεστών βήτα επιτυγχάνεται με μικρότερα ημερήσια διαστήματα.
- Το χρονικό διάστημα των 8 ετών παρουσιάζει τη μικρότερη τυπική απόκλιση στην εκτίμηση των συντελεστών βήτα.



- Η μεγαλύτερη ακρίβεια στην εκτίμηση συντελεστών βήτα κατέληξαν ότι επιτυγχάνεται με τη χρήση ημερήσιων αποδόσεων και διαστήματος 3 ετών για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Έτσι μια εταιρία οφείλεια βασίζεται σε ημερήσιες αποδόσεις των τιμών των μετοχών ώστε να εκτιμά το κόστος ιδίων κεφαλαίων της. Επιπλέον η αύξηση του διαστήματος εκτίμησης του τυπικού σφάλματος μειώνει την τιμή του.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Robert Kunkel, Michael Ehrhardt & Philip Daves (2000)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί η σημαντικότητα της εύρεσης και επιλογής του κατάλληλου χρονικού διαστήματος τόσο για την υπολογισμό περιοδικών αποδόσεων μετοχών, όσο και για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου μετοχών (συντελεστή βήτα)
Δεδομένα	Χρησιμοποιήθηκαν ως δεδομένα μετοχές για τα έτη 1982-1989 του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Ο υπολογισμός των αποδόσεων έγινε σε ημερήσια, εβδομαδιαία, δεκαπέντε ημερών και μηνιαία διαστήματα 1,329 μετοχές εταιριών, ενώ για τη μηνιαία περίοδο εκτίμησης χρησιμοποιήθηκαν 946 μετοχές εταιριών.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Το CAPM χρησιμοποιήθηκε για τον υπολογισμό του μέσου σταθμικού κόστους κεφαλαίου.
Αποτελέσματα	Μια εταιρία οφείλεια βασίζεται σε ημερήσιες αποδόσεις των τιμών των μετοχών ώστε να εκτιμά το κόστος ιδίων κεφαλαίων της



Michael Atchhison, Kirt Butler & Richard Simonds (1987)

Nonsynchronous Security Trading and market Index Autocorrelation

Journal of Finance, Vol. 42, Issue 1, pp.111-118

Οι Atchhinson, Butler και Simonds το 1987 έδειξαν πως αρκετές αποκλίσεις στις τιμές κλεισίματος μιας μετοχής δεν έχουν κάποια σχέση με την αργοπορία στη μετάβιβαση των νέων πληροφοριών στο κοινό που επενδύει εξαιτίας της ετεροχρονισμένης αγοραπωλησίας μετοχών. Το nonsynchronous trading αναφέρεται στο γεγονός ότι η καθυστέρηση στην προσαρμογή της τιμής κλεισίματος οφείλεται σε μια προγενέστερη συναλλαγή. Το Efficient Market Theory προϋποθέτει μη συσχετιζόμενες και ανεξάρτητες αποδόσεις.

Χρησιμοποιήθηκαν 280 μετοχές εταιριών εισηγημένων στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το διάστημα 1978-1981 για ημερήσιες αποδόσεις μετοχών.

Η μεθοδολογία που ακολούθηθηκε είναι η σύγκριση των ημερήσιων συσχετίσεων των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου που καταγράφησαν με τις αντίστοιχες που προκύπτουν από το υπόδειγμα των Williams και Scholes (1987).

Ο συντελεστής αυτοσχέτισης ρ_1 δίνεται ακολούθως:

$$\rho_1 = \frac{\text{cov}(R_{p,t}, R_{p,t-1})}{\text{var}(R_{p,t})} \quad (35)$$

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου για μια χρονική στιγμή t υπολο δίνεται ακολούθως:

$$R_{p,t} = \sum_{i=1}^N X_i \cdot R_{i,t} \quad (36)$$

Επίσης, για ένα ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο, δηλαδή για $X_i = 1/n$ ο συντελεστής αυτοσχέτισης ρ_1 που εφαρμόσαν δίνεται ακολούθως:

$$\rho_1 = \frac{1/n \cdot (\text{Μέση Αυτοσυχέτιση}) + (n-1)/n \cdot (\text{Μέση Συνδιακύμανση})}{1/n \cdot (\text{Μέση Διακύμανση}) + (n-1)/n \cdot (\text{Μέση Συνδιακύμανση})}$$

Παρατηρήσεις :



- Ο συντελεστής συσχέτισης του υποδείγματος υπολογίστηκε στο 15.8% για ένα ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο.

Συμπέρασμα:

Οι συντελεστές συσχέτισης διέφεραν από εκείνους που προβλέπει το υπόδειγμα ετεροχρονισμένων συναλλαγών καθώς ήταν μεγαλύτεροι από τους αντίστοιχους του υποδείγματος.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Michael Atchhison, Kirt Butler & Richard Simonds (1987)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί η ότι οι αποκλίσεις στις τιμές κλεισίματος μιας μετοχής δεν έχουν κάποια σχέση με την αργοπορία στη μετάβιβαση των νέων πληροφοριών στο κοινό που επενδύει εξαιτίας της ετεροχρονισμένης αγοραπωλησίας μετοχών
Δεδομένα	Χρησιμοποιήθηκαν 280 μετοχές εταιριών εισηγημένων στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το διάστημα 1978-1981 για ημερήσιες αποδόσεις μετοχών.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Η μεθοδολογία που ακολούθηθηκε είναι η σύγκριση των ημερήσιων συσχετίσεων των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου που καταγράφησαν με τις αντίστοιχες που προκύπτουν από το υπόδειγμα των Williams και Scholes (1987)
Αποτελέσματα	Οι συντελεστές συσχέτισης διέφεραν από εκείνους που προβλέπει το υπόδειγμα ετεροχρονισμένων συναλλαγών καθώς ήταν μεγαλύτεροι από τους αντίστοιχους του υποδείγματος.



Charles Wasley & Puneet Handa (1993)

Sensitivity of Multivariate Tests of the Capital Asset-Pricing Model to the Return Measurement Interval

The Journal of Finance, Vol. 48, Issue 4, pp. 1543-1551

Οι Wasley και Handa μελέτησαν την ευαισθησία που παρουσιάζουν οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου στο return interval, βασιζόμενοι στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών στοιχείων (CAPM).

Χρησιμοποιήθηκαν μετοχές εταιριών εισηγημένων στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (New York Stock Exchange-NYSE) για το διάστημα 1927 -1988 για ημερήσιες αποδόσεις μετοχών.

Συγκεκριμένα οι υποπερίοδοι ήταν οι ακόλουθες:

1. 01/1927 -08/1947
2. 09/1947 -04/1968
3. 05/1968- 12/1988

Για κάθε έτος έχουμε είκοσι χαρτοφυλάκια με κριτήριο την κεφαλαιοποίηση κάθε μετοχής στην έναρξη κάθε έτους με αποτέλεσμα να δημιουργηθούν είκοσι ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια με κατάταξη φθίνουσας κεφαλαιοποίησης. Οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν σε μηνιαία και σε ετήσια βάση.

Στην απουσία του επιτοκίου μηδενικού κινδύνου το μοντέλο CAPM δίνεται ακολούθως:

$$E = \beta \cdot \gamma_1 \quad (37)$$

Όπου:

E : ένα N-διάνυσμα των αναμενόμενων αποδόσεων N χρεογράφων

β : ένα N-διάνυσμα των "πραγματικών" συντελεστών βήτα N χρεογράφων

γ_1 : το θετικό market risk premium

Με την υπόθεση ότι όλα τα αι του CAPM όλων των χρεογράφων είναι μηδέν ο MacKinlay το 1987 παρουσίασε το εξής test statistic:

$$\theta_1 = K^*(1 + \mu m^2 \sigma m^2)^{-n} \quad (38)$$

$$* \alpha' * S^{-1} * \alpha \quad (39)$$

Συμπεράσματα:

- Ο συντελεστής βήτα επηρεάζεται από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών. Είναι δυνατό αυτό να συμβαίνει καθώς το beta αλλάζει όταν αλλάζει το return interval και επιπλέον γιατί ο επενδυτικός ορίζοντας ενός οριακού επενδυτή είναι μεγαλύτερος του ενός μήνα.
- Η εγκυρότητα του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών στοιχείων (CAPM) δεν απορρίπτεται μέσω των ετησίων αποδόσεων των μετοχών αλλά απορρίπτεται για τις μηνιαίες αποδόσεις.

Στοιχεία Άρθρου	
Συγγραφείς-Χρονολογία	Charles Wasley & Puneet Handa (1993)
Στόχος/-οι	Να δειχθεί η ότι οι εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου στο return interval, βασιζόμενοι στο Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών στοιχείων (CAPM).
Δεδομένα	Χρησιμοποιήθηκαν μετοχές εταιριών εισηγημένων στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (New York Stock Exchange-NYSE) για το διάστημα 1927 -1988 για ημερήσιες αποδόσεις μετοχών.
Μεθοδολογία που ακολουθήθηκε	Η μεθοδολογία που ακολούθηθηκε είναι η σύγκριση των ημερήσιων συσχετίσεων των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου που καταγράφησαν με τις αντίστοιχες που προκύπτουν από το υπόδειγμα των Williams και Scholes (1987)
Αποτελέσματα	Ο συντελεστής βήτα επηρεάζεται από το χρονικό διάστημα υπολογισμού των αποδόσεων των μετοχών. Η εγκυρότητα του Υποδείγματος Αποτίμησης Κεφαλαιακών Περιουσιακών



	<p>στοιχείων (CAPM) δεν απορρίπτεται μέσω των ετησίων αποδόσεων των μετοχών αλλά απορρίπτεται για τις μηνιαίες αποδόσεις.</p>
--	---



Σύγκριση προηγούμενων εμπειρικών μελετών

Αρχικά, όλες οι εμπειρικές μελέτες αυτής της εργασίας έχουν έναν κοινό στόχο που δεν είναι άλλος από την εκτίμηση του συντελεστή βήτα. Με αυτό τον τρόπο μπορεί κανείς να υπολογίσει το συστηματικό κίνδυνο ενός χρεογράφου ή ενός ολόκληρου χαρτοφυλακίου χρεογράφων. Οι εν λόγω εμπειρικές μελέτες επιχειρούν να εφαρμόσουν και να αξιολογήσουν διάφορα μοντέλα για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα παίρνοντας δεδομένα από διάφορα χρηματιστήρια ανά τον κόσμο και λαμβάνοντας υπόψη τους οικονομικούς περιορισμούς στην εκτίμηση των βήτα σε ρηχές και μη αγορές. Οι εμπειρικές μελέτες που χρησιμοποιήθηκαν σε αυτή την εργασία καλύπτουν μια χρονική περίοδο μεγαλύτερη των τριάντα ετών κάτι που έχει ως απώτερο στόχο να δείξει το πώς οι μελέτες και τα μοντέλα εκτίμησης των βήτα έχουν εξελιχθεί και, κατά πάσα πιθανότητα, βελτιωθεί όλα αυτά τα χρόνια. Με χρονολογική σειρά οι μελέτες ξεκινούν από αυτή του 1974 με τίτλο «An assessment of risk in thinner markets: The Belgian case» των Hawawini G. A & Michel A. και φτάνουν σε αυτή του 2011 με τίτλο «Heteroscedasticity and interval effects in estimating beta: UK Evidence» των Armitage S. & Brzeszczynski J. Όπως θα φανεί παρακάτω, η χρήση μελετών για διαφορετικά χρηματιστήρια όπως οι δύο παραπάνω, είναι ενδεικτική του εύρους των εμπειρικών μελετών που επιλέχθηκαν για αυτή την εργασία και καλύπτουν πολλά και διαφορετικής δυναμικότητας χρηματιστήρια ανά τον κόσμο.

Ορισμένες από τις μελέτες της εργασίας αυτής έχουν ως σκοπό τη μελέτη της εκτίμησης του συντελεστή βήτα σε ρηχές αγορές όπως αυτές της Ελλάδας, της Αγγλίας, της Ισπανίας ή αυτή του χρηματιστηρίου των Βρυξελλών και της Κωνσταντινούπολης. Το αντικείμενο αυτών των εμπειρικών μελετών είναι η εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου σε αγορές με χαμηλό επίπεδο συναλλαγών και με μειωμένη ρευστότητα. Τέτοιου είδους έρευνες είναι αυτές των Διακογιάννης & Μακρή (2008), της Beer F. (1997), των Hakan Er & Sevgi Aydin (2010), του Corhay A. (1992), του Odabasi A. (2003) και των E. Dimson & P. R. Marsh (1983). Επιπλέον, αυτές οι μελέτες δεν έχουν στόχο μόνο να μελετήσουν τις εκτιμήσεις των βήτα αλλά και να προτείνουν τρόπους βελτίωσής τους.

Οι περισσότερες από τις μελέτες που παρουσιάζονται στην παρούσα εργασία έχουν ως στόχο να αναλύσουν την ευαισθησία των εκτιμήσεων των βήτα στην αλλαγή του χρονικού εύρους είτε πρόκειται για μεμονωμένα χρεόγραφα είτε για χαρτοφυλάκια χρεογράφων. Τέτοιες μελέτες είναι αυτές των Διακογιάννης & Μακρή (2008), των Hakan Er & Sevgi Aydin (2010), των Hawawini G., Kalman C., Steven M., Schwartz R. & Whitcomb D. (1983), των



Charles Wasley & Puneet Handa (1993), των Daves R. P., Ehrhardt C. & Kunkel A. Robert (2000), του Hawawini G. A. (1983), του Corhay A. (1992), του Odabasi A. (2003) και της Beer F. (1997). Αυτές οι μελέτες δεν έχουν στόχο μόνο την εκτίμηση του σφάλματος χρονικού εύρους στο οποίο μπορεί να υποπίπτουν οι εκτιμήσεις των βήτα, αλλά επιχειρούν να προτείνουν και να εφαρμόσουν μοντέλα για τη διόρθωσή του.

Όπως είναι φυσικό οι παραπάνω μελέτες εκτός από τα πολλά κοινά που τις διακρίνουν ως προς τους στόχους και τη θεματολογία τους, έχουν κάποιες σημαντικές διαφορές. Πιο συγκεκριμένα, η μελέτη των Διακογιάννης & Μακρή (2008), επιχειρήσε να εκτιμήσει αρχικά τον συντελεστή βήτα χρησιμοποιώντας το μοντέλο της αγοράς, δηλαδή τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων για ημερήσιες, εβδομαδιαίες και μηνιαίες αποδόσεις και στη συνέχεια επιχειρήσε να συγκρίνει τα εκτιμώμενα βήτα με τις αντίστοιχες τιμές που προκύπτουν από τη χρήση των μοντέλων των Scholes & Williams (1977) και των Cohen et al. (1983). Στη μελέτη των Hakan Er & Sevgi Aydin (2010) έγινε εκτίμηση του συντελεστή βήτα με τη συνδρομή του ιστορικού μόνοπαραγοντικού μοντέλου και στη συνέχεια έγινε χρήση του μοντέλου των Daves et al. (2000) με σκοπό να αυξηθεί η ακρίβεια στις εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα. Στη μελέτη των τελευταίων, δηλαδή τη μελέτη των Daves R. P., Ehrhardt C. & Kunkel A. Robert (2000), εκτιμήθηκε ο συντελεστής βήτα μόνο μέσα από τη μελέτη του τυπικού σφάλματος των συντελεστών βήτα.

Οι Scholes & Williams (1977) δημιούργησαν το μοντέλο τους για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα προσπαθώντας να δείξουν ότι η εκτίμηση των συντελεστών άλφα και βήτα με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων για χρεόγραφα που διαπραγματεύονται συχνά είναι ασυμπτωματικά λανθασμένα τόσο για το συντελεστή άλφα όσο και για το συντελεστή βήτα. Η Beer F. (1997) με τη χρήση του μοντέλου των Scholes & Williams κατάφερε να διορθώσει τα αποτελέσματα που έλαβε από το δείγμα χρεογράφων της εκτιμώντας αρχικά τον συστηματικό κίνδυνο με τη χρήση της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων. Τα αποτελέσματά της διορθώθηκαν ακόμη περισσότερο χρησιμοποιώντας ταυτόχρονα την μέθοδο του Dimson E. (1979) και το μοντέλο του Bayesian ιδιαίτερα για μία χρονική υστέρηση. Αντιθέτως, η μελέτη του Odabasi A. (2003) επιχειρεί την εκτίμηση των συντελεστών βήτα μόνο με τη χρήση της μεθόδου των ελάχιστων τετραγώνων.

Η μελέτη των Hawawini G., Kalman C., Steven M., Schwartz R. & Whitcomb D. (1983) χρησιμοποίησαν τους συντελεστές $\text{rim}+1$, $\text{rim}-1$, rim και τον λόγο q κατά τον Hawawini (1983) για την εκτίμηση του συντελεστή βήτα για ημερήσιες μόνο αποδόσεις χρεογράφων.



Όμως, ο Hawawini (1983) επιχείρησε να δείξει ότι είναι εφικτή η εκτίμηση του συντελεστή βήτα ενός χρεογράφου για μεγαλύτερο χρονικό εύρος υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων του καθώς και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς με τη χρήση ενός εκτιμώμενου συντελεστή βήτα για ένα μικρότερο χρονικό εύρος υπολογισμού των αποδόσεων χρησιμοποιώντας το δείκτη qm, ο οποίος βασίζεται στον υπολογισμό των συντελεστών συσχέτισης των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Με τον τρόπο αυτό συσχετίζονται οι εκτιμήσεις του συντελεστή βήτα των χρεογράφων με τον δείκτη της αγοράς κάνοντας χρήση ενός χρονικού προβαδίσματος και μίας χρονικής υστέρησης. Η μελέτη των Armitage S., Brzeszczyński J. (2011) επιχειρεί την εκτίμηση του συντελεστή βήτα των χρεογράφων με τη μέθοδο των ελάχιστων τετραγώνων και ελέγχει την ετεροσκεδαστικότητα στον όρο σφάλματος για κάθε χρεόγραφο μέσω του Langrance multiplier test συγκρίνοντας ταυτόχρονα τις εκτιμήσεις αυτές με τις αντίστοιχες που προέκυψαν από τη χρήση ενός γραμμικού μοντέλου ετεροσκεδαστικότητας (ARCH-type model: autoregressive conditional heteroscedasticity).

Κλείνοντας, όλες οι μελέτες που χρησιμοποιήθηκαν σε αυτή την εργασία και παρουσιάστηκαν συνοπτικά παραπάνω δείχνουν τον τρόπο με τον οποίο εξελίσσεται η έρευνα σχετικά με την εκτίμηση των συντελεστών βήτα των χρεογράφων. Πιο συγκεκριμένα, οι περισσότερες από αυτές επιχειρούν να δείξουν και να διορθώσουν το σφάλμα χρονικού εύρους που προκύπτει από την ευαισθησία των βήτα στις αλλαγές του χρονικού εύρους των εκτιμήσεων. Κάτι τέτοιο γίνεται ακόμη πιο σημαντικό και βοηθά στην κατανόηση των διαφορών που είναι εγγενείς σε μία μελέτη που αφορά σε ρηχές αγορές σε σχέση με ευρύτερες παρεμφερείς μελέτες.



Κεφάλαιο 4ο

Δεδομένα

Τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν για την διεξαγωγή της μελέτης αντλήθηκαν από την πηγή δεδομένων της DataStream.

Αρχικά συματικό είναι να αναφερθεί ο ορισμός μίας ρηχής αγοράς. Ως ρηχή αγορά λοιπόν, θεωρούμε μια αγορά στην οποία παρουσιάζεται μια έντονη διαφορά μεταξύ bid και ask quotes. Αυτό συμβαίνει καθώς ο όγκος συναλλαγών είναι πολύ μικρός. Έτσι ως άμεση συνέπεια είναι ότι η μείωση της χρηματιστηριακής ρευστότητας, στις αγορές στο σύνολό τους, οι μετοχές θα ανήκουν στον Γενικό Δείκτη. Η χρησιμοποίηση του Γενικού Δείκτη σαν πηγή επιλογής των μετοχών ορίστηκε καθώς περιλαμβάνει το μεγαλύτερο μέρος της κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου και αποδίδει την πορεία της αγοράς αναφορικά με την τάση της σε αυτές.

Προκειμένου να έχουμε ένα μεγαλύτερο δείγμα για τις εμπειρικές εκτιμήσεις αλλά και να εισαγούμε τη μεταβλητότητα λόγω του χρόνου στο υποδείγμα, συλλεγουμε δεδομένα για 60 εταιρείες ανά χώρα για ένα μεγάλο χρονικό διάστημα. Με αυτό τον τρόπο καταληγουμε σε 3 σετ δεδομένων, ένα για κάθε χώρα, που χαρακτηρίζονται ως δεδομένα πανελ (panel data)¹ καθώς υπάρχει η διαστρωματική διασπαση (ανά επιχείρηση) και η χρονική διασπαση. Με γνώμονα τη βασική μας υποθεση κατασκευαζουμε τρία διαφορετικά τετοια συνολα δεδομένων σε μηνιαια, εβδομαδιαια κα ημερησια βάση.

Στα πλαίσια της παρούσας μελέτης, για το δείγμα θα χρησιμοποιηθούν μετοχές εταιριών από τρεις ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών, της Ισπανίας και της Ιρλανδίας. Σημαντικό είναι να αναφερθεί πως τόσο η Ελλάδα, όσο και η Ισπανία και η Ιρλανδία είναι αγορές, όπου το τρέχον επίπεδο συναλλαγών είναι ασυνήθιστα χαμηλό επομένως σίγουρα μπορούν να θεωρηθούν ρηχές αγορές.

Στο σύνολό τους, οι μετοχές θα ανήκουν στον Γενικό Δείκτη. Η χρησιμοποίηση του Γενικού Δείκτη σαν πηγή επιλογής των μετοχών ορίστηκε καθώς περιλαμβάνει το μεγαλύτερο μέρος της κεφαλαιοποίησης του Χρηματιστηρίου και αποδίδει την πορεία της αγοράς αναφορικά με την τάση της.

