

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ
ΑΝΑΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ**

**Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΗΣ ΕΜΠΟΡΕΥΣΙΜΟΤΗΤΑΣ ΣΤΙΣ ΜΕΤΟΧΙΚΕΣ
ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ**

Νικόλαος Βέκιος-Ροντογιάννης

Διπλωματική Εργασία
που υποβλήθηκε στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής
Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των
απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού
Διπλώματος Ειδίκευσης στην Αναλογιστική Επιστήμη και Διοικητική Κινδύνου

Πειραιάς

Μάιος 2015

UNIVERSITY OF PIRAEUS



DEPARTMENT OF STATISTICS AND INSURANCE SCIENCE

POSTGRADUATE PROGRAM IN ACTUARIAL SCIENCE AND
RISK MANAGEMENT

MARKETABILITY AND SHARE RETURNS

Nikolaos Vekios-Rontogiannis

MSc Dissertation

submitted to the Department of Statistics and Insurance Science of the University of
Piraeus in partial fulfilment of the requirements for the degree of Master of Science
in Actuarial Science and Risk Management

Piraeus, Greece

May 2015

Ευχαριστίες

Θα ήθελα να εκφράσω τις βαθύτατες ευχαριστίες μου στον καθηγητή κ. Γεώργιο Διακογιάννη για την πολύτιμη βοήθεια και καθοδήγηση του με σκοπό την επιτυχή ολοκλήρωση της παρούσας διπλωματικής εργασίας. Επίσης τους γονείς και τη σύντροφο μου για την αμέριστη ηθική υποστήριξη και το κουράγιο που μου παρείχαν τις δύσκολες στιγμές.

Περίληψη

Η διπλωματική αυτή εξετάζει την επίδραση της εμπορευσιμότητας στις μετοχικές αποδόσεις. Για τη μέτρηση της ρευστότητας χρησιμοποιήθηκαν τρία μέτρα ρευστότητας από την υπάρχουσα βιβλιογραφία για να καλυφθούν όσο το δυνατόν περισσότερες πτυχές της έννοιας της ρευστότητας. Η μελέτη μας έλαβε χώρα στις αγορές της Γαλλίας και της Αγγλίας για την χρονική περίοδο 2003-2013. Εφαρμόστηκαν διαφορετικές μεθοδολογίες στις δύο χώρες. Στη Γαλλία εκτελέστηκαν διαχρονικές παλινδρομήσεις μεμονωμένων μετοχών μεταξύ αποδόσεων μετοχών, χρηματιστηριακού δείκτη και μέτρων ρευστότητας (ένα σε κάθε είδος παλινδρόμησης) για το σύνολο της δεκαετούς περιόδου, ενώ στην Αγγλία εφαρμόστηκε η μέθοδος Fama&MacBeth με το σχηματισμό και την κατάταξη χαρτοφυλακίων και χωρισμό υποπεριόδων. Εκτελέστηκαν διαστρωματικές παλινδρομήσεις μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων χαρτοφυλακίων, συντελεστών βήτα και μέτρων ρευστότητας (ένα σε κάθε είδος παλινδρόμησης). Στη Γαλλία σε ένα μικρό ποσοστό μετοχών φάνηκε η στατιστική σημαντικότητα του εκάστοτε μέτρου, ενώ στην Αγγλία παρατηρήσαμε ότι τα συγκεκριμένα μέτρα ρευστότητας δεν αποτελούν παράγοντα καθορισμού των αναμενόμενων αποδόσεων.

Λέξεις – κλειδιά: συντελεστής βήτα (beta), χαρτοφυλάκια, αποδόσεις μετοχών αναμενόμενες αποδόσεις χαρτοφυλακίων, διαστρωματική παλινδρόμηση, διαχρονική παλινδρόμηση, μέτρα ρευστότητας.

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΣΧΗΜΑΤΩΝ

		Σελ.
Σχήμα 2.1	Σύνоро Αποδοτικών Χαρτοφυλακίων	25
Σχήμα 2.2	Καμπύλες Αδιαφορίας Επενδυτή Χαρτοφυλακίου	26
Σχήμα 2.3	Επιλογή του Βέλτιστου Χαρτοφυλακίου	26
Σχήμα 2.4	Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου	30
Σχήμα 2.5	Αποτελεσματικό σύνορο λόγω ύπαρξης risk-free asset	32
Σχήμα 2.6	Η Καμπύλη της Κεφαλαιαγοράς CML	33
Σχήμα 2.7	Καμπύλη Κεφαλαιαγοράς με 4 εναλλακτικά επενδυτικά σχέδια	34
Σχήμα 2.8	Επιλογή βέλτιστου χαρτοφυλακίου	35
Σχήμα 2.9	Σχέση Απόδοσης και Συστηματικού Κινδύνου	36
Σχήμα 2.10	Κριτήριο Treynor	40
Σχήμα 2.11	Κριτήριο Sharpe	41
Σχήμα 5.1	Μέσες αποδόσεις μετοχών δείγματος	129
Σχήμα 5.2	Τυπική απόκλιση αποδόσεων μετοχών δείγματος	130
Σχήμα 5.3	Συντελεστής μεταβλητότητας αποδόσεων μετοχών δείγματος	130
Σχήμα 5.4	Συντελεστής κύρτωσης αποδόσεων μετοχών δείγματος	131
Σχήμα 5.5	Συντελεστής ασυμμετρίας αποδόσεων μετοχών δείγματος	132
Σχήμα 5.6	Μέσος όρος μέτρου ρευστότητας Turnover	133
Σχήμα 5.7	Τυπική απόκλιση μέτρου ρευστότητας Turnover	133
Σχήμα 5.8	Συντελεστής μεταβλητότητας μέτρου ρευστότητας Turnover	134
Σχήμα 5.9	Συντελεστής ασυμμετρίας μέτρου ρευστότητας Turnover	134
Σχήμα 5.10	Συντελεστής κύρτωσης μέτρου ρευστότητας Turnover	135
Σχήμα 5.11	Μέσος όρος μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud	136
Σχήμα 5.12	Τυπική απόκλιση μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud	136
Σχήμα 5.13	Συντελεστής μεταβλητότητας μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud	137
Σχήμα 5.14	Συντελεστής ασυμμετρίας μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud	137
Σχήμα 5.15	Συντελεστής κύρτωσης μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud	138
Σχήμα 5.16	Μέσος όρος μέτρου ρευστότητας RtoTurnover	138

Σχήμα 5.17	Τυπική απόκλιση μέτρου ρευστότητας RtoTurnover	139
Σχήμα 5.18	Συντελεστής μεταβλητότητας μέτρου ρευστότητας RtoTurnover	139
Σχήμα 5.19	Συντελεστής ασυμμετρίας μέτρου ρευστότητας RtoTurnover	140
Σχήμα 5.20	Συντελεστής κύρτωσης μέτρου ρευστότητας RtoTurnover	140
Σχήμα 5.21	Η Κατανομή των Μέσων Αποδόσεων κατά την Περίοδο 1	161
Σχήμα 5.22	Η Κατανομή των Μέσων Αποδόσεων κατά την Περίοδο 2	162
Σχήμα 5.23	Η Κατανομή των Μέσων Αποδόσεων κατά την Περίοδο 3	162
Σχήμα 5.24	Η Κατανομή των Συντελεστών Μεταβλητότητας κατά την Περίοδο 1	164
Σχήμα 5.25	Η Κατανομή των Συντελεστών Μεταβλητότητας κατά την Περίοδο 2	164
Σχήμα 5.26	Η Κατανομή των Συντελεστών Μεταβλητότητας κατά την Περίοδο 3	165
Σχήμα 5.27	Η Κατανομή των Συντελεστών Βήτα κατά την Περίοδο 1	167
Σχήμα 5.28	Η Κατανομή των Συντελεστών Βήτα κατά την Περίοδο 2	167
Σχήμα 5.29	Οι Αποδόσεις των Χαρτοφυλακίων την Περίοδο 2 & την Περίοδο 3	169
Σχήμα 5.30	Ο Κίνδυνος των Χαρτοφυλακίων την Περίοδο 2 & την Περίοδο 3	170
Σχήμα 5.31	Ο Συντελεστής Βήτα των Χαρτοφυλακίων	171
Σχήμα 5.32	Η Κατανομή της Μέσης Τιμής του Μέτρου Ρευστότητας 1-Turnover για τις 153 Μετοχές	172
Σχήμα 5.33	Η Κατανομή της Μέσης Τιμής του Μέτρου Ρευστότητας 2- Amihud-Illiq για τις 153 Μετοχές	173
Σχήμα 5.34	Η Κατανομή της Μέσης Τιμής του Μέτρου Ρευστότητας 3-RtoTurnover για τις 153 Μετοχές	174
Σχήμα 5.35	Η Εξέλιξη του Μέτρου Ρευστότητας Turnover των 20 Χαρτοφυλακίων	175
Σχήμα 5.36	Η Εξέλιξη του Μέτρου Ρευστότητας Illiq-Amihud των 20 Χαρτοφυλακίων	176
Σχήμα 5.37	Η Εξέλιξη του Μέτρου Ρευστότητας RtoTntων 20 Χαρτοφυλακίων	177

ΚΑΤΑΛΟΓΟΣ ΠΙΝΑΚΩΝ

Σελ.

Πίνακας 3.1	Συνοπτική παρουσίαση προηγούμενων μελετών	97
Πίνακας 4.1	Παράδειγμα υπολογισμού Turnover ratio-Tn	110
Πίνακας 4.2	Παράδειγμα υπολογισμού ILLIQ	111
Πίνακας 4.3	Παράδειγμα υπολογισμού RtoTn	112
Πίνακας 5.1	ADF Test	141
Πίνακας 5.2	Υπολογισμός συντελεστών βήτα	143
Πίνακας 5.3	Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων -2η περίπτωση	146
Πίνακας 5.4	Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων -3η περίπτωση	148
Πίνακας 5.5	Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων -6η περίπτωση (μέτρο RtoTurnover)	151
Πίνακας 5.6	Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας-Συντελεστής συσχέτισης	155
Πίνακας 5.7	Τεχνική White-Ετεροσκεδαστικότητα(3 ^η περίπτωση παλινδρόμησης)	157
Πίνακας 5.8	Τεχνική White-Ετεροσκεδαστικότητα (6 ^η περίπτωση παλινρόμησης)	159
Πίνακας 5.9	Περιγραφικά στατιστικά για την μέση ημερήσια απόδοση	163
Πίνακας 5.10	Περιγραφικά στατιστικά για τον συντελεστή μεταβλητότητας των ημερησίων αποδόσεων	165
Πίνακας 5.11	Περιγραφικά στατιστικά για τους συντελεστές βήτα	168
Πίνακας 5.12	Περιγραφικά Στατιστικά για το 1 ^ο μέτρο ρευστότητας Turnover	172
Πίνακας 5.13	Περιγραφικά Στατιστικά για το 2 ^ο μέτρο ρευστότητας Illiq-Amihud	173
Πίνακας 5.14	Περιγραφικά Στατιστικά για το 3 ^ο μέτρο ρευστότητας RtoTurnover	174
Πίνακας 5.15	ADF Test	177
Πίνακας 5.16	Εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης $R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * \beta_{pt-1} + \beta_2 * Tn_{pt-1} + e_{pt}$.	178
Πίνακας 5.17	Κανονικότητα καταλοίπων	179
Πίνακας 5.18	Μήτρα συσχέτισης	180
Πίνακας 5.19	Έλεγχος αυτοσυσχέτισης	180
Πίνακας 5.20	Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας	181
Πίνακας 5.21	Εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης $R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * \beta_{pt-1} + \beta_2 * Illiq_{pt-1} + e_{pt}$.	181
Πίνακας 5.22	Κανονικότητα καταλοίπων	183

Πίνακας 5.23	Μήτρα συσχέτισης	183
Πίνακας 5.24	Έλεγχος αυτοσυσχέτισης	184
Πίνακας 5.25	Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας	184
Πίνακας 5.26	Εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης $R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * \beta_{pt-1} + \beta_2 * R_{t-1} + e_{pt}$.	185
Πίνακας 5.27	Κανονικότητα καταλοίπων	186
Πίνακας 5.28	Μήτρα συσχέτισης	187
Πίνακας 5.29	Έλεγχος αυτοσυσχέτισης	187
Πίνακας 5.30	Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας	188

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Σελ.

Κεφάλαιο 1.	Εισαγωγή	13
Κεφάλαιο 2.	Θεωρία χαρτοφυλακίου	16
2.1.	Εισαγωγή	16
2.2.	Υποθέσεις μοντέλου του Markowitz	17
2.3.	Διαδικασία Συγκρότησης Χαρτοφυλακίων κατά Markowitz	18
2.3.1.	1 ^ο στάδιο	19
2.3.2.	2 ^ο στάδιο	22
2.3.3.	3 ^ο στάδιο	25
2.4.	Το Υπόδειγμα της Αγοράς (Single Index Model)	27
2.4.1.	Υποθέσεις του υποδείγματος	27
2.4.2.	Χρήσεις του υποδείγματος της αγοράς	31
2.5.	Το υπόδειγμα της Κεφαλαιαγοράς	31
2.5.1.	Η επίδραση του <i>risk free asset</i> στο αποτελεσματικό σύνορο	31
2.5.2.	Η Καμπύλη της Κεφαλαιαγοράς	32
2.6.	Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ)	35
2.6.1.	Υποθέσεις του υποδείγματος	36
2.6.2.	Σημασία των υποθέσεων	37
2.6.3.	Σύγκριση Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και CAPM	37
2.6.4.	Χρήσεις του CAPM	38
2.6.5.	Πόσο καλό είναι το CAPM ως υπόδειγμα	38
2.7.	Αξιολόγηση επιδόσεων χαρτοφυλακίων	39
2.8.	Το υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (ΥΑΕΑ)	42
2.8.1.	Το APT ως πιο ισχυρό υπόδειγμα από το CAPM	45
2.8.2.	Το CAPM ως ειδική περίπτωση του APT	46
2.8.3.	Συνύπαρξη CAPM και APT	46
Κεφάλαιο 3.	Επισκόπηση προηγούμενων μελετών	47
3.1.	Ρευστότητα (Εμπορευσιμότητα): Ορισμός και ρόλος στην αγορά	47
3.2.	Amihud & Mendelson (1986) «Asset Pricing and the bid-ask spread»	49
3.3.	Eleswarapu & Reinganum (1993) «The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing»	52
3.4.	Campel, Grossman, Wang (1993) «Trading volume and	56

	serial correlation in stock returns»	
3.5.	Brennan & Subrahmanyam (1996) «Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns»	57
3.6.	Shing-yang Hu (1997) «Trading Turnover and expected stock returns: The trading frequency hypothesis and Evidence from the Tokyo Stock Exchange»	59
3.7.	Datar & Naik & Radcliffe (1998) «Liquidity and stock returns: An alternative test»	61
3.8.	Chordia & Subrahmanyam & Anshuman (2001) «Trading activity and expected stock returns»	63
3.9.	Amihud (2002) «Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects»	66
3.10.	Baker & Stein (2004) «Market Liquidity as a sentiment indicator»	70
3.11.	Acharya & Pedersen (2005) «Asset pricing with liquidity risk»	71
3.12.	Martinez & Nieto & Rubio & Tapia (2005) « Asset pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of the Spanish stock market»	75
3.13.	Benic & Franic (2008) «Stock market liquidity: Comparative analysis of Croatian and regional markets»	76
3.14.	Chai & Faff & Gharghori (2009) «Liquidity in asset pricing: New Australian evidence using low-frequency data»	81
3.15.	Florackis & Gregoriou & Kostakis (2011) «Trading frequency and asset pricing on the London Stock Exchange : Evidence from a new price impact ratio»	82
3.16.	Fu & Chang & Shao (2012) «Liquidity Variation and the Cross-Section of Stock Returns»	84
3.17.	Oima & Sande & Ombok (2013) «Further Test on Stock Liquidity Risk with a Relative Measure»	88
3.18.	Bond & Chang (2013) «Liquidity Risk and Stock Returns: a Return Decomposition Approach»	91
3.19.	Σύγκριση προηγούμενων μελετών	94
3.20.	Συνοπτικός πίνακας παρουσίασης μελετών κεφαλαίου	97
Κεφάλαιο 4.	Δεδομένα και μεθοδολογία	106
4.1.	Γαλλία	106
4.1.1.	Δεδομένα μετοχών - Δείγμα	106

4.1.2.	Αποδόσεις Μετοχών και Δείκτη	107
4.1.3.	Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Test)	107
4.1.4.	Υπολογισμοί των συντελεστών βήτα των μετοχών	108
4.1.5.	Μέτρα Ρευστότητας	108
4.1.6.	Εκτέλεση Παλινδρομήσεων	112
4.1.7.	Οι βασικές υποθέσεις του πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος	113
4.1.8.	Έλεγχος υποθέσεων των συντελεστών β (t-statistic)	115
4.1.9.	Έλεγχος με την κατανομή F (F-statistic)	116
4.1.10.	Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2	116
4.1.11.	Η σχέση μεταξύ της στατιστικής F και του συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού R^2	117
4.1.12.	Έλεγχοι μετά την εκτέλεση των παλινδρομήσεων	118
4.2.	Αγγλία	119
4.2.1.	Δεδομένα μετοχών - Δείγμα	119
4.2.2.	Αποδόσεις Μετοχών και Δείκτη	119
4.2.3.	Μεθοδολογία μελέτης-Fama & Macbeth (1973)	120
4.2.4.	Παραβίαση υποθέσεων του υποδείγματος και διαγνωστικοί έλεγχοι καταλοίπων	122
Κεφάλαιο 5.	Παρουσίαση αποτελεσμάτων	129
5.1.	Γαλλία	129
5.1.1.	Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία	129
5.1.2.	Έλεγχος στασιμότητας (Μοναδιαίας ρίζας)	141
5.1.3.	Υπολογισμοί των συντελεστών βήτα των μετοχών	143
5.1.4.	Απλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (1 ^ο μέτρο ρευστότητας-Turnover)	145
5.1.5.	Απλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (2 ^ο μέτρο ρευστότητας-ILLIQ-Amihud)	146
5.1.6.	Απλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (3 ^ο μέτρο ρευστότητας-RtoTurnover)	148
5.1.7.	Πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (Δείκτης και 1 ^ο μέτρο Turnover)	150
5.1.8.	Πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (Δείκτης και 2 ^ο μέτρο Illiq-Amihud)	150
5.1.9.	Πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (Δείκτης και 3 ^ο μέτρο RtoTurnover)	151
5.1.10.	Έλεγχοι μετά την εκτέλεση των παλινδρομήσεων	155
5.2.	Αγγλία	161
5.2.1.	Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία	161
5.2.2.	Η εκτίμηση των συντελεστών βήτα και η δημιουργία χαρτοφυλακίων	166
5.2.3.	Ο σχηματισμός των 20 χαρτοφυλακίων	168
5.2.4.	Περιγραφικά στατιστικά και εξέλιξη των μέτρων ρευστότητας διαχρονικά	171

5.2.5.	<i>Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας</i>	177
5.2.6.	<i>Εκτέλεση παλινδρομήσεων, εκτίμηση παραμέτρων και διαγνωστικοί έλεγχοι καταλοίπων</i>	178
5.2.7.	<i>1η περίπτωση-Μέτρο ρευστότητας Turnover</i>	178
5.2.8.	<i>2η περίπτωση-Μέτρο ρευστότητας Illiq-Amihud</i>	181
5.2.9.	<i>3η περίπτωση-Μέτρο ρευστότητας RtoTurnover</i>	185
Κεφάλαιο 6.	Συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	189
6.1.	Συμπεράσματα	189
6.2.	Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	190
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1		192
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 2		200
Βιβλιογραφία - Άρθρα - Βιβλία - Σημειώσεις		206

Κεφάλαιο 1. Εισαγωγή

Η ρευστότητα (εμπορευσιμότητα) βρισκόταν πάντα στο επίκεντρο του ενδιαφέροντος των συμμετεχόντων στις χρηματιστηριακές αγορές. Παρόλα αυτά έγινε αντικείμενο ακαδημαϊκής έρευνας μόνο τα τελευταία περίπου 30 χρόνια. Ένας από τους λόγους που έτυχε μιας τέτοιας έλλειψης ενδιαφέροντος αρχικά μπορεί να εξηγηθεί από την πολυπλοκότητα της έννοιας της ρευστότητας. Οι ερευνητές-συγγραφείς αντιμετώπιζαν την πρόκληση ποιο μέτρο να χρησιμοποιήσουν και πως να μετρήσουν τη ρευστότητα. Λόγω των πολυδιάστατων χαρακτηριστικών της δεν υπάρχει ένα ευρέως αποδεκτό και μοναδικό μέτρο που να μπορεί να περιγράψει και να συλλάβει όλες τις πτυχές της ρευστότητας.

Οι Schmukler, Yeyati, Van Horen (2007) όρισαν μια αγορά με ρευστότητα ως μια αγορά όπου οι συμμετέχοντες της μπορούν να εκτελέσουν μεγάλες ποσότητες συναλλαγών χωρίς αξιοσημείωτη επίδραση στην τιμή. Επίσης, μια αγορά με λιγότερη ρευστότητα επιτρέπει υψηλότερες αποδόσεις λόγω της υψηλότερης μεταβλητότητας των τιμών των περιουσιακών στοιχείων, γεγονός το οποίο συνεπάγεται υψηλότερο κίνδυνο. Η ρευστότητα της αγοράς ποικίλλει σημαντικά με την πάροδο του χρόνου, έτσι ώστε το απρόβλεπτο της είναι επίσης σημαντική πηγή κινδύνου. Οι Pastor και Stambaugh (2003) μέτρησαν την ρευστότητα της αγοράς των Η.Π.Α. ακολουθώντας την επίδραση του όγκου συναλλαγών και των μεταβολών των τιμών. Οι Amihud και Mendelson (1986) σε μία από τις πρώτες έρευνες μέτρησαν την σχέση μεταξύ της αγοραίας ρευστότητας και των αποδόσεων των μετοχών. Οι Chordia, Sarbar και Subrahmanyam (2002) βρήκαν ότι η συνολική ρευστότητα στις Η.Π.Α. επηρεάζει τις μετοχές και τα ομόλογα ενώ σχετίζεται με την νομισματική πολιτική. Οι Bortolotti et.al (2004) υποστηρίζουν ότι η ρευστότητα είναι θεμελιώδης όψη της χρηματιστηριακής ανάπτυξης.

Σύμφωνα με τον Von Wyss (2004) η ρευστότητα ορίζεται σε τέσσερις διαστάσεις-πτυχές ως εξής: α) η ταχύτητα των συναλλαγών (trading time), β) το κόστος συναλλαγών (trading cost - tightness), γ) βάθος (depth), δ) ελαστικότητα (resiliency). Επίσης, κατά την διάρκεια των χρόνων προτάθηκαν αρκετά μέτρα

ρευστότητας. Οι παραπάνω έννοιες καθώς και αρκετά από τα μέτρα θα αναλυθούν διεξοδικά στα επόμενα κεφάλαια.

Όσον αφορά την σχέση ρευστότητας και μετοχικών αποδόσεων αρκετές μελέτες έχουν λάβει χώρα την τελευταία ζοετία περίπου με σκοπό την τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων. Στις έρευνες χρησιμοποιήθηκαν διάφορα μέτρα ρευστότητας (π.χ. Turnover ratio) αλλά και μέτρα μέτρησης της έλλειψης ρευστότητας (bid-ask spread, Illiq-Amihud, RtoTurnover). Επίσης στις μελέτες χρησιμοποιήθηκαν διάφορα υποδείγματα και μεθοδολογίες (CAPM, Fama & MacBeth, Fama & French κτλ) με διαστρωματικά και διαχρονικά δεδομένα. Πολλές από τις έρευνες έδειξαν ισχυρή θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων και έλλειψης ρευστότητας καθώς και αρνητική συσχέτιση μεταξύ αποδόσεων και ρευστότητας.

Σκοπός

Σκοπός της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι να διαπιστωθεί αν υπάρχει αιτιώδης σχέση μεταξύ αποδόσεων (αναμενόμενων και μη) και ρευστότητας - έλλειψης ρευστότητας. Η σημαντικότητα της έρευνας μας έγκειται στο γεγονός ότι διεξήχθη σε 2 χώρες (Γαλλία, Αγγλία) όπου ακολουθήθηκαν διαφορετικές μεθοδολογίες. Κοινό στοιχείο στις δύο μεθοδολογίες ήταν η επιλογή των τριών μέτρων ρευστότητας (έλλειψης ρευστότητας) προσπαθώντας να καλύψουμε όσο το δυνατόν περισσότερο τις διάφορες πτυχές της ρευστότητας. Τα τρία μέτρα είναι α) ο δείκτης του όγκου συναλλαγών (Turnover ratio), β) ο δείκτης του Amihud (Illiq-Amihud), γ) ο δείκτης των Florackis et.al (RtoTurnover). Στην μεν Γαλλία τα δεδομένα μας ήταν ημερήσιας συχνότητας και η περίοδος δοκιμής ήταν 10ετής (19/5/2003-17/5/2013). Σαν ανεξάρτητη μεταβλητή στο μοντέλο παλινδρόμησης ήταν η απόδοση της μετοχής ενώ σαν ανεξάρτητες μεταβλητές είχαμε στην πρώτη περίπτωση τον χρηματιστηριακό δείκτη και το εκάστοτε από τα 3 μέτρα, ενώ στην δεύτερη περίπτωση μόνο το εκάστοτε μέτρο. Οι παλινδρομήσεις εκτελέστηκαν με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και ήταν διαχρονικές. Στην Αγγλία, όπως και στη Γαλλία είχαμε ημερήσιας συχνότητας δεδομένα της 10ετούς περιόδου (16/05/2003-16/5/2013). Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν των Fama & Macbeth (1973) έτσι η 10ετής περίοδος

χωρίστηκε σε 3 υποπεριόδους (16/05/2003-16/09/2006, 17/09/2006-16/01/2010, 17/01/2010-16/05/2013). Εν συντομία στην πρώτη υποπερίοδο υπολογίζονται τα βήτα των μετοχών και κατατάσσονται οι μετοχές ανάλογα με τους συντελεστές βήτα με αύξουσα σειρά ώστε να σχηματιστούν τα χαρτοφυλάκια. Στη δεύτερη υποπερίοδο υπολογίζονται τα μέσα βήτα και οι 3 μέσοι των μέτρων ρευστότητας των σχηματισθέντων χαρτοφυλακίων ενώ στην τρίτη υποπερίοδο υπολογίζονται οι μέσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και εκτελείται μια διαστρωματική παλινδρόμηση όπου σαν ανεξάρτητη μεταβλητή έχουμε τις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων της 3^{ης} υποπεριόδου ενώ σαν ανεξάρτητες μεταβλητές τα βήτα και τα εκάστοτε τρία μέτρα ρευστότητας της δεύτερης υποπεριόδου.

Περιορισμοί

Η μελέτη μας έγκειται σε κάποιους περιορισμούς. Στην Γαλλία η έρευνα γίνεται πάνω σε μεμονωμένες μετοχές ενώ στην Αγγλία σε ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια με βάση το βήτα σύμφωνα με την μέθοδο Fama & Macbeth. Θα μπορούσε να εφαρμοστεί η μέθοδος των χαρτοφυλακίων στην Γαλλία αν υπήρχαν περισσότερα δεδομένα ενώ στην Αγγλία θα μπορούσε να γίνει η κατάταξη των χαρτοφυλακίων με βάση τα μέτρα ρευστότητας. Η περίοδος εξέτασης και έρευνας των παραπάνω χωρών αφορούσε 10ετή περίοδο ενώ θα μπορούσε να επεκταθεί και σε μια μεγαλύτερη χρονική περίοδο. Τέλος, πέραν των τριών επιλεγμένων μέτρων ρευστότητας θα μπορούσε να γίνει χρήση και άλλων μέτρων αφού μέχρι και σήμερα δεν έχει βρεθεί ένα ευρέως αποδεκτό μέτρο που να συμπεριλαμβάνει όλες τις πτυχές της ρευστότητας.

Επισκόπηση μελέτης

Η επισκόπηση της μελέτης γίνεται ως εξής: Στο κεφάλαιο 2 γίνεται αναλυτική αναφορά στη Θεωρία Χαρτοφυλακίου όσον αφορά το μοντέλο του Markowitz καθώς και των υποδειγμάτων αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM, APT κτλ). Στο κεφάλαιο 3 γίνεται επισκόπηση προηγούμενων μελετών με βάση την σχέση διάφορων μέτρων ρευστότητας (έλλειψης ρευστότητας) και μετοχικών αποδόσεων. Στο κεφάλαιο 4 γίνεται περιγραφή των δεδομένων και της μεθοδολογίας που εφαρμόστηκε σε κάθε χώρα χωριστά, ενώ στο κεφάλαιο 5 έχουμε την αναλυτική παρουσίαση των αποτελεσμάτων της έρευνας για κάθε

χώρα χωριστά μέσω πινάκων, σχημάτων κτλ. Τέλος, στο κεφάλαιο 6 αναφερόμαστε συνοπτικά στα συμπεράσματα και την ερμηνεία αυτών καθώς και σε προτάσεις για περαιτέρω έρευνα.

Κεφάλαιο 2. Θεωρία χαρτοφυλακίου

2.1. Εισαγωγή

Η θεωρία χαρτοφυλακίου είναι ένα σύνολο μεθόδων που μας βοηθάει να επιλέξουμε χαρτοφυλάκια με έναν ή περισσότερους στόχους. Χαρτοφυλάκιο θεωρείται ένας συνδυασμός περιουσιακών στοιχείων. Τα χαρτοφυλάκια εμπεριέχουν αξιόγραφα τα οποία μπορεί να είναι καταθέσεις, έντοκα γραμμάτια, ομολογίες, μετοχές, χρηματοοικονομικά δικαιώματα κτλ. Αξιόγραφο θεωρείται οποιοδήποτε περιουσιακό στοιχείο έχει αξία όπως τα παραπάνω. Κάθε αξιόγραφο έχει δύο κοινά χαρακτηριστικά: Την απόδοση και τον κίνδυνο. Ο κίνδυνος ορίζεται ως η απόκλιση του πραγματοποιηθέντος αποτελέσματος από μια μέση αναμενόμενη αξία. Κίνδυνος μπορεί επίσης να θεωρηθεί η πιθανότητα να υπάρξει ζημιά ή κέρδος από την επένδυση σε κάποιο περιουσιακό στοιχείο. Οι πιθανότητες να υπάρξει κέρδος ή ζημιά είναι μεγάλες ή μικρές ανάλογα με το βαθμό κινδύνου που σχετίζεται μια συγκεκριμένη επένδυση. Άλλωστε κάθε επένδυση στηρίζεται στην προσδοκία της απόδοσης. Η απόδοση μιας επένδυσης μπορεί να είναι είτε η πρόσθετη εισροή εισοδήματος, είτε η κεφαλαιακή απόδοση. Έτσι, άλλες επενδύσεις προσφέρουν πρόσθετο κεφάλαιο και άλλες πιθανή ανατίμηση του επενδυόμενου κεφαλαίου. Στη δεύτερη κυρίως περίπτωση η μελλοντική απόδοση δεν είναι εκ των πρότερων γνωστή. Πρέπει να διαχωρίσουμε την αναμενόμενη από την πραγματοποιούμενη απόδοση. Η αναμενόμενη απόδοση να είναι ισοδύναμη με τον αποδεχόμενο κίνδυνο. Τα χαρακτηριστικά του κινδύνου είναι ο χρόνος και η μεταβλητότητα. Ο κίνδυνος είναι αυξανόμενη συνάρτηση του χρόνου. Όσο περισσότερο είναι το κεφάλαιο επενδυόμενο τόσο είναι μεγαλύτερος ο κίνδυνος το κεφαλαίο να υποστεί ζημιά. Οι επενδύσεις που δεν έχουν σταθερές αποδόσεις στο χρόνο πάντα είναι επικίνδυνες. Υπάρχει η άποψη από κάποιους ότι οι μακροχρόνιες θέσεις σε τίτλους ακόμα και σαν τις μετοχές είναι πάντα αποδοτικές συσσωρευτικά στο τέλος της περιόδου επένδυσης. Υπάρχει και η άποψη ότι οι μακροχρόνιες αποδόσεις μπορεί να έχουν θετική απόδοση για το επενδυόμενο κεφάλαιο αλλά βραχυχρόνια μπορεί να υποστούν σοβαρές ζημιές. Απόδοση αποδίδεται ως το κέρδος που αποκομίζει ένας επενδυτής μέσα σε μια χρονική περίοδο μεταξύ του

χρόνου $t-1$ και του χρόνου t . Τα στοιχεία που αποτελούν την απόδοση είναι η διαφορά της τιμής που παρουσιάζεται μεταξύ των δύο περιόδων και το μέρισμα που καταβάλλεται στην περίοδο t . Ως χρονικό διάστημα μπορεί να θεωρηθεί η ημέρα, η εβδομάδα, ο μήνας κτλ. Υπολογίζοντας την απόδοση δύο χρεογράφων, η σύγκριση τους είναι αντικειμενικότερη όταν αυτή βασίζεται σε ποσοστά πάνω στην αρχική επένδυση μέσα στην χρονική περίοδο. Συνεχώς, όταν διερωτόμαστε πόση απόδοση θέλουμε να έχουμε για την μετοχή ή το χαρτοφυλάκιο μας, αμέσως πρέπει να δούμε και πόσο κίνδυνο είμαστε διατεθειμένοι να πάρουμε. Στόχος, όπως θα αναφέρουμε και παρακάτω, είναι η μεγιστοποίηση της απόδοσης και η ελαχιστοποίηση του κινδύνου, η οποία επιτυγχάνεται με την σωστή αξιολόγηση και σύνθεση των χαρτοφυλακίων μας καθώς και με τις προτιμήσεις του κάθε επενδυτή.

Στο παρόν κεφάλαιο, εξετάζουμε το μοντέλο του Markowitz, τις υποθέσεις του, την ανάλυση και συγκρότηση χαρτοφυλακίων, το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα, την καμπύλη της κεφαλαιαγοράς, το CAPM, το APT, καθώς και συγκρίσεις μεταξύ αυτών.

2.2. Υποθέσεις μοντέλου του Markowitz

Η θεωρία του χαρτοφυλακίου, όπως αναπτύχθηκε από τον H. Markowitz (1952,1959) βασίζεται στις εξής υποθέσεις:

- 1) Οι επενδυτές έχουν ένα συγκεκριμένο και μεμονωμένο χρονικό ορίζοντα.
- 2) Για τους επενδυτές κάθε μεμονωμένη μετοχή αντιπροσωπεύεται από μια κατανομή πιθανοτήτων των αναμενόμενων αποδόσεων. Η αναμενόμενη τιμή αυτής της κατανομής είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής και η διακύμανση (ή η τυπική απόκλιση) των αποδόσεων παρέχει ένα μέτρο του κινδύνου της.
- 3) Ένα χαρτοφυλάκιο μεμονωμένων μετοχών μπορεί να περιγραφεί απόλυτα από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και τη διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου.

- 4) Η σημαντικότερη υπόθεση του μοντέλου του Markowitz είναι ότι οι επενδυτές ακολουθούν την αρχή της ορθολογικής συμπεριφοράς. Η αρχή αυτή προσδιορίζεται από δύο βασικές παραδοχές: (α) ο επενδυτής προτιμά τις μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μικρότερες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο κινδύνου και (β) ο επενδυτής προτιμά τις πιο σίγουρες από τις πιο ριψοκίνδυνες για κάθε συγκεκριμένο επίπεδο απόδοσης.

Με βάση αυτές τις υποθέσεις το μοντέλο του Markowitz επιχειρεί να προσδιορίσει το άριστο χαρτοφυλάκιο κάτω από συνθήκες αβεβαιότητας. Ειδικότερα, η θεωρία χαρτοφυλακίου ασχολείται με τις δυνατότητες συνδυασμού μεμονωμένων μετοχών σε χαρτοφυλάκια με ποσοτικά προσδιορισμένα χαρακτηριστικά κινδύνου και απόδοσης και με την επιλογή ενός χαρτοφυλακίου, το οποίο μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα (χρησιμότητα) του επενδυτή με ορίζοντα μιας μόνο περιόδου.

2.3. Διαδικασία Συγκρότησης Χαρτοφυλακίων κατά Markowitz

Για την περιγραφή του μοντέλου, θα αναφερθούμε σε τρία στάδια ενεργειών:

- 1) Αναλύουμε τα χαρακτηριστικά των μετοχών, δηλαδή εκτιμούμε τον κίνδυνο και την απόδοση των μεμονωμένων μετοχών, καθώς και τον βαθμό συσχέτισης όλων των εξεταζόμενων μετοχών.
- 2) Χρησιμοποιούμε τα αποτελέσματα του πρώτου σταδίου, για να προσδιορίσουμε τους καλύτερους συνδυασμούς των μεμονωμένων μετοχών, δηλαδή οι συνδυασμοί που θεωρούνται "αποτελεσματικοί" (efficient). Σ' αυτό το σημείο πρέπει να αναφέρουμε ότι ένας συνδυασμός θεωρείται αποτελεσματικός όταν ταυτόχρονα (α) οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει την ίδια προσδοκώμενη απόδοση, είναι πιο ριψοκίνδυνος και (β) οποιοσδήποτε άλλος συνδυασμός που έχει τον ίδιο κίνδυνο, εκτιμάται ότι θα έχει μικρότερη απόδοση.

- 3) Αξιολογούμε τα αποτελέσματα του δευτέρου σταδίου και επιλέγεται από τους αποτελεσματικούς συνδυασμούς μετοχών εκείνος που μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του επενδυτή ή εκείνος που ταιριάζει πιο πολύ στη συνάρτηση ωφελιμότητας (utility function) του επενδυτή.

2.3.1. 1^ο στάδιο

Αναλυτικότερα, στο 1ο στάδιο, αναφερθήκαμε στην απόδοση μιας μετοχής. Η απόδοση μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη περίοδο μπορεί να προέρχεται από δύο πηγές. Πρώτον, από τα κεφαλαιακά κέρδη (ή ζημιές), δηλαδή από τα κέρδη (ή ζημιές) που προκαλούνται από την άνοδο (ή την πτώση) της τιμής της μετοχής κατά τη συγκεκριμένη χρονική περίοδο που εξετάζουμε και δεύτερον, από τα μερίσματα τα οποία μοιράστηκαν κατά την συγκεκριμένη χρονική περίοδο. Επομένως, η απόδοση μιας μετοχής για μια συγκεκριμένη περίοδο προκύπτει από το άθροισμα της ποσοστιαίας μεταβολής της τιμής της και από την ποσοστιαία μερισματική της απόδοση κατά την διάρκεια της εξεταζόμενης περιόδου. Συγκεκριμένα, ο τύπος:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1} + D_{it} / P_{it-1} \quad (2.1)$$

όπου, R_{it} : η απόδοση της μετοχής i την χρονική στιγμή t , P_{it} : η τιμή της μετοχής i στο τέλος της περιόδου t , P_{it-1} : η τιμή της μετοχής i στο τέλος της περιόδου $t-1$, D_{it} : το μέρισμα ανά μετοχή (αν υπάρχει) για την μετοχή i από το τέλος της περιόδου $t-1$ έως το τέλος της περιόδου t .

Πιο χρηστική θεωρείται η εκτίμηση της αναμενόμενης απόδοσης μιας μετοχής με τη βοήθεια μιας κατανομής πιθανοτήτων. Χρησιμοποιούμε δηλαδή, διάφορες πιθανές αποδόσεις (ή τιμές της μετοχής) σε συνδυασμό με τις αντίστοιχες πιθανότητες να συμβούν οι συγκεκριμένες αποδόσεις (ή τιμές). Οι πιθανότητες αυτές είναι έχουν ένα μεγάλο βαθμό υποκειμενικότητας και εξαρτώνται από τις πληροφορίες και τις προσδοκίες κάθε επενδυτή. Επομένως, κάθε επενδυτής είναι δυνατόν να έχει διαφορετική κατανομή πιθανοτήτων για την ίδια την μετοχή.

Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής παρέχει σημαντικές πληροφορίες για την μετοχή, αλλά δεν αρκεί. Χρειάζεται να υπολογιστεί και ένα δεύτερο στατιστικό κριτήριο το οποίο είναι η διακύμανση ή η προσδοκώμενη απόκλιση από την

προβλεπόμενη απόδοση. Ως ορισμό της διακύμανσης, θα μπορούσαμε να αναφέρουμε το σταθμικό μέσο των τετραγώνων των αποκλίσεων των πιθανών αποδόσεων της μετοχής από την αναμενόμενη απόδοση τους, όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται οι πιθανότητες της κατανομής αποδόσεων. Ο υπολογισμός της διακύμανσης αναφέρεται στον παρακάτω τύπο:

$$\sigma^2(R_i) = \sigma_i^2 = \sum_{k=1}^N \rho_k (R_{ik} - E(R_i))^2 \quad (2.2)$$

όπου, R_{ik} : είναι κ πιθανό αποτέλεσμα για την απόδοση της μετοχής i , ρ_k : είναι η πιθανότητα να επιτευχθεί η απόδοση R_{ik} και N είναι το σύνολο των πιθανών αποδόσεων.

Η διακύμανση μετράει την κατά μέσο όρο μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοση τους. Όσο μεγαλύτερη είναι η διακύμανση των αποδόσεων, τόσο μεγαλύτερη είναι η πιθανότητα ότι η πραγματική απόδοση θα αποβεί σημαντικά διαφορετική από την αναμενόμενη απόδοση και κατά συνέπεια, τόσο μεγαλύτερος είναι ο κίνδυνος της μετοχής. Γνωρίζοντας τη διακύμανση μιας μετοχής, μπορούμε εύκολα να υπολογίσουμε και την τυπική απόκλιση, η οποία είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης, δηλαδή:

$$\sigma(R) = \sqrt{\sigma^2} \quad (2.3)$$

Η τυπική απόκλιση μετριέται στις ίδιες μονάδες μέτρησης που μετριοούνται και οι ίδιες οι μετοχές, γεγονός που την κάνει πιο ελκυστική από τη διακύμανση. Εάν για παράδειγμα οι αποδόσεις των μετοχών είναι εκφρασμένες για παράδειγμα, ως ποσοστό επί τοις εκατό, η διακύμανση εκφράζεται ως επί τοις εκατό στο τετράγωνο, το οποίο φαίνεται να μην έχει κανένα υπαρκτό νόημα. Υπάρχουν περιπτώσεις όπου η τυπική απόκλιση σε συνδυασμό με την αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής δεν είναι αρκετές για την αξιολόγηση της μετοχής. Αυτό βέβαια δεν ισχύει στις περιπτώσεις όπου μια μετοχή έχει χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση και υψηλότερο κίνδυνο από μια δεύτερη μετοχή, η οποία προτιμάται σε κάθε περίπτωση.

Τι γίνεται όμως όταν ο επενδυτής δεν μπορεί να αποφασίσει αν θα λάβει υψηλότερη αναμενόμενη απόδοση, αλλά και υψηλότερο κίνδυνο, ή αν θα

προστατευθεί απέναντι στον κίνδυνο, λαμβάνοντας χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση; Η απόφαση αυτή έγκειται καθαρά στις προσωπικές επιθυμίες του επενδυτή. Ανάλογα λοιπόν με τις προτιμήσεις στον κίνδυνο, οι επενδυτές διακρίνονται σε αυτούς που επιθυμούν τον κίνδυνο (risk lovers), σε αυτούς που είναι ουδέτεροι (risk neutral) και αυτούς που αποστρέφονται τον κίνδυνο (risk averse). Για το λόγο αυτό έχει ανακαλυφθεί ένα νέο μέτρο που ονομάζεται ως συντελεστής μεταβλητότητας και ορίζεται ως:

$$CV = \frac{\sigma(R_i)}{E(R_i)} \quad (2.4)$$

Υπολογίζοντας τον συντελεστή μεταβλητότητας για δυο μετοχές διαλέγουμε την μετοχή που έχει το μικρότερο συντελεστή.

Τα τρία προαναφερθέντα στατιστικά κριτήρια εμπεριέχουν πληροφορίες για την κατανομή πιθανοτήτων μιας μεμονωμένης μετοχής. Παρόλα αυτά, δεν δίνουν καμία απολύτως πληροφορία για τις αλληλοσυνδέσεις μεταξύ των αποδόσεων διαφορετικών μετοχών. Προκειμένου να ανακαλύψουμε την παρουσία μιας αλληλοεξάρτησης ανάμεσα σε δύο μετοχές, χρησιμοποιούμε το στατιστικό μέτρο της συνδιακύμανσης.

Η συνδιακύμανση αποδόσεων δύο μετοχών προσδιορίζεται ως ο σταθμικός μέσος των εξαγόμενων των δυο αντίστοιχων αποκλίσεων, δηλαδή αφενός της απόκλισης των αποδόσεων της πρώτης από την αναμενόμενη απόδοση της και αφετέρου της δεύτερης από τη δική της αναμενόμενη απόδοση. Ως σταθμά ορίζονται οι κοινές πιθανότητες εμφάνισης των διαφόρων αποδόσεων των δύο μετοχών. Ο τύπος για την συνδιακύμανση είναι ο κάτωθι:

$$\text{Cov}(R_i, R_j) = \sigma_{i,j} = \sum_{k=1}^N p_k (R_{ik} - E(R_i)) (R_{jk} - E(R_j)) \quad (2.5)$$

όπου p_k είναι η κοινή πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων R_{ik} και R_{jk} , ενώ N ο συνολικός αριθμός των πιθανών αποδόσεων.

Μια θετική συνδιακύμανση δείχνει πως οι τιμές των μετοχών κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση. Η θετική τιμή της συνδιακύμανσης αποκαλύπτει και μια θετική σύγκλιση των αποδόσεων των εξεταζόμενων μετοχών. Με άλλα λόγια όταν η μια μετοχή παρουσιάζει μια απόδοση μεγαλύτερη από την αναμενόμενη, τότε και η

δεύτερη μετοχή τείνει να παρουσιάζει μια απόδοση μεγαλύτερη από την αναμενόμενη της. Αρνητική συνδιακύμανση υποδεικνύει ότι οι αποδόσεις των δύο αυτών μετοχών τείνουν να κινούνται προς την αντίθετη κατεύθυνση, όταν δηλαδή ανεβαίνουν οι τιμές της μιας μετοχής, οι τιμές της δεύτερης τείνουν να πέφτουν.

Επίσης, όταν η μια μετοχή παρουσιάζει μια απόδοση μεγαλύτερη από την αναμενόμενη, τότε και η δεύτερη τείνει να παρουσιάζει μια απόδοση μικρότερη από την αναμενόμενη της. Συμπερασματικά, θα μπορούσε να ειπωθεί ότι η συνδιακύμανση εκτιμάει τον βαθμό κατά την οποίο δύο συγκεκριμένες μετοχές ανταποκρίνονται ομοιόμορφα απέναντι στα ίδια οικονομικά και πολιτικοοικονομικά γεγονότα.

Το τελευταίο μέτρο που θα δούμε σε αυτό το 1^ο στάδιο είναι ο συντελεστής συσχέτισης (correlation coefficient). Ο συντελεστής συσχέτισης παρέχει περισσότερες πληροφορίες για την αλληλεξάρτηση των αποδόσεων δύο μετοχών, δίνοντας μας μια πιο πλήρη εικόνα. Η συνδιακύμανση μας πληροφορεί μόνο για την κατεύθυνση της συσχέτισης των δύο μεταβλητών, δηλαδή αν κινούνται παράλληλα, αντίθετα, ανεξάρτητα ή μία από την άλλη. Δεν έχουμε όμως καμία πληροφόρηση για το πόσο έντονη ή χαλαρή είναι η συσχέτιση αυτή. Σ' αυτό το σημείο έχουμε τη βοήθεια του συντελεστή συσχέτισης. Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές εντός του διαστήματος [-1,1]. Όσο πιο κοντά στο +1 πλησιάζουμε, τόσο εντονότερη είναι η θετική συσχέτιση των αποδόσεων των 2 μετοχών, ενώ αντίθετα, όσο πλησιέστερα προς το -1 βρισκόμαστε, τόσο ισχυρότερη είναι η αρνητική συσχέτιση των αποδόσεων των 2 εξεταζόμενων μετοχών. Ο συντελεστής συσχέτισης των αποδόσεων δύο μετοχών ορίζεται ως ο λόγος της συνδιακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών προς το γινόμενο των δύο αντίστοιχων τυπικών αποκλίσεων. Ο μαθηματικός τύπος είναι ο ακόλουθος:

$$CC(R_i, R_j) = \rho_{ij} = \frac{\text{Cov}((R_i, R_j))}{\sigma(R_i)\sigma(R_j)} \quad (2.6)$$

$\rho = 1$: υπάρχει τέλεια θετική συσχέτιση μεταξύ των τιμών των δύο μετοχών,

$\rho = 0$: δεν υπάρχει καμιά (γραμμική) συσχέτιση μεταξύ των τιμών των δύο μετοχών,

$\rho = -1$: υπάρχει τέλεια αρνητική συσχέτιση μεταξύ των τιμών των δύο μετοχών.

2.3.2. 2^ο στάδιο

Στο 2^ο στάδιο, θα αναφερθούμε στην ανάλυση χαρτοφυλακίου. Η επένδυση του συνόλου του πλούτου του επενδυτή σε μια μεμονωμένη μετοχή θεωρείται μια ανασφαλής και αβέβαιη κίνηση. Ο λόγος είναι πως εάν η πορεία της μετοχής είναι πτωτική, ο επενδυτής θα απολέσει το σύνολο των χρημάτων του. Προς αποφυγήν αυτού, οι επενδυτές συγκροτούν χαρτοφυλάκια μετοχών. Ο βασικότερος λόγος επένδυσης σε χαρτοφυλάκια είναι η διαφοροποίηση, δηλαδή η τοποθέτηση του πλούτου του επενδυτή σε διαφορετικές μετοχές, με απώτερο στόχο την μείωση του κινδύνου.

Το κύριο χαρακτηριστικό που ενδιαφέρει τον επενδυτή είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου του. Η απόδοση του χαρτοφυλακίου αποτελεί το σταθμικό μέσο των μεμονωμένων αποδόσεων των δύο μετοχών, όπου ως σταθμά χρησιμοποιούνται τα ποσοστά της επένδυσης σε κάθε μετοχή. Δηλαδή,

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^N w_i E(R_i) \quad (2.7)$$

όπου, N : είναι ο αριθμός των μετοχών του χαρτοφυλακίου, w_i : είναι το ποσοστό της επένδυσης στη μετοχή i και $E(R_i)$:είναι η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i .

Επίσης, το άθροισμα των ποσοστών της επένδυσης σε όλες τις μετοχές ενός χαρτοφυλακίου ισοδυναμεί με την μονάδα ή αλλιώς:

$$\sum_{i=1}^N w_i = 1 \quad (2.8)$$

Όπως και στην ανάλυση μιας συγκεκριμένης μετοχής που έλαβε χώρα παραπάνω, το δεύτερο στατιστικό μέτρο που θα αναφερθούμε είναι η διακύμανση. Η διακύμανση του χαρτοφυλακίου, απαιτεί τον υπολογισμό των τυπικών αποκλίσεων των τίτλων, που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο και της συνδιακύμανσης των τίτλων αυτών, καθώς και των ποσοστών της αξίας κάθε τίτλου στο σύνολο της αξίας του χαρτοφυλακίου.

Ο τύπος της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου είναι ο κάτωθι:

$$\sigma_p^2 = \sum w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j \quad (2.9)$$

όπου w_i είναι το ποσοστό της επένδυσης στη μετοχή i , σ_i είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής i , σ_j είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων της μετοχής j , ρ_{ij} είναι η συνδιακύμανση των τίτλων ij .

Χρησιμοποιώντας και το συντελεστή συσχέτισης ρ_{ij} των δύο μετοχών, μπορούμε να εκφράσουμε τη συνδιακύμανση τους ως: $\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$ το οποίο και έχουμε αντικαταστήσει στο παραπάνω τύπο.

Με βάση εμπειρικές μελέτες που έχουν πραγματοποιηθεί, η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου είναι χαμηλότερη από την τυπική απόκλιση της κάθε μεμονωμένης μετοχής. Η παρατήρηση αυτή μας αποκαλύπτει την μείωση του κινδύνου, που επιτυγχάνεται μέσω της διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου. Επίσης, η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου είναι χαμηλότερη ακόμα και από τον μέσο όρο των τυπικών αποκλίσεων των μετοχών που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο. Προφανώς, πάλι από αποτελέσματα εμπειρικών μελετών, ο κίνδυνος ενός χαρτοφυλακίου εξαρτάται από τον συντελεστή συσχέτισης των αποδόσεων των μετοχών. Σύμφωνα με τον Markowitz, συνδυάζοντας μετοχές που παρουσιάζουν μικρότερη από την τέλεια θετική συσχέτιση (δηλαδή $\rho < 1$), ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου γίνεται σημαντικά μικρότερος από τους κινδύνους των συγκεκριμένων μετοχών. Συμπερασματικά, όσο πιο μικρή είναι η συσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών, τόσο πιο μικρός θα είναι ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου, που τις περιλαμβάνει.