¹ Διαστρωματικά Δεδομένα Χρονολογικών Σειρών



Για κάθε μια από τις τρεις χώρες ξεχωριστά θα ξεκινήσουμε με τη δημιουργία δύο χαρτοφυλακίων μετοχών. Το κριτήριο διαχωρισμού των μετοχών που θα αποτελούν τα δύο αυτά χαρτοφυλάκια θα είναι το ύψος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών για το δείγμα των πέντε ετών με έναρξη από 2003-2008 μέχρι 2008-2013. Συγκεκριμένα θα χωρίσουμε τις εταιρίες σε υψηλή και χαμηλή κεφαλαιοποίηση με βάση το μέσο όρο του 'Market capitalization' ανά εταιρία στις 31/12/2003 για κάθε χώρα και για κάθε χρονικό διάστημα. Για να χωρίσουμε λοιπόν το δείγμα μας θα παρουμε αρχικά τον μέσο όρο για κάθε εταιρία για όλη την χρονική περίοδο και θα χωρίσουμε το δείγμα με βάση τη διάμεσο του μέσου όρου. Για το λόγο αυτό θα δημιουργηθούν δύο χαρτοφυλάκια των 60 μετοχών για τις χώρες Ελλάδα Ισπανία και Ιρλανδίας. Επομένως θα μελετήσουμε δύο χαρτοφυλάκια για κάθε χώρα για ημερήσιες, εβδομαδιαίες και ετήσιες αποδόσεις εταιριών για 3 διαφορετικά χρονικά διαστήματα:

- Πρώτα για την δεκαετία 2003-2013
- Δεύτερον για την πενταετία προ κρίση 2003-2008
- Τρίτον για την πενταετία μετά κρίσης 2008-2013

Συγκεκριμένα το δείγμα για κάθε μία απο τις χώρες που μελετάμε:

- Ο αριθμός μετοχών των χωρών που λαμβάνουν μέρος στην έρευνα είναι 60 μετοχές ανά χώρα. Με τον διαχωρισμό σε 30 υψηλής καιφαιαιοποίησης και 30 χαμηλής καιφαιαιοποίησης.
- Η περίοδος που έχουν εισαχθεί στο Χρηματιστήριο και θα βασιστούμε εμείς για την μελέτη μας είναι συνολικά 10 χρόνια. Όμως θα μελετήσουμε δύο διαφορετικές πενταετίες, μία προ κρίσης και μία κατα την κρίση. Αυτό το κάνουμε με σκοπό να μελετηθεί το φαινόμενο της κρίσης. Αλλά θα τα δούμε και συνολικά σαν δεκαετία.

Από τα 9 συνολικά χαρτοφυλάκια που δημιουργήσαμε έχουν απορριφτεί οι εταιρίες με ακραίες τιμές μετοχών οι οποίες ουσιαστικά παρουσιάζανε υπεραποδόσεις. Καθώς με αυτόν τον τρόπο το δείγμα μας παρουσιάζει πιο συμμετρική κατανομή. Με βάση όλες τις άνω παραδοχές παρατίθενται τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν, για κάθε χώρα, με αναφορά στις εταιρίες που τα απαρτίζουν και το μέσο όρο του 'Market capitalization' που εκτιμήθηκε για κάθε εταιρία ξεχωριστά.



Εφόσον τα χρεόγραφα, και για τις 3 Ευρωπαϊκές ρηχές αγορές, αντιμετωπίζουν προβλήματα χαμηλής εμπορευσιμότητας, θα εμφανίζουν ένα υπαρκτό ποσοστό μηδενικών αποδόσεων. Σημαντικό είναι να αναφερθεί ότι βάση προηγούμενων μελετών είδαμε ότι τα χαρτοφυλάκια που έχουν χρεόγραφα εταιριών με υψηλή κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν μικρότερο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων. Αντιθέτως, χαρτοφυλάκια που περιέχουν χρεόγραφα εταιριών με χαμηλή κεφαλαιοποίηση παρουσιάζουν μεγαλύτερο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων.

Ένα συχνό φαινόμενο είναι το γεγονός της μείωσης της εμπορευσιμότητας κάποιων χρεογράφων. Αυτό συμβαίνει καθώς εκτιμώνται εσφαλμένα οι συντελεστές βήτα των χρεογράφων αυτόν κατι το οποίο αποτελεί ένα αρνητικό παράγοντα που συμβάλει στη μείωση της εμπορευσιμότητας αυτών των χρεογράφων. Αυτό λοιπόν το γεγονός αποτελεί ένα επιχείρημα για την ήπαρξη του ποσοστού των μηδενικών αποδόσεων που είναι δυνατό να παρουσιάζει το χρεόγραφο μιας εταιρίας λόγω της χαμηλής εμπορευσιμότητάς του. Με βάση τις παραδοχές αυτές θα δείξουμε ότι τα χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με χαμηλή κεφαλαιοποίηση είναι πιο επιρρεπείς στην παρατήρηση υψηλότερων ποσοστών μηδενικών αποδόσεων, σε σχέση με χαρτοφυλάκια που περιέχουν εταιρίες με υψηλή κεφαλαιοποίηση.

Το Υπόδειγμα της Αγοράς, σύμφωνα με τον William Sharpe το 1964, αναφέρει μια γραμμική σχέση των αποδόσεων των μεμονωμένων μετοχών με τις αποδόσεις του Γενικού Δείκτη Τιμών. Βασίζεται στην υπόθεση ότι η απόδοση μιας μετοχής ή ενός χαρτοφυλακίου έχει την τάση να κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του δείκτη αγοράς.

Η εκτίμηση του Υποδείγματος της Αγοράς γίνεται με την απλή μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων , και βασίζεται στις ακόλουθες υποθέσεις:

- Ακολουθεί κανονική κατανομή
- $\text{Var}(e_{it}) = \sigma^2$, δηλαδή ισχύει η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας σύμφωνα με την οποία η διακύμανση του στοχαστικού όρου παραμένει σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.
- Έχει μηδενικό μέσο $E(e_{it}) = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος απόδοσης της μετοχής i είναι ίση με το μηδέν



- Το $\text{Cov}(R_{mt}, e_{it}) = 0$, δηλαδή η τυχαία μεταβλητή e_{it} που εκφράζει την επίδραση των τυχαίων μη συστηματικών παραγόντων είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα R_{mt} .
- Το $\text{Cov}(e_{it}, e_{it-1}) = 0$, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου

Σημαντικό είναι να ικανοποιούνται οι υποθέσεις που προαναφέρθηκαν ώστε οι εκτιμήσεις των ελαχίστων τετραγώνων να μην επηρεάζουν με αρνητικό τρόπο την αξιοπιστία των τιμών του συντελεστή βήτα και να είναι αμερόληπτες.

Έτσι λοιπόν με την συγκεκριμένη εργασία έχουμε ως βασικό σκοπό να γίνει μια πρόβλεψη των συντελεστών βήτα για μετοχές σε διάφορα χρονικά διαστήματα από τα επιλεγμένα χρηματιστήρια της Γαλλίας, της Ελλάδας και την Ιρλανδίας εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Στόχος είναι να εξεταστεί η προβλεπτική ικανότητα των συντελεστών βήτα, μέσα από στατιστικούς ελέγχους t-test, χρησιμοποιώντας διαφορετικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων των μετοχών για χαρτοφυλάκια υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης.

Στα επόμενα υποκεφάλαια παρουσιάζονται οι 1 μέθοδοι εκτίμησης των συντελεστών βήτα που χρησιμοποιήσαμε καθώς και όλους τους οικονομετρικούς περιορισμούς που λάβαμε υπόψη μας για την καλύτερη αξιοπιστία των εκτιμήσεων μας.

Περιγραφή Μεθοδολογίας

Αρχικά πρώτο βήμα έγινε ο υπολογισμός, για κάθε χρεόγραφο των δειγμάτων μας για κάθε χρονικό διάστημα για κάθε χώρα, των ημερήσιων, εβδομαδιαίων και μηνιαίων αποδόσεων. Ο υπολογισμός των αποδόσεων των μετοχών θα γίνει ως εξής:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) = \ln(P_{it}) - \ln(P_{it-1}) \quad (40)$$

Όπου:

i: εταιρία

P_{it} : η τελική τιμή μίας μετοχής σε ένα διάστημα *t* και για ένα *i*

P_{it-1}: η τελική τιμή ενός μετοχής στη χρονική στιγμή *t-1* και για ένα *i*

Σε περίπτωση που η μετοχή έχει πληρώσει μέρισμα μεταξύ της χρονικής στιγμής *t* και της χρονικής στιγμής *t-1*, η καθαρή απόδοση της μετοχής ισούται με:

$$R_{it} = [(P_{it} - D_{it}) / P_{it}] - 1 \quad (41)$$

Όπου:

i: εταιρία

P_{it} : η τελική τιμή μίας μετοχής σε ένα διάστημα *t* και για ένα *i*

P_{it-1}: η τελική τιμή ενός μετοχής στη χρονική στιγμή *t-1* και για ένα *i*

D_{it} : το μέρισμα που αποδόθηκε για μία μετοχή σε ένα διάστημα *t* και για ένα *i*.

Σε περίπτωση που έχει πληρωθεί μέρισμα δίνεται από το $\ln(1 + R_{it})$ και ορίζεται ως εξής:

$$R_{it} = \ln(P_{it} - D_{it}) - \ln(P_{it-1}) \quad (42)$$

Όπου:

i: εταιρία

P_{it} : η τελική τιμή μίας μετοχής σε ένα διάστημα *t* και για ένα *i*



Pit-1: η τελική τιμή ενός μετοχήςστη χρονική στιγμή t-1 και για ένα i

Dit : το μέρισμα που αποδόθηκε για μία μετοχή σε ένα διάστημα t και για ένα i.

Αποτελεί μια καλύτερη μέθοδο προσέγγισης για την απόδοση μιας μετοχής σε αντίθεση με τη απλή μεταβολή της τιμής της μετοχής μίας εταιρίας (ανάμεσα σε δύο χρονικές στιγμές t και t-1).

Συγκεκριμένα εφαρμόζεται ο ακόλουθος τύπος:

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1} + D_{it}}{P_{it-1}} \quad (43)$$

Όπου:

Rit : η απόδοση

i:εταιρία

Pit : η τελική τιμή μίας μετοχής σε ένα διάστημα t και για ένα i

Pit-1: η τελική τιμή ενός μετοχήςστη χρονική στιγμή t-1 και για ένα i

Έπειτα, για κάθε χώρα, οι εταιρίες ταξινομούνται με έτσι ώστε να σχηματιστούν δύο χαρτοφυλάκια. Συγκεκριμένα το κριτήριο διαχωρισμού των μετοχών που θα αποτελούν τα δύο αυτά χαρτοφυλάκια θα είναι το ύψος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών για το δείγμα των πέντε ετών με έναρξη από 2003-2008 μέχρι 2008-2013. Συγκεκριμένα θα χωρίσουμε τις εταιρίες σε υψηλή και χαμηλή κεφαλαιοποίηση με βάση το μέσο όρο του 'Market capitalization' ανά εταιρία στις 31/12/2003 για κάθε χώρα και για κάθε χρονικό διάστημα.

Για να χωρίσουμε λοιπόν το δείγμα μας θα παρουμε αρχικά τον μέσο όρο για κάθε εταιρία για όλη την χρονική περίοδο και θα χωρίσουμε το δείγμα με βάση τη διάμεσο του μέσου όρου. Για το λόγο αυτό θα δημιουργηθούν δύο χαρτοφυλάκια των 60 μετοχών για τις χώρες Ελλάδα Ισπανία και Ιρλανδίας. Επομένως θα μελετήσουμε δύο χαρτοφυλάκια για κάθε χώρα για ημερήσιες, εβδομαδιαίες και ετήσιες αποδόσεις εταιριών για 3 διαφορετικά χρονικά διαστήματα:

- Πρώτα για την δεκαετία 2003-2013
- Δεύτερον για την πενταετία προ κρίση 2003-2008
- Τρίτον για την πενταετία μετά κρίσης 2008-2013



Στην παρούσα μελέτη επομένως, υπάρχουν 9 συνολικά χαρτοφυλάκια που δημιουργήσαμε και έχουν απορριφτεί οι εταιρίες με ακραίες τιμές μετοχών οι οποίες ουσιαστικά παρουσιάζανε υπεραποδόσεις ώστε να έχουμε πιο συμμετρική κατανομή. Με βάση όλες τις άνω παραδοχές παρατίθενται τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν, για κάθε χώρα, με αναφορά στις εταιρίες που τα απαρτίζουν και το μέσο όρο του 'Market capitalization' που εκτιμήθηκε για κάθε εταιρία ξεχωριστά.

Για την Ελλάδα παρατηρούμε αρχικά πως το μέσο και διάμεσο μέγεθος του συντελεστή αυξάνει καθώς τα δεδομένα συλλέγονται σε μεγαλύτερο χρονικό διάστημα, από ημερήσια σε μηνιαία. Ο συντελεστής T είναι κοντά στο 3 και για τα δύο χαρτοφυλάκια υποδεικνύοντας στατιστική σημαντικότητα για τις εκτιμήσεις. Σε καμία περίπτωση δε φαίνεται να ξεπερνά το 1 εκτός από ακραίες τιμές των δεδομένων του χαρτοφυλάκιου υψηλής κεφαλαιοποίησης σε μηνιαία δεδομένα. Ο συντελεστής προσδιορισμού δεν κυμαίνεται σε υψηλά επίπεδα και προσεγγίζει το 10%. Η σύγκριση μεταξύ Πίνακα 9 και Πίνακα 10 οδηγεί στο συμπέρασμα πως ο συντελεστής beta είναι, κατά μέσο όρο, υψηλότερος στις μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης ανεξαρτήτως από το χρονικό διάστημα συλλογής των δεδομένων.

Οι Πίνακες 11 και 12 οδηγούν σε παρόμοια συμπεράσματα για την περίπτωση της Ιρλανδίας με μια μικρή διαφορά στην ασυμμετρία των δεδομένων ειδικά στις εβδομαδιαίες τιμές. Η διαφορά στο μέσο και το διάμεσο του beta είναι πολύ πιο έντονη στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης αν κοιτάξει κανείς τα μηνιαία δεδομένα εν συγκρίσει με τις άλλες δύο εκτιμήσεις. Και στις δύο χώρες, το εύρος των εκτιμητών beta μεγαλώνει αισθητά καθώς κινουμαστε από ημερήσια σε μηνιαία δεδομένα.

Τέλος, η Ισπανία παρουσιάζει μια αρκετά διαφοροποιημένη εικόνα σε σχέση με τις άλλες δύο χώρες που εξετάζουμε. Αρχικά, οι συντελεστές beta έχουν μεγαλύτερες τιμές σε όλα τα επίπεδα και υπάρχουν αρκετές παλινδρομήσεις όπου ξεπερνούν τη μονάδα κυρίως στα μηνιαία δεδομένα. Ακόμη, η προσαρμογή των υποδειγμάτων είναι αισθητά καλύτερη με το συντελεστή R^2 να ξεπερνά το 20% στη πλειοψηφία των εκτιμήσεων. Οι πολύ υψηλές τιμές του στατιστικού t υπογραμμίζουν τη σημαντικότητα του μοντέλου ανεξαρτήτως χρονικής περιόδου και χαρτοφυλάκιου. Κοιτώντας τις μέγιστες και ελάχιστες τιμές, διαπιστώνει κανείς πως το εύρος των εκτιμήσεων beta αυξάνει με τη χρονική περίοδο για την Ισπανία όπως και στις δύο άλλες περιπτώσεις.

Συγκεκριμένα:



Για την Ελλάδα χρησιμοποιήσαμε τις ακόλουθες εταιρίες υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης:

Όνομα εταιρία	high market capitalization
KORDELLOS CH BROS	high market capitalization
DROMEAS OFFICE FURNITURE INDUSTRY	high market capitalization
AS COMPANY	high market capitalization
ELGEKA CR	high market capitalization
MLS MULTIMEDIA	high market capitalization
BYTE COMPUTER	high market capitalization
SELECTED TEXTILE	high market capitalization
PETROS PETROPOULOS	high market capitalization
MEVACO METALLURGICAL	high market capitalization
KEKROPS	high market capitalization
EL D MOUZAKIS	high market capitalization
KARMOLEGOS	high market capitalization
INTERTECH	high market capitalization
ELVE	high market capitalization
THE HSE.OF AGRIC.SPIROY	high market capitalization
SPACE HELLAS	high market capitalization
NEXANS HELLAS	high market capitalization
EUROCONSULTANTS	high market capitalization
ELASTRON	high market capitalization
PAPOUTSANIS CB	high market capitalization
NEWSPHONE HELLAS	high market capitalization
AEOLIAN INVESTMENT FUND	high market capitalization
IKTINOS HELLAS	high market capitalization
AUDIO VISUAL ENTS.	high market capitalization
DRUCKFARBEN HELLAS	high market capitalization
ELTON CR	high market capitalization
CENTRIC HOLDINGS	high market capitalization
ATHENA	high market capitalization
STELIOS KANAKIS	high market capitalization
BIOKARPET	high market capitalization

Πίνακας 1: Εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης Ελλάδας

Όνομα εταιρία	low market capitalization
PHILIPPOS NAKAS	low market capitalization
PAPERPACK	low market capitalization
GENERAL COML.& INDL.	low market capitalization
REVOIL	low market capitalization
QUALITY & RELIABILITY	low market capitalization
NAFPAKTOS TEX.INDS.	low market capitalization
PROFILE SYS.&.SOFTWARE	low market capitalization
INTERWOOD	low market capitalization
IDEAL GROUP CR	low market capitalization
FIERATEX	low market capitalization
UNIBIOS HOLDINGS	low market capitalization
EKTER	low market capitalization
E PAIRIS	low market capitalization
KIRIACOULIS SHIPPING	low market capitalization
MATHIOS	low market capitalization
MINERVA KNITWEAR	low market capitalization
FLR MLS C SARANTOPOULOS	low market capitalization
FLOUR MILLS KEPENOS	low market capitalization
Interwood	low market capitalization
EVROFARMA	low market capitalization
N VARVERIS	low market capitalization
VIS	low market capitalization
VOGIATZOGLOU SYSTEMS	low market capitalization
HAIDEMENOS	low market capitalization
PERSEUS SPECIALTY FOODS	low market capitalization
KTIMA KOSTAS LAZARIDIS	low market capitalization
LOGISMOS INFO.SYSTEMS	low market capitalization
ILYDA CR	low market capitalization
CPI COMPUTER	low market capitalization
CARS MCYCLES.MAR.ENN.	low market capitalization

Πίνακας 2: Εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης Ελλάδας



Για την Ισπανία χρησιμοποιήσαμε τις ακόλουθες εταιρίες υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης:

Όνομα εταιρία	high market capitalization
TUBOS REUNIDOS SA	high market capitalization
PESCANOVA S.A.	high market capitalization
QUABIT INMOBILIARIA	high market capitalization
VOCENTO SA	high market capitalization
TUBACEX, S.A.	high market capitalization
FAES FARMA SA	high market capitalization
REALIA BUSINESS SA.	high market capitalization
SOLARIA ENERGIA Y	high market capitalization
CODERE, S. A.	high market capitalization
FLUIDRA SA	high market capitalization
LABORATORIOS FARMA	high market capitalization
DEOLEO SA	high market capitalization
PAPELES Y CARTONES	high market capitalization
GLOBAL DOMINION	high market capitalization
TELEPIZZA GROUP SA	high market capitalization
CORPORACION EMPRES	high market capitalization
CONST Y AUX DE FERRO	high market capitalization
ENCE ENERGIA	high market capitalization
VIDRALA S.A.	high market capitalization
ELECNOR S.A.	high market capitalization
REAL ESPANA	high market capitalization
EDREAMS ODIGE	high market capitalization
HISPANIA ACTIVOS INM	high market capitalization
PHARMA MAR SA	high market capitalization
BARON DE LEY S.A.	high market capitalization
CIE AUTOMOTIVE SA	high market capitalization
AXIARE PATRIMONIO	high market capitalization
SAETA YIELD SA	high market capitalization
TALGO SA	high market capitalization
DURO FELGUERA SA	high market capitalization

Πίνακας 3: Εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης Ισπανίας

Όνομα εταιρία	high market capitalization
BIOSEARCH	low market capitalization
LABORATORIO REIG	low market capitalization
INMOBILIARIA SUR SA	low market capitalization
RENTA CORP	low market capitalization
GENERAL DE ALQUILER	low market capitalization
CLINICA BAVIERA SA	low market capitalization
LINGOTES ESPECIALES	low market capitalization
NICOLAS CORREA S.A.	low market capitalization
PRIM, S.A.	low market capitalization
URBAS GRUPO	low market capitalization
GRUPO EZENTI	low market capitalization
RENTA 4 BANCO SA	low market capitalization
NATRA SA	low market capitalization
ALANTRA PARTNERS	low market capitalization
DOGI INT'L FABRICS	low market capitalization
GRUPO EMPRESARIAL	low market capitalization
INYPSA INFORMES	low market capitalization
AMPER S.A.	low market capitalization
SERVICE POINT SOL	low market capitalization
MONTEBALITO, S.A.	low market capitalization
AZKOYEN, S.A.	low market capitalization
ADVEO GROUP INTL	low market capitalization
ORYZON GENOMICS SA	low market capitalization
MIQUEL Y COSTAS	low market capitalization
ADOLFO DOMINGUEZ SA	low market capitalization
IBERPAPPEL GESTION SA	low market capitalization
BODEGAS RIOJANAS SA	low market capitalization
ERCROS, S.A.	low market capitalization
SNIACE SA	low market capitalization
NATURHOUSE HEALTH SA	low market capitalization

Πίνακας 4: Εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης Ισπανίας



Για την Ιρλανδία χρησιμοποιήσαμε τις ακόλουθες εταιρίες υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης:

Όνομα εταιρίας	high market capitalization
DATALEX PLC	high market capitalization
HORIZON TECHNOLOGY	high market capitalization
SMART TELECOM PLC	high market capitalization
CIRCLE OIL PLC	high market capitalization
CALYX GROUP PLC	high market capitalization
VIMIO PLC	high market capitalization
VERIS PLC	high market capitalization
NEWCOURT GROUP PLC	high market capitalization
INTERNATIONAL MARKET	high market capitalization
AGI THERAPEUTICS PLC	high market capitalization
PETRONOFT RESOURCES	high market capitalization
MERRILL LYNCH JAPAN	high market capitalization
SITESERV PLC	high market capitalization
EAG LTD	high market capitalization
TVC HOLDINGS PLC	high market capitalization
WORLDSREADS	high market capitalization
MERRION PHARMA	high market capitalization
CARADOR INC	high market capitalization
DONEGAL INVESTMENT	high market capitalization
TEKNOMINING	high market capitalization
THIRDFORCE PLC	high market capitalization
ESCHER GROUP	high market capitalization
MAINSTAY MEDICAL	high market capitalization
QUALCERAM SHIRES PLC	high market capitalization
SOUTH WHARF PLC	high market capitalization
GRESHAM HOTEL	high market capitalization
UNIDARE PLC	high market capitalization
ARCON INT'L RES	high market capitalization
PETREL RESOURCES PLC	high market capitalization
AMINEX PLC	high market capitalization

Πίνακας 5: Εταιρίες υψηλής κεφαλαιοποίησης Ιρλανδίας

Όνομα εταιρίας	low market capitalization
CONSOLIDATED COMMN	low market capitalization
ALLTRACEL PHARMACEUT	low market capitalization
MINCO PLC	low market capitalization
CNG TRAVEL GROUP PLC	low market capitalization
ADWALKER PLC	low market capitalization
CONROY DIAMONDS	low market capitalization
KARELIAN DIAMOND	low market capitalization
CLEARSTREAM TECH GRP	low market capitalization
PREMIER PACIFIC	low market capitalization
BELMORE RESOURCES	low market capitalization
GREAT WESTERN MINING	low market capitalization
ZAMANO PLC	low market capitalization
BOUNDARY CAPITAL PLC	low market capitalization
CONNEMARA MINING	low market capitalization
CAPTIVE AUDIENCE DIS	low market capitalization
EQTEC PLC	low market capitalization
PATTEN ENERGY	low market capitalization
PRIME ACTIVE	low market capitalization
FORTFIELD	low market capitalization
US OIL AND GAS PLC	low market capitalization
NORISH PLC	low market capitalization
OGLESBY & BUTLER PLC	low market capitalization
KIBO MINING PLC	low market capitalization
IMC EXPLOR	low market capitalization
ORMANDE MINING PLC	low market capitalization
IWP INTERNATIONAL	low market capitalization
APPTIGO INTL	low market capitalization
GLENCAR MINING PLC	low market capitalization
MINMET PLC	low market capitalization
OVOCA GOLD PLC	low market capitalization

Πίνακας 6: Εταιρίες χαμηλής κεφαλαιοποίησης Ιρλανδίας

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν τα τρία διάγραμμα χρονοσειράς που απεικονίζουν τις διακυμάνσεις του Δείκτη Χρηματιστηρίου της Ελλάδας διάγραμμα χρονοσειράς 1, του Δείκτη Χρηματιστηρίου της Ιρλανδίας διάγραμμα χρονοσειράς 2, του Δείκτη Χρηματιστηρίου



της Ισπανίας διάγραμμα χρονοσειράς 3. Σε αυτά τα διαγράμματα ένα προφανές σημείο είναι η απότομη καμπή που εμφανίζεται το 2008 που ουσιαστικά ξεκίνησε η κρίση. Την χειρότερη εικόνα την παρουσιάζει η Ιρλανδία με την μεγαλύτερη πτώση ενώ η Ισπανία εμφανίζει πολλές και συχνές μεταβολές.