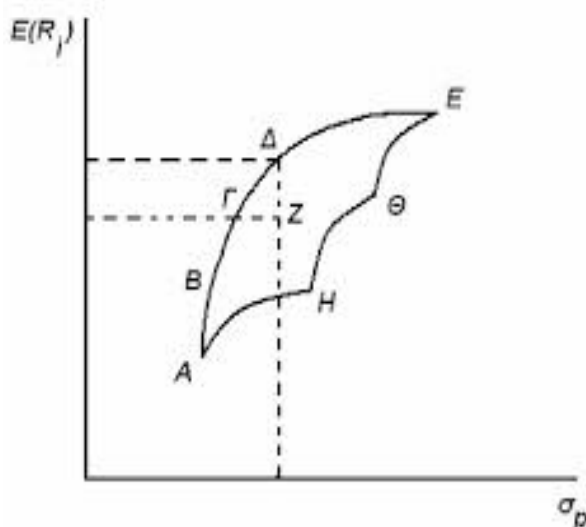
Αποδοτικά χαρτοφυλάκια

Πριν προχωρήσουμε στο 3^ο στάδιο του μοντέλου του Markowitz, έχοντας παρουσιάσει τα σημαντικότερα στατιστικά κριτήρια αξιολόγησης των μετοχών και χαρτοφυλακίων, εισάγουμε την έννοια του "αποδοτικού" χαρτοφυλακίου (efficient portfolio). Ένα χαρτοφυλάκιο είναι αποδοτικό, όταν συντρέχουν οι εξής προϋποθέσεις: (α) του προσφέρει την μέγιστη προσδοκώμενη απόδοση για διάφορα επίπεδα κινδύνου και (β) του προσφέρει τον μικρότερο κίνδυνο για διάφορα επίπεδα προσδοκώμενης απόδοσης. Ο γεωμετρικός τόπος των

αποδοτικών χαρτοφυλακίων ονομάζεται μέτωπο των αποδοτικών συνδυασμών ή αποδοτικό σύνορο (efficient frontier).

Τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται επάνω στο σύνορο των αποδοτικών συνδυασμών έναντι όλων των υπόλοιπων συνδυασμών κινδύνου-απόδοσης, που βρίσκονται προς τα δεξιά ή κάτω από το αποδοτικό μέτωπο, όπως φαίνεται και στο Σχήμα 2.1.

Σχήμα 2.1: Σύνορο Αποδοτικών Χαρτοφυλακίων



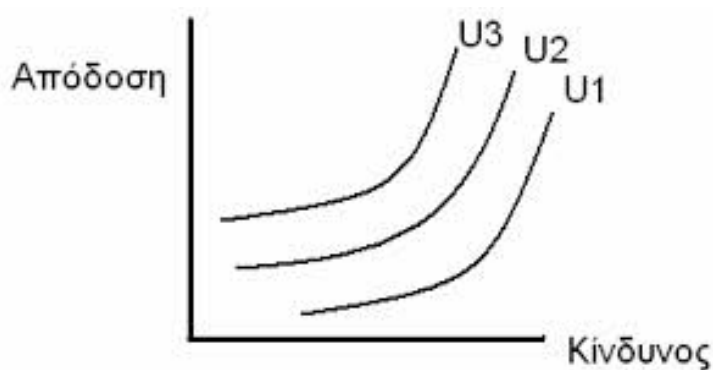
Οι συνδυασμοί πάνω στο αποτελεσματικό σύνορο $AE(A,B,\Gamma,\Delta,E)$ θεωρούνται αποδοτικοί συνδυασμοί, ενώ οι συνδυασμοί Z,H,Θ λέγονται εφικτοί συνδυασμοί. Γενικότερα, όποιο χαρτοφυλάκιο βρίσκεται πάνω στο σύνορο AE υπερέχει έναντι όλων των άλλων χαρτοφυλακίων που βρίσκονται προς τα δεξιά ή κάτω από το σύνορο αυτό. Κατά συνέπεια, συμφέρει τον επενδύτη να επιλέξει ένα από τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια. Την επιλογή ποιού από τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια θα

επιλέξει ο επενδυτής απάντηση θα μας δώσει το τρίτο στάδιο του μοντέλου του Markowitz.

2.3.3. 3^ο στάδιο

Στο 3^ο στάδιο του μοντέλου, έχουμε την επιλογή του χαρτοφυλακίου. Ο επενδυτής θα προβεί στην επιλογή του αποδοτικού χαρτοφυλακίου, που θα ταιριάζει περισσότερο στις προσωπικές του προτιμήσεις απέναντι στον συνδυασμό απόδοσης-κινδύνου. Πιο συγκεκριμένα, ο επενδυτής θα επιλέξει εκείνο το χαρτοφυλάκιο από το αποδοτικό σύνολο που μεγιστοποιεί την αναμενόμενη ωφελιμότητα του. Για να γίνει πιο κατανοητή η έννοια της ωφελιμότητας θα εισάγουμε την έννοια των καμπυλών αδιαφορίας ενός επενδυτή. Οι καμπύλες αυτές εκφράζουν η κάθε μία ισοδύναμους συνδυασμούς κινδύνου-ωφέλειας, έτσι όπως τις αντιλαμβάνεται ο επενδυτής. Προφανώς, ο επενδυτής επιθυμεί να μετατοπίζεται από την καμπύλη αδιαφορίας (ωφελιμότητας) σε μια παράλληλο της που ευρίσκεται ψηλότερα και εκφράζει βελτιωμένες σχέσεις κινδύνου-ωφέλειας.

Σχήμα 2.2: Καμπύλες Αδιαφορίας Επενδυτή Χαρτοφυλακίου

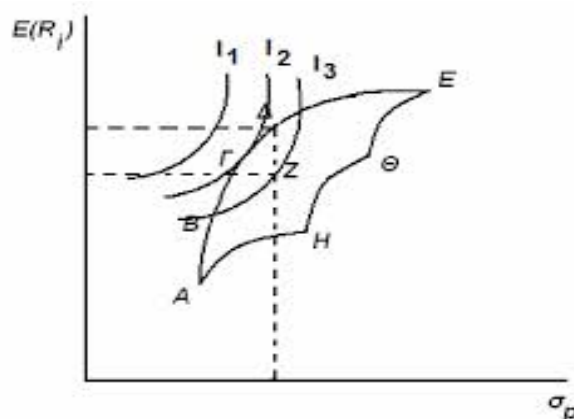


Στο Σχήμα 2.2 βλέπουμε 3 καμπύλες αδιαφορίας ενός επενδυτή. Με βάση τα ανωτέρω συμφέρει τον επενδυτή να επιλέξει συνδυασμούς κινδύνου-απόδοσης που κείνται επί της U_3 και όχι επί της U_1 και της U_2 και εν γένει επί καμπυλών αδιαφορίας που βρίσκονται όσο το δυνατόν αριστερότερα.

Σε αυτό το σημείο, αφού πραγματοποιήσαμε την παραπάνω ανάλυση, μπορούμε να δείξουμε πως ο επενδυτής θα διαλέξει το χαρτοφυλάκιο της αρεσκείας του από

όλα τα αποδοτικά χαρτοφυλάκια του Σχήματος 2.1. Ο επενδυτής θα διαλέξει εκείνο το χαρτοφυλάκιο που αντιστοιχεί στο σημείο επαφής μεταξύ του συνόρου αποδοτικών χαρτοφυλακίων (η γραμμή ΑΕ στο Σχήμα 2.3) και της όσο δυνατόν αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας του. Η επιλογή αυτή φαίνεται στο Σχήμα 2.3.

Σχήμα 2.3: Επιλογή του Βέλτιστου Χαρτοφυλακίου



Όπως φαίνεται στο διάγραμμα, το σημείο Γ, αποτελεί το σημείο επαφής του αποδοτικού συνόρου και της όσο το δυνατόν αριστερότερα ευρισκόμενης καμπύλης αδιαφορίας I_2 του επενδυτή και είναι ο συνδυασμός που θα επιλέξει ο επενδυτής ως το βέλτιστο χαρτοφυλάκιο του.

2.4. Το Υπόδειγμα της Αγοράς (Single Index Model)

Το υπόδειγμα της αγοράς που αναπτύχθηκε από τον William Sharpe περιγράφει μια γραμμική σχέση ανάμεσα στην απόδοση μεμονωμένων χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων και την απόδοση της συνολικής αγοράς. Βασίζεται στην υπόθεση ότι η απόδοση ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου έχει την τάση να κυμαίνεται όμοια με την απόδοση του δείκτη της αγοράς. Η μαθηματική έκφραση του υποδείγματος είναι ο παρακάτω τύπος:

$$R_{it} = a_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (2.10)$$

όπου, R_{it} : η (τυχαία) απόδοση του χρεογράφου i κατά την περίοδο t , R_{mt} : η (τυχαία) απόδοση του Γενικού Δείκτη m κατά την περίοδο t , a_i : σταθερά-

παράμετρος. Δεν σχετίζεται με τις διακυμάνσεις των αποδόσεων του δείκτη, β_i : ο συντελεστής βήτα του χρεογράφου i , ή αλλιώς ο συστηματικός κίνδυνος του χρεογράφου i , ο οποίος μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις διακυμάνσεις της απόδοσης του Γενικού Δείκτη, e_{it} : το σφάλμα της απόδοσης του χρεογράφου i κατά την περίοδο t .

2.4.1. Υποθέσεις του υποδείγματος

Η εκτίμηση του υποδείγματος της αγοράς γίνεται συχνά εφαρμόζοντας την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για την οποία υπάρχουν αρκετά περιοριστικές υποθέσεις οι οποίες πρέπει να ελέγχονται εμπειρικά. Έτσι, έχουμε:

- 1) $E(e_{it}) = 0$, δηλαδή η αναμενόμενη τιμή του στοχαστικού όρου είναι μηδέν.
- 2) $Cov(e_{it}, e_{it+k}) = 0$ για κάθε $k \neq 0$, που σημαίνει ότι υπάρχει διαχρονική ανεξαρτησία των καταλοίπων, δηλαδή δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των τιμών του στοχαστικού όρου e_{it} . Η υπόθεση αυτή είναι αναγκαία για την εκτίμηση των παραμέτρων.
- 3) $Cov(e_{it}, R_{mt}) = 0$, δηλαδή η τυχαία μεταβλητή e_{it} , η οποία εκφράζει την απόδοση των τυχαίων, μη συστηματικών παραγόντων, είναι ανεξάρτητη από τις μεταβολές του συστηματικού παράγοντα R_m
- 4) $Var(e_{it}) = \sigma^2_t$. Η υπόθεση αυτή είναι η υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας. Σύμφωνα με αυτήν, η διακύμανση των καταλοίπων είναι σταθερή για όλη την περίοδο του δείγματος.

Σε αυτό το σημείο, θα αναφερθούμε στην απόδοση του χρεογράφου, η οποία σύμφωνα με το υπόδειγμα διαιρείται σε δύο μέρη:

- i. την απόδοση που σχετίζεται με την απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $\beta_i R_{mt}$ (συστηματικό μέρος),
- ii. την απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης a_i (μη συστηματικό μέρος).

Το μη συστηματικό μέρος εκφράζει την επίδραση παραγόντων οι οποίοι είναι μοναδικοί για κάθε εταιρεία και οι οποίοι θεωρούνται ότι δεν έχουν καμία

επίδραση στην απόδοση του Γενικού Δείκτη (π.χ. το μέγεθος της εταιρείας). Χρησιμοποιώντας την σχέση μπορούμε να εκφράσουμε και την αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου ως:

$$E(R_i) = \beta_i E(R_m) + \alpha \quad (2.11)$$

όπου $i = 1, 2, \dots, N$, $E(R_i)$: η αναμενόμενη απόδοση του χρεογράφου i , $E(R_m)$: η αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη.

Ως συνέπεια, η αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου, διαιρείται σε δύο μέρη:

- i. την αναμενόμενη απόδοση που σχετίζεται με την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης $\beta_i E(R_m)$ (συστηματικό μέρος),
- ii. την αναμενόμενη απόδοση που είναι ανεξάρτητη από την αναμενόμενη απόδοση του Γενικού Δείκτη και φαίνεται από το μέρος της εξίσωσης α_i (μη συστηματικό μέρος).

Συνεχίζοντας την ανάλυση μας, με την βοήθεια του υποδείγματος της αγοράς, θα αναφερθούμε στον συνολικό κίνδυνο ενός χρεογράφου, ξεκινώντας με τον υπολογισμό της διακύμανσης της απόδοσης με τον παρακάτω τύπο:

$$\sigma^2_i = \beta_i^2 \sigma^2_m + \sigma^2_{ei} \quad (2.12)$$

όπου,

σ^2_m : η διακύμανση της απόδοσης του Γενικού Δείκτη,

σ^2_{ei} : η διακύμανση του στοχαστικού όρου e_i ($i=1, 2, 3, \dots, N$)

Το πρώτο μέρος του συνολικού κινδύνου του χρεογράφου i είναι ο συστηματικός κίνδυνος και δίνεται από το $\beta_i^2 \sigma^2_m$. Ο πρώτος όρος β_i^2 δείχνει πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση του χρεογράφου i στις κινήσεις της απόδοσης του ΓΔ. Ο δεύτερος όρος είναι η διακύμανση της αγοράς, η οποία μετράει την μεταβλητότητα που συνδέεται με την απόδοση του ΓΔ. Προφανώς, οι επενδυτές προτιμούν να επενδύουν σε επιθετικά χρεόγραφα όταν η αγορά ανεβαίνει και σε αμυντικά όταν η αγορά πέφτει. Αφού η διακύμανση του δείκτη της αγοράς είναι σταθερή σε σχέση με τα άλλα χρεόγραφα του δείκτη, ο συντελεστής βήτα παρέχει ένα μέτρο του συστηματικού κινδύνου του χρεογράφου. Ο

συστηματικός κίνδυνος είναι και μη διαφοροποιήσιμος κίνδυνος. Το δεύτερο μέρος όπως αναφέραμε του συνολικού κινδύνου του χρεογράφου i , όπως φαίνεται και στον τύπο είναι ο μη συστηματικός κίνδυνος ή ειδικός κίνδυνος και δίνεται από το σ^2_{ei} . Ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να εξαλειφθεί ή τουλάχιστον το μεγαλύτερο μέρος του να μειωθεί εάν κατέχουμε ένα χαρτοφυλάκιο με αρκετά χρεόγραφα. Ο κίνδυνος αυτός μετρά το μέρος της μεταβλητότητας του χρεογράφου i που είναι ανεξάρτητο από την συνολική κατάσταση στην αγορά. Εμφανίζεται από γεγονότα που είναι ειδικά για μια εταιρεία.

Άρα, Συνολικός κίνδυνος= Συστηματικός κίνδυνος + Μη συστηματικός κίνδυνος

Ο τύπος υπολογισμού του β (συστηματικού κινδύνου) είναι ο κάτωθι:

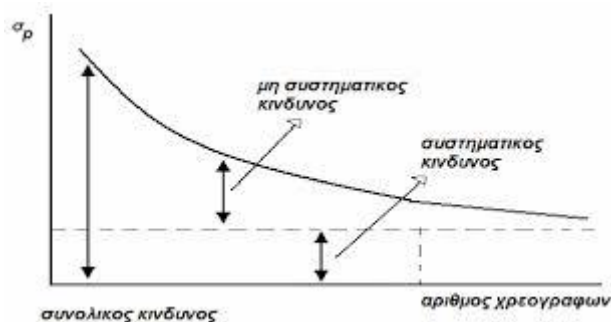
$$\beta_i = \sigma_{im} / \sigma^2_m \quad (2.13)$$

όπου σ_{im} : η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου i και του Γενικού Δείκτη της Αγοράς m , σ^2_m : η διακύμανση της απόδοσης του ΓΔ της αγοράς m .

Το χαρτοφυλάκιο της αγοράς έχει συντελεστή $\beta=1$ και το χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου έχει $\beta=0$. Ο βαθμός ευαισθησίας των μετοχών στις κινήσεις του δείκτη της αγοράς τις κατατάσσει σε επιθετικές ή αμυντικές.

- Για μία μετοχή $\beta > 1$: επιθετική, σε ανοδική αγορά υπάρχει υψηλότερη απόδοση ενώ σε καθοδική αγορά παρατηρούνται περισσότερες ζημιές από αυτές του χαρτοφυλακίου αγοράς.
- Για μία μετοχή $\beta < 1$: αμυντική, σε ανοδική αγορά παρατηρούνται μικρότερες αποδόσεις ενώ σε καθοδική αγορά σημειώνονται λιγότερες ζημιές από αυτές του χαρτοφυλακίου αγοράς.

Σχήμα 2.4: Κίνδυνος Χαρτοφυλακίου



Ως συμπέρασμα, μπορούμε να πούμε τα εξής: Ο συστηματικός κίνδυνος προκύπτει από γεγονότα τα οποία επηρεάζουν ολόκληρη την αγορά, επηρεάζει τις αποδόσεις όλων των χρεογράφων, δεν μπορεί να εξαλειφθεί με την διαφοροποίηση και μετριέται από το βήτα(beta). Αντιθέτως, ο μη συστηματικός ειδικός κίνδυνος προκύπτει από γεγονότα τα οποία είναι μοναδικά για κάθε επιχείρηση, επηρεάζει τις αποδόσεις του χρεογράφου, μπορεί να μειωθεί ή να εξαλειφθεί με την διαφοροποίηση και τέλος μπορεί να μετρηθεί χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα της αγοράς.

Αν αναφερόμαστε σε χαρτοφυλάκιο μετοχών και όχι σε μεμονωμένες μετοχές, ο β_x είναι ο σταθμικός μέσος των συντελεστών β των επιμέρους χρεογράφων από τα οποία αποτελείται το χαρτοφυλάκιο και δίνεται από τον τύπο:

$$\beta_x = \sum_{i=1}^N w_i \beta_i \quad (2.14)$$

όπου, $w_i = n_i r_i / \sum n_i r_i$, το ποσοστό του χαρτοφυλακίου που είναι επενδυμένο στην i μετοχή, n_i : το πλήθος των τίτλων του χαρτοφυλακίου.

2.4.2. Χρήσεις του υποδείγματος της αγοράς

Το υπόδειγμα της αγοράς χρησιμεύει στα ακόλουθα:

- 1) Στην εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου ενός χρεογράφου ή χαρτοφυλακίου.
- 2) Στην απλοποίηση των εκτιμήσεων στην θεωρία του Markowitz ,δηλαδή τον υπολογισμό των αναμενόμενων αποδόσεων, των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων των χρεογράφων, έτσι ώστε να υπολογιστεί το σύνολο των αποδοτικών χαρτοφυλακίων.
- 3) Το μοντέλο της αγοράς επιλύει άμεσα το πρόβλημα της ανάλυσης χαρτοφυλακίου. Δηλαδή, η $E(R_p)$ και η $Var(R_p)$ βρίσκονται απευθείας.

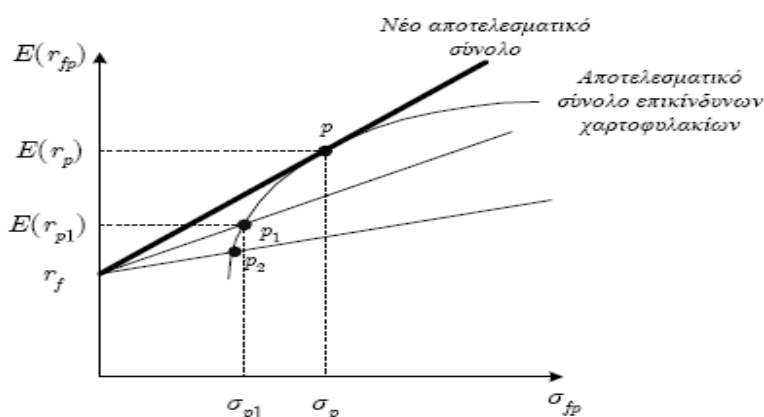
2.5. Το υπόδειγμα της Κεφαλαιαγοράς

2.5.1. Η επίδραση του risk free asset στο αποτελεσματικό σύνολο

Ως επένδυση μηδενικού κινδύνου θεωρείται ένα ακίνδυνο χρεόγραφο (risk free asset) που η απόδοση του δεν εμπεριέχει καμία αβεβαιότητα. Τέτοιου είδους χρεόγραφα θα μπορούσαν να είναι ένα γραμμάτιο του δημοσίου ή ένα κρατικό ομόλογο μιας ισχυρής οικονομικά χώρας. Για αυτό το λόγο στο σύνολο των επενδυτικών ευκαιριών θα πρέπει να προστεθούν και αυτές οι ασφαλείς επενδύσεις, οπότε το αποδοτικό σύνολο ή μέτωπο αποτελεσματικών συνδυασμών θα πρέπει να επαναπροσδιοριστεί.

- Στην περίπτωση που υπάρχει ένα αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο (δηλαδή μπορούμε να δανειστούμε και να δανείσουμε στο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο) και ένα με κίνδυνο, το αποτελεσματικό σύνολο είναι γραμμικό
- Στην περίπτωση που θέλουμε να συνδυάσουμε ένα αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο με ολόκληρο το αποτελεσματικό σύνολο χαρτοφυλακίου με κίνδυνο έχουμε το ακόλουθο σχήμα:

Σχήμα 2.5: Αποτελεσματικό σύνολο λόγω ύπαρξης risk-free asset

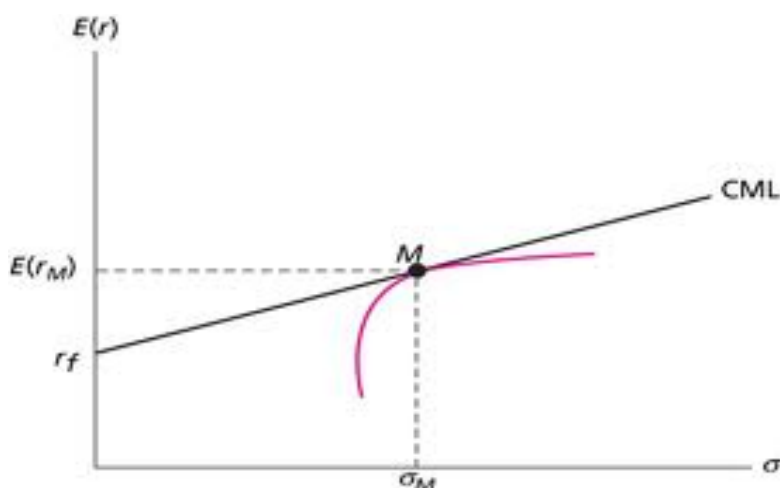


Στο Σχήμα 2.5 οι επενδυτές μπορούν να επενδύσουν μέρος των κεφαλαίων τους σε κάποια από τις αποδοτικές επενδύσεις του αποτελεσματικού συνόλου επικίνδυνων χαρτοφυλακίων και μέρος στις ασφαλείς επενδύσεις, οπότε μπορούν να δημιουργήσουν έναν από τους συνδυασμούς r_{fp_2} , r_{fp_1} , r_{fp} κτλ. Εύκολα αντιλαμβανόμαστε ότι ο συνδυασμός r_{fp} είναι καλύτερος από τους άλλους δύο. Δηλαδή, ο κάθε επενδυτής επιθυμεί να επιτύχει την μεγαλύτερη δυνατή απόδοση σε κάθε επίπεδο κινδύνου, για αυτό θέλει να κινηθεί όσο αριστερότερα γίνεται, στα πλαίσια του εφικτού, δηλαδή να συνδυάσει ασφαλείς επενδύσεις με κάποια από τις επενδύσεις του αποτελεσματικού συνόρου επικίνδυνων χαρτοφυλακίων. Είναι προφανές ότι η μεγιστοποίηση της ωφέλειας του επενδυτή προκύπτει από τον συνδυασμό που ορίζει η εφαπτομένη που φέρεται από το αποτελεσματικό σύνορο επικίνδυνων χαρτοφυλακίων.

2.5.2. Η Καμπύλη της Κεφαλαιαγοράς

Η ευθεία που ξεκινάει από το r_f ονομάζεται Γραμμή Κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line) όπως φαίνεται στο Σχήμα 2.6 και εκφράζει τους συνδυασμούς ριψοκίνδυνων και ασφαλών επενδύσεων που έχουν αποτελεσματική σχέση κινδύνου-απόδοσης. Οι συνδυασμοί μεταξύ του αξιόγραφου χωρίς κίνδυνο και του εφαπτόμενου χαρτοφυλακίου M συνθέτουν το αποτελεσματικό σύνορο. Το αποτελεσματικό σύνορο είναι γραμμικό και καλείται CML. Η εξίσωση περιγράφει στοιχεία που βρίσκονται στο μέσα στο αποτελεσματικό σύνορο.

Σχήμα 2.6: Η Καμπύλη της Κεφαλαιαγοράς CML



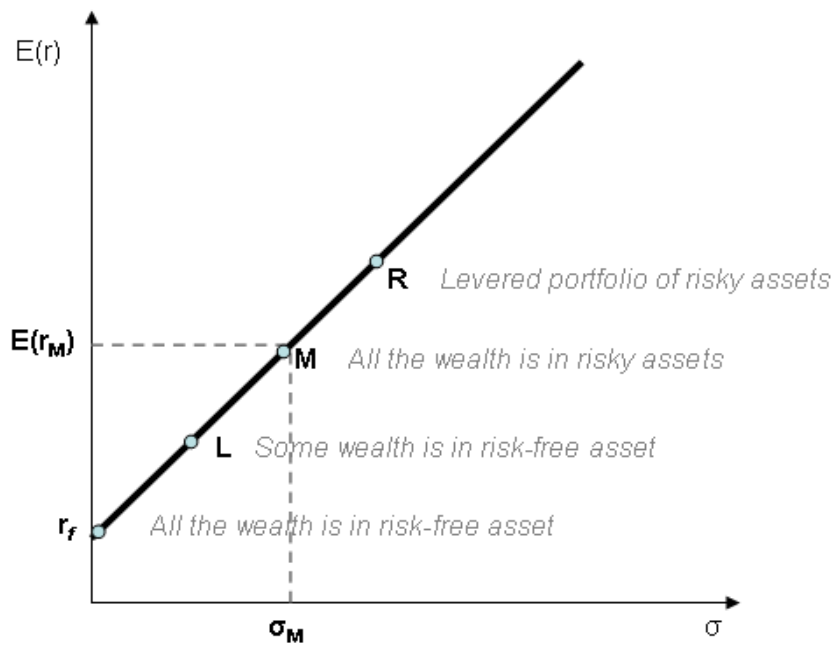
Η μαθηματική έκφραση της CML έχει ως εξής:

$$E(R_p) = R_f + [E(R_m) - R_f]\sigma(R_p)/\sigma(R_m) \quad (2.15)$$

όπου: $E(R_p)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου, R_f : η απόδοση του αξιόγραφου με μηδενικό κίνδυνο, $E(R_m)$: η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς(συνολικά), $\sigma(R_p)$: η τυπική απόκλιση (συνολικός κίνδυνος) του χαρτοφυλακίου, $\sigma(R_m)$: η τυπική απόκλιση (συνολικός κίνδυνος) του χαρτοφυλακίου της αγοράς.