Στην συνέχεια, για κάθε χαρτοφυλάκιο, και χρησιμοποιώντας ημερήσια, εβδομαδιαία και μηνιαία χρονικά διαστήματα για να υπολογίσουμε τις αποδόσεις, προβαίνουμε σε εκτίμηση της μέσης ημερήσιας, εβδομαδιαίας και ετήσιας μηδενικής απόδοσης διακύμανσης και τυπικής απόκλισης για κάθε χώρα.

Σύμφωνα με την βιβλιογραφία η μέση απόδοση σε ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια βάση υπολογίζεται με την βοήθεια του ακόλουθου τύπου:

$$E(R_i) = \sum_{i=1}^t \frac{R_{it}}{t} \quad (43)$$

Όπου,

R_i : η μέση(ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια)μηδενική απόδοση της μετοχής i

R_{it} : η ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια μηδενική απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

t : το σύνολο των υπό εκτίμηση παρατηρήσεων

Σύμφωνα με την βιβλιογραφία η μέση διακύμανση σε ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια βάση υπολογίζεται με την βοήθεια του ακόλουθου τύπου:

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{t} * \sum_{i=1}^t (R_{it} - R_i)^2 \quad (44)$$

Όπου:

σ_i^2 : η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i

$E(R_i)$: η μέση(ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια)απόδοση της μετοχής i

R_{it} : η ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

t : το σύνολο των υπό εκτίμηση παρατηρήσεων

Σύμφωνα με την βιβλιογραφία οι τυπικές αποκλίσεις σε ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια βάση υπολογίζεται με την βοήθεια του ακόλουθου τύπου:

$$\sigma_i = \sqrt{\sigma_i^2} = \sqrt{\frac{1}{t} \sum_{i=1}^t (R_{it} - R_i)^2} \quad (45)$$

Όπου:

σ_i : η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i

$E(R_i)$: η μέση (ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια) απόδοση της μετοχής i

R_{it} : η ημερήσια, εβδομαδιαία και ετήσια απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t

t : το σύνολο των υπό εκτίμηση παρατηρήσεων

Έπειτα, κάνουμε T-test ελέγχους ώστε να διαπιστώσουμε αν τα ποσοστά των μηδενικών αποδόσεων είναι διαφορετικά μεταξύ των χαρτοφυλακίων υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης για τα τρία εναλλακτικά χρονικά διαστήματα υπολογισμού των περιοδικών αποδόσεων, για τις περιπτώσεις των χωρών της Ελλάδας της Γαλλίας και της Ιρλανδίας. Δίνονται οι αντίστοιχοι πίνακες 15-20 για την δεκαετία και πίνακες για τις πενταετίες 2003-2008, περίοδο προ κρίσης και 2008-2013, περίοδο μετά κρίσης. Για τα T-test διαφορας μεσων αναμεσα στα διαστηματα για καθε χωρα ανα χαρτοφυλάκιο. Η μηδενική υπόθεση δηλώνει πως η μεση τιμη στον πληθυσμο είναι ιση μεταξύτων δύο ομαδων (αναλογα με το χρονο συλλογης δεδομενων ανα ζευγη) εναντι της εναλλακτικής πως πιο αραια συλλογη οδηγει σε μεγαλυτερη μεση τιμη. Οι πληθυσμιακες διακυμανσεις εχουν υποτεθει ισες.

Αναφορικά για την δεκαετία 2003-2013 αρχικά στην περίπτωση της Ελλάδας η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο 10% σε όλες τις περιπτώσεις πλην της συγκρίσης ημερήσιων και εβδομαδιαίων δεδομένων όπως φαίνεται στους Πίνακες 15 και 16. Ενώ στην περίπτωση της Ισπανίας αντιθετα, υπαρχουν ισχυρες ενδειξεις για διαφορα στις μεσες τιμες



στα χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης αλλά όχι σε αυτό της χαμηλής όπως φαίνεται στους Πίνακες 17 και 18.

Συγκεκριμένα για την μελέτη του φαινομένου της κρίσης μελετάμε όπως έχουμε προαναφέρει δύο διαφορετικές πενταετίες αυτή 2003-2008 προ κρίσης και αυτή 2008-2013 μετά κρίσεις. Επομένως κάνουμε T-test ελέγχους και για αυτά τα διαστήματα ώστε να δούμε τι ακριβώς συμβαίνει με την παρορυσίαση του φαινομένου της κρίσης. Απο αυτά τα αποτελέσματα των ελέγχων παρατηρούμε διάφορα στοιχεία.

Πιο συγκεκριμένα μελετώντας σε ακόλουθη ενότητα τους πίνακες και τα σχόλια που παρατήθενται βλέπουμε πως αρχικά για την Ελλάδα παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης, τα p value του μόνοπλευρου ελεγχου δείχνουν πως οι εκτιμήσεις των συντελεστων βήτα είναι συστηματικά διαφορετικές μεταξύμηνιαίου και ημερήσιου διαστήματος μόνο στην περίοδο προ κρίσης. Οι μηνιαίες εκτιμήσεις είναι πιο μεγάλες και μετά την κρίση όμως το αποτέλεσμα δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Η διαφορά μεταξύημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμησεων παραμένει σημαντική ανεξαρτήτως χρονικού δείγματος. Το intervalling bias παραμένει στη σύγκριση ημερήσιων-εβδομαδιαίων και ημερήσιων-μηνιαίων εκτιμησεων και έτσι στις εταιρείες χαμηλής κεφαλαιοποίησης, ο διαχωρισμός του δείγματος δε δείχνει να παίζει ρολο. Τα αποτελέσματα αυτά τ βλέπουμε στους πίνακες 33-36

Στην Ισπανία αντιθετα, υπάρχουν ισχυρες ενδειξεις για διαφορα στις μεσες τιμες στα χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης αλλά όχι σε αυτό της χαμηλής. Αποτελέσματα εμφανίζονται στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης, όπου συστηματικές διαφορες μεταξύημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμησεων εμφανίζονται μόνο πριν το Η σημαντική διαφορά ημερήσιωνκαι μηνιαίωνπαραμένει ανεξαρτήτως χρονικής περιόδου, κάτι που ενδυναμώνει την υπόθεση της ύπαρξης intervalling bias. Η διαφορά ανάμεσα σε εβδομαδιαίες και μηνιαίες εκτιμήσεις beta παρουσιάσει στατιστική σημαντικότητα μόνο στην Τα αποτελέσματα αυτά τα βλέπουμε στους πίνακες 37-40

Στην Ιρλανδία, το intervalling bias είναι εμφανές και σημαντικό στις εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης σε όλα τα διαστήματα προ και μετά κρίσης με μοναδικά εξαίρεση τη σύγκριση ημερήσιων-εβδομαδιαίων εκτιμησεων μετά την κρίση. Η χαμηλή κεφαλαιοποίηση,



μόνο το διάστημα πριν την κρίση υποστηρίζει την ύπαρξη intervalling bias σε όλες τις συγκρίσεις αλλά η διαφορά μεταξύ ημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμήσεων είναι στατιστικά

σ

η

μ

α

ν

τ

ι

κ

ή

κ

α

ι

μ

ε

τ

ά

τ

η

ν

κ

ρ

ί

σ

η

τ

α

α

π

ο

τ

ε



Το επόμενο βήμα είναι να ελέγξουμε στατιστικά την ισότητα στις μέσες τιμές των beta ανάμεσα στις εκτιμήσεις με τα διαφορετικά διαστήματα (intervals) στις τρεις ρηχές αγορές προ και μετά κρίσης. Έχοντας χωρίσει το δείγμα σε υψηλή και χαμηλή καφαλαιοποίηση αλλά και στο χρονικό διάστημα πριν και μετά την 1/1/2009 παρατηρούμε τα συμπεράσματα των ελέγχων ισότητας μέσω ανά δύο διαστήματα (t tests).

Τα βήτα αφορούν στη σχετική μέτρηση του συστηματικού ρίσκου ενός χρεογράφου ειδικά στην την παράμετρο της κλίσης μιας εξίσωσης απλής γραμμικής παλινδρόμησης που συσχετίζει τις επιστροφές των χρεογράφων με τις σύγχρονες πραγματικές επιστροφές της αγοράς.

Εν συνεχεία, για κάθε μία από τις μετοχές του δείγματος θα εκτιμήσουμε τον συστηματικό κίνδυνο (ή συντελεστή βήτα) χρησιμοποιώντας το Υπόδειγμα της Αγοράς και εφαρμόζοντας την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων OLS.

Τον τελευταίο καιρό τα βήτα έχουν λάβει περισσότερη προσοχή καθώς μπορούν να δώσουν προβλέψεις οι οποίες μπορούν να ελεγχθούν ως προς τη συμπεριφορά της αγοράς. Ο βασικός τρόπος υπολογισμού των βήτα είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων, αλλά έχουν προταθεί και άλλα μοντέλα για τον υπολογισμό αυτό.

Η μέθοδος υπολογισμού των επιστροφών των βήτα με τα ελάχιστα τετράγωνα που χρησιμοποιείται στην αγορά περιγράφεται από την παρακάτω εξίσωση σύμφωνα με τους Διακογιάννη και Μακρή:

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{mt} + \tilde{e}_{it}, \quad (46)$$

Όπου

R_{it}: η απόδοση της μετοχής *i* κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου (t-1,t),

a_i : το συστατικό της απόδοσης της μετοχής *i* που δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη *m*. Όταν η απόδοση του Γενικού Δείκτη *m* είναι ίση με το μηδέν, τότε η απόδοση της μετοχής *i* είναι ίση με **a_i**.

b_i : ο συντελεστής βήτα της μετοχής *i* ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος της μετοχής *i*, ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής *i* στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη.



eit : το σφάλμα που μας δείχνει ότι η σχέση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου και των αποδόσεων του δείκτη της αγοράς δεν είναι τέλεια

Rmt : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς m κατά τη διάρκεια της χρονικής περιόδου $(t-1, t)$,

Επιπλέον είναι αναγκαίο να κάνουμε τις εξής υποθέσεις:

- Ακολουθεί κανονική κατανομή
- Έχει μηδενικό μέσο $E(eit) = 0$,
- Το $Cov(Rmt, eit) = 0$
- Το $Cov(eit, eit-1) = 0$

Οι προαναφερθείσες υποθέσεις όπως έχουμε αναφέρει και πιο πάνω είναι σημαντικό και αναγκαίο να ικανοποιούνται. Αυτό γιατί σύμφωνα με την βιβλιογραφία, με αυτόν τον τρόπο οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων να είναι αμερόληπτοι και δεν επηρεάζουν αρνητικά την αξιοπιστία των τιμών του συντελεστή βήτα.

Ακολούθως δίνονται αναλυτικά τα περιγραφικά στατιστικά για κάθε χαρτοφυλάκιο για κάθε χώρα και για κάθε χρονικό διάστημα τα των παλινδρομίσεων του CAPM. Χωρίζοντας κάθε σύνολο δεδομένων σε εταιρείες υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης, εκτιμούνται ξεχωριστές παλινδρομήσεις του μοντελου CAPM για κάθε μια από τις εταιρείες αυτές, δηλαδή ένα σύνολο 30 παλινδρομήσεων χρονολογικών σειρών (time series) με τη μεθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS). Για κάθε χαρτοφυλάκιο συλλεγουμε τα περιγραφικά στατιστικά των παλινδρομήσεων αυτων και πιο συγκεκριμενα τα στοιχεία για το συντελεστή beta (μεσο, διαμεσο,ευρος, ασυμμετρια και κυρτωση) καθώς και το συντελεστη προσδιορισμου R^2 . Τέλος, υπολογίζουμε το στατιστικο t για τον έλεγχο σημαντικότητας του συντελεστη beta. Τα στοιχεία αυτά παρατίθενται στους πίνακες 7-12 που ακολουθούν

Πιο συγκεκριμένα αρχικά μελετώντας τα αποτελέσματα της δεκαετίας για την Ελλάδα παρατηρούμε αρχικά πως το μεσο και διάμεσο μεγεθος του συντελεστη αυξανει καθώς τα δεδομενα συλλεγονται σε μεγαλυτερο χρονικο διαστημα, από ημερήσια σε μηνιαία. Ο συντελεστής T είναι κοντα στο 3 και για τα δύο χαρτοφυλακια υποδεικνύοντας στατιστική σημαντικότητα για τις εκτιμήσεις.

Σε καμια περίπτωση δε φαινεται να ξεπερνα το 1 εκτος από ακραίες τιμές των δεδομένων του χαρτοφυλακίου υψηλής κεφαλαιοποίησης σε μηνιαια δεδομενα. Ο συντελεστης



προσδιορισμού δεν κυμαίνεται σε υψηλά επίπεδα και προσεγγίζει το 10%. Η σύγκριση μεταξύ Πίνακα 7 και Πίνακα 8 που δίνονται ακολούθως, μας οδηγεί στο συμπέρασμα πως ο συντελεστής βήτα είναι, κατά μέσο όρο, υψηλότερος στις μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης ανεξαρτήτως από το χρονικό διάστημα συλλογής των δεδομένων.

Για την Ιρλανδία στην συνέχεια, και πάλι μελετώντας το διάστημα της δεκαετίας 2003-2013 οδηγούμαστε σε παρόμοια συμπεράσματα με μια μικρή διαφορά στην ασυμμετρία των δεδομένων ειδικά στις εβδομαδιαίες τιμές. Η διαφορά στο μέσο και το διαμέσο του beta είναι πολύ πιο έντονη στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης αν κοιτάξει κανείς τα μηνιαία δεδομένα εν συγκρίσει με τις άλλες δύο εκτιμήσεις. Και στις δύο χώρες, το ευρώ των εκτιμημένων beta μεγαλώνει αισθητά καθώς κινουμαστε από ημερησία σε μηνιαία δεδομένα. Τα πιο πάνω συμπεράσματα θα τα δούμε ακολούθως στους πίνακες ακολούθως.

Τέλος, μελετώντας την Ισπανία παρατηρούμε ότι παρουσιάζει μια διαφοροποιημένη εικόνα σε σχέση με τις άλλες δύο χώρες που εξετάζουμε. Αρχικά, οι συντελεστές beta έχουν μεγαλύτερες τιμές σε όλα τα επίπεδα και υπάρχουν αρκετές παλινδρομήσεις όπου ξεπερνούν τη μονάδα κυρίως στα μηνιαία δεδομένα. Ακόμη, η προσαρμογή των υποδειγμάτων είναι αισθητά καλύτερη με το συντελεστή R^2 να ξεπερνά το 20% στη πλειοψηφία των εκτιμήσεων. Οι πολύ υψηλές τιμές του στατιστικού t υπογραμμίζουν τη σημαντικότητα του μοντέλου ανεξαρτήτως χρονικής περιόδου και χαρτοφυλάκιου. Κοιτώντας τις μέγιστες και ελάχιστες τιμές, διαπιστώνει κανείς πως το ευρώ των εκτιμήσεων beta αυξάνει με τη χρονική περίοδο για την Ισπανία όπως και στις δύο άλλες περιπτώσεις. Τα πιο πάνω συμπεράσματα θα τα δούμε ακολούθως στους πίνακες 12 και 14.



Έλεγχος Ομοσκεδαστικότητας

Αρχικά ο οικονομετρικός περιορισμός με τον οποίο να ξεκινήσουμε και που θα εξετάσουμε είναι η ομοσκεδαστικότητα (ομοιογένεια των διασπορών). Για την καλύτερη εξειδίκευση του υποδείγματος, μελετούμε τη συμπεριφορά των καταλοίπων. Αρχικά ενδιαφερόμαστε για τη διακύμανση και πιο συγκεκριμένα αν πληρείται η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Για το λόγο αυτό διενεργούμε ξεχωριστά για κάθε παλινδρόμηση χρονολογικών σειρών τον έλεγχο Breusch-Pagan (BP). Ο έλεγχος βασίζεται στη βοηθητική παλινδρόμηση των τετραγώνων των καταλοίπων πάνω στην ανεξάρτητη μεταβλητή. Το στατιστικό BP ακολουθεί τη χ^2 κατανομή με 1 βαθμο ελευθερίας. Η μηδενική υπόθεση είναι πως τα σφάλματα παρουσιάζουν σταθερή διακύμανση, δηλαδή υπάρχει ομοσκεδαστικότητα. Τιμές του στατιστικού πάνω από την κριτική τιμή οδηγούν στην απόρριψη της H_0 άρα συμπεραίνουμε πως υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας. Αυτό φαίνεται εξ άλλου και από τις τιμές r -value .

Η ομοσκεδαστικότητα των καταλοίπων φαίνεται κάνοντας τον έλεγχο:

$H_0 : S_{12} = S_{22}$, οι διασπορές είναι ίσες

$H_1 : S_{12} \neq S_{22}$, οι διασπορές δεν είναι ίσες

Αν στα αποτελέσματα μας έχουμε ένα επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και γίνεται δεκτό ότι οι διασπορές των σφαλμάτων είναι ίσες.

Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας

Εφόσον η ομοσκεδαστικότητα δεν αποδειχθεί με τον προηγούμενο έλεγχο τότε μας εμφανίζεται ετεροσκεδαστικότητα. Για αυτόν τον λόγο καλούμαστε να μελετήσουμε και να πραγματοποιήσαμε έλεγχο ετεροσκεδαστικότητας και την να την διορθώσουμε εφόσον υπάρχει έτις ώστε να πάρουμε πιο ακριβείς εκτιμήσεις για τα standard error και t-statistic που εμφανίζονται στις παλινδρομήσεις μας.

Ακολουθως δίνονται τα περιγραφικά στοιχεία των ελεγχων για ετεροσκεδαστικοτητα που εντοπίσαμε στην εργασία μας.

High Capitalization			
	daily	weekly	monthly
Greece	12.28673267	6.197965145	4.456415653
	0.167248607	0.259641349	0.194267124
Ireland	13.46914959	10.19336224	17.69613266
	0.181271598	0.199834779	0.190235332
Spain	126.2818222	35.41011047	6.55284977
	0.060248863	0.109825909	0.161061764

Πίνακας 7: Περιγραφικά στοιχεία των ελεγχων για ετεροσκεδαστικοτητα υψηλής κεφαλαιοποίησης

Low Capitalization			
	daily	weekly	monthly
Greece	16.874506	10.36575413	6.854783535
	0.167200163	0.20422256	0.262358159
Ireland	38.66403198	14.60663795	14.57408237
	0.106224731	0.245893091	0.081450045
Spain	93.58837891	103.326149	16.96528053
	0.056836832	0.070153706	0.113609478

Πίνακας 8: Περιγραφικά στοιχεία των ελεγχων για ετεροσκεδαστικοτητα χαμηλής κεφαλαιοποίησης

Το αρχικό νομερο είναι το Στατιστικό ελεγχου σε καθε περιπτωση και απο κατω του το αντιστοιχο p-value για κάθε χώρα και δια κάθε χρονικό διάστημα δηλαδή σε ημερίσια, εβδομαδιαία, και μηνιαία βάση. Στην πλειοψηφια των περιπτωσεων, κατα μεσο όρο, δε φαινεται να αντιμετωπιζουμε προβλημα ετεροσκεδαστικοτητας. Στα ημερησια δεδομενα είναι λιγο πιο πιθανη η ύπαρξη του προβλήματος όπως φαίνεται απο τα p-values.



Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης

Ένας έλεγχος που επίσης είναι σημαντικό να υλοποιηθεί μαζί με τους προ αναφερθέντες ελέγχους είναι ο έλεγχος για την περίπτωση που υπάρχει αυτοσυσχέτιση. Το κριτήριο με το οποίο πραγματοποιείτε ο συγκεκριμένος έλεγχος είναι το Durbin-Watson. Συγκεκριμένα με το παρόν κριτήριο όταν η στατιστική Durbin-Watson παρουσιάζει πιο μικρή τιμή συγκριτικά με τις dL και dU τιμές η υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση απορρίπτεται. Έτσι σε αυτή την περίπτωση θεωρούμε ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού. Αν έχουμε ως αποτέλεσμα το $R^2 > DW$ τότε η παλινδρόμηση είναι κίβδηλη. Οπότε με το κριτήριο Durbin-Watson δε μπορούμε να καταλήξουμε σε ασφαλή συμπεράσματα. Έτσι στην περίπτωση αυτή γίνεται έλεγχος με το κριτήριο των Breusch-Godfrey.