Στο Σχήμα 2.7 θέλουμε να δείξουμε τις δυνατότητα του κάθε επενδυτή να τοποθετήσει τα κεφάλαια του σε 4 εναλλακτικά επενδυτικά σχέδια.

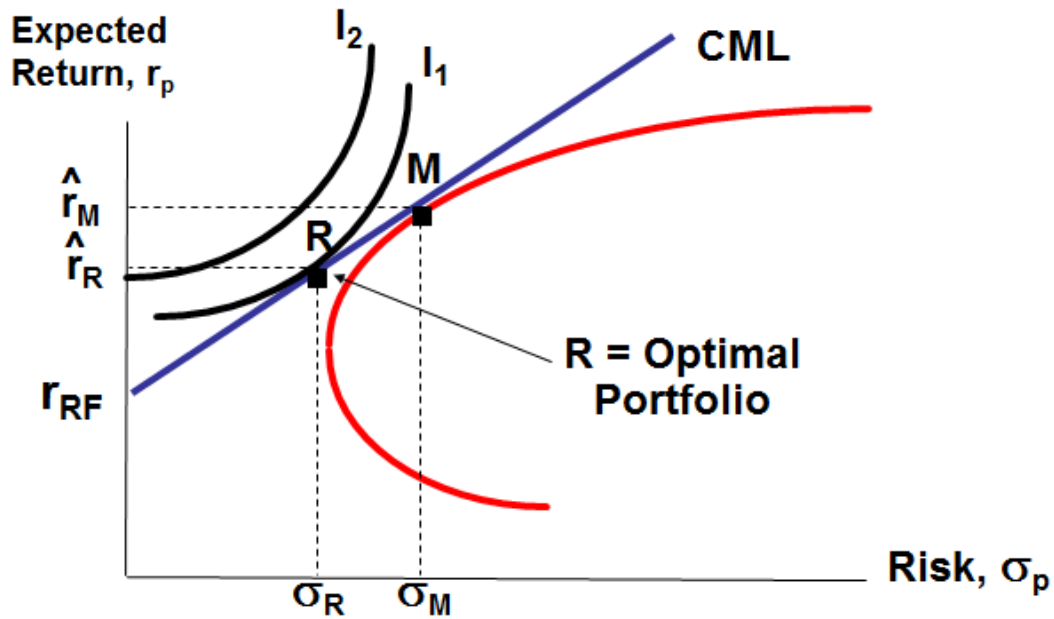
Σχήμα 2.7: Καμπύλη Κεφαλαιαγοράς με 4 εναλλακτικά επενδυτικά σχέδια



- Σε μηδενικού κινδύνου αξιόγραφα (r_f).
- Σε μηδενικού κινδύνου αξιόγραφα και μετοχές με αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο μικρότερα από τα αντίστοιχα ποσά του χαρτοφυλακίου της αγοράς (L).
- Σε μετοχές που παρουσιάζουν την ίδια συμπεριφορά με αυτή του χαρτοφυλακίου της αγοράς (M).
- Σε μετοχές με αναμενόμενη απόδοση και κίνδυνο μεγαλύτερα από αυτά του χαρτοφυλακίου της αγοράς (R).

Κλείνοντας, οι επενδυτές επιλέγουν εκείνους τους συνδυασμούς που ταιριάζουν στη συνάρτηση ωφελιμότητας τους, με βάση τις καμπύλες ωφελιμότητας που εκφράζουν τις προτιμήσεις τους. Ομοίως με πριν, έτσι και τώρα, η μεγιστοποίηση του οφέλους κάθε επενδυτή εκφράζεται από το σημείο R, στο οποίο η καμπύλη ωφελιμότητας του εφάπτεται στην CML όπως παρατηρούμε στο Σχήμα 2.8.

Σχήμα 2.8: Επιλογή βέλτιστου χαρτοφυλακίου



2.6. Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (ΥΑΚΣ)

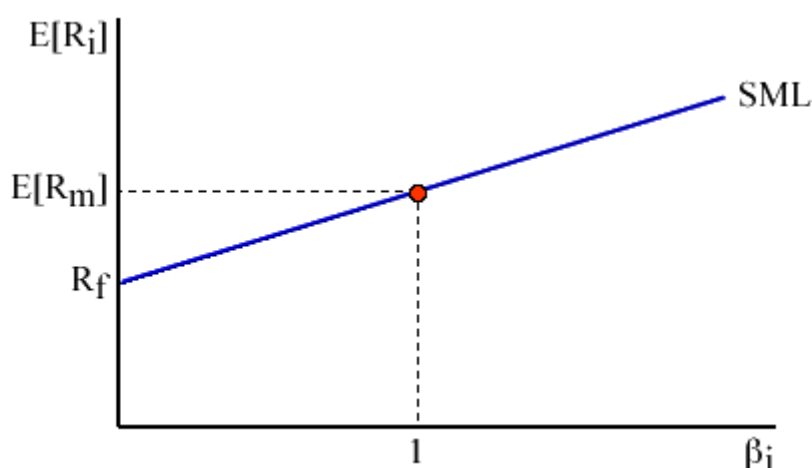
Το υπόδειγμα αποτίμησης κεφαλαιακών στοιχείων (ΥΑΚΣ) ή ως γνωστό CAPM (Capital Asset Pricing Model) δημιουργήθηκε από τους Sharpe (1964), Litner (1965) και Mossin (1966) οι οποίοι εισήγαγαν την έννοια του risk free asset στις μέχρι τότε μελέτες και ολοκλήρωσαν τη θεωρία ισορροπίας της κεφαλαιαγοράς. Το CAPM δείχνει τη σχέση μεταξύ απόδοσης και ολικού κινδύνου (μετρούμενου με την τυπική απόκλιση), σε καταστάσεις ισορροπίας. Όπως αναλύσαμε και προηγουμένως, με την διαφοροποίηση του χαρτοφυλακίου, ένα κομμάτι του ολικού κινδύνου, ο ειδικός ή μη συστηματικός κίνδυνος, εξουδετερώνεται στα πλαίσια ενός αποτελεσματικού χαρτοφυλακίου. Επομένως, οι επενδυτές δεν λαμβάνουν υπόψη αυτό το είδος κινδύνου διότι μπορούν να το εξουδετερώσουν. Ο συστηματικός κίνδυνος λοιπόν, μετριέται με τον συντελεστή βήτα (beta) και δείχνει το ποσοστό μεταβολής των αποδόσεων ενός χαρτοφυλακίου ή μιας μετοχής σε σχέση με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς. Η μαθηματική έκφραση του ΥΑΚΣ είναι η κάτωθι:

$$E(R_{it}) = R_{ft} + b_i[E(R_{mt}) - R_{ft}] \quad (2.16)$$

όπου: $E(R_{it})$ = αναμενόμενη απόδοση i αξιογράφου κατά την περίοδο t , R_{ft} = απόδοση ασφαλών επενδύσεων κατά τον χρόνο t , b_i = συντελεστής συστηματικού κινδύνου του αξιογράφου i , $E(R_{mt})$ = αναμενόμενη απόδοση της αγοράς κατά την περίοδο t .

Η διαγραμματική απεικόνιση της παραπάνω σχέσης (γραφική παράσταση) καλείται Security Market Line(SML) όπως φαίνεται παρακάτω:

Σχήμα 2.9: Σχέση Απόδοσης και Συστηματικού Κινδύνου



2.6.1. Υποθέσεις του υποδείγματος

- 1) Οι αποδόσεις των αξιόγραφων κατανέμονται κανονικά (αυτή η συνθήκη είναι ικανή, αλλά όχι αναγκαία για την απόδειξη του CAPM).
- 2) Οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο και μεγιστοποιούν την αναμενόμενη χρησιμότητα του πλούτου τους σε μία περίοδο. Άρα, το CAPM είναι μια θεωρία για risk averse επενδυτές. Ο επενδυτής ζει την χρονική στιγμή και ενδιαφέρεται να μεγιστοποιήσει τον πλούτο του άμεσα. Καλείται στατικό υπόδειγμα γιατί βλέπει μόνο μια περίοδο μπροστά.
- 3) Οι επενδυτές είναι δέκτες τιμών (price takers) δηλαδή δεν μπορούν να επηρεάσουν τις τιμές της αγοράς και έχουν ομογενείς προσδοκίες (ίδιος πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων, ίδιο διάνυσμα, ίσες αναμενόμενες αποδόσεις) σχετικά με την κατανομή των αποδόσεων.

- 4) Υπάρχει ένα αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο, στο οποίο οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν και να δανειστούν απεριόριστα ποσά.
- 5) Η αγορά βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας.
- 6) Η αγορά είναι τέλεια δηλαδή:
 - i) Δεν υπάρχουν φόροι και κόστη συναλλαγών.
 - ii) Οι μετοχές είναι απεριόριστα αδιαίρετες.
 - iii) Οι τιμές δεν επηρεάζονται από τις ενέργειες μεμονωμένων επενδυτών.
 - iv) Δεν υπάρχουν έξοδα παροχής πληροφοριών.
- 7) Οι πληροφορίες είναι διαθέσιμες σε όλους τους επενδυτές.

2.6.2. Σημασία των υποθέσεων

- 1) Οι (1) και (2) εξασφαλίζουν ότι βρισκόμαστε σε mean-variance analysis, όπου οι καμπύλες αδιαφορίας είναι συναρτήσεις αναμενόμενης τιμής και απόδοσης που στρέφουν τα κοίλα προς τα άνω.
- 2) Η (3) εξασφαλίζει ότι το αποτελεσματικό σύνορο είναι κοινό για κάθε επενδυτή, δηλαδή ίδια γραμμή κεφαλαιαγοράς (CML).
- 3) Η (4) εξασφαλίζει ότι το αποτελεσματικό σύνορο είναι γραμμικό και ότι ισχύει το two fund seperation theorem. Το εφαπτόμενο χαρτοφυλάκιο είναι το ίδιο για όλους τους επενδυτές, γιατί έχουν ομογενείς προσδοκίες. Αυτό συμβαίνει διότι το αποτελεσματικό σύνορο είναι το ίδιο για όλους τους επενδυτές. Αυτό βέβαια δεν σημαίνει ότι όλοι διαλέγουν αυτό το χαρτοφυλάκιο, διότι ο καθένας έχει διαφορετική καμπύλη αδιαφορίας. Οπότε το άριστο χαρτοφυλάκιο είναι διαφορετικό για τον καθένα.
- 4) Η (5) εξασφαλίζει ότι όλα τα αξιόγραφα με κίνδυνο πρέπει να ανήκουν στο κοινό εφαπτόμενο χαρτοφυλάκιο αλλιώς δεν θα υπήρχε ισορροπία.

2.6.3. Σύγκριση Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και CAPM

- 1) Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για τα αποτελεσματικά χαρτοφυλάκια ενώ το CAPM ισχύει για μεμονωμένες μετοχές και για χαρτοφυλάκια αποτελεσματικά ή μη.

- 2) Στην γραμμή κεφαλαιαγοράς ο κίνδυνος μετριέται με την τυπική απόκλιση $E(R_p) = R_f + \{E(R_m) - R_f\}\sigma(R_p)/\sigma(R_m)$, ενώ στο CAPM ο κίνδυνος μετριέται με τον συντελεστή β (beta) αφού $E(R_{it}) = R_{ft} + \beta_i[E(R_{mt}) - R_{ft}]$.
- 3) Το risk premium στην γραμμή κεφαλαιαγοράς είναι $\{E(R_m) - R_f\}\sigma(R_p)/\sigma(R_m)$ ενώ στο CAPM είναι $[E(R_{mt}) - R_{ft}]$.
- 4) Ομοιότητα φαίνεται στους δύο τύπους μόνο στο γεγονός ότι εκφράζουν μια γραμμική σχέση μεταξύ αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου.

2.6.4. Χρήσεις του CAPM

Το CAPM μας επιτρέπει να υπολογίσουμε την απόδοση που απαιτεί ο επενδυτής σε κατάσταση ισορροπίας των αγορών. Επιπρόσθετα επιτρέπει:

- 1) τον υπολογισμό του κόστους κεφαλαίου,
- 2) την αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων που έχουν αβέβαιες αποδόσεις και
- 3) μπορούμε να μετρήσουμε την αποδοτικότητα χαρτοφυλακίων (*δείκτης Treynor που θα αναφέρουμε αργότερα στην ανάλυση μας).

2.6.5. Πόσο καλό είναι το CAPM ως υπόδειγμα

- 1) Για να θεωρηθεί το CAPM ως "καλό" υπόδειγμα, θα πρέπει οι αποδόσεις, που δίνει να είναι "κοντά" στις εμπειρικές αποδόσεις.
- 2) Διάφοροι έλεγχοι του υποδείγματος έχουν δείξει ότι οι αποδόσεις αξιόγραφων με μικρούς (υψηλούς) συντελεστές β είναι πολύ υψηλότερες (χαμηλότερες) από αυτές που προβλέπει το υπόδειγμα. Επί παραδείγματι, αν έχω ένα στοιχείο με χαμηλό β , τότε το CAPM σε όρους αποδόσεων το υποτιμά, σε όρους τιμών όμως θα το υπερτιμήσει με δεδομένο ότι απόδοση - τιμή έχουν αντίστροφη σχέση.
- 3) Στο CAPM εμφανίζονται το αγοραίο χαρτοφυλάκιο, οι αναμενόμενες αποδόσεις και ο συντελεστής β . Όσον αφορά το αγοραίο χαρτοφυλάκιο δεν ξέρουμε από ποιά αξιόγραφα αποτελείται. Ο Roll αμφισβήτησε το CAPM διότι απέδειξε ότι αν το αγοραίο χαρτοφυλάκιο είναι αποδοτικό τότε ισχύει

το υπόδειγμα και αντιστρόφως αν ισχύει το CAPM, τότε το αγοραίο χαρτοφυλάκιο είναι αποδοτικό.

2.7. Αξιολόγηση επιδόσεων χαρτοφυλακίων

Σε αυτό το σημείο θα δούμε τρόπους αξιολόγησης χαρτοφυλακίων με βάση τρεις δείκτες-κριτήρια:

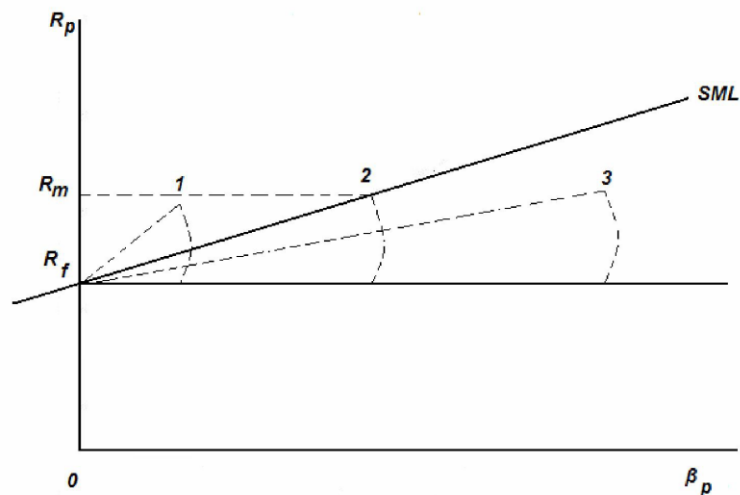
- 1) **Κριτήριο Treynor:** Ο Treynor (1965) διατύπωσε την άποψη ότι είναι απαραίτητη η μέτρηση της επίδοσης μιας επένδυσης βάση μέτρων απόδοσης προσαρμοσμένων στον κίνδυνο. Ο δείκτης εκφράζει την απόδοση μιας επένδυσης σε μονάδες risk premium. Για την μέτρηση του κινδύνου, χρησιμοποιείται το β .

$$\text{Treynor Ratio} = T = (R_p - R_f) / \beta_p \quad (2.17)$$

Παρατηρούμε ότι το κριτήριο Treynor βασίζεται στο CAPM αφού χρησιμοποιεί τον συντελεστή β . Ο δείκτης Treynor χρησιμοποιείται για την κατάταξη αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων κατά σειρά αποτελεσματικότητας. Όσο μεγαλύτερη τιμή έχει ο δείκτης Treynor ενός χαρτοφυλακίου, τόσο καλύτερη απόδοση είχε το χαρτοφυλάκιο κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Ο δείκτης Treynor που αντιστοιχεί στο χαρτοφυλάκιο της Αγοράς μας δίνει την κλίση της Γραμμής Αγοράς Αξιογράφου (SML). Επομένως εάν συγκρίνουμε το δείκτη ενός χαρτοφυλακίου με τον αντίστοιχο δείκτη του χαρτοφυλακίου της Αγοράς, τότε το χαρτοφυλάκιο μπορεί να παρουσιασθεί στο ίδιο διάγραμμα με την Γραμμή Αγοράς Αξιογράφου. Εάν ο δείκτης του εξεταζομένου χαρτοφυλακίου είναι μεγαλύτερος από το δείκτη του χαρτοφυλακίου της Αγοράς, τότε το χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται επάνω από τη Γραμμή Αγοράς Αξιογράφου, που σημαίνει ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο είχε ανώτερη απόδοση αναλόγως του συστηματικού του κινδύνου. Εάν ο δείκτης είναι μικρότερος, τότε το χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται κάτω από τη Γραμμή Αγοράς Αξιογράφου, που σημαίνει ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο είχε κατώτερη απόδοση αναλόγως του συστηματικού του κινδύνου. Επισημαίνεται, ότι για

χαρτοφυλάκια που δεν έχουν εξαλείψει τον μη συστηματικό κίνδυνο τους ο δείκτης Treynor οδηγεί σε παραπλανητικά αποτελέσματα, διότι $\sigma > \beta$.

Σχήμα 2.10: Κριτήριο Treynor



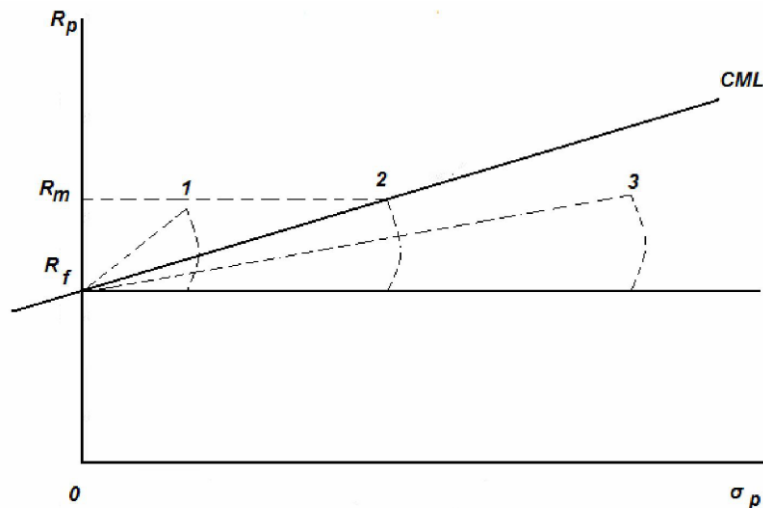
- 2) **Κριτήριο Sharpe:** Ο Sharpe(1966) πρότεινε ένα νέο αριθμοδείκτη που μετράει την επιπλέον του χωρίς κίνδυνο επιτοκίου απόδοση μιας επένδυσης ανά μονάδα συνολικού κινδύνου. Το κριτήριο δεν βασίζεται στο CAPM αφού περιλαμβάνει τον συνολικό κίνδυνο της επένδυσης αλλά βασίζεται στην έννοια του χαρτοφυλακίου αποτελεσματικού και τις ιδιότητες της διαφοροποίησης. Αναφερόμαστε στην γραμμή της κεφαλαιαγοράς (CML) η οποία σχηματίζεται από το risk-free asset και το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Η κλίση της γραμμής αυτής αποτελεί τον αριθμοδείκτη του Sharpe ο οποίος αποτελεί μέτρο μέτρησης του risk premium μιας μετοχής η ενός χαρτοφυλακίου και είναι ο τύπος:

$$\text{Sharpe Ratio} = S = (R_p - R_f)/\sigma_p \quad (2.18)$$

Αν συγκρίνουμε τα δύο κριτήρια παρατηρούμε ότι διαφέρουν ως προς τον παρανομαστή, δηλαδή χρησιμοποιούν διαφορετικούς εκτιμητές κινδύνου. Αν λοιπόν υποθέσουμε ότι έχουμε ένα σύνολο καλά διαφοροποιημένων χαρτοφυλακίων, τότε ο συνολικός κίνδυνος πρέπει να είναι ίσος με τον συστηματικό. Αν λοιπόν ορισμένα χαρτοφυλάκια δεν είναι τέλεια διαφοροποιημένα τότε μόνο το κριτήριο του Sharpe είναι αποτελεσματικό για την

σωστή μέτρηση και κατάταξη του χαρτοφυλακίου. Το μειονέκτημα του κριτηρίου αυτού είναι ότι οι αποδόσεις πρέπει να κατανέμονται κανονικά. Όσο μεγαλύτερη τιμή έχει ο δείκτης Sharpe ενός χαρτοφυλακίου, τόσο καλύτερη απόδοση είχε το χαρτοφυλάκιο κατά την εξεταζόμενη περίοδο. Ο δείκτης Sharpe που αντιστοιχεί στο χαρτοφυλάκιο της Αγοράς μας δείχνει την κλίση της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς (CML). Επομένως, εάν συγκρίνουμε τον δείκτη Sharpe ενός χαρτοφυλακίου με τον αντίστοιχο δείκτη του χαρτοφυλακίου της Αγοράς, τότε το χαρτοφυλάκιο μπορεί να παρουσιαστεί στο ίδιο διάγραμμα με την Γραμμή Κεφαλαιαγοράς. Εάν ο δείκτης του εξεταζομένου χαρτοφυλακίου είναι μεγαλύτερος από τον δείκτη του χαρτοφυλακίου της Αγοράς, τότε το χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται πάνω από την Γραμμή Κεφαλαιαγοράς, που σημαίνει ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο είχε ανώτερη απόδοση αναλόγως του συνολικού του κινδύνου. Εάν ο δείκτης είναι μικρότερος, τότε το χαρτοφυλάκιο θα βρίσκεται κάτω από την Γραμμή Κεφαλαιαγοράς, που σημαίνει ότι κατά την εξεταζόμενη περίοδο είχε κατώτερη απόδοση αναλόγως του συνολικού του κινδύνου.

Σχήμα 2.11: Κριτήριο Sharpe



- 3) **Κριτήριο Jensen ή Jensen's Performance Index:** Ο Jensen εισήγαγε ένα διαφορετικό κριτήριο αξιολόγησης της επίδοσης μιας επένδυσης.

Χρησιμοποιείται για τον υπολογισμό υπεραποδόσεων, προσαρμοσμένων για τον κίνδυνο (Risk Adjusted) μετοχών ή χαρτοφυλακίων.

Δείκτης Jensen ή (Jensen's alpha): είναι η αξία άλφα ενός χαρτοφυλακίου, που υπολογίζεται ως η διαφορά της πραγματοποιηθείσας απόδοσης του χαρτοφυλακίου και της απαιτούμενης απόδοσης του, που αντιστοιχεί στο συστηματικό κίνδυνο που περιέχει το χαρτοφυλάκιο

$$\alpha = R_p - R_f - [(R_m - R_f)\beta_p] \quad (2.19)$$

Υπεραπόδοση (Excess Return)= Απόδοση μεγαλύτερη από αυτή που ορίζει το CAPM.

Το μέτρο του Jensen χρησιμοποιεί τον συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου και επομένως δεν αξιολογεί την ικανότητα του να διαφοροποιήσει το χαρτοφυλάκιο του. Το μέτρο αυτό απαιτεί την χρήση διαφορετικών αποδόσεων χωρίς κίνδυνο για κάθε χρονικό διάστημα κατά την περίοδο εξέτασης. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με τα μέτρα Treynor και Sharpe, τα οποία εξετάζουν τη μέση απόδοση για την συνολική περίοδο, για όλες τις μεταβλητές.

Η ανάλυση ξεκινάει από το γεγονός ότι από το υπόδειγμα της αγοράς έχουμε:

$\alpha_i = E(R_i) - \beta_i E(R_m)$, έχοντας βρεί την αναμενόμενη απόδοση από τον αρχικό τύπο.

Στη συνέχεια, αντικαθιστούμε στον αρχικό τύπο και έχουμε:

$$R_{it} = E(R_i) + \beta_i [R_{mt} - E(R_m)] + e_{it}$$

Επίσης ο τύπος του ΥΑΚΣ είναι ως γνωστόν $E(R_{it}) = R_{ft} + \beta_i [E(R_{mt}) - R_{ft}]$ οπότε συνδυάζοντας τις δύο παραπάνω μαθηματικές εκφράσεις έχουμε:

$$R_{it} = R_{ft} + \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + e_{it} \quad \text{ή} \quad R_{it} - R_{ft} = \beta_i (R_{mt} - R_{ft}) + e_{it}$$

2.8. Το υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικής Αγοραπωλησίας (ΥΑΕΑ)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Εξισορροπητικών Αγοραπωλησιών (ΥΑΕΑ) ή Arbitrage Pricing Theory (APT) αναπτύχθηκε από τον Ross (1976) αποτελεί μια διαφορετική προσέγγιση στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων. Υποθέτουμε ότι οι

αποδόσεις των αξιόγραφων αναλύονται ως συνδυασμός ενός κ-παραγοντικού μοντέλου όπου οι παράγοντες (συντελεστές συστηματικού κινδύνου) είναι κοινοί για όλα τα αξιόγραφα και εμπεριέχουν όλο τον συστηματικό κίνδυνο. Το APT στηρίζεται στο νόμο της Μοναδιαίας τιμής, ο οποίος υποστηρίζει ότι σε ισορροπία:

- i. δύο αγαθά (π.χ. μετοχές) τα οποία είναι ταυτόσημα δεν είναι δυνατό να πωλούνται σε διαφορετικές τιμές και
- ii. ένα αγαθό δεν είναι δυνατό να πωλείται σε δύο διαφορετικές αγορές σε διαφορετικές τιμές.

Υποθέσεις

- 1) Η απόδοση μιας μετοχής παράγεται από το πιο κάτω πολυπαραγοντικό υπόδειγμα:

$$R_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{ik}F_k + e_i \quad (2.20)$$

όπου, $a_i = E(R_i)$, αν όλοι οι παράγοντες ήταν ίσοι με το 0, $F_k = 0$ κοινός παράγοντας $K, K=1,2,3,4,\dots,k$, b_{ik} = συντελεστής ευαισθησίας του αξιόγραφου i σε σχέση με τον παράγοντα F_k , e_i = το τυχαίο σφάλμα όπου υποθέτουμε ότι έχει μέση τιμή 0 και δεδομένη τυπική απόκλιση $\sigma^2_{e_i}$. Επίσης, τα σφάλματα είναι μεταξύ τους ασυσχέτιστα, δηλαδή $E(e_i e_j) = 0$.

- 2) Δεν υπάρχουν ευκαιρίες για αρμπιτράζ.
- 3) Οι επενδυτές έχουν ομογενείς προσδοκίες, δηλαδή όλοι έχουν κοινές πεποιθήσεις για το υπόδειγμα που δίνει τις αποδόσεις στην παραπάνω σχέση και για τις τιμές των συντελεστών ευαισθησίας που αυτό περιέχει.
- 4) Ο αριθμός των αξιόγραφων N είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των παραγόντων K και εφαρμόζεται ο νόμος των μεγάλων αριθμών.

Μετά την αναφορά των αποδόσεων στην βιβλιογραφία υπάρχει και η απόδειξη του υποδείγματος η οποία δεν θα παρουσιαστεί στην παρούσα διπλωματική εργασία. Αποδεικνύεται ότι το διάνυσμα των αναμενόμενων μπορεί να γραφεί ως γραμμικός συνδυασμός του μοναδιαίου διανύσματος και των συντελεστών ευαισθησίας δηλαδή,

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik} \quad (2.21)$$

Αν έχουμε ένα αξιόγραφο μηδενικού κινδύνου με απόδοση r_f , τότε $b_{ok} = 0$ και $r_f = \lambda_0$, έτσι σε υπερβάλλουσες αποδόσεις έχουμε:

$$E(R_i) - r_f = \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_k b_{ik} \quad (2.22)$$

Ερμηνεία συντελεστών λ στο Υπόδειγμα APT

Pure factor portfolios: χαρτοφυλάκια που έχουν συντελεστή ευαισθησίας ίσο με την μονάδα για έναν από τους παράγοντες και ίσο με μηδέν για τους λοιπούς παράγοντες. Για την απλούστευση της ερμηνείας των λ υποθέτουμε ότι λ_j ($j=0,1,2$) και κατασκευάζουμε 3 χαρτοφυλάκια με τα εξής χαρακτηριστικά:

Π_0 : $b_{\Pi_0,1} = 0$ και $b_{\Pi_0,2} = 0$, άρα $E(R_{\Pi_0}) = \lambda_0 = r_f$

Π_1 : $b_{\Pi_1,1} = 1$ και $b_{\Pi_1,2} = 0$, άρα $E(R_{\Pi_1}) = r_f + \lambda_1$

Π_2 : $b_{\Pi_2,1} = 0$ και $b_{\Pi_2,2} = 1$, άρα $E(R_{\Pi_2}) = r_f + \lambda_2$

Τα χαρτοφυλάκια είναι Π_1 και Π_2 είναι pure factor portfolios και οι συντελεστές λ_1, λ_2 ερμηνεύονται ως εξής:

- λ_1 : υπερβάλλουσα αναμενόμενη απόδοση του pure factor portfolio 1
- λ_2 : υπερβάλλουσα αναμενόμενη απόδοση του pure factor portfolio 2

Αν είχαμε 3 παράγοντες τότε:

- λ_3 : υπερβάλλουσα αναμενόμενη απόδοση του pure factor portfolio 3 και ως προς τα betas θα είχαμε $b=1$ μόνο για τον 3ο παράγοντα και $b=0$ για όλους τους υπόλοιπους παράγοντες.

Εν γένει, το $\lambda_i = E(R_{\Pi_i}) - r_f$, μπορεί να ερμηνευτεί ως η υπερβάλλουσα αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου Π_i που επηρεάζεται μόνο από το $b_{\Pi_i,1}$ συντελεστή που είναι ίσος με 1 και εκφράζει μόνο τον συστηματικό κίνδυνο.

Τότε το APT γράφεται ως:

$$E(R_i) = r_f + b_{i1} (E(R_{\Pi_1}) - r_f) + b_{i2} (E(R_{\Pi_2}) - r_f) + \dots + b_{ik} (E(R_{\Pi_k}) - r_f) \quad (2.23)$$

Για την υλοποίηση του APT πρέπει να εκτιμήσω:

- αριθμό των παραγόντων
- τα b_i (factor loadings)

iii. τα $\lambda_j, j=1,2,\dots$

Σε πρώτη φάση εκτελούμε παλινδρομήσεις για κάθε μετοχή του χαρτοφυλακίου για να εκτιμηθεί η ευαισθησία της σε κάθε μακροοικονομική μεταβλητή (b_{ik}) από τον παραπάνω τύπο. Αυτό συμβαίνει με δύο συνήθεις τρόπους:

- Χρήση της τεχνικής "Ανάλυση σε παράγοντες" (factor analysis) όπου είναι μια στατιστική μέθοδος που προσπαθεί να εξηγήσει τις συσχετίσεις μεταξύ ενός μεγάλου αριθμού τυχαίων μεταβλητών (π.χ. αποδόσεις) με την βοήθεια ενός μικρού αριθμού παραγόντων.
- Χρήση μακροοικονομικών μεταβλητών για την προσέγγιση των παραγόντων (π.χ. Chen, Roll, Ross) (1986) οι οποίοι χρησιμοποίησαν ως μεταβλητές που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών τον πληθωρισμό, την καμπύλη επιτοκίων, το risk premium (διαφορά μεταξύ αποδόσεων εταιρικών και κυβερνητικών ομολόγων), καθώς και την αύξηση της βιομηχανικής παραγωγής. Αρκετές μελέτες έχουν γίνει και έχουν βρει διαφορετικούς σε αριθμό και είδος παράγοντες που επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών.

2.8.1. Το APT ως πιο ισχυρό υπόδειγμα από το CAPM

- 1) Το APT δεν κάνει καμιά υπόθεση για την κατανομή των αποδόσεων, ενώ το CAPM θέλει κανονική κατανομή.
- 2) Το APT δεν κάνει καμιά υπόθεση για την συνάρτηση χρησιμότητας, ενώ στο CAPM θέλουμε μεγιστοποίηση της συνάρτησης χρησιμότητας και να είναι 2^{ου} βαθμού.
- 3) Στο APT επιτρέπει οι αποδόσεις περιουσιακών στοιχείων να επηρεάζονται από πολλούς παράγοντες, ενώ στο CAPM από μόνο έναν.
- 4) Το APT δεν επηρεάζεται από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς και ούτε από το εάν αυτό είναι αποτελεσματικό. Στο CAPM έχουμε αγοραίο χαρτοφυλάκιο, το οποίο είναι το εφαιπτόμενο και είναι αποτελεσματικό.
- 5) Το APT δεν προσδιορίζει εκ των προτέρων τους παράγοντες που επηρεάζουν αποδόσεις περιουσιακών στοιχείων.

2.8.2. Το CAPM ως ειδική περίπτωση του APT

- 1) Υποθέτουμε ότι έχουμε ένα παράγοντα και ισχύει ότι:

$$R_i = a_i + b_i R_M + e_i$$

όπου, R_M είναι η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς και υπάρχει αξιόγραφο χωρίς κίνδυνο.

- 2) Εάν ισχύει το APT, τότε:

$$E(R_i) = R_f + b_i [E(R_M) - R_f]$$

Άρα το CAPM είναι μια ειδική περίπτωση του APT αν ισχύει η πρώτη σχέση.

2.8.3. Συνύπαρξη CAPM και APT

- 1) Το APT μπορεί να συνυπάρχει με το CAPM ακόμα και όταν ο μηχανισμός γέννησης αποδόσεων δίνεται από το πολυμεταβλητό υπόδειγμα. Δηλαδή,

$$R_i = R_f + b_{i1} F_1 + b_{i2} F_2 + e_i$$

$$E(R_i) = R_f + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2}$$

- 2) Εάν ισχύει το CAPM, τότε:

$$\lambda_1 = E(R_{\pi 1}) - R_f = \beta_{\pi 1} [E(R_M) - R_f]$$

$$\lambda_2 = E(R_{\pi 2}) - R_f = \beta_{\pi 2} [E(R_M) - R_f]$$

- 3) Αντικαθιστώντας τις παραπάνω εκφράσεις στην έχουμε:

$$E(R_i) = R_f + b_i [E(R_M) - R_f]$$

$$\text{όπου } b_i = b_{i1} \beta_{\pi 1} + b_{i2} \beta_{\pi 2}$$

Σαν συμπεράσματα μπορούμε να πούμε τα εξής:

- i. Βρίσκοντας ότι περισσότερα από ένα λ_j είναι στατιστικά διαφορετικά από το 0 δεν είναι ικανή απόδειξη για να απορρίψουμε το CAPM.
- ii. Το APT συνυπάρχει με το CAPM εάν τα λ_j δεν είναι στατιστικά διαφορετικά από το $\beta_{\pi j} [E(R_M) - R_f]$.

- iii. Σε αυτή την περίπτωση το APT "διασπάει" τον συστηματικό κίνδυνο στα συστατικά του στοιχεία.

Κεφάλαιο 3. Επισκόπηση προηγούμενων μελετών

Στο κεφάλαιο αυτό θα γίνει αναφορά στον ορισμό της ρευστότητας καθώς και επισκόπηση προηγούμενων μελετών που έχουν σχέση με το θέμα της εργασίας. Η επισκόπηση θα γίνει με χρονολογική σειρά από την παλαιότερη μελέτη έως την πιο πρόσφατη. Σε κάθε μελέτη γίνεται αναφορά στον σκοπό, τα δεδομένα, την μεθοδολογία και τα αποτελέσματα. Η επισκόπηση των μελετών καλύπτει ένα ευρύ φάσμα χωρών αφού γίνεται αναφορά στις χρηματιστηριακές αγορές των ΗΠΑ, της Ιαπωνίας, της Αυστραλίας, της Αγγλίας, της Ισπανίας, καθώς και βαλκανικών χωρών.

3.1. Ρευστότητα (Εμπορευσιμότητα): Ορισμός και ρόλος στην αγορά

Αρχικά, πρέπει να αναφέρουμε ότι είναι πολύ δύσκολο να μετρηθεί η ρευστότητα αφού δεν υπάρχει ένας σαφής και ευρέως αποδεκτός ορισμός για αυτήν. Σε προηγούμενες μελέτες η ρευστότητα αντιπροσωπεύει την πιθανότητα κάθε μορφής περιουσιακού στοιχείου να μετατραπεί σε άλλο είδος περιουσιακού στοιχείου χωρίς να χάσει την αξία του, δηλαδή, να μην υπάρξει αλλαγή στην τιμή. Επίσης, μια αγορά με ρευστότητα ορίζεται ως μια αγορά στην οποία οι συμμετέχοντες μπορούν να εκτελέσουν μεγάλο όγκο συναλλαγών χωρίς αξιοσημείωτη επίδραση στην τιμή. Η ρευστότητα είναι πολύ σημαντικό ζήτημα για τους συμμετέχοντες στην αγορά προσφέροντας τους ασφάλεια, αφού μια λιγότερο ρευστή αγορά επιτρέπει υψηλότερες αποδόσεις λόγω της υψηλής μεταβλητότητας των τιμών, η οποία συνεπάγεται υψηλότερο ρίσκο-κίνδυνο.

Θεμελιώδεις υποθέσεις μιας αγοράς με ρευστότητα είναι η ύπαρξη ενός σημαντικού αριθμού αγοραστών και πωλητών, η ικανότητα να εκτελεστεί η επόμενη συναλλαγή στην ίδια τιμή όπως η προηγούμενη και η δυνατότητα της αγοράς να απορροφά μεγάλες συναλλαγές χωρίς αξιοσημείωτη επίδραση στην τιμή.

4 διαστάσεις-πτυχές της ρευστότητας στην αγορά είναι οι εξής (Von Wyss 2004):

- Ταχύτητα ή χρόνος συναλλαγών (Trading time): ορίζεται ως η ικανότητα να εκτελεστεί μια συναλλαγή αμέσως στην επικρατούσα τιμή. Ο χρόνος που μεσολαβεί μεταξύ των συναλλαγών είναι το μέτρο.
- Κόστος συναλλαγών (Tightness): η ικανότητα να αγοράζεται και να πωλείται ένα περιουσιακό στοιχείο στην ίδια τιμή στον ίδιο χρόνο. Ο Hasbrouck (2003) υποστηρίζει ότι είναι το κόστος που σχετίζεται με την συναλλαγή ή το κόστος της αμεσότητας. Μέτρα τέτοιου είδους τα διάφορα μέτρα του spread.
- Βάθος (Depth): η ικανότητα να αγοράζεται και να πωλείται ένα συγκεκριμένο ποσό ενός περιουσιακού στοιχείου χωρίς επίδραση στην χρηματιστηριακή τιμή. Ένα σημάδι έλλειψης ρευστότητας θα ήταν μια αρνητική επίπτωση στην αγορά στην τιμή όταν συμβαίνει η συναλλαγή. Το βάθος χαρακτηρίζεται από την ύπαρξη μεγάλου αριθμού εντολών αγοράς και πώλησης με μικρές αλλαγές στις τιμές.
- Ελαστικότητα (Resiliency): η ικανότητα να αγοράζεται ή να πωλείται μια συγκεκριμένη ποσότητα ενός περιουσιακού στοιχείου με μικρή επίδραση στην χρηματιστηριακή τιμή. Οι Dong ,Kempf και Yadav (2007) υποστήριξαν ότι η ελαστικότητα μετράει πόσο γρήγορα οι τιμές επιστρέφουν σε προηγούμενα επίπεδα αφού έχουν αλλάξει κάτω από μεγάλες σε όγκο συναλλαγές.

Αυτές οι διαστάσεις της ρευστότητας μπορούν να συνδυαστούν με πέντε διαφορετικά επίπεδα της ρευστότητας:

- Η δυνατότητα να μην γίνει καθόλου συναλλαγή: Το πρώτο επίπεδο ρευστότητας υποθέτει ότι εάν δεν υπάρχει ρευστότητα, καμία συναλλαγή δεν λαμβάνει χώρα. Σε μια αγορά με ρευστότητα υπάρχει τουλάχιστον μια εντολή αγοράς και πώλησης που κάνει δυνατή την συναλλαγή.
- Η δυνατότητα να αγοράσει και να πουλήσει κανείς μια συγκεκριμένη ποσότητα ενός αξιόγραφου με επίδραση όμως στην δεδομένη τιμή: Εάν η συναλλαγή είναι εφικτή, τότε αυτή μπορεί να πραγματοποιηθεί με μία μικρή επίδραση στην χρηματιστηριακή τιμή.

- Η δυνατότητα να αγοράσει και να πουλήσει κανείς μια συγκεκριμένη ποσότητα ενός αξιόγραφου χωρίς καμία επίδραση στην δεδομένη τιμή: Όσο πιο ρευστή γίνεται η αγορά, τόσο μικρότερη είναι η επίδραση στην τιμή.
- Η ικανότητα να αγοράσει και να πουλήσει κανείς ένα αξιόγραφο σε οποιαδήποτε ποσότητα στην ίδια τιμή, στον ίδιο χρόνο.
- Η δυνατότητα να εκτελεστεί μια συναλλαγή από το σημείο 2 στο σημείο 4 άμεσα, που σημαίνει το υψηλότερο εφικτό επίπεδο ρευστότητας.

Συνοψίζοντας, η ρευστότητα είναι ένα θεμελιώδες χαρακτηριστικό που λαμβάνουν υπόψη τους οι επενδυτές ώστε να αποφασίσουν τις συμφέρουσες για αυτούς επενδύσεις. Η ρευστότητα χαρακτηρίζεται από έντονη μεταβλητότητα με την πάροδο του χρόνου, χαρακτηριστικό που δυσχεραίνει την πρόβλεψή της, ενώ ότι είναι ένα πολυδιάστατο φαινόμενο δυσκολεύει επίσης και την ακριβή μέτρησή της. Για αυτό το λόγο δεν έχει βρεθεί ακόμα ένα ευρέως αποδεκτό μέτρο για την ακριβή μέτρηση της. Ακολουθεί η ανασκόπηση προηγούμενων μελετών.

3.2. Amihud & Mendelson (1986) «Asset Pricing and the bid-ask spread»

Η ρευστότητα, η εμπορευσιμότητα ή το κόστος διαπραγμάτευσης είναι από τα κύρια χαρακτηριστικά πολλών επενδυτικών σχεδίων και χρηματοοικονομικών μέσων. Η εργασία αυτή επιχειρεί να εξετάσει τις επιπτώσεις της έλλειψης ρευστότητας στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων. Σκοπός τη εργασίας είναι ο έλεγχος της υπόθεσης ότι η προσδοκώμενη απόδοση είναι αύξουσα και κοίλη συνάρτηση της διαφοράς τιμών αγοράς και πώλησης (bid-ask spread). Η έλλειψη ρευστότητας μπορεί να μετρηθεί από το κόστος της άμεσης εκτέλεσης. Ένας επενδυτής που επιθυμεί να συναλλαχθεί, αντιμετωπίζει ένα δίλημμα: Μπορεί είτε να περιμένει να συναλλαχθεί σε ευνοϊκή τιμή ή να επιμείνει στην άμεση εκτέλεση στην τρέχουσα τιμή προσφοράς ή ζήτησης. Η τρέχουσα τιμή πώλησης-ζήτησης (ask price) περιλαμβάνει ένα ασφάλιστρο για άμεση αγορά (υπεραξία) και η τιμή αγοράς-προσφοράς (bid price) ομοίως αντανακλά μια απομείωση που απαιτείται για άμεση πώληση.

Η ανάλυση των δεδομένων της συγκεκριμένης εργασίας είναι η ακόλουθη: Τα δεδομένα αποτελούνται από μηνιαίες αποδόσεις τίτλων που παρέχονται από το Κέντρο για την Έρευνα στην Ασφάλεια των Τιμών (CRSP) και τις σχετικές διαφορές προσφοράς-ζήτησης που συλλέγονται για τις NYSE μετοχές. Η σχετική διαφορά (spread) είναι η διαφορά των τιμών ζήτησης και προσφοράς του δολαρίου διαιρεμένη με το μέσο όρο των τιμών προσφοράς και ζήτησης στο τέλος του έτους. Η πραγματική μεταβλητή spread που χρησιμοποιείται, S , είναι ο μέσος όρος στην αρχή και στο τέλος του έτους των σχετικών spreads για καθένα από τα έτη 1960-1979.

Στην συνέχεια, παρουσιάζεται μια εμπειρική διερεύνηση της σχέσης μεταξύ της αναμενόμενης απόδοσης και των τιμών προσφοράς και ζήτησης των NYSE μετοχών. Η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών, του ειδικού κινδύνου (β) και της διαφοράς δοκιμάζεται κατά την περίοδο 1961-1980. Ακολουθώντας τη μεθοδολογία που αναπτύχθηκε από την Black, Jensen και Scholes (1972), Fama και Mcbeth (1973) και Black and Scholes (1974), πρώτα σχηματίζονται χαρτοφυλάκια με την ομαδοποίηση των μετοχών, σύμφωνα με την διαφορά και του ειδικού κινδύνου τους, και στη συνέχεια δοκιμάζονται οι υποθέσεις με την εξέταση της διαστρωματικής σχέσης μεταξύ μέσης υπερβάλλουσας απόδοσης, διαφοράς και σχετικού κινδύνου με την πάροδο του χρόνου. Χωρίζονται τα δεδομένα σε είκοσι επικαλυπτόμενες περιόδους των έντεκα ετών η κάθε μια, που αποτελείται από μια πενταετή περίοδο εκτίμησης του β , E_n , μια 5-ετούς περίοδο σχηματισμού χαρτοφυλακίου, F_n , και μιας 1-ετούς διαστρωματικής-τεστ περιόδου T_n ($n=1,2,3,\dots,20$). Οι τρεις υποπερίοδοι κάθε περιόδου έντεκα ετών αναλύονται ως εξής:

- i. Η περίοδος εκτίμησης βήτα E_n , που χρησιμοποιείται για την εκτίμηση των συντελεστών β από τις παλινδρομήσεις με το μοντέλο της αγοράς, δηλαδή,

$$R_{jt}^e = a_j + b_j R_{mt}^e + e_{jt} \quad t=1, \dots, 60, \quad (1)$$

όπου R_{jt}^e και R_{mt}^e , είναι του μήνα t αποδόσεις (πάνω από το 90-ημερών T-bill τιμές) της μετοχής j και της αγοράς, αντίστοιχα και b_j είναι η εκτίμηση του ειδικού κινδύνου της μετοχής j .

- ii. Η περίοδος σχηματισμού του χαρτοφυλακίου F_n , χρησιμοποιήθηκε για να σχηματίσουν τα χαρτοφυλάκια δοκιμής και να εκτιμηθούν τα β και τα spread ως παράμετροι τους. Όλες οι μετοχές διαπραγματεύονται σε όλη την διάρκεια των έντεκα ετών n για την οποία η διαφορά ήταν διαθέσιμη για το τελευταίο έτος του F_n , διαβαθμίστηκαν με βάση αυτό το spread και χωρίστηκαν σε επτά ίσες ομάδες. Σε καθεμία από τις επτά- spread ομάδες, οι μετοχές διαβαθμίστηκαν ανάλογα με τους συντελεστές β τους, που προέρχονται από E_n , και χωρίστηκαν σε επτά ίσες υποομάδες. Αυτό αποδίδει 49 (7×7) ίσου μεγέθους χαρτοφυλάκια, με σημαντική μεταβλητότητα των spread καθώς και των betas εντός των spread-ομάδων. Στη συνέχεια, υπολογίστηκε το β για κάθε χαρτοφυλάκιο από την παλινδρόμηση του μοντέλου της αγοράς κατά τη διάρκεια των μηνών του F_n , δηλαδή,

$$R_{pt} = a_p + \beta_p R_{mt}^e + \varepsilon_{pt}, \quad t=1, \dots, 60 \quad p=1, \dots, 49 \quad (2)$$

όπου R_{pt} είναι η μέση υπερβάλλουσα απόδοση των τίτλων που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο p κατά το μήνα t . Τέλος, υπολογίστηκε η διαφορά του χαρτοφυλακίου S_{pn} , με τον μέσο όρο των spreads (του τελευταίου έτους της F_n) σε όλες τις μετοχές στο χαρτοφυλάκιο p . Κάθε p χαρτοφυλάκιο περιόδου n χαρακτηρίζεται έτσι από το ζεύγος (β_{pn}, S_{pn}) , ($p = 1, 2, \dots, 49$, $n = 1, 2, \dots, 20$). Συνολικά, υπάρχουν 980 ($= 49 \times 20$) χαρτοφυλάκια.

- iii. Η περίοδος διαστρωματικής δοκιμής T_n , χρησιμοποιήθηκε για να εξεταστεί η σχέση μεταξύ $R_{pn}^e, \beta_{pn}, S_{pn}$ ανάμεσα στα χαρτοφυλάκια, όπου R_{pn}^e είναι η μέση μηνιαία υπερβάλλουσα απόδοση για τις μετοχές στο p χαρτοφυλακίου στην T_n , το τελευταίο έτος της περιόδου n .

Στα αποτελέσματα σημειώνονται τα κάτωθι: Τόσο το β και η υπερβάλλουσα απόδοση αυξάνονται με το spread. Δηλαδή, υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις προσδοκώμενες αποδόσεις και την έλλειψη ρευστότητας. Οι συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των υπερβαλλουσών αποδόσεων των χαρτοφυλακίων, τα β των χαρτοφυλακίων και τα spreads, δείχνουν ότι και τα δύο (β και spread) σχετίζονται θετικά με τις υπερβάλλουσες αποδόσεις. Εν κατακλείδι, οι επενδυτές με μεγαλύτερες περιόδους διακράτησης επιλέγουν μετοχές με

υψηλότερα spread καθώς έτσι θα πετύχουν υψηλότερες αποδόσεις, ενώ θα ζητήσουν ασφάλιστρο (premium) για λιγότερο ρευστοποιήσιμες μετοχές. Επενδυτές με βραχυπρόθεσμο επενδυτικό ορίζοντα επιλέγουν μετοχές με μεγάλη ρευστότητα, ενώ αυτοί με μακροπρόθεσμο επενδυτικό ορίζοντα μετοχές με λιγότερη ρευστότητα.

3.3. Eleswarapu & Reinganum (1993) «The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing»

Η παρούσα εργασία έλαβε χώρα το 1993 από τους Eleswarapu και Reinganum. Η εργασία αυτή διερευνά εμπειρικά την εποχιακή συμπεριφορά του ασφαλίστρου ρευστότητας στην τιμολόγηση των αξιόγραφων-μετοχών. Ο σκοπός είναι διττός: α) να διερευνήσει τη σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και της διαφοράς προσφοράς/ζήτησης (bid-ask spread) τον Ιανουάριο και των υπολοίπων (εκτός Ιανουαρίου) μηνών και β) να καθορίσει εάν εμπειρικά αποτελέσματα των Amihud & Mendelson είναι ευαίσθητα στα περιοριστικά τους κριτήρια επιλογής χαρτοφυλακίου και η πιθανή οδήγηση σε ψευδή συμπεράσματα.

Ως μεθοδολογία και δεδομένα έχουμε τα παρακάτω: Η διαστρωματική σχέση μεταξύ των μηνιαίων αποδόσεων, συντελεστών βήτα, καθώς και της σχετικής διαφοράς προσφοράς/ζήτησης (bid-ask spread) δοκιμάζεται κατά την περίοδο 1961-1990 χρησιμοποιώντας μετοχές εταιρειών από τον δείκτη NYSE. Η σχέση απόδοσης και spread αρχικά δοκιμάστηκε με 49 ισοσταθμισμένα-ισομερή σχηματιζόμενα χαρτοφυλάκια χρησιμοποιώντας τα κριτήρια των A-M. Οι μετοχές τοποθετούνται σε χαρτοφυλάκια με βάση το spread και το εκτιμώμενο β. Η ακριβής διαδικασία σύστασης απαιτεί έντεκα χρόνια πλήρων στοιχείων των αποδόσεων για μια μετοχή. Σε μια αρχική περίοδο πέντε ετών, οι εκδόσεις beta των μεμονωμένων μετοχών υπολογίζεται χρησιμοποιώντας το μοντέλο αγοράς με παλινδρομήσεις στις μηνιαίες αποδόσεις. Οι μετοχές κατατάσσονται και χωρίζονται σε επτά ίσες ομάδες με βάση το μέσο spread, S_{in} , κατά το τελευταίο έτος της δεύτερης πενταετίας. Κάθε μία από αυτές τις επτά ομάδες χωρίζεται περαιτέρω σε επτά ίσες υποομάδες με την κατάταξη των μετοχών σύμφωνα με

τους εκτιμημένους συντελεστές βήτα. Υπάρχουν λοιπόν 49 χαρτοφυλάκια υπό δοκιμή με περίπου ίσο αριθμό μετοχών. Στη δεύτερη πενταετή περίοδο, εκτιμούνται τα beta(βήτα) των 49 χαρτοφυλακίων χρησιμοποιώντας το μοντέλο της αγοράς με παλινδρομήσεις και την μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου. Το μέσο spread ενός χαρτοφυλακίου υπολογίζεται από το μέσο όρο των spread όλων των μετοχών του χαρτοφυλακίου ρ κατά το τελευταίο έτος της πενταετούς αυτής περιόδου.