Ένα ακόμα στοιχείο που πρέπει να ελεγχθεί είναι η ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ των σφαλμάτων, πιο γνωστή ως αυτοσυσχέτιση. Ειδικότερα, επειδή τα δεδομένα μας είναι χρονολογικά, είναι πιθανή η εμφάνιση αυτού του φαινομένου. Οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων παραμένουν αμερόληπτοι και συνεπείς στην περίπτωση που υφίσταται αυτοσυσχέτιση, δεν είναι όμως αποτελεσματικοί. Επίσης, παύουν να ισχύουν τα συμπεράσματα των ελέγχων υποθέσεων καθώς και αυτά των διαστημάτων εμπιστοσύνης. Έτσι λοιπόν, υπάρχει επιπλέον ένας τρόπος τον οποίο και θα υλοποιήσουμε αυτός μέσω του ελέγχου με το κριτήριο Lagrange-Multiplier, με Breusch-Godfrey Serial correlation LM test. Συγκεκριμένα εξετάζουμε την πιθανότητα δίπλα από τη στατιστική $TR^2(Obs * R-squared)$ εφόσον είναι πιο μικρή από 0.5 η υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση πρώτου βαθμού, απορρίπτεται. Για τους σκοπούς της εμπειρικής μελέτης επιλέξαμε τον έλεγχο για ύπαρξη αυτοσυσχέτισης με το κριτήριο Lagrange-Multiplier, με Breusch-Godfrey Serial correlation LM test. Ο έλεγχος Breusch-Godfrey (BG) βασίζεται στη βοηθητική παλινδρόμηση των καταλοίπων της παλινδρόμησης πάνω στις ανεξάρτητες μεταβλητές αλλά και στις υστερήσεις των καταλοίπων. Η μηδενική υπόθεση είναι ότι οι υστερήσεις των καταλοίπων είναι από κοινού μη σημαντικές, κάτι που δηλώνει ανεξαρτησία των καταλοίπων. Η απόρριψή της οδηγεί στο συμπέρασμα της αυτοσυσχέτισης. Λόγω της διαφορετικής φύσης των χρονολογικών σειρών, επιλέγουμε διαφορετικό αριθμό υστερήσεων. Έχοντας στο μυαλό την συχνότητα τριμηνιαίας ανάλυσης οικονομικών και χρηματοοικονομικών δεδομένων επιλέγουμε τρεις υστερήσεις στα μηνιαία δεδομένα, δώδεκα στα εβδομαδιαία και ενενήντα στα ημερήσια δεδομένα.

Τα αποτελέσματα του ελέγχου είναι τα ακόλουθα:



High Capitalization	Daily	weekly	monthly
Greece	0.01	0.02	0.18
Spain	0.07	0.19	0.32
Ireland	0.06	0.23	0.23

Low Capitalization	daily	weekly	monthly
Greece	0.01	0.03	0.08
Spain	0.11	0.32	0.29
Ireland	0.07	0.14	0.22

Αποτελέσματα δεκατίας (2003-2013)

Στην παρούσα ενότητα θα δούμε τα αποτελέσματα σε μορφή πινάκων για κάθε χαρτοφυλάκιο για κάθε χώρα και για κάθε χρονικό διάστημα τα περιγραφικά στατιστικά των παλινδρομήσεων του CAPM. Χωρίζοντας κάθε σύνολο δεδομένων σε εταιρείες υψηλής και χαμηλής κεφαλαιοποίησης, εκτιμώνται ξεχωριστές παλινδρομήσεις του μοντέλου CAPM για κάθε μια από τις εταιρείες αυτές, δηλαδή ένα σύνολο 30 παλινδρομήσεων χρονολογικών σειρών (time series) με τη μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων (OLS). Για κάθε χαρτοφυλάκιο συλλεγουμε τα περιγραφικά στατιστικά των παλινδρομήσεων αυτών και πιο συγκεκριμένα τα στοιχεία για το συντελεστή beta (μεσο, διαμεσο, ευρος, ασυμμετρία και κυρτωση) καθώς και το συντελεστή προσδιορισμού R^2 . Τέλος, υπολογίζουμε το στατιστικό t για τον έλεγχο σημαντικότητας του συντελεστή beta. Τα στοιχεία αυτά παρατίθενται στους πίνακες 9-14 που ακολουθούν.

Ελλάδα

High-cap Portfolio										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.342961031	0.319404006	0.167613511	0.16136393	0.962327838	2.012807082	7.632545923	0.058847715	0.017359221	6.886087306
weekly	0.406460166	0.365088001	0.168085808	0.198078722	0.99644804	1.544689986	6.233991245	0.081082672	0.045646969	5.355873183
monthly	0.495471868	0.467090264	0.221972374	0.201597184	1.025702119	0.630826683	2.601664422	0.135570646	0.091530749	3.762651602

Πίνακας 9: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Low-cap Portfolio										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.224835739	0.217925675	0.199480349	-0.485091358	0.574091017	-1.322997841	6.669519783	0.102876665	0.005844388	3.55199439
weekly	0.271371627	0.275785059	0.226044619	-0.455575347	0.626519501	-0.938613589	4.860289815	0.123509326	0.017723626	2.858602455
monthly	0.375436099	0.387134761	0.308713604	-0.480101675	0.879421949	-0.55426863	3.271226877	0.18958039	0.048283141	2.345150474

Πίνακας 10: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Για την Ελλάδα παρατηρούμε αρχικά πως το μέσο και διάμεσο μέγεθος του συντελεστή αυξάνει καθώς τα δεδομένα συλλέγονται σε μεγαλύτερο χρονικό διάστημα, από ημερήσια σε μηνιαία. Ο συντελεστής T είναι κοντά στο 3 και για τα δύο χαρτοφυλάκια υποδεικνύοντας στατιστική σημαντικότητα για τις εκτιμήσεις. Σε καμία περίπτωση δε φαίνεται να ξεπερνά το 1 εκτός από ακραίες τιμές των δεδομένων του χαρτοφυλάκιου υψηλής κεφαλαιοποίησης σε μηνιαία δεδομένα. Ο συντελεστής προσδιορισμού δεν κυμαίνεται σε υψηλά επίπεδα και προσεγγίζει το 10%. Η σύγκριση μεταξύ Πίνακα 9 και Πίνακα 10 οδηγεί στο συμπέρασμα πως ο συντελεστής beta είναι, κατά μέσο όρο, υψηλότερος στις μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης ανεξαρτήτως από το χρονικό διάστημα συλλογής των δεδομένων.

Ιρλανδία

Οι Πίνακες 11 και 12 οδηγούν σε παρομοια συμπεράσματα για την περίπτωση της Ιρλανδίας με μια μικρή διαφορά στην ασυμμετρία των δεδομένων ειδικά στις εβδομαδιαίες τιμές. Η διαφορά στο μέσο και το διάμεσο του beta είναι πολύ πιο εντονή στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης αν κοιτάξει κανείς τα μηνιαία δεδομένα εν συγκρίσει με τις άλλες δύο εκτιμήσεις. Και στις δύο χώρες, το ευρος των εκτιμητών beta μεγαλώνει αισθητά καθώς κινουμαστε από ημερησια σε μηνιαία δεδομένα.

High-cap Portfolio										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.080985229	0.086176641	0.040566459	0.03807297	0.118706077	-0.231251153	1.5	0.030068339	0.011745338	2.86080464
weekly	0.296104935	0.229395352	0.401151784	-0.264954656	1.806724548	1.89217977	7.915357283	0.114465539	0.066683814	4.47320925
monthly	0.241732037	0.239623621	0.633752157	-1.725334167	1.542489052	-0.884635651	4.915847849	0.282462711	0.0605865	1.88726318

Πίνακας 11: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Low-cap Portfolio										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.072717517	0.030335018	0.124949864	-0.270421237	0.5623281	1.301952149	6.945634761	0.040438887	0.006126508	2.59548239
weekly	0.165690503	0.027247519	0.275336142	-0.157644376	0.950033665	1.355434446	3.778440293	0.056744085	0.035109875	2.89079076
monthly	0.509763504	0.467422202	0.535104639	-0.141066238	2.219496727	0.998877625	4.401862995	0.209080653	0.082671758	2.85446281

Πίνακας 12: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Ισπανία

Τελος, η Ισπανια παρουσιαζει μια αρκετα διαφοροποιημενη εικονα σε σχεση με τις άλλες δύο χωρες που εξεταζουμε. Αρχικα, οι συντελεστες beta εχουν μεγαλύτερες τιμες σε όλα τα επιπεδα και υπαρχουν αρκετες παλινδρομησεις οπου ξεπερνουν τη μοναδα κυριως στα μηνιαια δεδομενα. Ακομη, η προσαρμογη των υποδειγματων είναι αισθητα καλυτερη με το συντελεστη R^2 να ξεπερνα το 20% στη πλειοψηφια των εκτιμησεων. Οι πολύ υψηλες τιμες του στατιστικου t υπογραμμιζουν τη σημαντικότητα του μοντελου ανεξαρτήτως χρονικης περιόδου και χαρτοφυλάκιου. Κοιτωντας τις μεγιστες και ελαχιστες τιμες, διαπιστωνει κανεις πως το ευρος των εκτιμησεων beta αυξανει με τη χρονικη περίοδο για την Ισπανια όπως και στις δύο άλλες περιπτωσεις.

High-cap Portfolio										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.560334	0.477748	0.291407	0.082645	1.29154	0.727674	2.781805	0.044835	0.167125	22.84014
weekly	0.62247	0.571044	0.307134	0.110264	1.364167	0.555564	2.737057	0.075716	0.217895	12.27755
monthly	0.871291	0.886929	0.521758	-0.85674	1.683857	-1.0202	5.252051	0.270207	0.23055	5.097382

Πίνακας 13:Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλοποίησης για την δεκαετία 2003-2013



Low-cap Portfolio										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.610782	0.674898	0.353342	-0.44008	1.179279	-0.85788	4.035925	0.126294	0.165414	18.13546
weekly	0.669371	0.713211	0.474806	-0.65715	1.54232	-0.53221	3.751159	0.163579	0.218471	10.14544
monthly	0.744862	0.716399	0.71873	-2.3132	1.750504	-2.43551	12.08398	0.287146	0.167823	4.557168

Πίνακας 14: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

T-test διαφορας μεσων

Ακολούθως δίνονται οι πίνακες για τα T-test διαφορας μεσων αναμεσα στα διαστηματα για καθε χωρα ανα χαρτοφυλάκιο. Η μηδενική υπόθεση δηλώνει πως η μεση τιμη στον πληθυσμο είναι ιση μεταξύτων δύο ομάδων (αναλογα με το χρονο συλλογης δεδομενων ανα ζευγη) εναντι της εναλλακτικής πως πιο αραια συλλογη οδηγει σε μεγαλυτερη μεση τιμη. Οι πληθυσμιακες διακυμανσεις εχουν υποτεθει ισες.

T-test Ισοτητας Μεσων beta Ελλάδα

High Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	-1.465	<i>(t statistic)</i> -8.510
	<i>(p value)</i>	0.074	<i>(p value)</i> 0.000
Weekly			<i>(t statistic)</i> 7.595
			<i>(p value)</i> 0.000

Πίνακας 15: T-test Ελλάδας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Low Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	-0.845	<i>(t statistic)</i> -2.244
	<i>(p value)</i>	0.201	<i>(p value)</i> 0.014
Weekly			<i>(t statistic)</i> 1.490
			<i>(p value)</i> 0.071

Πίνακας 16: T-test Ελλάδας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Στην περίπτωση της Ελλάδας η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο 10% σε όλες τις περιπτώσεις πλην της σύγκρισης ημερήσιων και εβδομαδιαίων δεδομένων όπως φαίνεται στους Πίνακες 15 και 16.



T-test Ισοτητας Μεσων beta Ισπανία

Στην Ισπανία αντιθετα, υπάρχουν ισχυρες ενδειξεις για διαφορα στις μεσες τιμες στα χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης αλλα όχι σε αυτό της χαμηλής.

High Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	-0.804	<i>(t statistic)</i> -2.850
	<i>(p value)</i>	0.212	<i>(p value)</i> 0.003
Weekly			<i>(t statistic)</i> 2.251
			<i>(p value)</i> 0.014

Πίνακας 17: T-test Ισπανίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Low Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	-0.542	<i>(t statistic)</i> -0.917
	<i>(p value)</i>	0.295	<i>(p value)</i> 0.181
Weekly			<i>(t statistic)</i> 0.480
			<i>(p value)</i> 0.317

Πίνακας 18: T-test Ισπανίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013



T-test Ισοτητας Μεσων beta Ιρλανδία

High Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	(<i>t</i> <i>statistic</i>)	-2.011	(<i>t statistic</i>) -0.931
	(<i>p value</i>)	0.024	(<i>p value</i>) 0.178
Weekly			(<i>t statistic</i>) 1.054
			(<i>p value</i>) 0.148

Πίνακας 19: T-test Ιρλανδίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Low Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	(<i>t</i> <i>statistic</i>)	1.054	(<i>t statistic</i>) -2.364
	(<i>p value</i>)	0.148	(<i>p value</i>) 0.011
Weekly			(<i>t statistic</i>) 3.132
			(<i>p value</i>) 0.001

Πίνακας 20: T-test Ιρλανδίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για την δεκαετία 2003-2013

Τέλος, οι Πίνακες 19 και 20 απικονίζουν την κατάσταση στην Ιρλανδία κατά την δεκαετία 2003-2013.

Μελέτη της οικονομικής κρίσης

Ελλάδα προ κρίσης (2003-2008)

Low-cap Portfolio pre-Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.461486801	0.438687518	0.230206562	0.032221396	0.993837178	0.245939299	2.831909407	0.137621139	0.01781444	4.833865318
weekly	0.672404471	0.690780491	0.380962724	-0.102848835	1.684851646	0.346442809	3.374454849	0.188399163	0.069794473	3.98543268
monthly	0.644786002	0.672892332	0.27865053	-0.002467127	1.25027287	-0.111616043	2.748948399	0.246990439	0.0991061	2.922222355

Πίνακας 21: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)

High-cap Portfolio pre-Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean R-squared	Mean t-statistic
daily	0.53619457	0.568530202	0.217037769	0.209072188	1.174790502	0.912245636	4.35847509	0.093120268	0.03561496	7.337711394
weekly	0.714891843	0.66981411	0.282815538	0.215218708	1.466086388	0.653590665	3.534574474	0.130875209	0.120950119	5.694273631
monthly	0.656318658	0.57248944	0.261606964	0.211267635	1.031095028	0.008855061	1.493916851	0.1824888	0.149445277	3.792608356

Πίνακας 22: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)

Ελλάδα μετά κρίσης (2008-2013)

Low-cap Portfolio post-Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.624014177	0.683926284	0.370297631	-0.44008437	1.338571548	-0.655422893	3.829000816	0.139624563	0.173143303	14.25388005
weekly	0.662174418	0.716345042	0.47571499	-0.65714669	1.56752193	-0.488703845	3.732503355	0.172264019	0.222497556	8.651607961
monthly	0.821661801	0.778864026	0.76892587	-2.31320238	1.972352624	-2.073226189	10.32640939	0.376967386	0.180778096	3.307363172

Πίνακας 23: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)

High-cap Portfolio post -Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.605332	0.540906	0.322909	0.083918	1.398099	0.742562	3.102732	0.086776	0.226829	10.26923
weekly	0.605332	0.540906	0.322909	0.083918	1.398099	0.742562	3.102732	0.086776	0.226829	10.26923
monthly	0.869028	0.867108	0.535865	-0.85674	1.683857	-0.93893	4.84437	0.325793	0.242504	3.681989

Πίνακας 24: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)

Ιρλανδία προ κρίσης (2003-2008)

Low-cap Portfolio pre-Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.266058945	0.205709711	0.338637261	-0.01822557	1.606267333	2.285178213	9.531810463	0.071275395	0.025766597	4.385078282
weekly	0.167742155	0.054939926	0.276508993	-0.25377613	0.844769776	1.026608923	3.245876511	0.104243119	0.049412298	1.931560015
monthly	0.576548049	0.433732182	0.666617039	-0.27496284	2.223677397	0.846600174	3.201955175	0.325670469	0.108142697	2.441978856

Πίνακας 25: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)

High-cap Portfolio pre-Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.124887962	0.067643039	0.276135338	-0.72338313	0.874039233	-0.08472403	6.246102187	0.093793526	0.018707472	3.108977665
weekly	0.218276221	0.217908949	0.546936848	-1.67167819	1.415201187	-1.23629274	7.79453759	0.260029604	0.092110757	3.756769575
monthly	0.326401944	0.360004127	0.877002372	-2.75399613	2.03721714	-1.36848853	7.180994264	0.308930343	0.093715698	1.838116746

Πίνακας 26: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)

Ιρλανδία μετά κρίσης (2008-2013)

Low-cap Portfolio post -Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.21377	0.014516	0.282391	-0.17017	0.826397	0.730548	2.175668	0.0527	0.046905	6.717396
weekly	0.154829	0	0.287244	-0.14066	1.025928	1.428171	4.092454	0.056426	0.062381	3.802979
monthly	0.408823	0.32346	0.540014	0	2.474899	2.00299	8.131911	0.244585	0.093469	2.253837

Πίνακας 27: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)

High-cap Portfolio post -Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.135003	0	0.296775	-0.05481	1.133549	2.543568	8.537103	0.052617	0.050431	5.670733
weekly	0.304594	0.232601	0.440861	-0.13646	2.155038	2.630849	11.45539	0.108587	0.076032	4.225576
monthly	0.038033	0	0.584257	-1.76285	1.894269	0.075321	7.617191	0.241796	0.10655	1.223

Πίνακας 28: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)

Ισπανία προ κρίσης (2003-2008)

Low-cap Portfolio pre-Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.645273964	0.731202334	0.300931978	0.167398676	1.072243571	-0.289543229	1.943598012	0.034280779	0.190561749	20.34056404
weekly	0.788997627	0.75699684	0.404921661	0.131173089	1.48754704	0.023382835	2.172173356	0.091029228	0.24464039	9.109229758
monthly	0.785239095	0.878031552	0.446299454	0.0960785	1.759031653	0.341759944	2.189177647	0.250235865	0.177552805	4.028822895

Πίνακας 29: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)

High-cap Portfolio pre-Crisis										
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic
daily	0.6352444	0.624826938	0.302902818	0.119973898	1.274798989	0.229856037	2.459795536	0.053920674	0.213851579	22.21687763
weekly	0.760315466	0.743014723	0.297845738	0.189317659	1.37365222	0.355842791	2.818161142	0.102123306	0.241618341	9.42741989
monthly	0.891955447	0.895308435	0.443186984	0.174752057	1.716169953	0.093934402	2.010504459	0.219206184	0.228738327	4.801043538

Πίνακας 30: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης προ κρίσης (2003-2008)

Ισπανία μετά κρίσης (2008-2013)

Low-cap Portfolio post -Crisis											
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic	
daily	0.624014	0.683926	0.370298	-0.44008	1.338572	-0.65542	3.829001	0.139625	0.173143	14.25388	
weekly	0.662174	0.716345	0.475715	-0.65715	1.567522	-0.4887	3.732503	0.172264	0.222498	8.651608	
monthly	0.821662	0.778864	0.768926	-2.3132	1.972353	-2.07323	10.32641	0.376967	0.180778	3.307363	

Πίνακας 31: Χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)

High-cap Portfolio post -Crisis											
	Mean beta	Median beta	Standard Deviation of beta estimates	Minimum beta	Maximum beta	Skewness coefficient of beta	Kurtosis coefficient of beta	Mean Standard Error of beta	Mean squared R-	Mean t-statistic	
daily	0.605332	0.540906	0.322909	0.083918	1.398099	0.742562	3.102732	0.086776	0.226829	10.26923	
weekly	0.605332	0.540906	0.322909	0.083918	1.398099	0.742562	3.102732	0.086776	0.226829	10.26923	
monthly	0.869028	0.867108	0.535865	-0.85674	1.683857	-0.93893	4.84437	0.325793	0.242504	3.681989	

Πίνακας 32: Χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης μετά κρίσης (2008-2013)

T-test διαφορας μεσων προ κρίσης 2003-2008

Ακολουθως δίνονται οι πίνακες για τα T-test διαφορας μεσων αναμεσα στα διαστηματα για καθε χωρα ανα χαρτοφυλάκιο για την χορνική διάρκεια προ κρίσης. Η μηδενική υπόθεση δηλώνει πως η μεση τιμη στον πληθυσμο είναι ιση μεταξύτων δύο ομάδων (αναλογα με το χρονο συλλογης δεδομενων ανα ζευγη) εναντι της εναλλακτικής πως πιο αραια συλλογη οδηγει σε μεγαλυτερη μεση τιμη. Οι πληθυσμιακες διακυμανσεις εχουν υποτεθει ισες.

T-test Ισοτητας Μεσων beta Ελλάδα προ κρίσης 2003-2008

High Cap pre - Crisis			
		Weekly	Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	-2.59538	<i>(t statistic)</i> -2.77767
	<i>(p value)</i>	0.005974	<i>(p value)</i> 0.003682
Weekly			<i>(t statistic)</i> -0.3205
			<i>(p value)</i> 0.374872

Πίνακας 33: T-test Ελλάδας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την το διάστημα προ κρίσης 2003-2008

Low Cap pre - Crisis			
		Weekly	Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	-2.74551	<i>(t statistic)</i> -1.93561
	<i>(p value)</i>	0.004016	<i>(p value)</i> 0.028898
Weekly			<i>(t statistic)</i> -0.83274
			<i>(p value)</i> 0.204204

Πίνακας 34: T-test Ελλάδας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008

T-test Ισοτητας Μεσων beta Ελλάδα μετά κρίσης 2008-2013

High Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	(t statistic)	-1.40439	(t statistic) -1.01642
	(p value)	0.082767	(p value) 0.156825
Weekly			(t statistic) 0.007606
			(p value) 0.503021

Πίνακας 35: T-test Ελλάδας υψηλής κεφαλαιοποίησης για την το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013

Low Cap			
		Weekly	Monthly
Daily	(t statistic)	-2.19416	(t statistic) -2.58147
	(p value)	0.016122	(p value) 0.006194
Weekly			(t statistic) 0.790542
			(p value) 0.216216

Πίνακας 36: T-test Ελλάδας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013

Για την Ελλάδα παρατηρούμε ότι στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης, τα p value του μόνοπλευρου ελεγχου δείχνουν πως οι εκτιμήσεις των συντελεστων βήτα είναι συστηματικά διαφορετικές μεταξύ μηνιαίου και ημερήσιου διαστήματος μόνο στην περίοδο προ κρίσης.

Οι μηνιαίες εκτιμήσεις είναι πιο μεγάλες και μετά την κρίση όμως το αποτέλεσμα δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Η διαφορά μεταξύ ημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμησεων παραμένει σημαντική ανεξαρτήτως χρονικού δείγματος.

Το intervalling bias παραμένει στη σύγκριση ημερήσιων-εβδομαδιαίων και ημερήσιων-μηνιαίων εκτιμησεων και έτσι στις εταιρείες χαμηλής κεφαλαιοποίησης, ο διαχωρισμός του δείγματος δε δείχνει να παίζει ρολο.



T-test Ισοτητας Μεσων beta Ισπανία προ κρίσης 2003-2008

Στην Ισπανία αντιθετα, υπάρχουν ισχυρες ενδειξεις για διαφορα στις μεσες τιμες στα χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης αλλα όχι σε αυτό της χαμηλής.