Οι εκτιμήσεις των συντελεστών βήτα και το μέσων spread συγκρίνονται με τις αποδόσεις του χαρτοφυλακίου κατά τη διάρκεια του επόμενου έτους. Για μια μετοχή που περιλαμβάνεται στην ανάλυση, χρειάζεται έντεκα χρόνια δεδομένων για τις αποδόσεις και ένα σχετικό spread κατά το τελευταίο έτος της δεύτερης πενταετίας. Αυτή η διαδικασία εκτίμησης και κατάταξης επαναλαμβάνεται κάθε χρόνο, με αποτέλεσμα 30 τεστ περιόδους (1961-1990). Ο αριθμός των επιχειρήσεων που περιλαμβάνονται σε κάθε περίοδο δοκιμής κυμαίνεται 654 έως 929. Ο σχετικός μέσος όρος του spread του χαρτοφυλακίου κυμαίνονται από 0,454% σε 3,530%. Το μέσο beta του χαρτοφυλακίου κυμαίνονται μεταξύ 0,517 και 1,470. Η μέση τιμή αγοράς των μετοχών σε κάθε ένα από αυτά τα χαρτοφυλάκια αυτών παρουσιάζεται επίσης. Τα spread, οι συντελεστές β και η αξία της αγοράς των μετοχών δεν είναι ανεξάρτητες. Χαμηλού spread μετοχές τείνουν να είναι χαμηλού β μετοχές και το αντίστροφο. Spread και αγοραία αξία των μετοχών τείνουν να είναι αντιστρόφως ανάλογη, δηλαδή, χαμηλότερο spread μεγαλύτερη αξία επιχείρησης.

A & M τεχνική σχηματισμού χαρτοφυλακίου

Τα δεδομένα της περιόδου δοκιμής προέρχονται από τα έτη 1961-1990, επεκτείνοντας το αρχικό A & M δείγμα κατά δέκα χρόνια. Ως σημείο εκκίνησης, απεικονίζονται οι μέσες αποδόσεις του Ιανουαρίου και των άλλων μηνών των 49 χαρτοφυλακίων NYSE που έχουν ταξινομηθεί με βάση spread και βήτα. Τον Ιανουάριο, καθώς μετακινούμαστε από χαμηλού spread σε υψηλού spread τίτλους, οι μέσες αποδόσεις αυξάνονται, η οποία είναι συνεπής με θετικό ασφάλιστρο ρευστότητας. Από την άλλη πλευρά, ο μέσος όρος των εκτός-Ιανουαρίου αποδόσεων δεν εμφανίζει καμία τέτοια σχέση. Η σχέση μεταξύ των

μέσων αποδόσεων και το spread φαίνεται σχεδόν επίπεδη στους εκτός-Ιανουαρίου μήνες. Οι αποδόσεις των 49 χαρτοφυλακίων παλινδρομήθηκαν κάθε μήνα κατά βήτα, spread και μέγεθος. Όταν όλοι οι μήνες από την περίοδο 1961-1990 εξεταστούν από κοινού, ο συντελεστής προσαύξησης ρευστότητας της μεταβλητής (spread) είναι θετικός, αλλά λιγότερο από δύο τυπικά σφάλματα από το μηδέν σε παλινδρομήσεις που περιλαμβάνουν beta. Όταν λαμβάνεται υπόψη μόνο ο μήνας Ιανουάριος, ωστόσο, το ασφάλιστρο ρευστότητας και βήτα-ασφάλιστρο κινδύνου εκτιμάται ότι θα είναι θετικά και αξιόπιστα διαφορετικά από το μηδέν. Έτσι, τον Ιανουάριο και βήτα και spread φαίνεται να τιμολογούνται. Ωστόσο, το μέγεθος δεν φαίνεται να τιμολογείται. Αντίθετα, στους εκτός-Ιανουαρίου μηνών, το σημείο εκτιμήσεις της ρευστότητας premium είναι αρνητικά, αν μέσα σε δύο τυπικά σφάλματα του μηδενός. Στην πραγματικότητα, κανένας από τα premium που υπολογίστηκαν στις εκτός-Ιανουαρίου μήνες είναι αξιόπιστα διαφορετικό από το μηδέν. Έτσι, χρησιμοποιώντας τα A & M κριτήρια επιλογής του δείγματος, το ασφάλιστρο ρευστότητας φαίνεται να είναι αξιόπιστα θετικό μόνο κατά το μήνα Ιανουάριο κατά τη διάρκεια του 1961-1990.

Εν συνεχεία, έχουμε τα αποτελέσματα για την υποπερίοδο 1981-1990, η οποία είναι μεταγενέστερη της αρχικής A & M περιόδου του δείγματος. Σε αυτή την υποπερίοδο, το ασφάλιστρο ρευστότητας είναι θετικό και ακόμη περισσότερο από δύο τυπικά σφάλματα από το μηδέν, τον Ιανουάριο. Σε παλινδρομήσεις με βήτα, spread και μέγεθος, μόνο το spread φαίνεται να είναι στατιστικά σημαντικό τον Ιανουάριο. Το ασφάλιστρο ρευστότητας σε εκτός-Ιανουαρίου μήνες είναι αρνητικό. Σε αντίθεση με την συνολική περίοδο 1961-1990, ωστόσο, η εκτίμηση του ασφαλιστρού ρευστότητας σε αυτή την υποπερίοδο είναι αρνητικό για το σύνολο των μηνών.

Τροποποιημένη τεχνική διαμόρφωση του χαρτοφυλακίου

Σε αυτή την ενότητα, χαρτοφυλάκια σχηματίζονται χρησιμοποιώντας μόλις τρία χρόνια δεδομένων για τις αποδόσεις.

Η εκχώρηση μιας μετοχής σε ένα συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο beta/spread σε ένα δεδομένο έτος δοκιμασίας εξαρτάται από δύο κριτήρια: α) το spread της μετοχής

κατά το προηγούμενο έτος, β) το εκτιμώμενο βήτα της μετοχής με OLS όπου υπολογίζεται με τις αποδόσεις των 36 προηγούμενων μηνών.

Για τη δοκιμαστική περίοδο, οι μετοχές και πάλι κατατάσσονται σε επτά ίσα ομάδες με βάση το spread τους κατά το προηγούμενο έτος, όπως στην A & M. Θα χωρίζονται περαιτέρω σε επτά ίσες υποομάδες με βάση την κατάταξη των μετοχών ανάλογα με το εκτιμώμενο βήτα που υπολογίζονται με βάση τις προηγούμενες 4 μηνιαίες αποδόσεις. Οι μέσες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου κατά το έτος δοκιμής υπολογίζονται από το μέσο όρο των υπερβάλλουσων αποδόσεων των μετοχών σε κάθε ένα από τα 49 χαρτοφυλάκια. Η τεχνική σχηματισμού χαρτοφυλακίου αυξάνει δραματικά τον αριθμό των μετοχών που περιλαμβάνονται στην ανάλυση. Μια άλλη αλλαγή από το A & M πλαίσιο είναι τα άνευ όρων βήτα των χαρτοφυλακίων που χρησιμοποιούνται στις διαστρωματικές παλινδρομήσεις. Τα άνευ όρων βήτα των χαρτοφυλακίων υπολογίζονται χρησιμοποιώντας τις μηνιαίες αποδόσεις του χαρτοφυλακίου κατά τη διάρκεια της περιόδου δοκιμής. Με άλλα λόγια, τα βήτα των χαρτοφυλακίων υπολογίζονται με δεδομένα αποδόσεων χαρτοφυλακίου 360 μηνών (1961-1990). Σε γενικές γραμμές, έχουν τα ίδια χαρακτηριστικά όπως αυτά που σχηματίζονται με τον A & M σχηματισμό χαρτοφυλακίου. Ωστόσο, τα χαρτοφυλάκια έχουν πλέον μικρότερες σε μέγεθος επιχειρήσεις με μεγαλύτερο μέσο bid-ask spread. Η διαστρωματική ανάλυση παλινδρόμησης ταιριάζει σε κάθε μήνα της χρησιμοποιώντας τρεις ανεξάρτητες μεταβλητές: α) άνευ όρων βήτα των χαρτοφυλακίων, β) μέσο spread και γ) το μέγεθος. Συνολικά, το βασικό αποτέλεσμα ότι το ασφάλιστρο ρευστότητας είναι παρών μόνο τον Ιανουάριο φαίνεται ακόμα να κρατάει. Ωστόσο, η επίδραση του μεγέθους είναι τώρα πάρα πολύ σημαντική. Στην πραγματικότητα, το μέγεθος είναι η μόνη μεταβλητή που φαίνεται να είναι σημαντική στην παρουσία των άλλων δύο μεταβλητών. Το συμπέρασμα αυτό διαφέρει από τις συνέπειες που συντάσσονται με βάση το περιορισμένο A & M δείγμα. Με τη διεύρυνση του δείγματος, τα στοιχεία για ένα θετικό ασφάλιστρο κινδύνου βήτα είναι μειωμένα και ίσως ανύπαρκτα. Το βήτα-ασφάλιστρο κινδύνου δεν είναι σημαντικό με την παρουσία της διαφοράς και του μεγέθους, ακόμα και τον Ιανουάριο. Προφανώς, απαιτώντας μόνο τα στοιχεία

τριών ετών, αντί των έντεκα ετών κάνει τη διαφορά για την εξαγωγή συμπερασμάτων σχετικά με την τιμολόγηση των βήτα κινδύνου.

Τα αποτελέσματα για την υποπερίοδο 1981-1990 έχουν ως εξής: Στους εκτός-Ιανουαρίου μήνες, το ασφάλιστρο ρευστότητας είναι αρνητικό και περίπου δύο τυποποιημένα σφάλματα κάτω από το μηδέν. Τον Ιανουάριο, όμως, το ασφάλιστρο ρευστότητας εξακολουθεί να είναι αξιόπιστα θετικό. Έτσι, οι προβλέψεις του A & M μοντέλου επιβεβαιώθηκαν για τον Ιανουάριο, αλλά όχι για τους εκτός-Ιανουαρίου μήνες. Φυσικά, σε εκτός-Ιανουαρίου μήνες της συνολικής περιόδου 1961-1990, καμία από τις μεταβλητές δεν φαίνεται να έχει τιμολογηθεί αξιόπιστα.

3.4. Campel, Grossman, Wang (1993) «Trading volume and serial correlation in stock returns»

Οι μελετητές στην συγκεκριμένη εργασία ερεύνησαν τη σχέση μεταξύ του συνολικού όγκου συναλλαγών της χρηματιστηριακής αγοράς και της σειριακής συσχέτισης των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών. Τόσο για μεμονωμένες μετοχές μεγάλων εταιρειών, όσο και για τους χρηματιστηριακούς δείκτες, η πρώτη τάξης αυτοσυσχέτιση των ημερήσιων αποδόσεων τείνει να μειώνεται με τον όγκο συναλλαγών. Θεώρησαν ένα μοντέλο όπου οι λεγόμενοι "market makers" που είναι "risk averse" απορροφούν τις πιέσεις για αγορά ή πώληση μετοχών που προκαλούνται από τους "non-informational or liquidity" επενδυτές αξιώνοντας αλλαγές στην αναμενόμενη απόδοση των μετοχών ως αποζημίωση για τον ρόλο τους. Οι ερευνητές επικεντρώθηκαν στον ημερήσιο όγκο συναλλαγών και στην σειριακή συσχέτιση των ημερήσιων αποδόσεων χρηματιστηριακών δεικτών και μεμονωμένων μετοχών καταλήγοντας στο ότι παρόλο που οι ημερήσιες αυτοσυσχετίσεις είναι κατά κύριο λόγο θετικές, τις ημέρες με υψηλό όγκο συναλλαγών θα είναι λιγότερο θετικές. Μια πτώση της τιμής της μετοχής είναι πιο πιθανή σε μια μέρα με υψηλό όγκο συναλλαγών από ότι σε μια ημέρα με χαμηλό όγκο συναλλαγών, το οποίο συνδέεται με μια αύξηση στην αναμενόμενη απόδοση της μετοχής.

Τα δεδομένα της έρευνας αφορούσαν ημερήσιες αποδόσεις και όγκο συναλλαγών για μετοχές του δείκτη NYSE της Νέας Υόρκης από το CRSP για την περίοδο 3/7/1962 έως 30/12/1988. Χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης ισοσταθμισμένου χαρτοφυλακίου των εν λόγω μετοχών και ελέγχθηκε για όλη την περίοδο αλλά και για υποπεριόδους. Το αρχικό μέτρο ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκε ήταν ο σχετικός όγκος συναλλαγών (*Turnover* ή *Relative Volume*) που είναι ο λόγος των μετοχών που συναλλάσσονται προς τον αριθμό των κυκλοφορούντων μετοχών. Επειδή ο σχετικός όγκος συναλλαγών έχει μια αυξητική τάση μέσα στο χρόνο και της ανάγκης να μετρήσουν τον όγκο συναλλαγών σχετικά με την ικανότητα της αγοράς να τον απορροφήσει χρησιμοποιήθηκε ο \log turnover (αποκλείοντας της χαμηλής συχνότητας διακυμάνσεις) και για να αποκλείσουν την αυξητική τάση (detrend) αφαίρεσαν τον κινητό μέσο όρο ενός προηγούμενου έτους από το \log turnover. Με αυτό το τρόπο κατασκευάστηκε το νέο μέτρο ονομαζόμενο ως *detrended volume measure*.

Το μοντέλο παλινδρόμησης είχε ως εξής:

$$R_{t+1} = a + \left(\sum_{i=1}^5 \beta_i D_i + \gamma_1 V_t + \gamma_2 V_t^2 + \gamma_3 (1000)\sigma_t^2\right) R_t \quad \text{για από } i=1 \text{ έως } 5 \quad (1)$$

όπου $\sum \beta_i D_i$ οι 5 ψευδομεταβλητές της ημέρας της εβδομάδας, V_t το μέτρο ρευστότητας, V_t^2 το τετράγωνο του μέτρου, σ_t η τυπική απόκλιση.

Για το ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο της αγοράς για όλη την περίοδο αλλά και για τις υποπεριόδους αποδείχτηκε ότι οι ημερήσιες αποδόσεις τείνουν να μειώνονται με την αύξηση του όγκου συναλλαγών. Το ίδιο αποδεικνύεται και για τον δείκτη Dow Jones καθώς και μεμονωμένες μετοχές. Στα συμπεράσματα της μελέτης αποδείχτηκε ότι η ημερήσια αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών είναι χαμηλότερη στις ημέρες με υψηλό όγκο συναλλαγών σε σύγκριση με ημέρες με χαμηλό όγκο συναλλαγών. Το γεγονός αυτό παρατηρήθηκε και σε χαρτοφυλάκια αλλά και σε μεμονωμένες μετοχές που εξηγείται από την ιδέα ότι σημαντικός όγκος συναλλαγών εμφανίζεται από τις τυχαίες αλλαγές στην προσφορά και στην ζήτηση μετοχών από τους "μη ενημερωμένους" επενδυτές η οποία απορροφάται από τους "market makers" οι οποίοι είναι "risk averse" επενδυτές.

3.5. Brennan & Subrahmanyam (1996) «Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns»

Έχει αναγνωριστεί ότι η κύρια αιτία της έλλειψης ρευστότητας στις χρηματοπιστωτικές αγορές είναι η αρνητική επιλογή (adverse selection) που προκύπτει από την παρουσία των ιδιωτικά ενημερωμένων traders οι οποίοι δημιουργούν σημαντικά κόστη έλλειψης ρευστότητας για τους μη ενημερωμένους επενδυτές. Σκοπός της εργασίας είναι να εξεταστεί η σχέση ανάμεσα στις απαιτούμενες αποδόσεις των μετοχών και μέτρων έλλειψης ρευστότητας ώστε να ελεγχθεί η θετική σχέση αποδόσεων και έλλειψης ρευστότητας.

Τα δεδομένα αντλήθηκαν από το CRSP αφορούσαν την περίοδο 1984-1991 που χωρίστηκε σε δύο υποπεριόδους 1984-1987 και 1988-1991 και αποτελούνται από τις τιμές προσφοράς-ζήτησης (bid-ask spread) και τιμές των συναλλαγών και των ποσοτήτων για κάθε NYSE / AMEX μετοχή.

Εν συνεχεία, στη μεθοδολογία και την εμπειρική ανάλυση έχουμε τα εξής: Αρχικά με τα δεδομένα των ενδοσυνεδριακών μεταβλητών εκτίμησαν το μεταβλητό (trade-size dependent) και σταθερό κόστος κάθε συναλλαγής. Το μέτρο quoted bid-ask spread που χρησιμοποιήθηκε σε προηγούμενες μελέτες θεωρήθηκε μη ικανοποιητικό διότι πολλές συναλλαγές λαμβάνουν χώρα εκτός του μέτρου αυτού και για αυτό το λόγο εισήγαγαν νέα μέτρα. Εκτιμήθηκαν οι παράμετροι ψ και λ (με την Glosten-Harris (GH) και Hasbrouck-Foster-Viswanathan (HFV) μέθοδο) που σχετίζονται με την σταθερή και μεταβλητή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών. Τα νέα μέτρα είναι η μεταβλητή συνιστώσα του κόστους $C_q = \lambda q/P$, όπου q είναι το μέσο μέγεθος των συναλλαγών και η σταθερή συνιστώσα του κόστους ψ/P , όπου P η μέση τιμή κλεισίματος της μετοχής. Επίσης χρησιμοποιήθηκε και το proportional quoted spread (quoted spread διαιρεμένο με τον μέσο όρο των τιμών προσφοράς και ζήτησης).

Για την προσαρμογή των αποδόσεων των ισοσταθμισμένων χαρτοφυλακίων στους παράγοντες κινδύνου έγινε χρήση του μοντέλου των 3 παραγόντων των Fama και French (1993). Οι τρεις αυτοί παράγοντες κινδύνου είναι η επιπλέον απόδοση της αγοράς, η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου long σε μικρές μετοχές και short σε μεγάλες μετοχές (SMB), η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που είναι long σε μετοχές με μεγάλο δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξίας και short σε μετοχές με μικρό δείκτη λογιστικής προς χρηματιστηριακή αξία (HML). Τα χαρτοφυλάκια ταξινομούνται από τον εκτιμώμενο Kyle (αντίστροφο) μέτρο του βάθους της αγοράς, «λ» (υπολογίζεται χρησιμοποιώντας την Glosten-Harris μέθοδο), καθώς και το μέγεθος της επιχείρησης για την περίοδο 1984-1991.

Οι παλινδρομήσεις εκτελέστηκαν με την γενικευμένη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (GLS) με βάση το κάτωθι μοντέλο:

$$R_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^N \gamma_k L_{ik} + \beta_i MKT_t + \delta_i SMB_t + \kappa_i HML_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

όπου, R_{it} η επιπλέον απόδοση του χαρτοφυλακίου i τον μήνα t , L_{ik} οι μεταβλητές έλλειψης ρευστότητας με k τον αριθμό των μεταβλητών και MKT, SMB, HML οι παράγοντες Fama and French.

Στα αποτελέσματα της εν λόγω μελέτης φάνηκε ότι υπάρχει έντονη και σημαντικά θετική σχέση μεταξύ των excess returns και των συνιστωσών του σταθερού και μεταβλητού κόστους συναλλαγών. Η επιπλέον απόδοση προκύπτει κοίλη συνάρτηση της συνιστώσας του μεταβλητού κόστους, το οποίο είναι σύμφωνο με το "πελατειακό φαινόμενο (clientele effect)" των Amihud - Mendelson, το οποίο προκαλείται από την συγκέντρωση μικρών επενδυτών σε λιγότερο ρευστοποιήσιμες μετοχές. Ωστόσο, η επιπλέον απόδοση προκύπτει κυρτή συνάρτηση της συνιστώσας του σταθερού κόστους συναλλαγών που μάλλον οφείλεται στο υπόδειγμα των τριών παραγόντων των Fama και French και της ατελούς προσαρμογής του στο κίνδυνο. Ο συντελεστής του αναλογικού spread (proportional spread), ωστόσο, είναι αρνητικός, τόσο όταν είναι η μοναδική μεταβλητή κόστους συναλλαγών στην παλινδρόμηση καθώς και όταν αυτό συμπεριλαμβάνεται μαζί με τις μεταβλητές του κόστους συναλλαγής το οποίο δεν συνάδει ως μέτρο έλλειψης ρευστότητας. Ένας έλεγχος του λόγου πιθανοφάνειας

οδήγησε στο συμπέρασμα ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις εποχικότητας στις επιπλέον αποδόσεις που να σχετίζονται με τα μέτρα του κόστους συναλλαγής και του bid-ask spread. Τέλος, μετά από έλεγχο του μεγέθους της εκάστοτε εταιρείας, εμφανίστηκε αρνητική σχέση ανάμεσα στο μεταβλητό και σταθερό κόστος συναλλαγών.

3.6. Shing-yang Hu (1997) «Trading Turnover and expected stock returns: The trading frequency hypothesis and Evidence from the Tokyo Stock Exchange»

Στη συγκεκριμένη έρευνα έγινε προσπάθεια για εύρεση ενός ευρέως προσιτού μέτρου για την μέτρηση της εμπορευσιμότητας και να μελετηθεί η επίδραση του στην τιμολόγηση των περιουσιακό στοιχείων. Επίσης, ο Shing-yang Hu προσπάθησε να επιβεβαιώσει την υπόθεση Συχνότητας των Συναλλαγών (Trading Frequency Hypothesis) η οποία προβλέπει ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών διαστρωματικά, είναι φθίνουσα και κοίλη συνάρτηση του όγκου συναλλαγών και οι διαχρονικές αποδόσεις των μετοχών είναι μια αύξουσα συνάρτηση του όγκου συναλλαγών. Το μέτρο που επιλέχθηκε είναι ο μηνιαίος όγκος συναλλαγών με υστέρηση (lagged monthly turnover), που είναι ο αριθμός μετοχών που συναλλάχθηκαν για κάθε δέκα μετοχές σε κυκλοφορία κατά την διάρκεια του προηγούμενου μήνα.

Τα δεδομένα αφορούσαν μετοχές του χρηματιστηρίου του Τόκιο από την βάση δεδομένων PACAP για την περίοδο του Απριλίου του 1976 έως τον Μάρτιο του 1993.

Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν των Fama and MacBeth για να εξεταστεί η μονοπαραγοντική παλινδρόμηση μεταξύ του όγκου συναλλαγών και των αποδόσεων. Με την κλασική μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) εκτέλεσε την διαστρωματική παλινδρόμηση μεταξύ της επιπλέον απόδοσης των μετοχών (excess stock returns) και του όγκου συναλλαγών σε υστέρηση (lagged monthly turnover), δηλαδή,

$$R_{it} = \alpha_{1t} + \beta_{1t} \text{TURN}_{i,t-1} + e_{it} \quad (1)$$

Εν συνεχεία, εκτιμήθηκε ο απλός μέσος όρος και ο σταθμισμένος μέσος των χρονικών σειρών των παραμέτρων.

Εκτελέστηκαν και άλλες παλινδρομήσεις αλλά με περισσότερες μεταβλητές όπως το μέγεθος της εταιρείας, τον δείκτη λογιστική προς χρηματιστηριακή αξία και τον δείκτη χρηματικών ροών προς τιμή. Σε όλα χρησιμοποιήθηκε ο λογάριθμος των δεικτών. Συγκεκριμένα,

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 \text{TURN}_{i,t-1} + \beta_2 \text{MKT}_{i,t-1} + \beta_3 \text{BM}_{i,t-1} + \beta_4 \text{CP}_{i,t-1} + e_{it} \quad (2)$$

Με επιπλέον παλινδρομήσεις εξέτασε το φαινόμενο της εποχικότητας, την μη-γραμμική σχέση μεταξύ επιπλέον αποδόσεων και όγκου συναλλαγών, τη διαχρονική σχέση μεταξύ όγκου συναλλαγών και επιπλέον απόδοσης της αγοράς.

Σαν αποτελέσματα μπορούμε να αναφέρουμε τα εξής: Η μονοπαραγοντική παλινδρόμηση έδειξε ότι ο συντελεστής του όγκου συναλλαγών είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, άρα διαστρωματικά οι μετοχές με υψηλότερο όγκο συναλλαγών τείνουν να έχουν μικρότερες μετοχικές αποδόσεις. Στην πολυπαραγοντική παλινδρόμηση πάλι ο συντελεστής του όγκου συναλλαγών ήταν αρνητικός και στατιστικά σημαντικός αλλά με μικρότερη ερμηνευτική ισχύ. Στο φαινόμενο της εποχικότητας δεν παρατηρήθηκε κάτι αξιοσημείωτο, ενώ στην έρευνα για μη-γραμμική σχέση μεταξύ αποδόσεων και όγκου συναλλαγών, φάνηκε ότι το ασφάλιστρο ρευστότητας είναι μια κοίλη συνάρτηση του όγκου συναλλαγών, γεγονός συνεπές με την Υπόθεση της Συχνότητας των Συναλλαγών.

Διαχρονικά, οι παλινδρομήσεις σε επίπεδο αγοράς έδειξαν ότι ο συντελεστής του όγκου συναλλαγών είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, γεγονός πάλι συνεπές με την Υπόθεση της Συχνότητας των Συναλλαγών.