High Cap pre - Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily			-	
	<i>(t statistic)</i>	1.13953	<i>(t statistic)</i>	-1.10192
	<i>(p value)</i>	0.13175	<i>(p value)</i>	0.138626
Weekly			<i>(t statistic)</i>	-0.02725
			<i>(p value)</i>	0.510799

Πίνακας 37: T-test Ισπανίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008

Low Cap pre - Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	-1.38094	<i>(t statistic)</i>	-2.24303
	<i>(p value)</i>	0.087301	<i>(p value)</i>	0.015114
Weekly			<i>(t statistic)</i>	1.156326
			<i>(p value)</i>	0.127042

Πίνακας 38: T-test Ισπανίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008

T-test Ισοτητας Μεσων beta Ισπανία μετά κρίσης 2008-2013

Στην Ισπανία αντιθετα, υπάρχουν ισχυρες ενδειξεις για διαφορα στις μεσες τιμες στα χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης αλλα όχι σε αυτό της χαμηλής.

High Cap post - Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily	(t statistic)	-0.34671	(t statistic)	-1.26846
	(p value)	0.365033	(p value)	0.104851
Weekly			(t statistic)	0.966116
			(p value)	0.168999

Πίνακας 39: T-test Ισπανίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013

Low Cap post- Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily	(t statistic)	-0.66987	(t statistic)	-2.82086
	(p value)	0.252799	(p value)	0.003273
Weekly			(t statistic)	2.308565
			(p value)	0.012276

Πίνακας 40: T-test Ισπανίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013

Αποτελέσματα εμφανίζονται στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης, όπου συστηματικές διαφορες μεταξύ ημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμήσεων εμφανίζονται μόνο πριν το 2009.

Η σημαντική διαφορά ημερήσιων και μηνιαίων παραμένει ανεξαρτήτως χρονικής περιόδου, κάτι που ενδυναμώνει την υπόθεση της ύπαρξης intervalling bias. Η διαφορά ανάμεσα σε εβδομαδιαίες και μηνιαίες εκτιμήσεις beta παρουσιάζει στατιστική σημαντικότητα μόνο στην περίοδο μετά την κρίση.

T-test Ισοτητας Μεσων beta Ιρλανδία προ κρίσης 2003-2008

High Cap pre - Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily	(<i>t statistic</i>)	1.211043	(<i>t statistic</i>)	-2.23624
	(<i>p value</i>)	0.115483	(<i>p value</i>)	0.014669
Weekly			(<i>t statistic</i>)	3.050464
			(<i>p value</i>)	0.001744

Πίνακας 41: T-test Ιρλανδίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008

Low Cap pre - Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily	(<i>t statistic</i>)	-0.78272	(<i>t statistic</i>)	-1.13883
	(<i>p value</i>)	0.218778	(<i>p value</i>)	0.129996
Weekly			(<i>t statistic</i>)	0.520396
			(<i>p value</i>)	0.302566

Πίνακας 42: T-test Ιρλανδίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα προ κρίσης 2003-2008

T-test Ισοτητας Μεσων beta Ιρλανδία μετά κρίσης 2008-2013

High Cap post - Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily	<i>(t statistic)</i>	0.801456	<i>(t statistic)</i>	-1.75314
	<i>(p value)</i>	0.213069	<i>(p value)</i>	0.042431
Weekly			<i>(t statistic)</i>	2.274449
			<i>(p value)</i>	0.013327

Πίνακας 43: T-test Ιρλανδίας υψηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013

Low Cap post - Crisis				
		Weekly		Monthly
Daily		-		
	<i>(t statistic)</i>	1.74786	<i>(t statistic)</i>	0.810493
	<i>(p value)</i>	0.04289	<i>(p value)</i>	0.789515
Weekly			<i>(t statistic)</i>	-1.99476
			<i>(p value)</i>	0.025388

Πίνακας 44: T-test Ιρλανδίας χαμηλής κεφαλαιοποίησης για το διάστημα μετά κρίσης 2008-2013

Στην Ιρλανδία, το intervalling bias είναι εμφανές και σημαντικό στις εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης σε όλα τα διαστήματα προ και μετά κρίσης με μοναδικά εξαίρεση τη σύγκριση ημερήσιων-εβδομαδιαίων εκτιμήσεων μετά την κρίση.

Η χαμηλή κεφαλαιοποίηση, μόνο το διάστημα πριν την κρίση υποστηρίζει την ύπαρξη εκτιμήσεων είναι στατιστικά σημαντική και μετά την κρίση. Πίνακες 41- 44.

Κεφάλαιο 5ο

Συμπεράσματα

Στη παρούσα διπλωματική εργασία ως βασικό σκοπό είχαμε την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου δηλαδή του συντελεστή β σε ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές. Αναφερόμενοι σε ρηχές αγορές ουσιαστικά, όπως έχει ήδη αναφερθεί και σε προηγούμενα κεφάλαια, μιλάμε για συγκεκριμένες αγορές οι οποίες εμφανίζουν χαμηλό αριθμό αγοροπωλησιών και συνδιαλεγόμενων ατόμων κατα συνέπεια.

Επομένως προκειται κατα κύριο λόγο για αγορές που χαρακτηρίζονται από χαμηλή ρευστότητα με έντονες διακυμάνσεις στις τιμές των αγαθών. Καταλήξαμε λοιπόν στο συμπέρασμα ότι η εκτίμηση του συντελεστή βήτα αναφορικά για την αποτίμηση χρεογράφων δεν είναι δυνατό να παρουσιάσει καθοδική πορεία ή ακόμα και να εξαληφθεί πλήρως μέσω της διαδικασίας της διαφοροποίησης (diversification). Ουσιαστικός, λοιπόν, σκοπός της μελέτης μας είναι να παρουσιαστεί ότι μέσα απο την εσφαλμένη εκτίμηση του συντελεστή βήτα σε μετοχές και χρεόγραφα είναι ένας αρνητικός παράγοντας για την πορεία αυτών των μετοχών και χρεογράφων καθώς έχει ως αποτέλεσμα την μείωση της εμπορευσιμότητάς τους. Ένα παράδειγμα είναι ότι υπάρχουν εταιρίες με μηδενικές αποδόσεις κάτι το οποίο είναι δυνατό να οφείλεται στην χαμηλή εμπορευσιμότητάς τους.

Έτσι λοιπόν είναι σημαντικό να φανεί ότι τα χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από εταιρίες οι οποίες έχουν χαμηλή κεφαλαιοποίηση εμφανίζουν πιο μεγάλα ποσοστά μηδενικών αποδόσεων, συγκριτικά με τα χαρτοφυλάκια που απαρτίζονται από εταιρίες που εμφανίζουν υψηλή κεφαλαιοποίηση. Σημαντικό επίσης ήταν το γεγονός ότι εξετάσαμε την επίδραση των διαφορετικών περιόδων εκτίμησης των αποδόσεων στον υπολογισμό των συντελεστών βήτα. Συγκεκριμένα παρατηρήσαμε ότι όσο περισσότερες παρατηρήσεις έχουμε στο δείγμα μας, τόσο μικρότερο είναι και το τυπικό σφάλμα της εκτίμησης μας. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα να είναι τα αποτελέσματα πιο ακριβή.

Στα πλαίσια της παρούσας μελέτης, για το δείγμα χρησιμοποιήθηκαν μετοχές εταιριών από τρεις ρηχές Ευρωπαϊκές αγορές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο Αθηνών, της Ισπανίας και της Ιρλανδίας. Σημαντικό είναι να αναφερθεί πως τόσο η Ελλάδα, όσο και η Ισπανία και η Ιρλανδία είναι ρηχές αγορές με πιο ακραία περίπτωση αυτή της Ιρλανδίας. Για κάθε μια από τις τρεις χώρες ξεχωριστά δημιουργήσαμε δύο χαρτοφυλάκια μετοχών. Το κριτήριο διαχωρισμού των μετοχών των δύο χαρτοφυλακίων είναι το ύψος της κεφαλαιοποίησης των εταιριών για το δείγμα των πέντε ετών με έναρξη από 2004-2008 μέχρι 2012-2016.



Σηγκεκριμένα χωρλισαμε τις εταιρίες σε υψηλή και χαμηλή κεφαλαιοποίηση με βάση το μέσο όρο του 'Market capitalization' ανά εταιρία στις 31/12/2003 για κάθε χώρα και για κάθε χρονικό διάστημα. Στην συνέχεια οι συντελεστές βήτα εκτιμήθηκαν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, όμοια με την έρευνα των Διακογιάννης & Μακρή (2008), του Corhay Albert το 1992, Attila Odabasi (2003), του Puneet Handa (1993) και τέλος των Charles Wasley και Puneet Handa (1993).

Και στις τρεις ρηχές αγορές υπάρχουν σοβαρές ενδείξεις για την ύπαρξη intervalling bias όταν χρησιμοποιείται η μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων καθώς οι μεσες εκτιμήσεις για το συντελεστή 'beta' αλλάζουν καθώς αλλάζει το χρονικό διάστημα. Πιο συγκεκριμένα, όσο κινούμαστε από ημερήσια σε μηνιαία δεδομένα παρατηρούμε, κατά μέσο όρο, μεγαλύτερες τιμές του συντελεστή. Παρ'όλα αυτά, τα δεδομένα μας δεν υποστηρίζουν την ύπαρξη κάποιου μοτίβου σε σχέση με την κεφαλαιοποίηση καθώς αυτές οι αυξήσεις είναι πιο έντονες στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης στη Ιρλανδία, ενώ το αντίθετο συμβαίνει στην Ισπανία. Για την Ελλάδα, η σχέση παρουσιάζει ελάχιστες διαφορές. Επίσης, το εύρος και η ερμηνευτική ικανότητα των υποδειγμάτων αυξάνουν καθώς χρησιμοποιούμε μηνιαία αντι για ημερήσια δεδομένα όπως διαπίστωσαν οι Διακογιάννης & Μακρή (2008).

Στη σύγκριση των δύο χρονικών περιόδων για τις εταιρείες που είναι εισηγμένες στο ΧΑΑ, πρωτα παρατηρούμε πως οι μέσες και διάμεσες τιμές των beta είναι αισθητά μεγαλύτερες στην περίοδο μετά το 2009 σε όλα τα διαστήματα μέτρησης. Στην περίοδο προ κρίσης ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι οι εβδομαδιαίες εκτιμήσεις είναι μεγαλύτερες σε μέσο όρο από τις μηνιαίες, κάτι που αντιτίθεται στην υπόθεση ότι το μέγεθος αυξάνει με το διάστημα μελέτης. Στην περίοδο μετά την κρίση του 2009 και μέχρι το 2013, οι μηνιαίες μετρήσεις δίνουν σημαντικά μεγαλύτερες τιμές για το συντελεστή beta τόσο στη χαμηλή όσο και στην υψηλή κεφαλαιοποίηση. Παρόμοια συμπεράσματα εξάγονται και για τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 που αυξάνει με την αύξηση του διαστήματος συλλογής δεδομένων με εξαίρεση το δείγμα χαμηλής κεφαλαιοποίησης μετά την κρίση, όπου τα εβδομαδιαία δεδομένα παρουσιάζουν την καλύτερη προσαρμογή. Η στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή βήτα δείχνει ισχυρή με βάση τη μέση τιμή του t statistic τόσο πριν όσο και μετά την κρίση σε κάθε χαρτοφυλάκιο.

Τα δεδομένα για την Ισπανία δείχνουν πως η διάκριση σε χρονικές υπο-περιόδους δεν επηρεάζει σημαντικά την υπόθεση του intervalling bias. Σε όλες τις περιπτώσεις οι συντελεστές του υποδείγματος CAPM είναι αισθητά μεγαλύτεροι στα μηνιαία δεδομένα. Επίσης, παρουσιάζουν πολύ μεγαλύτερο εύρος και τυπική απόκλιση, κάτι που είχε παρατηρηθεί και στη μελέτη των δεδομένων ως σύνολο. Ένα στοιχείο που παρουσιάζει



ενδιαφέρον είναι ο κάπως πιο υψηλός συντελεστής R^2 που παρατηρείται στις εκτιμήσεις με τα εβδομαδιαία δεδομένα τόσο πριν όσο και μετά την οικονομική κρίση. Σε καμία περίπτωση και κανένα χαρτοφυλάκιο δε μπορεί να αμφισβητηθεί η στατιστική σημαντικότητα των εκτιμήσεων του συντελεστή κλίσης του CAPM όπως φαίνεται απο τη στήλη t statistic στους Πίνακες 21-24.

Στην περίπτωση της Ιρλανδίας η μόνη αλλαγή σε σχέση με την ανάλυση του συνόλου των δεδομένων εμφανίζεται στην υψηλή κεφαλαιοποίηση μετά την οικονομική κρίση. Στα δεδομένα αυτά, η μέση τιμή του beta είναι υψηλότερη αν χρησιμοποιηθούν τα εβδομαδιαία δεδομένα αν και το εύρος των εκτιμήσεων αυξάνει στη μηνιαία περίοδο συλλογής δεδομένων. Η διαφορά μεταξύ μηνιαίων και ημερήσιων δεδομένων είναι σημαντική σε μέγεθος σε όλες τις περιπτώσεις όπως καταδεικνύεται στους πίνακες 17-20. Τόσο πριν όσο και μετά την κρίση, η ποιότητα προσαρμογής των εκτιμήσεων βελτιώνεται με την αύξηση του διαστήματος συλλογής δεδομένων, όπως φαίνεται απο την ανοδική τάση του μεσου R^2 σε όλους τους πίνακες. Τα δεδομένα υψηλής κεφαλαιοποίησης προ και μετά κρίσης γαι τα μηνιαία δεδομένα εγείρουν κάποιες αμφιβολίες για τη στατιστική σημαντικότητα του beta καθώς η μέση τιμή του αντίστοιχου t statistic είναι μικρότερη του 2.

Το επόμενο βήμα είναι να ελέγξουμε στατιστικά την ισότητα στις μέσες τιμές των beta ανάμεσα στις εκτιμήσεις με τα διαφορετικά διαστήματα (intervals) στις τρεις ρηχές αγορές προ και μετά κρίσης. Έχοντας χωρίσει το δείγμα σε υψηλή και χαμηλή κεφαλαιοποίηση αλλά και στο χρονικό διάστημα πριν και μετά την 1/1/2009 παρατηρούμε τα συμπεράσματα των ελέγχων ισότητας μέσω ανά δύο διαστήματα (t tests).

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν τα τρία διάγραμμα χρονοσειράς που απεικονίζουν τις διακυμάνσεις του Δείκτη Χρηματιστηρίου της Ελλάδας διάγραμμα χρονοσειράς 1, του Δείκτη Χρηματιστηρίου της Ιρλανδίας διάγραμμα χρονοσειράς 2, του Δείκτη Χρηματιστηρίου της Ισπανίας διάγραμμα χρονοσειράς 3. Σε αυτά τα διαγράμματα ένα προφανές σημείο είναι η απότομη καμπή που εμφανίζεται το 2008 που ουσιαστικά ξεκίνησε η κρίση. Την χειρότερη εικόνα την παρουσιάζει η Ιρλανδία με την μεγαλύτερη πτώση ενώ η Ισπανία εμφανίζει πολλές και συχνές μεταβολές.

Στην περίπτωση της Ελλάδας και εστιάζοντας στο χαρτοφυλάκιο υψηλής κεφαλαιοποίησης, τα p value του μονόπλευρου ελέγχου δείχνουν πως οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα είναι συστηματικά μεταξύ μηνιαίου και ημερήσιου διαστήματος μόνο στην περίοδο προ κρίσης. Η μηνιαίες εκτιμήσεις είναι μεγαλύτερες και μετά την κρίση όμως το αποτέλεσμα δεν είναι στατιστικά σημαντικό. Η διαφορά μεταξύ ημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμήσεων



παραμένει σημαντική ανεξαρτήτως χρονικού δείγματος. Στις εταιρείες χαμηλής κεφαλαιοποίησης, ο διαχωρισμός του δείγματος δεν δείχνει να παίζει ρόλο, καθώς το *intervalling bias* παραμένει στη σύγκριση ημερήσιων-εβδομαδιαίων και ημερήσιων-μηνιαίων εκτιμήσεων.

Στην περίπτωση της Ισπανίας, τα δύο ξεχωριστά υπο-δείγματα δε δίνουν σημάδια *intervalling bias* στην κατηγορία υψηλής κεφαλαιοποίησης όπως φαίνεται στον Πίνακα 29. Αντίθετα, ενδιαφέροντα αποτελέσματα εμφανίζονται στο χαρτοφυλάκιο χαμηλής κεφαλαιοποίησης, όπου συστηματικές διαφορές μεταξύ ημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμήσεων εμφανίζονται μόνο πριν το 2009. Η σημαντική διαφορά ημερήσιων και μηνιαίων παραμένει ανεξαρτήτως χρονικής περιόδου, κάτι που ενδυναμώνει την υπόθεση της ύπαρξης *intervalling bias*. Τέλος, η διαφορά ανάμεσα σε εβδομαδιαίες και μηνιαίες εκτιμήσεις *beta* παρουσιάζει στατιστική σημαντικότητα μόνο στην περίοδο μετά την κρίση.

Στην Ιρλανδία, τέλος, το *intervalling bias* είναι εμφανές και σημαντικό στις εταιρείες υψηλής κεφαλαιοποίησης σε όλα τα διαστήματα προ και μετά κρίσης με μοναδική εξαίρεση τη σύγκριση ημερήσιων-εβδομαδιαίων εκτιμήσεων μετά την κρίση. Αντίθετα, στο κομμάτι της χαμηλής κεφαλαιοποίησης, μόνο το διάστημα πριν την κρίση υποστηρίζει την ύπαρξη *intervalling bias* σε όλες τις συγκρίσεις. Παρα όλα αυτά, η διαφορά μεταξύ ημερήσιων και εβδομαδιαίων εκτιμήσεων είναι στατιστικά σημαντική και μετά την κρίση όπως φαίνεται στον Πίνακα 36.

Τέλος, οι αποκλίσεις, που προκύπτουν σε πολλές περιπτώσεις όταν χρησιμοποιούνται μηνιαίες αποδόσεις, από τα γενικά συμπεράσματα όλων των προσεγγίσεων αποτελεί μια ένδειξη ότι στην περίπτωση των μηνιαίων εκτιμήσεων συντελεστών βήτα θα ήταν πιο αντιπροσωπευτικό ένα δείγμα με χρονικό διάστημα δέκα έτη τουλάχιστον.



Κεφάλαιο 6ο

Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Με την ανάπτυξη της παρούσας διπλωματικής εργασίας διαπιστώσαμε σημεία τα οποία θα μπορούσαν να είναι ο πυρήνας για μελλοντικές έρευνες. Ακολούθως δίνονται τα σημεία που χρήζουν ιδιαίτερης σημασίας καθώς τροφή για μελλοντικές μελέτες.

Αρχικά η συγκεκριμένη διπλωματική εργασία είναι δυνατό να εκπληρωθεί για διαφορετικές χρονικές περιόδους. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον θα είχε να μελετίσουμε μεγαλύτερα χρονικά διαστήματα αλλά και σε διαφορετικά χρονικά διαστήματα διαστήματα.

Έπειτα θα μπορούσε να γίνει εφαρμογή του Vasicek ή και του Error Correction model beta με την χρήση του 'beta' ώστε να εκτιμηθεί ο συστηματικός κίνδυνος σε ρηχές αγορές και σύγκριση των αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.

Επίσης θα ήταν δυνατό να εφαρμοστεί η εκτίμηση Συντελεστών Βήτα Με Τις Μεθόδους OLS, Scholes & Williams (1977) και Cohen et al (1983) με τη Χρήση Σταθμισμένων Αποδόσεων και σύγκριση των αποτελεσμάτων με τα αντίστοιχα αποτελέσματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.

Σημαντικό θα ήταν να εφαρμοστεί εκτίμηση συντελεστών Βήτα με τη μέθοδο Scholes & Williams (1977) και με τη μέθοδο Cohen et al (1983), βάσει ημερήσιων αποδόσεων.

Ακόμα θα μια καλή ιδέα θα ήταν η εφαρμογή γραμμικού ARCH-type model για την εκτίμηση συντελεστών βήτα σε ρηχές ευρωπαϊκές αγορές.



Βιβλιογραφία

- [1] Ψαρράς Ιωάννης, Ζοπουνίδης Κ., Ξυδώνας Π., Σύγχρονη Θεωρία Χαρτοφυλακίου, Εκδόσεις Κλειδάριθμος, 2010
- [2] Π. Ε. Πετράκης, Αξιολόγηση και Χρηματοοικονομική Διοίκηση, Εκδοτικές Επιχειρήσεις «Το Οικονομικό» Κ. & Π. Σμπίλιας Α.Ε.Β.Ε., 1999
- [3] Robert A. Haugen, Modern Investment Theory, Fifth Edition, Prentice-Hall, Inc., 2001
- [4] Charles P. Jones, Investments: Analysis and Management, Ninth Edition, John Wiley & Sons, Inc., 2004
- [5] Haim Levy, Marshall Sarnat, Portfolio and Investment Selection: Theory and Practice, Prentice-Hall International, Inc., 1984
- [6] Frank K. Reilly, Keith C. Brown, Investment Analysis and Portfolio Management, Fifth Edition, The Dryden Press, 1997
- [7] Edwin J. Elton, Martin J. Gruber, Stephen J. Brown, William N. Goetzmann, Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, Seventh Edition, John Wiley & Sons, Inc., 2007
- [8] Markowitz Harry M., Portfolio Selection, The Journal of Finance, Vol. 7, pp. 77-91, March 1952
- [9] Markowitz Harry, Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments, Wiley, 1959
- [10] Markowitz Harry M., Foundations of Portfolio Theory, The Journal of Finance, Vol. 46, No. 2, pp. 469-477, June 1991
- [11] Markowitz Harry M., The Early History of Portfolio Theory, Financial Analysts Journal, Vol. 55, No.4 pp. 5-16, July – August 1999
- [12] Mark Rubinstein, Markowitz's "Portfolio Selection": A Fifty-Year Retrospective, The Journal of Finance, Vol. 57, pp. 1041-1045, Jun., 2002
- [13] Sharpe W, Portfolio Theory and Capital Markets, McGraw-Hill, Inc., 1970
- [14] Tobin James, Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, Review of Economic Studies, 1958
- [15] Λελεδάκης Γιώργος, Ανάλυση και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου, Εκδόσεις Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών, 2007
- [16] Meir Statman, How Many Stocks Make a Diversified Portfolio?, Journal of Financial and Quantitative Analysis, September, 1987
- [17] Παπαδόπουλος Π. Αθανάσιος, Νομισματική Θεωρία και Πολιτική, 2002
- [18] Elton, E.J. and Gruber, M.J., Risk Reduction and Portfolio Size: An Analytical Solution, Journal of Business, Vol. 50, 415-437, 1977



- [19] Konno H., Yamazaki H., Mean-absolute deviation portfolio optimization model and its application to Tokyo Stock Market, *Management Science* 37(5), 519-531, 1991
- [20] Bouri G., Martel J.M., Chabchoub H., A multi-criterion approach for selecting attractive portfolio, *Journal of Multi-Criteria Decision Analysis* 11(3), 269-277, 2002
- [21] Ogryczak W., Multiple criteria linear programming model for portfolio selection, *Annals of Operations Research*, 97, 143-162, 2000
- [22] Feinstein C.D., Thapa M.N., Notes: A reformulation of a mean-absolute deviation portfolio optimization model, *Management Science*, 39(12), 1552-1553, 1993
- [23] Mansini R., Ogryczak W., Speranza M.G., LP Solvable Models for Portfolio Optimization: A Classification and Computational Comparison, *IMA Journal of Management Mathematics*, 14, 187-220, 2003a
- [24] Mansini R., Ogryczak W., Speranza M.G., On LP Solvable Models for Portfolio Selection, *Informatica* 14, 37-62, 2003b
- [25] Pardalos P.M., Sandstrom M., Zopounidis C., On the use of optimization models for portfolio selection: A review and some computational results, *Computational Economics*, 7/4, 227-244, 1994
- [26] Konno H., Shirakawa H., Yamazaki H., A mean-absolute deviation-skewness portfolio optimization model, *Annals of Operations Research*, 45, 205-220, 1993
- [27] Perold A.F., Large-scale portfolio optimization, *Management Science*, 30(10), 1143-1160, 1984
- [28] Steuer R.E., Qi Y., Hirschberger M., Portfolio optimization: New capabilities and future methods, *Zeitschrift fur Betriebswirtschaft*, 76(2), 199-219, 2006a
- [29] Cloquette J.F., Gerard M., Hadhri M., An empirical analysis of Belgian daily returns using GARCH models, *Cahiers Economiques de Bruxelles*, 418, 513-535, 1995
- [30] Scholes, M. and Williams, J. (1977) 'Estimating betas from non-synchronous data', *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 309-327
- [31] Diacogiannis G., Makri P. (2008) 'Estimating Betas in Thinner Markets. The case of the Athens Stock Exchange', *International Research Journal of Finance and Economics*, pp. 108-121
- [32] Dimson E. (1979) 'Risk measurement when shares are subject to infrequent trading', *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 197-226
- [33] Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F. , Schwartz R. A. , and Whitcomb D. IC (1983a), 'Friction in the trading process and the estimation of systematic risk', *Journal of Financial Economics*, 12, pp. 263- 278 [13] Cohen K. J., Hawawini G. A., Maier S. F. , Schwartz R. A.

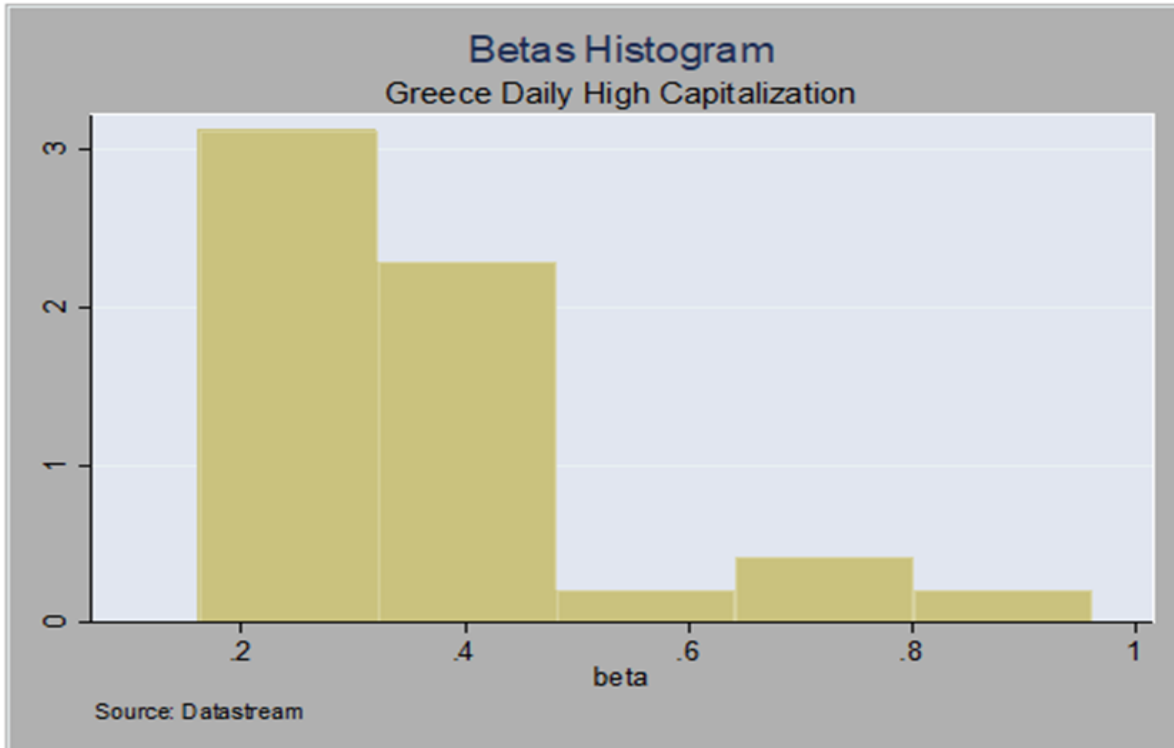


- [34] Whitcomb D. K. (1983b) 'Estimating and Adjusting for the Intervalling- Effect Bias in Beta', *Management Science*, 29, pp. 135-148
- [35] Hawawini G. A. (1980), 'Intertemporal cross dependence in securities daily returns and the short-run intervalling effect on systematic risk', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15, pp. 139-149.
- [36] Hawawini G. A (1983) 'Why beta shifts as the return interval changes' *Financial Analysts Journal*, 39, pp. 73-77.
- [37] Hawawini G. A and Michel A. (1974) 'An assessment of risk in thinner markets: The Belgian case', *Journal of Economics and Business*, pp. 196-201
- [38] McInish T. H. and Wood R.A. (1986), 'Adjusting for beta bias: An assessment of alternative techniques; A note', *Journal of Finance*, 1, pp. 277-286
- [39] Handa P., Kothari S. P. and Wasley C. (1989) 'The relation between the Return Interval and Betas: Implications for the size effect', *Journal of Financial Economics*, 23, pp. 79-100.
- [40] Corhay A. (1992), 'The intervalling effect bias in beta: A note', *Journal of Banking and Finance*, 16, pp. 61-73
- [41] Daves R. P., Ehrhardt C. bit, and Kunkel A. Robert (2000) 'Estimating systematic risk: The choice of return interval and estimation period', *Journal of Financial and Strategic Decisions*, 13, pp. 7-13
- [42] Diacogiannis G. P. (1989) 'Stationary of Beta Forecast: Some Evidence for the London Stock Exchange', *Spoudai*, pp. 92-108.
- [43] Beer F. M. (1997) 'Estimation of risk on the Brussels Stock Exchange: Methodological Issues and Empirical Results', *Global Finance Journal*, 8, pp. 83-94.
- [44] Brailsford J.T. and Josev T. (1997) 'The impact of the return interval on the estimation of systematic risk', *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, pp. 357-376
- [45] Armitage S., Brzezczynski J. (2011), 'Heteroscedasticity and interval effects in estimating beta: UK Evidence', *Social Science Research Network*, pp.1-39
- [46] Odabasi A. (2003), 'Some estimation issues on betas: A preliminary investigation on the Istanbul Stock Exchange', *Faculty of Economics and Administration Science, Bogazici University, Istanbul, Turkey*

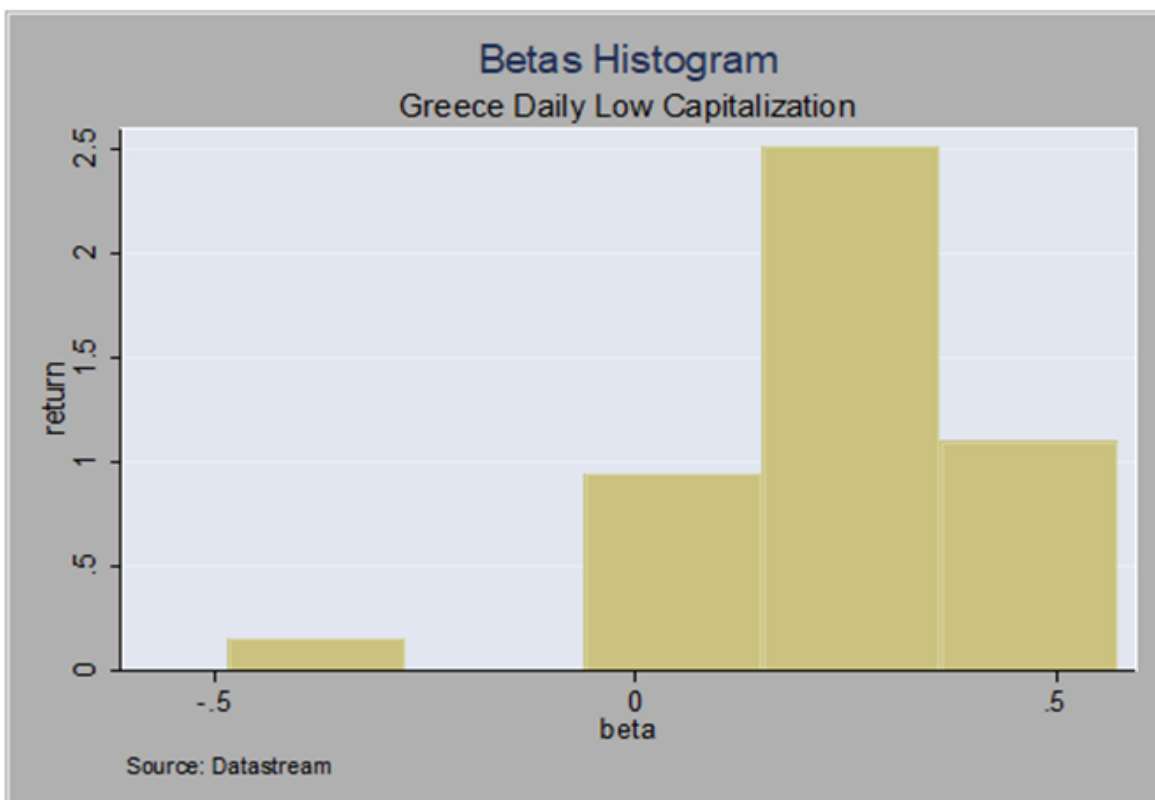
Παράρτημα

Ελλάδα

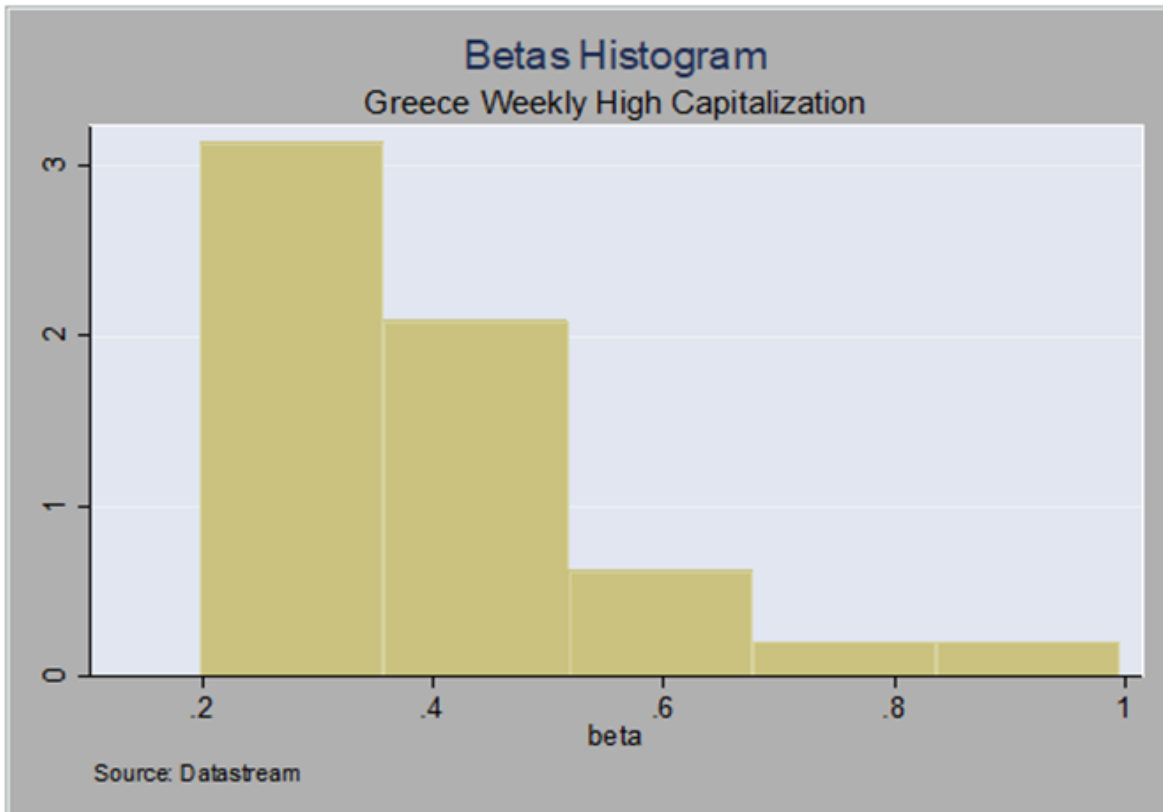
Ιστογράμματα Ελλάδας



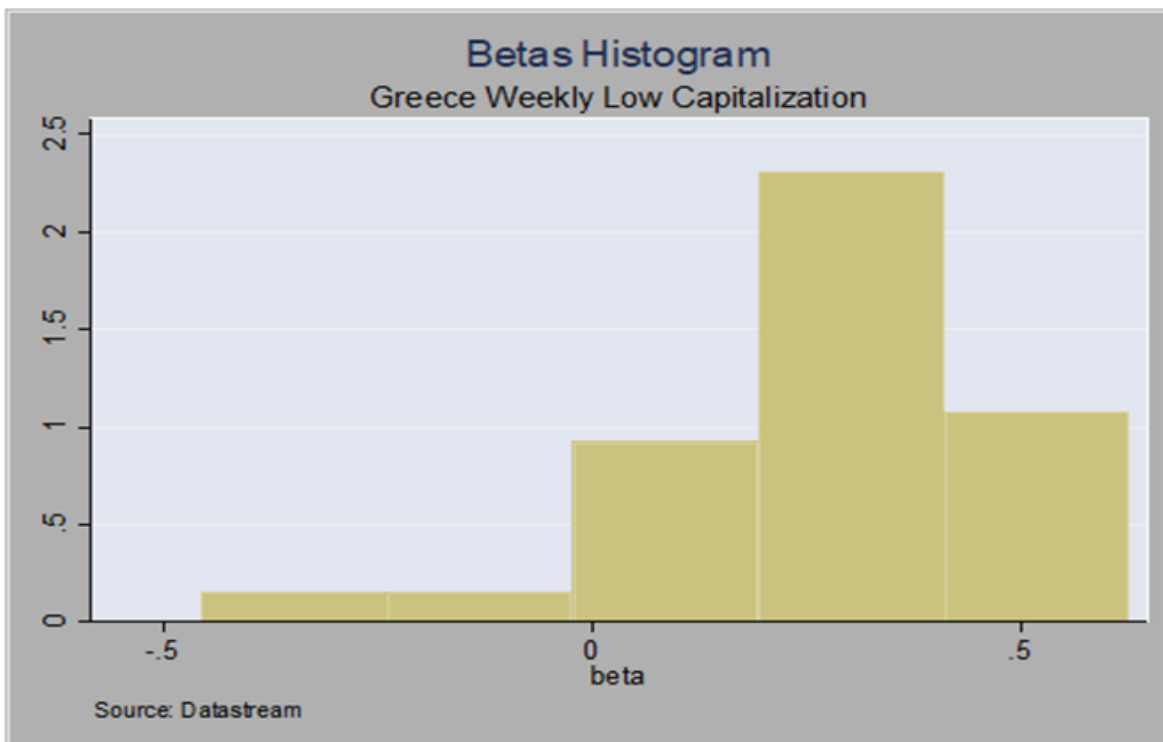
Ιστόγραμμα 1: Ημερίσια 'bete' υψηλής κεφαλοποίησης



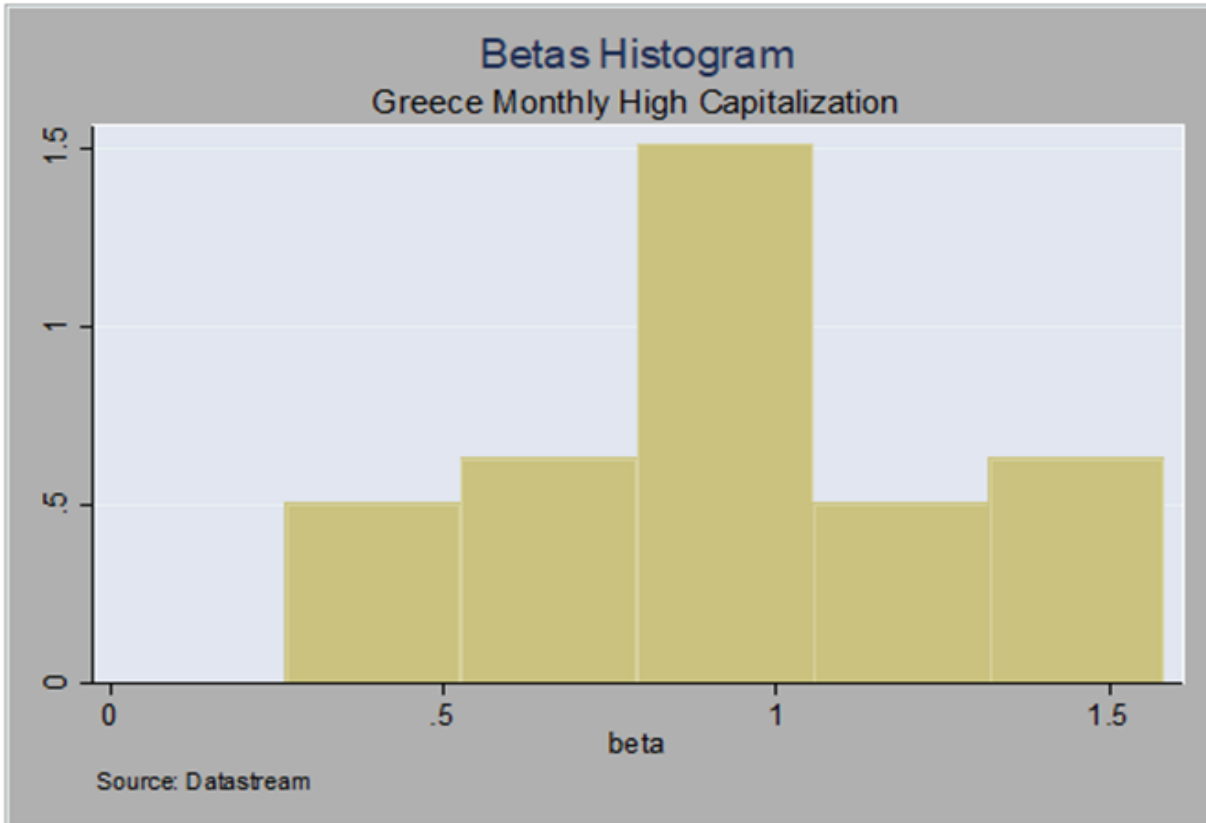
Ιστόγραμμα 2: Ημερήσια 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης



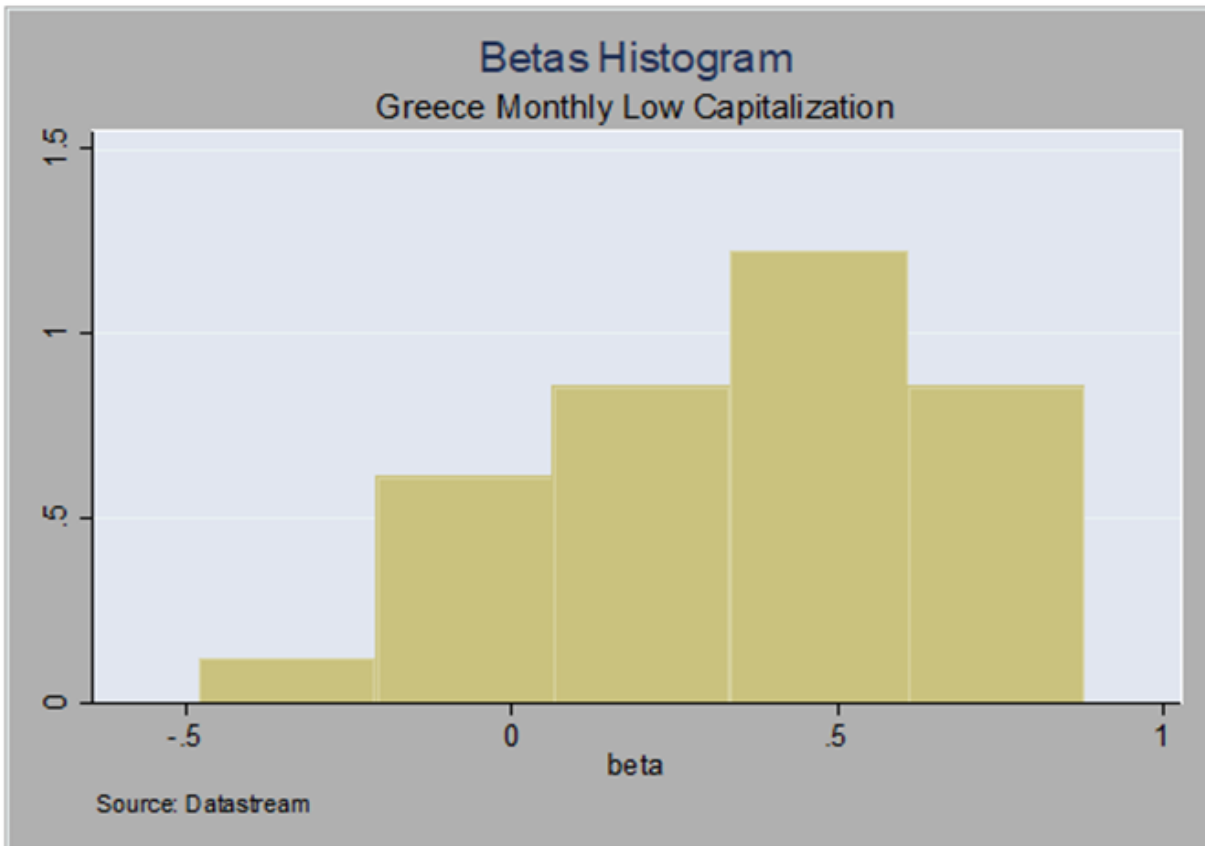
Ιστόγραμμα 3: Εβδομαδιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης



Ιστόγραμμα 4: Εβδομαδιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης

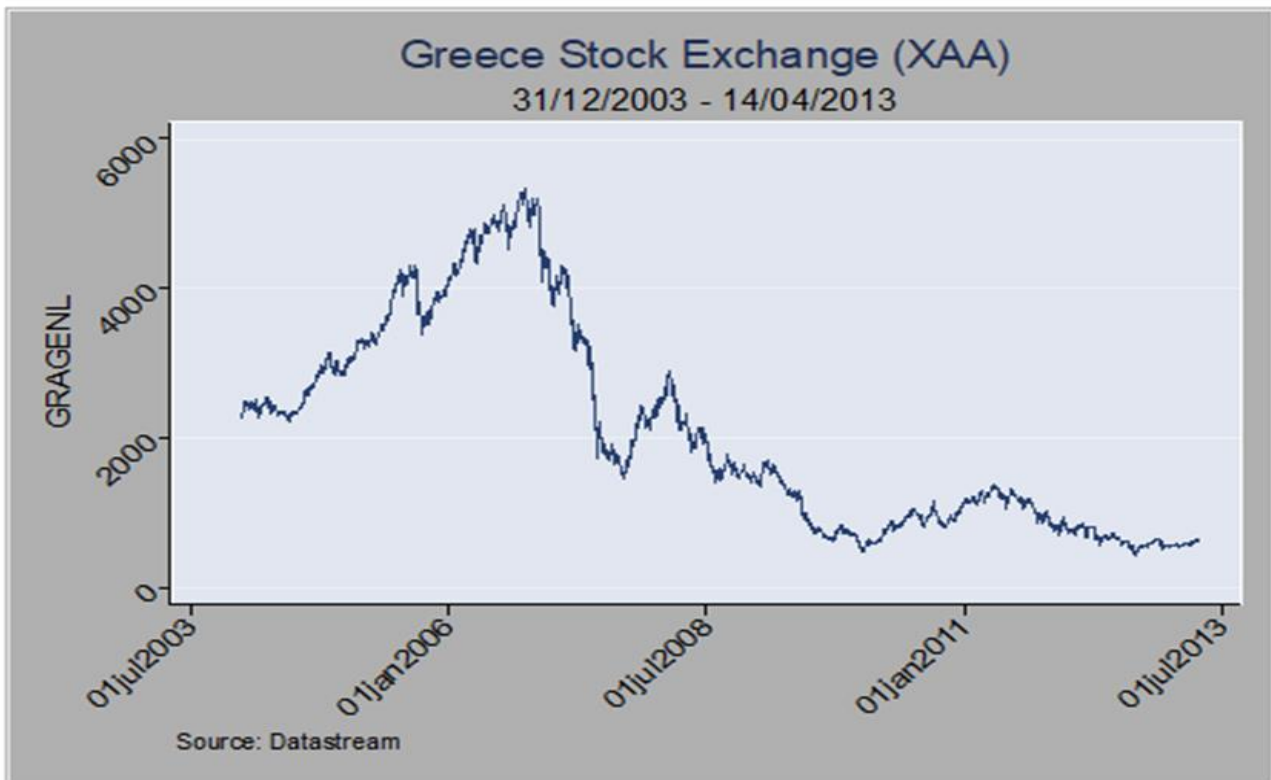


Ιστόγραμμα 5: Μηνιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης



Ιστόγραμμα 6: Μηνιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης

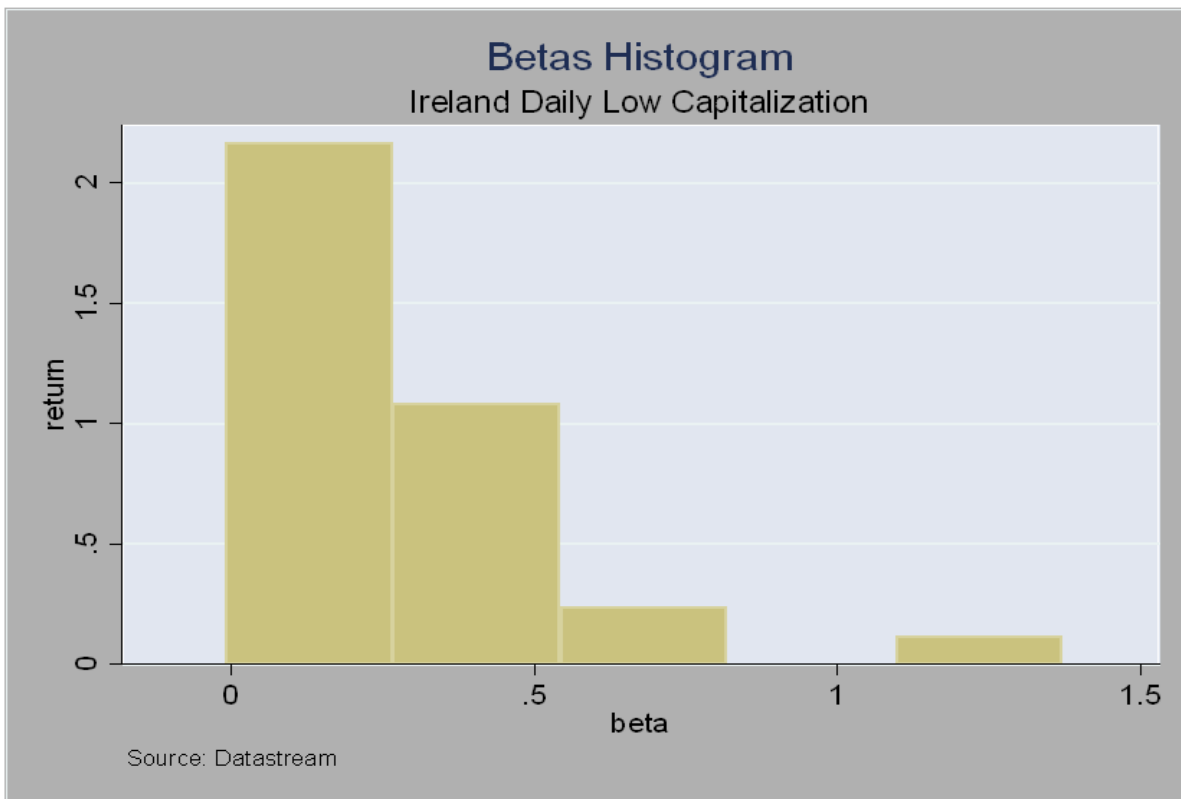
Διάγραμμα Χρονοσειράς – Δείκτη Χρηματιστηρίου Ελλάδας



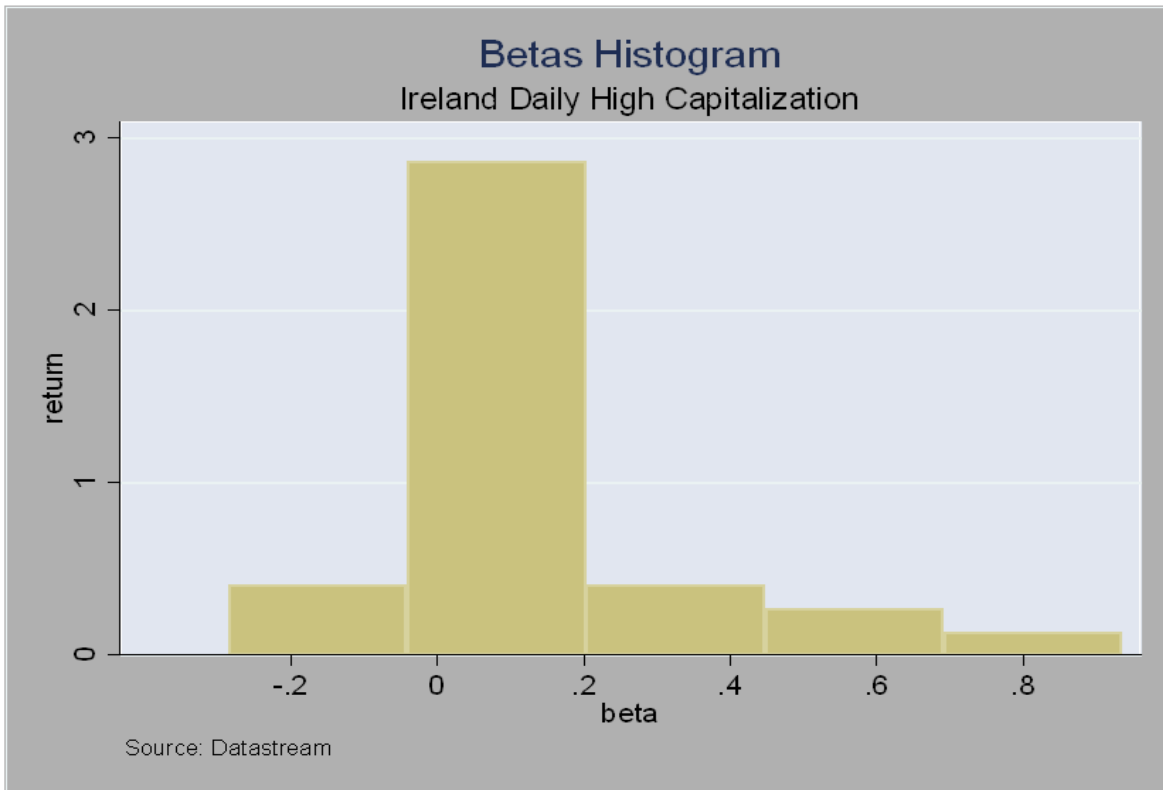
Διάγραμμα Χρονοσειράς 1: Δείκτης χρηματιστηρίου Ελλάδας

Ιρλανδία

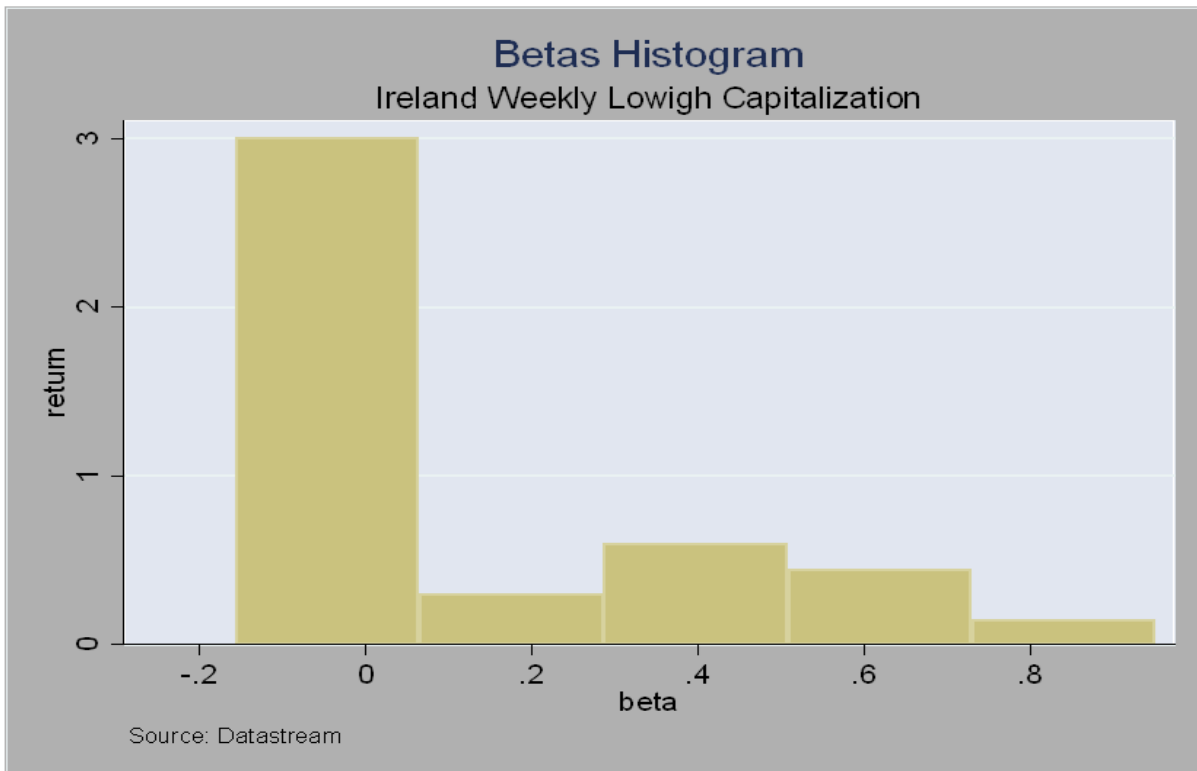
Ιστογράμματα Ιρλανδίας



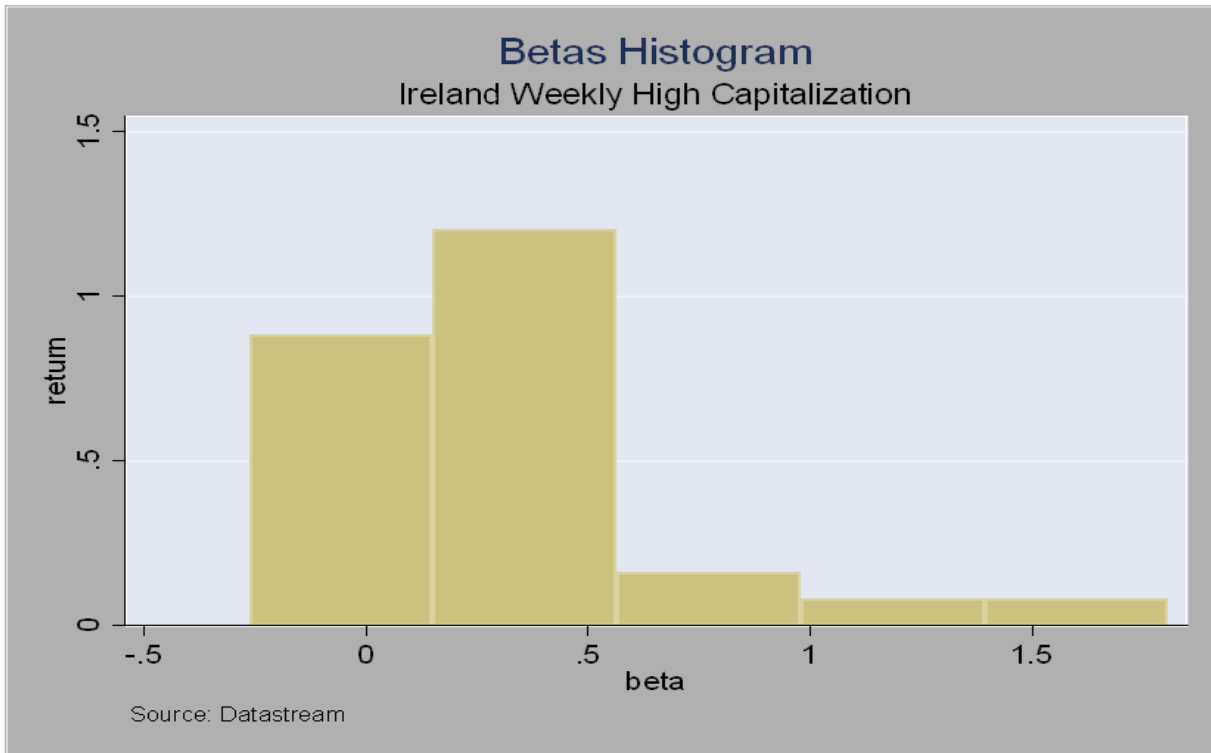
Ιστόγραμμα 7: Ημερίσια 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης



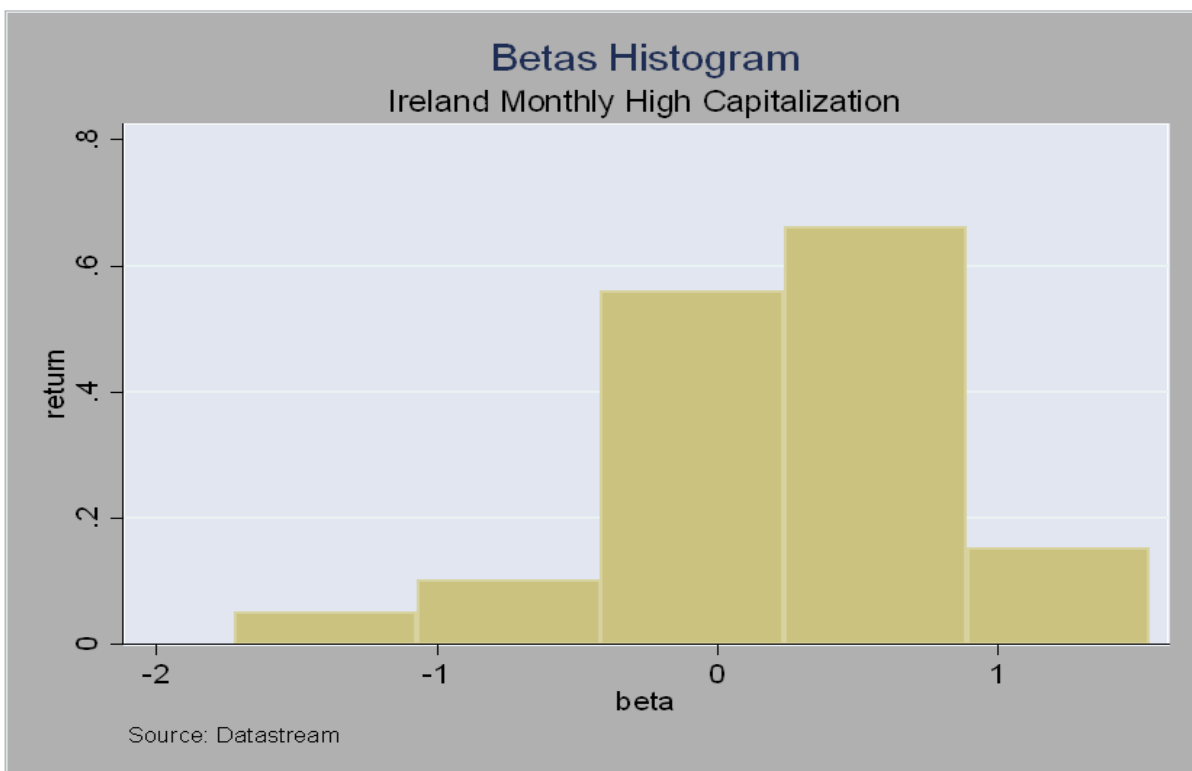
Ιστόγραμμα 8: Ημερήσια 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης



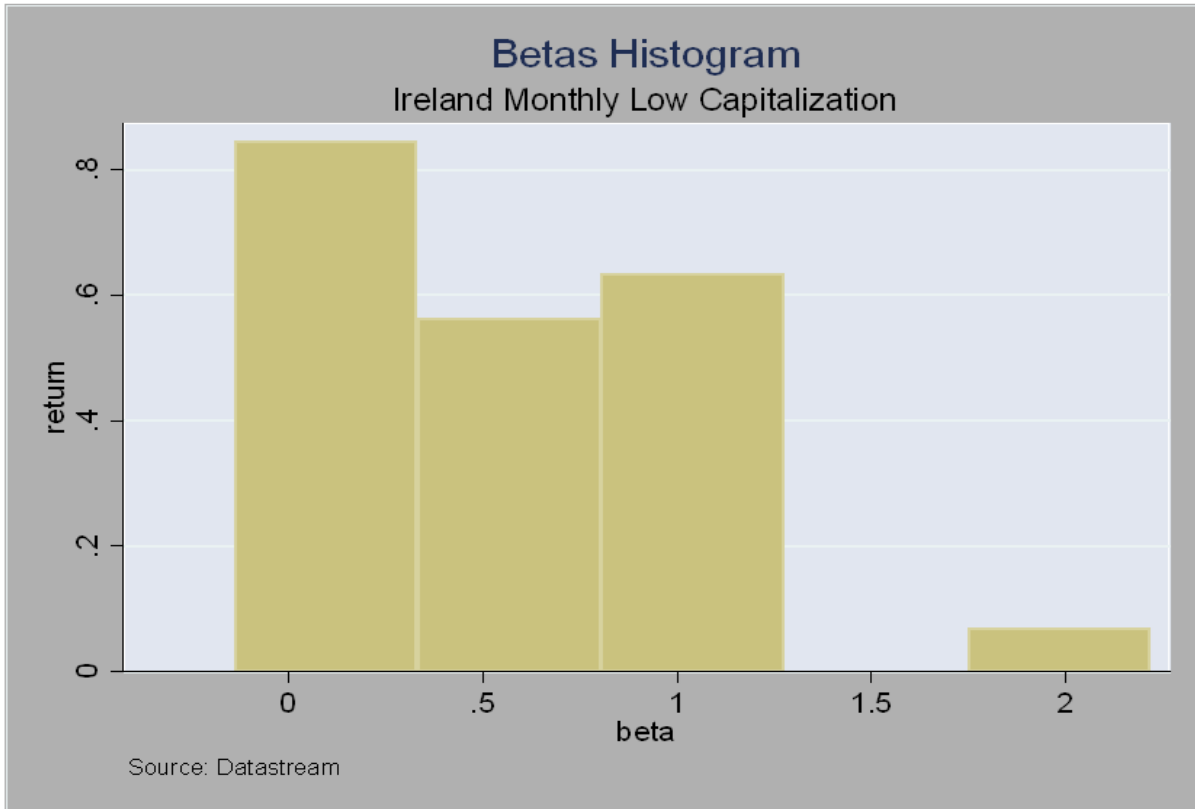
Ιστόγραμμα 9: Εβδομαδιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης



Ιστόγραμμα 10: Εβδομαδιαία 'beta' υψηλής κεφαλαιοποίησης

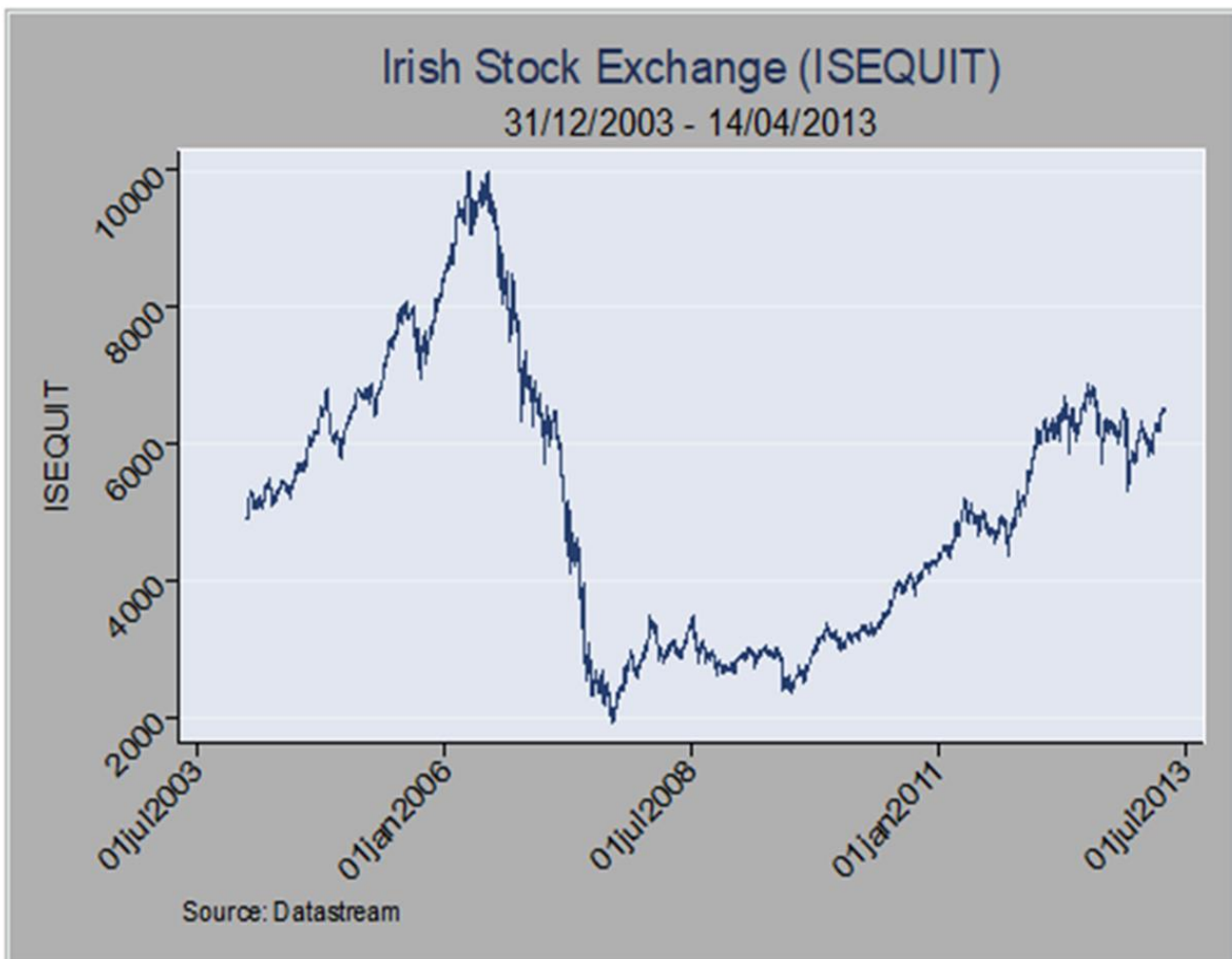


Ιστόγραμμα 11: Μηνιαία 'beta' υψηλής κεφαλαιοποίησης



Ιστόγραμμα 12: Μηνιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης

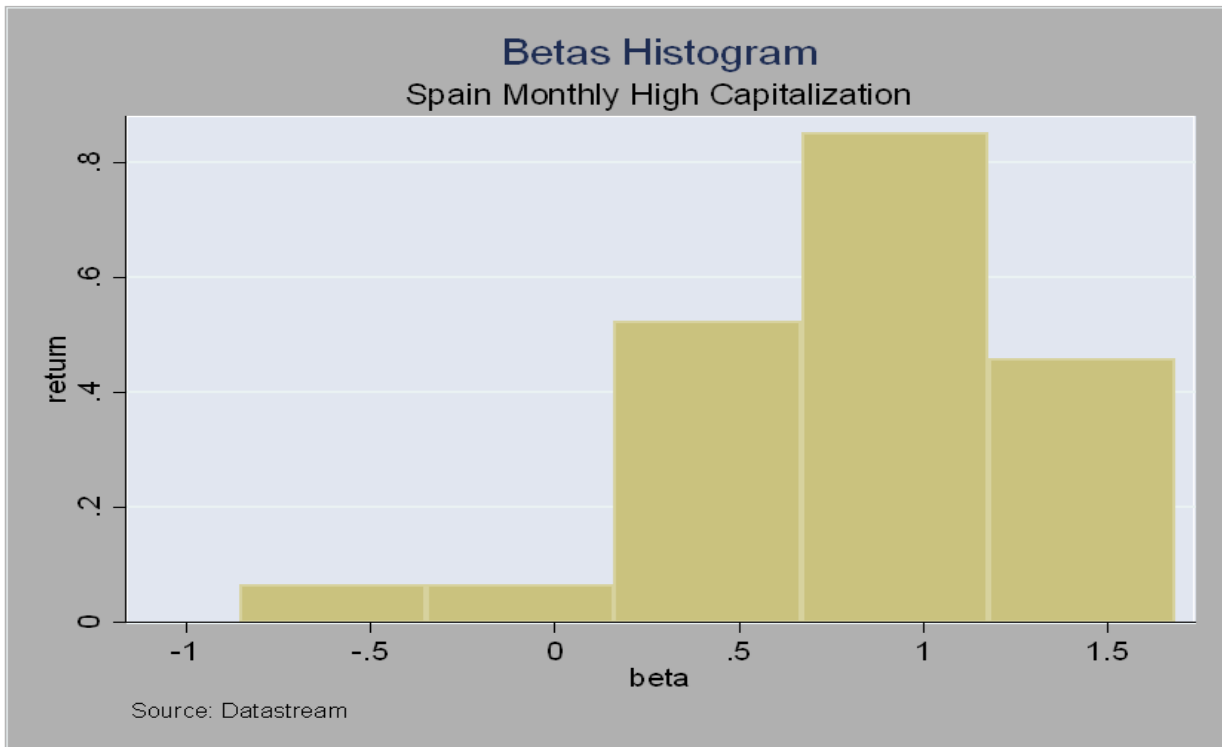
Διάγραμμα Χρονοσειράς – Δείκτη Χρηματιστηρίου Ιρλανδίας



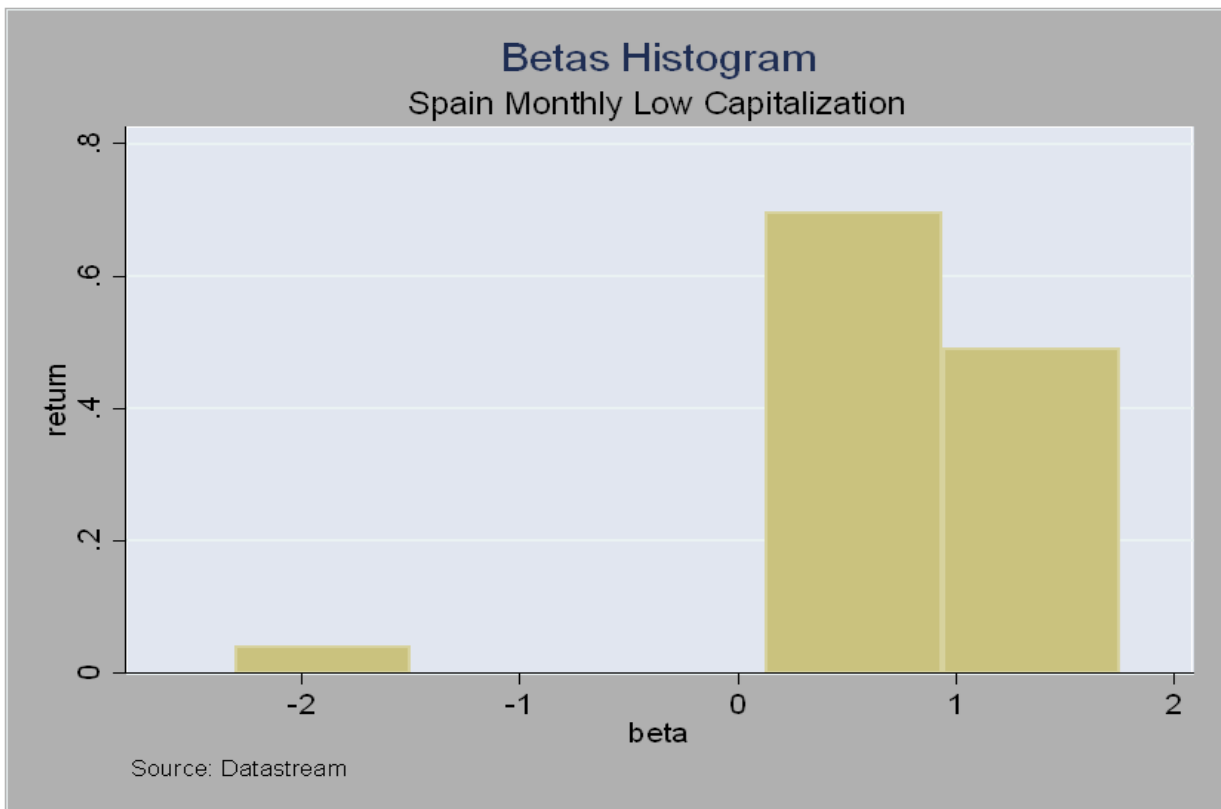
Διάγραμμα Χρονοσειράς 2: Δείκτης χρηματιστηρίου Ιρλανδίας

Ισπανία

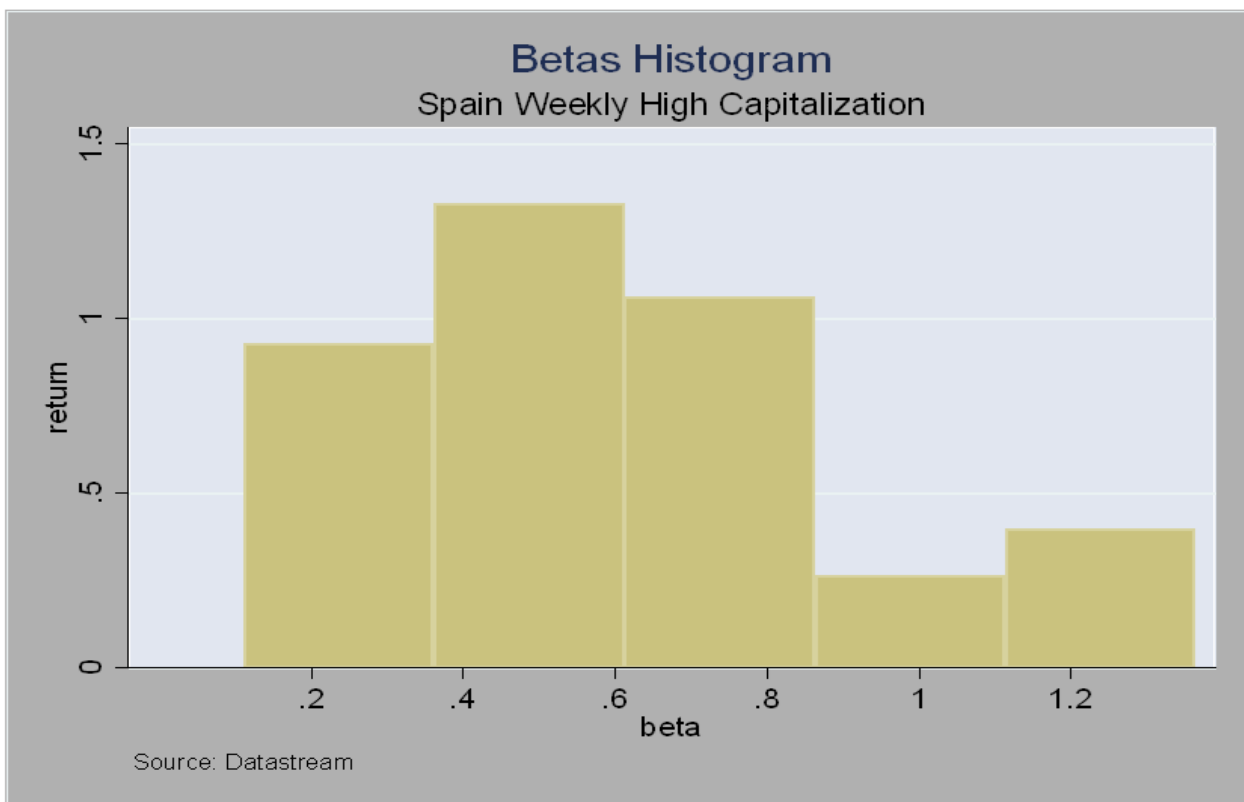
Ιστογράμματα Ισπανίας



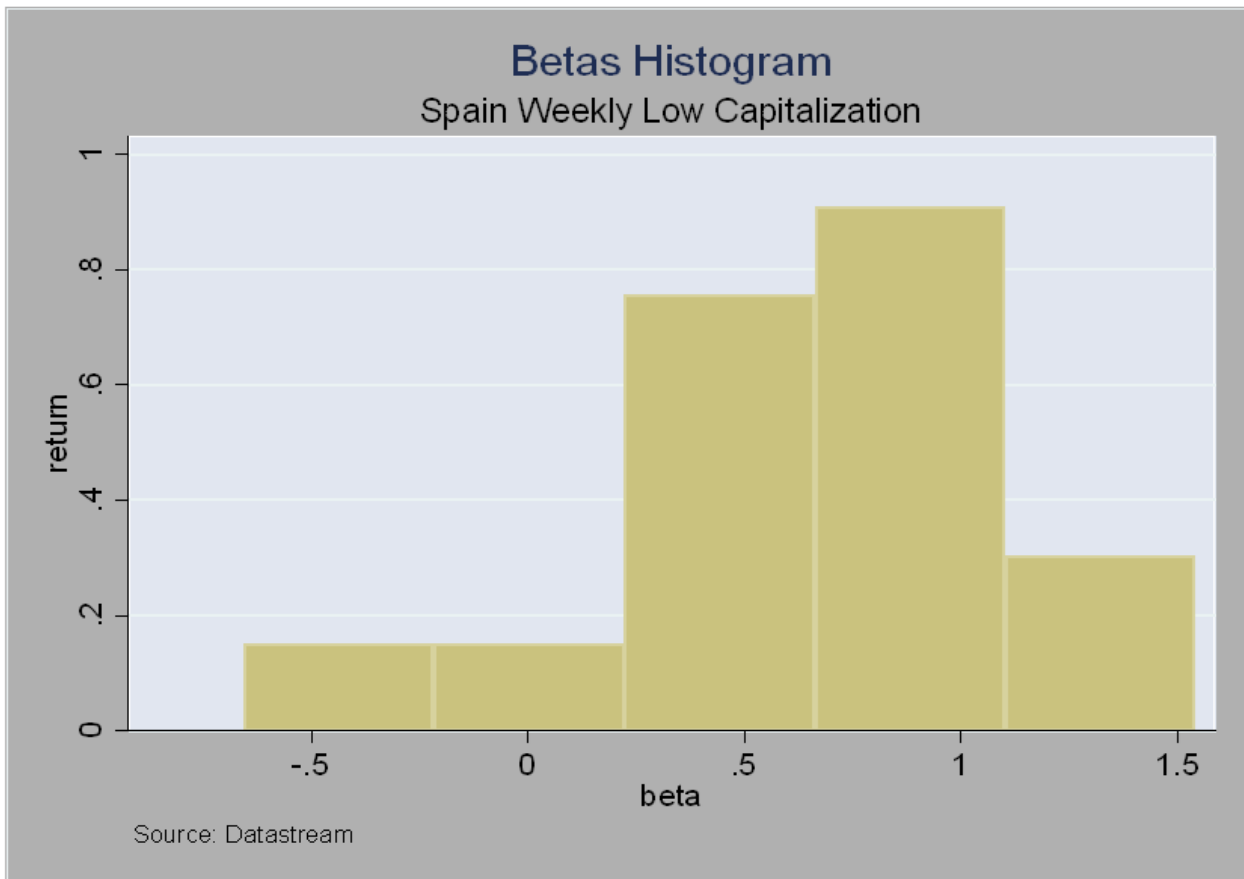
Ιστόγραμμα 13: Μηνιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης



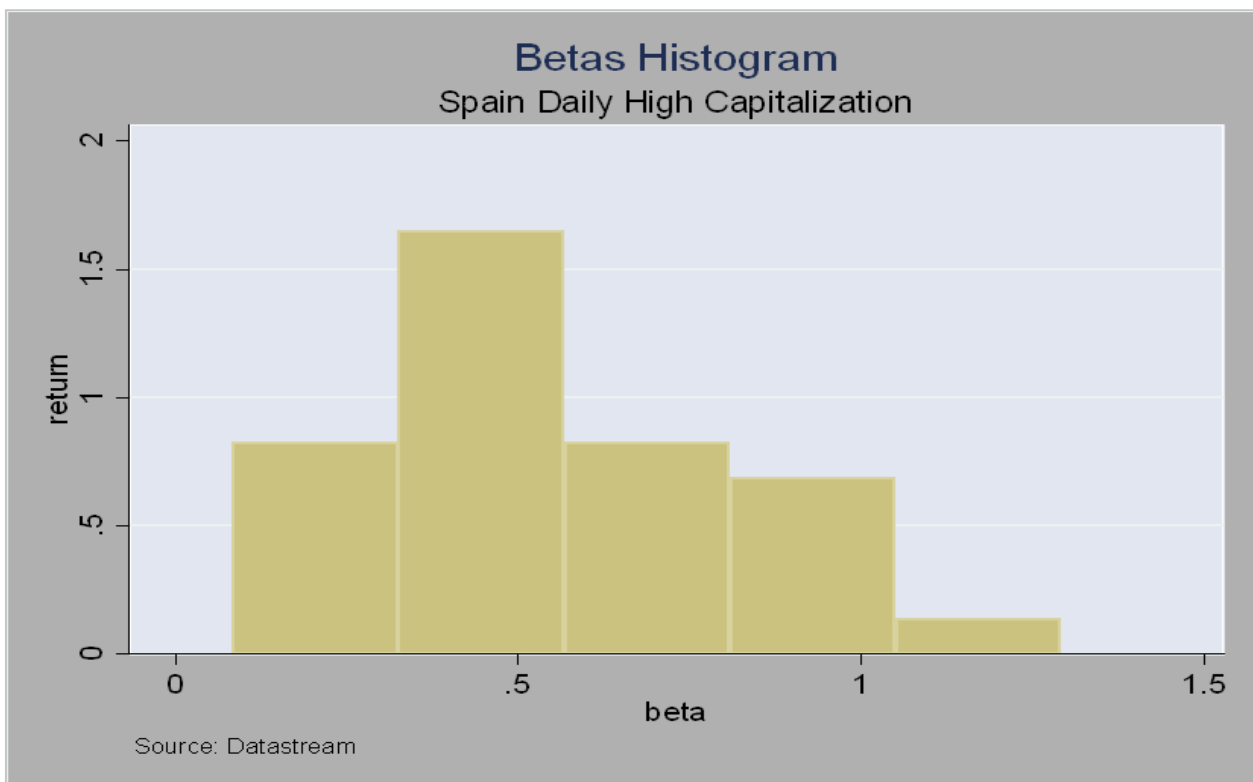
Ιστόγραμμα 14: Μηνιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης



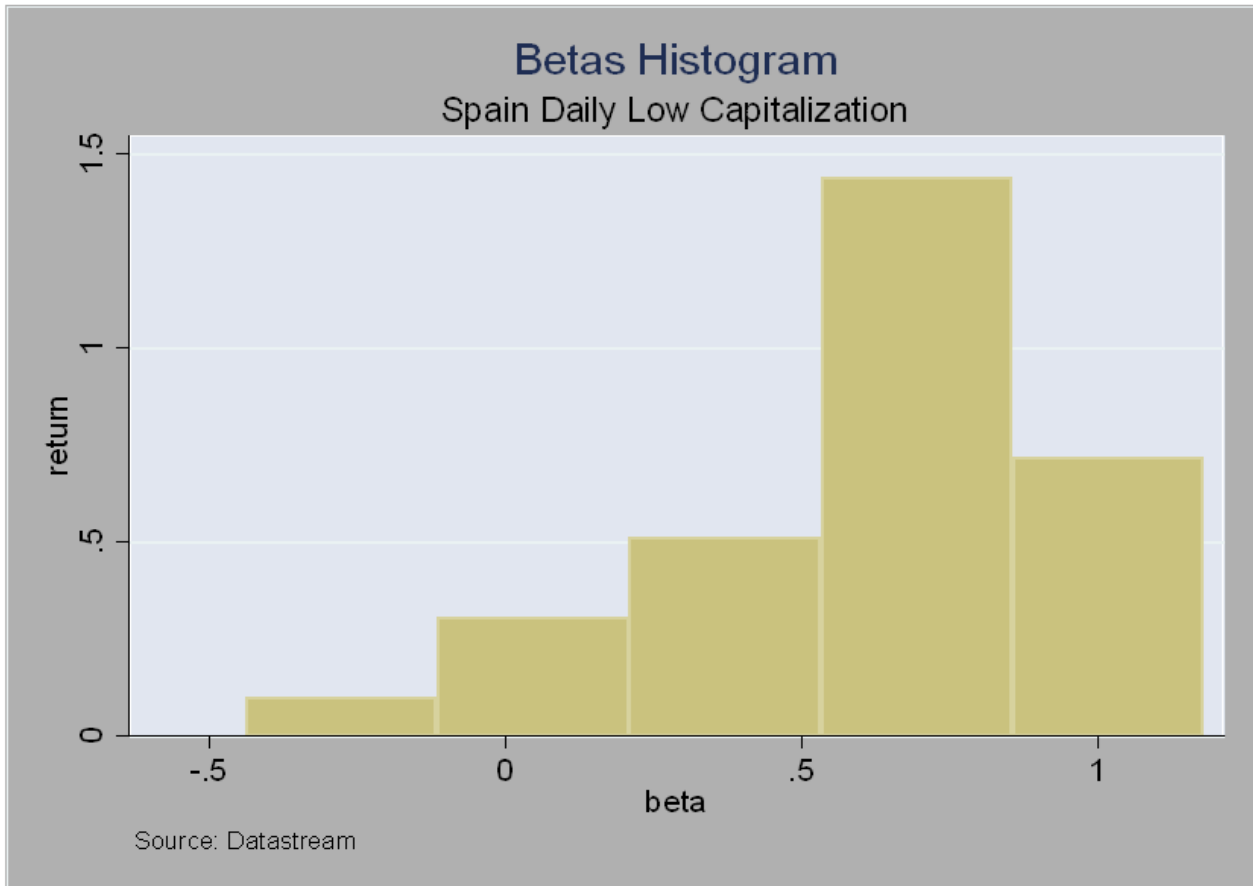
Ιστόγραμμα 15: Εβδομαδιαία 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης



Ιστόγραμμα 16: Εβδομαδιαία 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης



Ιστόγραμμα 17: Ημερήσια 'beta' υψηλής κεφαλοποίησης



Ιστόγραμμα 18: Ημερίσια 'beta' χαμηλής κεφαλοποίησης

Διάγραμμα Χρονοσειράς – Δείκτη Χρηματιστηρίου Ισπανίας



Διάγραμμα Χρονοσειράς 3: Δείκτης χρηματιστηρίου Ισπανίας