3.7. Datar & Naik & Radcliffe (1998) «Liquidity and stock returns: An alternative test»

Η εργασία έλαβε χώρα το 1998 από τους Vinay T. Datar, Narayan Y. Naik, Robert Radcliffe. Το παρόν άρθρο επιχειρεί να ρίξει φως στη σχέση μεταξύ της

ρευστότητας και των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων χρησιμοποιώντας ένα μέτρο για τη ρευστότητα που είναι διαφορετικό από την διαφορά προσφοράς-ζήτησης (bid-ask spread). Ο λόγος για την πρόταση μιας νέας προσέγγισης της ρευστότητας είναι διττός. Πρώτον, τα δεδομένα σχετικά με την διαφορά προσφοράς-ζήτησης (bid-ask spread) είναι δύσκολο να επιτευχθούν σε μηνιαία βάση για μεγάλες χρονικές περιόδους. Δεύτερον, οι Peterson και Fialkowski (1994) δείχνουν ότι το χρηματιστηριακό spread είναι ένα "φτωχό" υποκατάστατο για το πραγματικό κόστος των συναλλαγών που αντιμετωπίζουν οι επενδυτές. Στην εργασία αυτή, προτείνεται ο Share Turnover ή Turnover rate ενός περιουσιακού στοιχείου ως προσέγγιση για τη ρευστότητά της. Ορίζεται ως ο αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονται διαιρούμενου με τον αριθμό των μετοχών σε κυκλοφορία της εν λόγω μετοχής. Από το μοντέλο των Amihud and Mendelson (1986) αυτό συνεπάγεται ότι η παρατηρούμενη (μεικτή) απόδοση των περιουσιακών στοιχείων πρέπει να είναι μια αύξουσα συνάρτηση των αναμενόμενων περιόδων διακράτησης όπου αυτό σημαίνει επίσης, ότι η παρατηρούμενη απόδοση των περιουσιακών στοιχείων πρέπει να είναι μια φθίνουσα συνάρτηση του Share Turnover των εν λόγω περιουσιακών στοιχείων. Τα παραπάνω είναι η βάση αυτής της έρευνας.

Η ανάλυση των δεδομένων έχει ως εξής: Η βάση δεδομένων αποτελείται από όλες τις μη χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης από τις 31 Ιουλίου 1962 έως την 31η Δεκεμβρίου του 1991. Μηνιαία στοιχεία για τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών συλλέγονται από το Κέντρο για την Έρευνα στην Τιμών Ασφαλείας (CRSP). Υπολογίζεται η μηνιαία απόδοση ως ποσοστιαία μεταβολή της αξίας ενός δολαρίου των επενδύσεων στην εν λόγω μετοχή κατά το μήνα t . Στα δεδομένα, κατά μέσο όρο, υπάρχουν περίπου 880 μετοχές σε κάθε μήνα. Για κάθε μήνα t , υπολογίζεται ο μέσος μηνιαίος όγκος συναλλαγών (ο μέσος αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονται κατά τη διάρκεια των προηγούμενων τριών μηνών, δηλαδή κατά τους μήνες $t - 3$, $t - 2$ και $t - 1$) και διαιρείται με τον αριθμό των μετοχών της εν λόγω επιχείρησης. Δεδομένου ότι το εύρος της μεταβλητής Share Turnover στο δείγμα είναι πολύ μεγάλο, είναι πιθανό ότι η εκτίμηση της σχέσης μεταξύ των αποδόσεων και του Share Turnover

οδηγείται από μερικά ακραία επιτεύγματα του κύκλου εργασιών. Ως εκ τούτου, απορρίπτεται το χαμηλότερο 1% και 1% υψηλότερο από τις παρατηρήσεις του Share Turnover από το (πλήρες) σύνολο.

Εν συνεχεία αναλύεται η μεθοδολογία όπου εξετάζεται η επιρροή της ρευστότητας, όπως μετράται από Share Turnover ή Trading Volume στην διαστρωματική ανάλυση των αποδόσεων των μετοχών με και χωρίς έλεγχο για τον λόγο Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία (book-to-market ratio), το μέγεθος της επιχείρησης (firm size) και το βήτα (beta) της επιχείρησης. Στο επίπεδο των παλινδρομήσεων εφαρμόστηκε η γενικευμένη μέθοδος ελαχίστων τετραγώνων (GLS) και η μέθοδος των Litzenger και Ramaswamy (1979). Η εξίσωση παλινδρόμησης ήταν:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \sum_{k=1}^K \gamma_{kt} x_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, 2, \dots, N_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

όπου, R_{it} = η απόδοση της μετοχής i τον μήνα t , x_{it} οι μεταβλητές turnover ratio, μέγεθος εταιρείας, Λογιστική/Χρηματιστηριακή αξία, βήτα μετοχής, $k = 4$ πλήθος μεταβλητών, ε_{it} ο όρος σφάλματος.

Στα αποτελέσματα μπορούμε να αναφέρουμε τα εξής: Το αρνητικό πρόσημο στην μεταβλητή του Share Turnover, επιβεβαιώνει ότι λιγότερο ρευστοποιήσιμες μετοχές έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις από ότι ρευστοποιήσιμες μετοχές και επιβεβαιώνει την πρόβλεψη του μοντέλου των Amihud and Mendelson. Εξετάζεται αν η επίδραση της ρευστότητας παραμένει μετά τον έλεγχο για το μέγεθος της επιχείρησης, τον λόγο Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία και το βήτα της μετοχής. Στις μονοπαραγοντικές παλινδρομήσεις, διαπιστώνεται ότι το μέγεθος και η κατεύθυνση των συντελεστών κλίσης για το μέγεθος και την αναλογία Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία είναι συνεπή με τα αποτελέσματα αρκετών άλλων ερευνητών. Ειδικότερα, ο συντελεστής κλίσης σχετικά με το μέγεθος είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός (- 0,06, t-stat.- 6.17), ενώ για το λόγο Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός (0.22, t-stat. 9,53) στη συνολική περίοδο του δείγματος. Προκειμένου να δοκιμαστεί η ευρωστία (robustness) των αποτελεσμάτων, το δείγμα διαιρείται σε δύο μη επικαλυπτόμενες υποπεριόδους περίπου ίσου

μήκους. Η πρώτη υποπερίοδο εκτείνεται Ιούλιος 1963-Σεπτέμβριος 1977 και η δεύτερη υποπερίοδο εκτείνεται Οκτώβριος 1977 - Δεκέμβριος 1991. Και στις 2 υποπεριόδους η ρευστότητα είναι εξίσου σημαντική. Δεν βρέθηκε καμία εποχικότητα τον μήνα Ιανουάριο όπως σε προηγούμενη μελέτη.

3.8. Chordia & Subrahmanyam & Anshuman (2001) «Trading activity and expected stock returns»

Στη μελέτη αυτή, καταγράφεται μια αρνητική και εκπληκτικά ισχυρή σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων τόσο στο επίπεδο, καθώς και στη μεταβλητότητα της συναλλακτικής δραστηριότητας, μετά από έλεγχο για το μέγεθος (firm size), τον λόγο Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία, και τα αποτελέσματα της ορμής (momentum effects), καθώς και το επίπεδο των τιμών και την μερισματική απόδοση. Αυτή η αρνητική σχέση είναι στατιστικά και οικονομικά σημαντική. Η ανάλυση για την επίδραση της μεταβλητότητας της συναλλακτικής δραστηριότητας στις αναμενόμενες αποδόσεις υποκινείται από μια πολύ εύλογη αιτία για τη μεταβλητότητα της ρευστότητας να τιμολογηθεί, δηλαδή, ότι οι επενδυτές είναι απρόθυμοι να αναλάβουν κινδύνους και "απεχθάνονται" την μεταβλητότητα της ρευστότητας, έτσι ώστε οι μετοχές με μεγαλύτερη μεταβλητότητα να επιτάσσουν υψηλότερες προσδοκώμενες αποδόσεις. Τα αποτελέσματα από την επεξεργασία των δεδομένων δεν υποστηρίζουν αυτή την υπόθεση.

Τα δεδομένα έχουν ως εξής: Τα βασικά στοιχεία περιλαμβάνουν μηνιαίες αποδόσεις και άλλα χαρακτηριστικά για ένα δείγμα κοινών μετοχών των NYSE και AMEX εισηγμένων εταιριών για την περίοδο Ιανουάριος 1966 - Δεκέμβριος 1995. Τα στοιχεία συλλέχθηκαν από τις βάσεις δεδομένων CRSP και COMPUTSTAT. Χρησιμοποιήθηκαν τα μέτρα της συναλλακτικής δραστηριότητας για να χρησιμεύσουν ως προσέγγιση για την ρευστότητα. Αυτά τα μέτρα δραστηριότητας είναι ο Dollar trading volume (όγκος συναλλαγών του δολαρίου) και ο Turnover ratio (δείκτης του κύκλου συναλλαγών). Η μέτρηση της μεταβλητότητας της συναλλακτικής δραστηριότητας πραγματοποιήθηκε με τον

CV των παραπάνω μέτρων. Για να συμπεριληφθεί στο δείγμα για ένα συγκεκριμένο μήνα, μια μετοχή πρέπει να πληροί τα ακόλουθα κριτήρια. Πρώτον, η απόδοση της τον τρέχοντα μήνα, t , και στους 24 από τους προηγούμενους 60 μήνες θα έπρεπε να είναι διαθέσιμη από το CRSP και επαρκή δεδομένα πρέπει να είναι διαθέσιμα για να υπολογιστεί ο Dollar trading volume (όγκος συναλλαγών του δολαρίου) και Turnover ratio (δείκτης του κύκλου συναλλαγών) το μέγεθος, η τιμή και μερισματική απόδοση ως τον μήνα $t-2$, και κατά τους τελευταίους 36 μήνες. Δεύτερον, επαρκή δεδομένα πρέπει να είναι διαθέσιμα για τον υπολογισμό του λόγου Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία από το Δεκέμβριο του προηγούμενου έτους.

Εν συνεχεία, έχουμε την εμπειρική μεθοδολογία. Χρησιμοποιείται το υπόδειγμα των Fama και French (1993) με τους παράγοντες κινδύνου στο πλαίσιο της διαδικασίας ρύθμισης κινδύνου. Υποθέτεται ότι οι αποδόσεις παράγονται από μια L-παραγόντων προσέγγιση ενός υποδείγματος παραγόντων, δηλαδή,

$$R_{jt} = E(R_{jt}) + \sum_{k=1}^L \beta_{jk} f_{kt} + e_{jt} \quad (1)$$

όπου R_{jt} είναι η απόδοση για το αξιόγραφο j τη χρονική στιγμή t , και f_{kt} είναι η απόδοση στον παράγοντα k την στιγμή t .

Εκτιμάται κάθε χρόνο από το 1966 έως το 1995, οι παράγοντες, b_{jk} , για όλους τους τίτλους που είχαν τουλάχιστον 24 παρατηρήσεις αποδόσεων έναντι των προηγούμενων 60 μηνών. Δεδομένου ότι οι Fama και French παράγοντες άρχισαν τον Ιούλιο του 1963, οι παράγοντες κατά τον πρώτο μήνα της περιόδου παλινδρόμησης (Ιανουάριος 1966) υπολογίστηκαν από τις 30 παρατηρήσεις ανά παράγοντα, τον επόμενο μήνα, 31, και ούτω καθεξής μέχρι να επιτευχθεί το επίπεδο 60 μηνών, από το οποίο σημείο το διάστημα παρατήρησης διατηρήθηκε σταθερό στους 60 μήνες. Η ακριβής ή παρόμοια έκδοση του APT στις οποίες το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι καλά διαφοροποιημένο σε σχέση με τους παράγοντες που μπορεί να γραφτεί ως:

$$E(R_{jt}) - R_{ft} = \sum_{k=1}^L \lambda_{kt} \beta_{jk} \quad (2)$$

όπου R_{ft} είναι η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου και λ_{kt} είναι το ασφάλιστρο κινδύνου για τον παράγοντα k .

Η εκτιμώμενη (risk-adjusted) απόδοση για κάθε ένα από τα αξιόγραφα, $R_{jt}^{\#}$, για κάθε μήνα t , τον επόμενο χρόνο υπολογίζεται ως:

$$R_{jt}^{\#} = R_{jt} - R_{ft} - \sum_{k=1}^L \beta_{jk} F_{kt}, \text{ και } F_{kt} = \lambda_{kt} + f_{kt} \quad (3)$$

όπου F_{kt} είναι το άθροισμα της υλοποίησης του παράγοντα f και του ασφαλιστρου κινδύνου, R_{ft} είναι η απόδοση του ακίνδυνου περιουσιακού στοιχείου.

Εν συνεχεία, με την μέθοδο των Fama-Macbeth (1973) και των παλινδρομήσεων με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) εκτελέστηκαν παλινδρομήσεις της μορφής:

$$R_{jt} = c_0 + \sum_{m=1}^M c_m Z_{mjt} + e_{jt} \quad (4)$$

όπου Z και M τα χαρακτηριστικά των μετοχών στα οποία περιλαμβάνονται τα DVOL: ο φυσικός λογάριθμος του όγκου συναλλαγών σε δολάρια (dollar volume of trading) δύο μήνες πριν τον τελευταίο μήνα, TURN: ο φυσικός λογάριθμος του κύκλου συναλλαγών (turnover ratio) δύο μήνες πριν το τελευταίο μήνα, CVVOL: ο φυσικός λογάριθμος του συντελεστή μεταβλητότητας του όγκου συναλλαγών σε δολάρια (dollar volume of trading) για τους 36 τελευταίους μήνες αρχόμενης δύο μήνες πριν τον τελευταίο μήνα, CVTURN: ο φυσικός λογάριθμος του συντελεστή μεταβλητότητας του κύκλου συναλλαγών (turnover ratio), για τους 36 τελευταίους μήνες αρχόμενης δύο μήνες πριν τον τελευταίο μήνα. Επίσης, λήφθηκαν υπόψη το μέγεθος (size), ο λόγος Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία (book to market ratio), το επίπεδο της τιμής (price level), η μερισματική απόδοση (dividend yield), οι μεταβλητές της ορμής (momentum variables).

Τα αποτελέσματα έδειξαν στατιστικά σημαντική αρνητική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του επιπέδου ρευστότητας όσο και της μεταβλητότητας της συναλλακτικής δραστηριότητας. Αν η μεταβλητότητα της συναλλακτικής δραστηριότητας χρησιμεύει ως υποκατάστατο για την ετερογένεια στο σύνολο των επενδυτών που κατέχουν τη μετοχή, τότε, σύμφωνα με τον Merton (1987), η αύξηση αυτή της ανομοιογένειας θα μειώσει το απαιτούμενο ποσοστό απόδοσης της μετοχής, η οποία είναι συνεπής με τα αποτελέσματά της εργασίας αυτής.

Κλείνοντας, οι μεταβλητές που σχετίζονται με την συναλλακτική δραστηριότητα παίζουν σημαντικό ρόλο στις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις διαστρωματικά,

περισσότερο από τους γνωστούς προσδιοριστικούς παράγοντες όπως το μέγεθος (size), ο λόγος Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία (book to market ratio), το επίπεδο της τιμής (price level), η μερισματική απόδοση (dividend yield), οι μεταβλητές της ορμής (momentum variables).

3.9. Amihud (2002) «Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects»

Η θετική σχέση απόδοσης-έλλειψης ρευστότητας (illiquidity) έχει εξεταστεί διαμέσου των μετοχών σε μια σειρά μελετών όπως είδαμε παραπάνω. Η παρούσα μελέτη εξετάζει τη σχέση αυτή με την πάροδο του χρόνου (over time). Προτείνει ότι με την πάροδο του χρόνου, η υπερβάλλουσα απόδοση εκ των προτέρων (ex-ante excess return) αυξάνεται με την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας της χρηματιστηριακής αγοράς, δηλαδή η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση των μετοχών αντιπροσωπεύει ένα ασφάλιστρο έλλειψης ρευστότητας. Το μέτρο που χρησιμοποιείται για την έλλειψη ρευστότητας, ονομάζεται ILLIQ, είναι ο λόγος του απόλυτου των αποδόσεων των μετοχών σε ημερήσια βάση διαιρούμενο με τον όγκο συναλλαγών της σε δολάρια (dollar volume of trading), κατά μέσο όρο πάνω από κάποια περίοδο, ($R_{iyd}/VOLD_{iyd}$). Ο λόγος αυτός δίνει την απόλυτη (ως ποσοστό) μεταβολή της τιμής ανά δολάριο του ημερήσιου όγκου συναλλαγών.

Η διαστρωματική μελέτη χρησιμοποιεί για κάθε μετοχή i τον ετήσιο μέσο όρο:

$$ILLIQ_{iy} = 1/D_{iy} \sum_{t=1}^{D_{iy}} \frac{|R_{iyd}|}{VOL_{iyd}} \quad (1)$$

όπου D_{iy} είναι ο αριθμός των ημερών για τις οποίες υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία για την μετοχή i κατά το έτος y , R_{iyd} η ημερήσια απόδοση της μετοχής i το έτος y , $VOLD_{iyd}$ ο ημερήσιος όγκος συναλλαγών σε δολάρια για την μετοχή i το έτος y .

Τα δεδομένα της έρευνας αφορούσαν μετοχές του Χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης New York Stock Exchange (NYSE) κατά τα έτη 1963-1997, χρησιμοποιώντας δεδομένα από την καθημερινή και μηνιαία βάση δεδομένων του CRSP. Οι δοκιμές περιορίζονται σε NYSE-διαπραγματεύσιμες μετοχές για να αποφευχθούν οι επιπτώσεις των διαφορών στις μικροδομές της αγοράς.

Όσον αφορά το στάδιο της μεθοδολογίας, η διαδικασία δοκιμής ακολουθεί τη συνήθη μέθοδο Fama και MacBeth (1973). Το διαστρωματικό μοντέλο εκτιμάται για κάθε μήνα $m=1,2,\dots,12$, το έτος y , $y=1964,\dots,1997$, όπου οι μηνιαίες μετοχικές αποδόσεις είναι η κάτωθι συνάρτηση:

$$R_{imyt} = k_{omy} + \sum_{j=1}^J k_{jmy} X_{ji,y-1} + U_{imyt} \quad (2)$$

όπου R_{imyt} η απόδοση της μετοχής i του μήνα m τον χρόνο y , $X_{ji,y-1}$ το χαρακτηριστικό j της μετοχής i υπολογίζεται από τα δεδομένα κατά το έτος $y-1$ και είναι γνωστό στους επενδυτές κατά την έναρξη του έτους y κατά την οποία λαμβάνουν τις επενδυτικές αποφάσεις τους, k_{jmy} ο συντελεστής που μετράει τις επιδράσεις των χαρακτηριστικών στην αναμενόμενη απόδοση, U_{imyt} τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης.

Οι μηνιαίες παλινδρομήσεις του υποδείγματος κατά την περίοδο 1964-1997 παράγουν 408 εκτιμήσεις κάθε k_{jmy} συντελεστή, $j = 0,1,2,3,\dots,J$. Από αυτές τις μηνιαίες εκτιμήσεις υπολογίστηκε ο μέσος όρος τους και ελέγχθηκε η στατιστική σημαντικότητά τους. Τα χαρακτηριστικά των μετοχών $X_{ji,y-1}$ που χρησιμοποιήθηκαν στο παραπάνω μοντέλο είναι τα εξής:

Ετήσιος μέσος όρος του δείκτη έλλειψης ρευστότητας για την μετοχή i

$$ILLIQ_{iy} = 1/D_{iy} \sum_{t=1}^{D_{iy}} \frac{|R_{iyd}|}{VOLD_{iyd}} \quad (3)$$

όπου D_{iy} είναι ο αριθμός των ημερών για τις οποίες υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία για την μετοχή i κατά το έτος y , $|R_{iyd}|$ η απόλυτη τιμή της ημερήσιας απόδοσης της μετοχής i το έτος y , $VOLD_{iyd}$ ο ημερήσιος όγκος συναλλαγών σε δολάρια για την μετοχή i το έτος. Το μέτρο της ρευστότητας $ILLIQ_{iy}$ που υπολογίζεται για κάθε μετοχή i κατά το έτος y από καθημερινά δεδομένα όπως πιο πάνω (πολλαπλασιάζεται με 10^6).

Η μέση έλλειψη ρευστότητας στην αγορά σε όλες τις μετοχές

$$AILLIQ_y = 1/N_y \sum_{t=1}^{N_y} ILLIQ_{iy} \quad (4)$$

όπου N_y ο αριθμός των μετοχών το έτος y .

Δεδομένου ότι κατά μέσο όρο η έλλειψη ρευστότητας ποικίλλει σημαντικά με την πάροδο των ετών, $ILLIQ_{iy}$ αντικαθίσταται κατά την εκτίμηση του διαστρωματικού μοντέλου από την μέση προσαρμοσμένη τιμή της:

$$ILLIQMA_{iy} = ILLIQ_{iy} / AILLIQ_y \quad (5)$$

Το $BETA_{iy}$ ως ένα μέτρο του κινδύνου

Στο τέλος κάθε έτους y , οι μετοχές διαβαθμίζονται ανάλογα με το μέγεθός τους (κεφαλαιοποίηση) και διαιρούνται σε δέκα ίσα χαρτοφυλάκια. Στη συνέχεια, η R_{pty} απόδοση του χαρτοφυλακίου υπολογίζεται ως εξίσου σταθμισμένο μέσος όρος των αποδόσεων στο p χαρτοφυλάκιο κατά την ημέρα t το έτος y . Στη συνέχεια, το μοντέλο της αγοράς εκτιμάται για κάθε χαρτοφυλάκιο p , $p = 1, 2, 3, \dots, 10$.

$$R_{pty} = \alpha_{py} + BETA_{py} * RM_{yt} + e_{pty}$$

όπου RM_{yt} η ισοσταθμισμένη απόδοση της αγοράς, $BETA_{py}$ ο συντελεστής κλίσης, υπολογίζεται με τη μέθοδο Scholes και Williams (1977).

$DIVYLD_{iy}$ υπολογίζεται ως το άθροισμα των μερισμάτων κατά το έτος y διαιρεμένο με την τιμή στο τέλος του έτους.

Στα αποτελέσματα της παλινδρόμησης ο συντελεστής της μεταβλητής $ILLIQMA_{iy}$ συμβολίζεται $k_{ILLIQ_{my}}$ έχει μια μέση τιμή 0,162 που είναι στατιστικά σημαντική ($t=6,55$). Το αποτέλεσμα της έλλειψης ρευστότητας παραμένει θετική και ιδιαίτερα σημαντική όταν ο Ιανουάριος έχει αποκλειστεί (για να ελεγχθεί το φαινόμενο της εποχικότητας): ο μέσος όρος των $k_{ILLIQ_{my}}$ είναι 0,126 με ($t = 5,30$). Η επίδραση της έλλειψης ρευστότητας είναι θετική και σημαντική σε κάθε μία από τις δύο υποπεριόδους των 17 ετών.

Στη συνέχεια εξετάστηκε αν με την πάροδο του χρόνου, η αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας στην αγορά επηρεάζει θετικά την αναμενόμενη επιπλέον απόδοση της αγοράς. Αυτό έγινε με το παρακάτω μοντέλο:

$$(R_m - R_f)_y = g_0 + g_1 \ln AILLIQ_{y-1} + g_2 \ln AILLIQ_y^u + w_y \quad (6)$$

όπου R_{my} η ετήσια απόδοση του ισοσταθμισμένου χαρτοφυλακίου της αγοράς, R_{fy} η ετήσια απόδοση του treasury bill στην αρχή του έτους, $\ln AILLIQ_{y-1}$ η έλλειψη ρευστότητας της αγοράς το έτος $y-1$, $\ln AILLIQ_y^u$ η απροσδόκητη μη αναμενόμενη

έλλειψη ρευστότητας που είναι τα κατάλοιπα ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου του InALLIQ_y.

Ο συντελεστής g_1 είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, γεγονός που υποδηλώνει ότι η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση των μετοχών είναι θετική συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας. Ο συντελεστής g_2 είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, γεγονός που υποδηλώνει ότι η απροσδόκητη έλλειψη ρευστότητας έχει αρνητική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών. Οι παλινδρομήσεις συνεχίστηκαν αφού σχηματίστηκαν χαρτοφυλάκια με βάση το μέγεθος όπου φάνηκε ότι η επίδραση της έλλειψης ρευστότητας είναι ισχυρότερη στις μετοχές μικρών εταιρειών σε σχέση με τις μετοχές μεγάλων εταιρειών.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι τόσο διαστρωματικά όσο και με την πάροδο του χρόνου (over time), οι αναμενόμενες αποδόσεις μετοχών είναι μια αύξουσα συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας (illiquidity) και το νέο μέτρο ILLIQ έχει σημαντική θετική επίδραση στις αναμενόμενες αποδόσεις. Επίσης, προτείνεται ότι η αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση αντανακλά επίσης την αποζημίωση για την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας στην αγορά και ως εκ τούτου μια αύξουσα συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας στην αγορά.

Επιπλέον, η απρόσμενη έλλειψη ρευστότητας στην αγορά μειώνει ταυτόχρονα τις τιμές των μετοχών. Αυτό είναι επειδή η υψηλότερη διαπιστούμενη έλλειψη ρευστότητας αυξάνει την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας που με τη σειρά της αυξάνει την αναμενόμενη μετοχική απόδοση και μειώνει τις τιμές των μετοχών (υποθέτοντας καμία σχέση μεταξύ των εταιρικών ταμειακών ροών και της ρευστότητας της αγοράς). Οι επιδράσεις της έλλειψης ρευστότητας φαίνεται να είναι ισχυρότερες για τις μετοχές "μικρών" επιχειρήσεων. Οι υπερβάλλουσες αποδόσεις απεικονίζουν όχι μόνο τον υψηλότερο κίνδυνο, αλλά και την χαμηλότερη ρευστότητα των μετοχών σε σχέση με τα ομόλογα.

3.10. Baker & Stein (2004) «Market Liquidity as a sentiment indicator»

Οι Baker και Stein ανέπτυξαν μια εναλλακτική θεωρία μεταξύ των χρονικών μεταβολών της ρευστότητας και των αναμενόμενων αποδόσεων των μετοχών. Η κύρια ιδέα είναι σε ένα κόσμο με περιορισμό μικρών πωλήσεων, η ρευστότητα της αγοράς μπορεί να λειτουργήσει ως ένας δείκτης επενδυτικού κλίματος.

Τα δεδομένα του δείγματος λαμβάνονται για τις εισηγμένες εταιρείες του Χρηματιστηρίου Αξιών της Νέας Υόρκης (NYSE) την χρονική περίοδο 1927-1998, χρησιμοποιώντας διάφορες υποπεριόδους λόγω της ευαισθησίας της περιόδου του Κράχ του 1929.

Σαν μεθοδολογία έχουμε τα εξής: Ως μέτρο ρευστότητας χρησιμοποιήθηκε ο Turnover ratio, δηλαδή το ποσοστό του αριθμού των μετοχών που ανταλλάχθηκαν, υπολογισμένο ως το πηλίκο των μετοχών που έγιναν αγοραπωλησία προς το μέσο αριθμό μετοχών σε κυκλοφορία. Επίσης, υπολογίζεται η έκδοση μετοχών ως ο λόγος των κοινών και προνομιούχων μετοχών ενός έτους προς το άθροισμα των δύο αυτών συν το δημόσιο και ιδιωτικό χρέος. Στο μοντέλο που χρησιμοποιήθηκε γίνεται υπόθεση ότι στην αγορά υπάρχει μια ομάδα παράλογων (irrational) επενδυτών που έχει σαν αποτέλεσμα την αύξηση της ρευστότητας. Η μελέτη γίνεται σε τρεις χρονικές στιγμές (t_1, t_2, t_3), κατά τις οποίες ξεκινά το φαινόμενο, έρχονται νέες πληροφορίες σε ένα "εσωτερικό" επενδυτή και γίνεται η αποπληρωμή του τελικού μερίσματος.

Στα αποτελέσματα παρατηρούμε ότι:

- 1) Υπάρχουν τρεις περιοχές επενδυτικού κλίματος. Στην πρώτη περιοχή (με χαμηλό αίσθημα επένδυσης) συμμετέχουν μόνο οι λογικοί επενδυτές, στη δεύτερη περιοχή συμμετέχουν και οι δύο τύποι επενδυτών και στην τρίτη μόνο οι παράλογοι επενδυτές. Όταν λοιπόν η αγορά έχει υψηλή ρευστότητα σημαίνει ότι υπάρχουν πολλοί παράλογοι επενδυτές που επίσης έχει ως αποτέλεσμα χαμηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις.
- 2) Η ρευστότητα αυξάνεται όσο αυξάνεται το αίσθημα επένδυσης.

- 3) Οι αναμενόμενες αποδόσεις μειώνονται όσο αυξάνεται η ρευστότητα.
- 4) Οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι μικρότερες σε εκείνες τις αγορές στις οποίες υπάρχει έντονη εποχιακή προσφορά μετοχών (seasoned equity offerings).

3.11. Acharya & Pedersen (2005) «Asset pricing with liquidity risk»

Αυτή η εργασία παρουσιάζει ένα απλό θεωρητικό μοντέλο που εξηγεί πώς οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων επηρεάζονται από τον κίνδυνο ρευστότητας τόσο της κάθε μετοχής ξεχωριστά όσο και της αγοράς ως συνόλου. Το μοντέλο παρέχει ένα ενιαίο θεωρητικό πλαίσιο το οποίο μπορεί να εξηγήσει τα εμπειρικά ευρήματα ότι η ευαισθησία των αποδόσεων στη ρευστότητα της αγοράς τιμολογείται, η μέση ρευστότητα τιμολογείται και ότι η ρευστότητα συμβαδίζει με τις αποδόσεις και προβλέπει τις μελλοντικές αποδόσεις. Στο "προσαρμοζόμενο στη ρευστότητα" CAPM που παρουσίασαν οι μελετητές, η αναμενόμενη απόδοση ενός αξιόγραφου (περιουσιακό στοιχείο), αυξάνεται με την αναμενόμενη έλλειψη-ρευστότητας και με το "καθαρό" beta, το οποίο είναι ανάλογο προς την συνδιακύμανση της απόδοσης r^i , "καθαρό" από εξωγενή κόστη έλλειψης ρευστότητας, c^i , με "καθαρή" απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς, $r^M - c^M$. Τα καθαρά βήτα μπορούν να αναλυθούν στο πρότυπο βήτα της αγοράς και στα τρία beta που αντιπροσωπεύουν διαφορετικές μορφές του κινδύνου ρευστότητας. Αυτοί οι κίνδυνοι ρευστότητας συνδέονται με (i) κοινά χαρακτηριστικά της ρευστότητας με την ρευστότητα της αγοράς, $\text{cov}(c^i, c^M)$, (ii) ευαισθησία της απόδοσης στη ρευστότητα της αγοράς, $\text{cov}(r^i, c^M)$, (iii) ευαισθησία της ρευστότητας στις αποδόσεις της αγοράς, $\text{cov}(c^i, r^M)$. Εν ολίγοις, προσφέρεται ένα απλό θεωρητικό πλαίσιο που απεικονίζει διάφορα κανάλια μέσω των οποίων ο κίνδυνος ρευστότητας μπορεί να επηρεάσει τις τιμές των περιουσιακών στοιχείων.

Τα δεδομένα της παρούσας έρευνας αντλήθηκαν από την βάση δεδομένων CRSP και αφορούσαν ημερήσιες αποδόσεις και ημερήσιο όγκο συναλλαγών μετοχών

του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE, AMEX) για την περίοδο 01/07/1962-31/12/1999. Επίσης, χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα από την βάση Computstat για τον δείκτη Λογιστική/Χρηματιστηριακή αξία.

Όσον αφορά την μεθοδολογία, αρχικά, χρησιμοποίησαν το μέτρο του Amihud ως μέτρο ρευστότητας:

$$ILLIQ_t^i = (1/Days_t^i) \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{R_{td}^i}{V_{td}^i} \quad (1)$$

όπου R_{td}^i , V_{td}^i είναι η απόδοση και ο όγκος συναλλαγών σε δολάρια (σε εκατομμύρια) την μέρα d τον μήνα t και $Days_t^i$ είναι ο αριθμός ημερών που υπήρχαν έγκυρες παρατηρήσεις τον μήνα t για την μετοχή i .

Όμως λόγω κάποιων τεχνικών προβλημάτων του συγκεκριμένου μέτρου όπως ότι δεν μετράει ευθέως το κόστος συναλλαγής κατασκεύασαν ένα κανονικοποιημένο μέτρο έλλειψης ρευστότητας c_t^i , ως:

$$c_t^i = \min(0.25 + 0.30ILLIQ_t^i P_{t-1}^M, 30.00) \quad (2)$$

όπου P_{t-1}^M είναι η αναλογία των κεφαλαιοποιήσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος του μήνα $t-1$ και του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο τέλος του Ιουλίου 1962. Οι συντελεστές 0.25 και 0.30 επιλέγονται έτσι ώστε η κατανομή της διαστρωματικής κατανομής της κανονικοποιημένης έλλειψης ρευστότητας (c_t^i) για δεκατημορίου μεγέθους χαρτοφυλάκια να έχει περίπου το ίδιο επίπεδο και η διακύμανση όπως και το αποτελεσματικό μισό spread. Αυτή η κανονικοποιημένη έλλειψη ρευστότητας έχει οριστεί σε μέγιστη τιμή 30%, προκειμένου να διασφαλιστεί ότι τα αποτελέσματά μας δεν καθοδηγούνται από τις ακραίες παρατηρήσεις της $ILLIQ_t^i$.

Επίσης ακολούθησαν την διαδικασία δημιουργίας και κατάταξης χαρτοφυλακίων. Σχηματίστηκαν ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια και ταξινομημένα ανάλογα με το μέτρο έλλειψης ρευστότητας, την διακύμανση της και τον δείκτη Λογιστική/Χρηματιστηριακή αξία. Υπολογίστηκε για το εκάστοτε χαρτοφυλάκιο η μηνιαία απόδοση και το νέο μέτρο έλλειψης ρευστότητας. Κατέληξαν όπως είπαμε και παραπάνω στο "προσαρμοσμένο" στη ρευστότητα CAPM:

$$E(r_t^P - r_t^f) = \alpha + k E(c_t^P) + \lambda \beta^{net,p} \quad (3)$$

όπου $\lambda = E(\lambda_t) = E(r_t^M - c_t^M - r^f)$, $\beta^{\text{net},p}$ το άθροισμα των παρακάτω τεσσάρων βήτα:

- $\beta^{1i} = \text{cov}(r_t^i, r_t^M - E_{t-1}(r_t^M)) / \text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])$
- $\beta^{2i} = \text{cov}(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)) / \text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])$
- $\beta^{3i} = \text{cov}(r_t^i, c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)) / \text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])$
- $\beta^{4i} = \text{cov}(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), r_t^M - E_{t-1}(r_t^M)) / \text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)])$

Το μοντέλο αναφέρει ότι η απαιτούμενη υπερβάλλουσα απόδοση είναι το αναμενόμενο σχετικό κόστος έλλειψης ρευστότητας, συν τέσσερα betas φορές το ασφάλιστρο κινδύνου. Αυτά τα τέσσερα betas εξαρτώνται από την πληρωμή και την ρευστότητα του περιουσιακού στοιχείου. Επίσης το μοντέλο δίνει τρεις επιπλέον επιπτώσεις που θα μπορούσαν να θεωρηθούν ως τρεις μορφές των κινδύνων ρευστότητας.

$\text{cov}_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$ Η πρώτη επίδραση είναι ότι η απόδοση αυξάνεται με την συνδιακύμανση μεταξύ της ρευστότητας του περιουσιακού στοιχείου και της ρευστότητας της αγοράς. Αυτό διότι οι επενδυτές θέλουν να αποζημιωθούν για την διακράτηση ενός περιουσιακού στοιχείου το οποίο γίνεται illiquid όταν η αγορά γενικά γίνεται illiquid. Επίσης, αυτό το ασφάλιστρο κινδύνου θα μπορούσε δυνητικά να εφαρμοστεί σε μια οικονομία στην οποία οι επενδυτές μπορούν να επιλέξουν ποιους τίτλους να πωλήσουν.

$\text{cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$ Η δεύτερη επίδραση στις αναμενόμενες αποδόσεις είναι μέσω της συνδιακύμανσης μεταξύ απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου και της ρευστότητας της αγοράς. Βλέπουμε ότι η $\text{cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$ επηρεάζει τις απαιτούμενες αποδόσεις αρνητικά, επειδή οι επενδυτές είναι πρόθυμοι να αποδεχθούν μια χαμηλότερη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου με υψηλή απόδοση σε περιόδους έλλειψης ρευστότητας στην αγορά.

$\text{cov}_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)$ Η τρίτη επίδραση στις απαιτούμενες αποδόσεις είναι μέσω της συνδιακύμανσης της έλλειψης ρευστότητας του περιουσιακού στοιχείου και της απόδοσης της αγοράς. Αυτό το αποτέλεσμα προκύπτει από την προθυμία των επενδυτών να αποδεχθούν χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου σε μια αγορά που είναι ρευστή (liquid) και σε ύφεση (down market). Όταν η

αγορά είναι σε πτώση, οι επενδυτές είναι φτωχοί και η ικανότητα να πουλήσουν εύκολα είναι ιδιαίτερα πολύτιμη. Ως εκ τούτου, ένας επενδυτής είναι διατεθειμένος να δεχτεί μια μειωμένη απόδοση σε μετοχές με χαμηλό κόστος έλλειψης ρευστότητας εξαιτίας της κακής απόδοσης της αγοράς.

Εν κατακλείδι, ως αποτελέσματα μπορούμε να επισημάνουμε τα εξής: η απαιτούμενη απόδοση ενός αξιόγραφου i αυξάνεται με την συνδιακύμανση μεταξύ της έλλειψης ρευστότητας του i και της έλλειψης ρευστότητας της αγοράς, $cov_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$. Ως εκ τούτου, ενώ το μοντέλο δείχνει ότι οι επενδυτές απαιτούν ένα ασφάλιστρο για την απόδοση ενός αξιόγραφου που είναι μη ρευστοποιήσιμο όταν η αγορά στο σύνολό της είναι μη ρευστοποιήσιμη, αυτή η επίδραση φαίνεται να είναι μικρή. Επίσης, μειώνεται με την συνδιακύμανση μεταξύ της απόδοσης του αξιόγραφου και της έλλειψης ρευστότητας της αγοράς, $cov_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$, και επίσης μειώνεται με την συνδιακύμανση μεταξύ της έλλειψης ρευστότητας και της απόδοσης της αγοράς, $cov_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)$. Αυτό το "model implied premium" πηγάζει από την προτίμηση των επενδυτών για τίτλους με υψηλές αποδόσεις όταν η αγορά παρουσιάζει έλλειψη ρευστότητας. Το μοντέλο δείχνει επίσης ότι οι θετικές μεταβολές διάρκειας για την έλλειψη ρευστότητας συνδέονται με χαμηλές άμεσες αποδόσεις και υψηλές προβλεπόμενες μελλοντικές αποδόσεις. Διαισθητικά, οι επενδυτές είναι πρόθυμοι να πληρώσουν ένα ασφάλιστρο για ένα αξιόγραφο που είναι ρευστό, όταν η απόδοση της αγοράς είναι χαμηλή. Τέλος, το μοντέλο δείχνει επίσης ότι, δεδομένου ότι η ρευστότητα είναι επίμονη, η ρευστότητα προβλέπει τις μελλοντικές αποδόσεις και ρευστότητα συν-κινείται ταυτόχρονα με τις αποδόσεις.

3.12. Martinez & Nieto & Rubio & Tapia (2005) « Asset pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of the Spanish stock market»

Η συγκεκριμένη μελέτη αφορά την επίδραση δύο ειδών συστηματικών κινδύνων στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων για την αγορά της Ισπανίας. Το ένα είδος συστηματικού κινδύνου που σχετίζεται με την ρευστότητα είναι ο "OFL

factor" και αναφέρει την ισχύ των εναλλαγών των αποδόσεων λόγω του όγκου συναλλαγών. Το δεύτερο είδους συστηματικού κινδύνου είναι που σχετίζεται με την ρευστότητα είναι ο "HLS factor" και είναι η διαφορά των αποδόσεων των μετοχών με υψηλή ευαισθησία στις αλλαγές του μέτρου ρευστότητας (relative bid-ask spread) και των μετοχών με χαμηλή ευαισθησία πάνω σε αυτό το γεγονός. Οι μελετητές θέλησαν να εξετάσουν αν η ρευστότητα της αγοράς(συστηματική ρευστότητα) τιμολογείται.

Όσον αφορά τα δεδομένα αντλήθηκαν ημερήσιες και μηνιαίες αποδόσεις κοινών μετοχών για την περίοδο 1991-2000 στο Ισπανικό Χρηματιστήριο. Οι αποδόσεις της αγοράς υπολογίστηκαν ως οι αποδόσεις του ισοσταθμισμένου χαρτοφυλακίου ημερήσια ή μηνιαία. Το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου είχε ως σημείο αναφοράς το μηνιαίο επιτόκιο του Treasury Bill, ενώ επίσης συλλέχθηκαν στοιχεία για το relative bid-ask spread και τον όγκο συναλλαγών.

Η μεθοδολογία είχε ως εξής: Όπως και σε προηγούμενες μελέτες κατασκευάστηκαν χαρτοφυλάκια μετοχών με βάση τα δύο προαναφερθέντα μέτρα και το μέγεθος της εταιρείας. Στα χαρτοφυλάκια υπολογίστηκαν οι μηνιαίες αποδόσεις, τα βήτα στους παράγοντες κινδύνου ρευστότητας, το μέγεθος και η Λογιστική/Χρηματιστηριακή αξία. Έγινε σύγκριση στα περιγραφικά στατιστικά των δύο μέτρων κινδύνου ρευστότητας και εξετάστηκε αν υπάρχει σχέση μεταξύ τους. Έγινε χρήση των υποδειγμάτων CAPM, 3-factor Fama & French model, και το CAPM με τους δύο επιπλέον παράγοντες (OFL, HFL) για να διαπιστωθεί η ύπαρξη επιπλέον απόδοσης μεταξύ χαρτοφυλακίων με υψηλή και χαμηλή ευαισθησία. Πέραν τούτου, με την μέθοδο Fama and MacBeth εξετάστηκαν διαστρωματικά οι αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και των βήτα των μέτρων ρευστότητας.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η ρευστότητα της αγοράς (συστηματική ρευστότητα) επηρεάζει τα μοντέλα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Παρόλα αυτά δεν φαίνεται να υπάρχει ασφάλιστρο σε κανένα υπόδειγμα από τα δύο για τον συστηματικό κίνδυνο ρευστότητας καθώς στις παλινδρομήσεις δεν παρουσιάστηκε στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών.

3.13. Benic & Franic (2008) «Stock market liquidity: Comparative analysis of Croatian and regional markets»

Η παρούσα εργασία εκπονήθηκε από τους Vladimir Benic και Ivna Franic και σκοπό είχε την σύγκριση της Κροατικής αγοράς σε επίπεδο ρευστότητας με άλλες 7 (αναπτυσσόμενες) αγορές της Ηπειρωτικής και Κεντρικής Ευρώπης καθώς και με την Γερμανική αγορά. Θεμελιώδεις παραδοχές μιας "ρευστής" αγοράς είναι η ύπαρξη σημαντικού αριθμού αγοραστών και πωλητών, ανά πάσα στιγμή, η δυνατότητα να εκτελεστεί η επόμενη συναλλαγή στην ίδια τιμή με την προηγούμενη και η ικανότητα της αγοράς να απορροφήσει μεγάλες συναλλαγές χωρίς σημαντικές επιπτώσεις των τιμών.

Στο επόμενο κομμάτι υπάρχει διαχώριση και περιγραφή των μέτρων ρευστότητας σε μονοδιάστατα και πολυδιάστατα.

Μονοδιάστατα μέτρα ρευστότητας, 4 κατηγορίες:

- Μέτρα για τη ρευστότητα συναρτῆσει με το μέγεθος της επιχείρησης

Ένα από τα μέτρα αυτά είναι η κεφαλαιοποίηση που αντιπροσωπεύει την αξία της επιχείρησης σε σχέση με την τρέχουσα τιμή της αγοράς.

$$\text{Mktcap}_i = S_i * P_i \quad (1)$$

όπου Mktcap_i η κεφαλαιοποίηση της μετοχής i , S_i ο αριθμός των μετοχών μείον τις ιδίες μετοχές, P_i η τιμή της μετοχής i .

- Μέτρα για τη ρευστότητα συναρτῆσει με τον όγκο

Χρησιμοποιούνται για να συλλάβουν τη διάσταση βάθους της ρευστότητας (depth dimension). Υπάρχει επίσης μια σχέση με τη διάσταση του χρόνου δεδομένου ότι η αύξηση του όγκου οδηγεί σε μικρότερο χρόνο που απαιτείται για ένα ορισμένο ποσό των μετοχών που θα διαπραγματεύονται. Οι τιμές των μέτρων που συνδέονται με μεγάλες ποσότητες θα πρέπει να είναι υψηλότερο, προκειμένου να δείξει υψηλή ρευστότητα.

Trading volume (V) = αντιπροσωπεύει τον αριθμό των μετοχών που διαπραγματεύονται σε ένα ορισμένο χρονικό διάστημα. Μπορεί να υπολογιστεί σε ημερήσια, εβδομαδιαία, ετήσια ή οποιοδήποτε άλλο χρονικό διάστημα το οποίο πιστεύεται ότι είναι κατάλληλη για ανάλυση.

Turnover (Tn)

$$Tn_t = \sum_{i=1}^{N_t} p_i * q_i \quad (2)$$

όπου, p_i η τιμή της συναλλαγής i , q_i ο αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονται στη συναλλαγή i , N_t ο αριθμός των συναλλαγών στον χρόνο t , Tn_t turnover τον χρόνο t .

Ο Share Turnover ως ένα μέτρο της ρευστότητας έχει περισσότερο νόημα όταν είναι σε συνδυασμό με κεφαλαιοποίηση, δηλαδή,

$$\text{turnover rate} = Tn / \text{Mktcap} \quad (3)$$

Μέση ημερήσια μεταβολή της τιμής του Δείκτη της αγοράς = $\Delta P\%$ [χαμηλή τιμή του μέτρου δείχνει μια πιο ρευστή αγορά]

Λόγος ημερήσιας μεταβολής της τιμής του Δείκτη της αγοράς / ποσοστό του κύκλου εργασιών = $\Delta P\% / (Tn/Mktcap)$ [αυτό αντιπροσωπεύει την επίδραση του κύκλου εργασιών και της κεφαλαιοποίησης της αγοράς στη μεταβλητότητα του δείκτη, δηλαδή αστάθεια των τιμών] και υψηλότερες τιμές του λόγου αυτού δείχνουν χαμηλότερη απόδοση και χαμηλότερη ρευστότητα και αντιπροσωπεύουν μια μείωση του βάθους ως διάσταση της ρευστότητας λόγω της μεγαλύτερης επίπτωσης των μεγάλων όγκου συναλλαγών για την αλλαγή των τιμών και την έλλειψη μεγάλων και πολλές εντολές με μικρά spreads.

- Μέτρα για την ρευστότητα συναρτήσι με τον χρόνο

Τα μέτρα αυτά δείχνουν πόσο συχνά πραγματοποιούνται οι συναλλαγές. Οι υψηλές τιμές για τα μέτρα αυτά υποδεικνύουν υψηλή ρευστότητα. Αριθμός των συναλλαγών ανά μονάδα χρόνου είναι ένα ευρέως χρησιμοποιούμενο ρευστότητας μέτρο. Μικρότερο χρονικό διάστημα μεταξύ των συναλλαγών υποδηλώνει αύξηση της ρευστότητας στην αγορά.

- Μέτρα για την ρευστότητα συναρτήσκει με τον spread

Spread ορίζεται ως η διαφορά μεταξύ της τιμής προσφοράς (bid) και της τιμής ζήτησης (ask). Προσέγγιση του κόστους κατά την διαπραγμάτευση-συναλλαγή. Αυτό είναι το κόστος της ταυτόχρονης εκτέλεσης εντολών αγοράς και πώλησης. Οι χαμηλότερες τιμές αυτών των μέτρων ρευστότητας δείχνουν μεγαλύτερη ρευστότητα. Το absolute ή quoted spread υπολογίζεται ως η διαφορά μεταξύ της χαμηλότερης τιμής ζήτησης (ask) και υψηλότερης τιμής προσφοράς (bid), (log absolute spread, relative spread, effective spread).

Πολυδιάστατα μέτρα ρευστότητας

Τα πολυδιάστατα μέτρα ρευστότητας ενσωματώνουν συνδυασμούς και τις ιδιότητες των διαφόρων μονοδιάστατων μέτρων.

- Liquidity ratio 1

$$LR_{1t} = Tn_t / r_t = \sum_{i=1}^{N_t} p_i * q_i / r_t \quad (4)$$

όπου r_t = η απόδοση δηλαδή, η ποσοστιαία μεταβολή της τιμής σε απόλυτη τιμή.

Όσο υψηλότερη είναι ο Share Turnover (turnover), τόσο περισσότερη (μεγαλύτερη) αλλαγή των τιμών μπορεί να απορροφηθεί. Οι υψηλοί δείκτες ρευστότητας υποδηλώνουν υψηλή ρευστότητα. Αν η απόδοση είναι 0, τότε το μέτρο είναι μηδέν.

- Λόγος έλλειψης ρευστότητας Amihud του (ILLIQ):

$$ILLIQ_t = 1 / LR_{1t} = r_t / Tn_t \quad (5)$$

Αυτό είναι το κεντρικό μέτρο που είναι με ορισμένες προσαρμογές αυτό που χρησιμοποιούνται στο εμπειρικό μέρος της παρούσας μελέτης.

Η εμπειρική ανάλυση έχει ως ακολούθως: Αυτές οι αγορές χαρακτηρίζονται από ένα σχετικά μεγάλο αριθμό των μη ρευστοποιήσιμων μετοχών και προκειμένου να αποφευχθεί η ανάθεση μεγάλου αριθμού κριτηρίων, αποφασίστηκε να χρησιμοποιηθούν δείκτες του χρηματιστηρίου ως δείγματα για σύγκριση. Η επίδραση του διαφορετικού αριθμού των μετοχών σε κάθε δείκτη αποβάλλεται

με τη στάθμιση των μετοχών σε σχέση με την κεφαλαιοποίησή τους. Η ρευστότητα είναι τα βασικά κριτήρια για τις μετοχές που πρέπει να περιλαμβάνονται στο δείκτη ως εκ τούτου, διαπιστώνουμε ότι η σύγκριση των πιο “ρευστών” μετοχών της κάθε αγοράς θα οδηγήσει σε πιο ακριβή αποτελέσματα της ρευστότητας.

Για κάθε μετοχή κάθε μέρα στην παρατηρούμενη περίοδο, το μέτρο του Amihud εκφράζεται ως ο λόγος της απόλυτης ποσοστιαίας αλλαγή της τιμής και ημερήσια αξία των συναλλαγών στο νόμισμα στο οποίο οι συναλλαγές πραγματοποιούνται.

Η εξίσωση για το ημερήσιο μέτρο ILLIQ του Amihud είναι:

$$ILLIQ_{idt} = (r_{idt} / Tn_{idt}) * 10^5 \quad (6)$$

όπου, $ILLIQ_{idt}$ το μέτρο του Amihud για την μετοχή i , την μέρα d , τον μήνα t , r_{idt} η απόδοση της μετοχής i , την ημέρα d , τον μήνα t , Tn_{idt} ο ημερήσιος Share Turnover της ίδιας μετοχής i .

ILLIQ αντιπροσωπεύει την επίδραση του 1 κούνα (ή άλλο νόμισμα, ανάλογα με τη χώρα) σχετικά με την ποσοστιαία μεταβολή των τιμών, δηλαδή το κατά πόσο το ποσοστό των τιμών θα αλλάξει με κύκλο εργασιών 1 κούνα. Για να πάρει ουσιαστικά αποτελέσματα πολλαπλασιάζουμε το υπολογιζόμενο ILLIQ με 10^5 και στη συνέχεια μπορούμε να καθορίσουμε τη ποσοστιαία μεταβολή της τιμής για € 100.000 του κύκλου εργασιών.

Η εξίσωση για μηνιαίο επίπεδο της έλλειψης ρευστότητας είναι:

$$AMILLIQ_{idt} = \sum ILLIQ_{idt} / D_i \quad (7)$$

όπου, $AMILLIQ_{idt}$ το μέσο μηνιαίο μέτρο του Amihud της μετοχής i , της μέρας d , τον μήνα t , D_i ο αριθμός των ημερών που διαπραγματεύεται η μετοχή i τον μήνα t .

Το μέτρο της αγοράς της έλλειψης ρευστότητας ορίζεται ως το άθροισμα του μέσου όρου ILLIQ κάθε μετοχής που σταθμίζεται από την κεφαλαιοποίηση της χρηματιστηριακής αγοράς. Λόγω του σχετικά χαμηλού ποσοστού ελεύθερης διασποράς (low free-float rate) στις αγορές αυτές και για να πάρετε πιο ακριβή

αποτελέσματα προσαρμόζεται η χρηματιστηριακή κεφαλαιοποίηση για κάθε μετοχή (market capitalization).

Η εξίσωση για το σταθμισμένο μέτρο της αγοράς της έλλειψη ρευστότητας είναι:

$$MKTILLIQ_{Nt} = \sum_{i=1}^N [AMILLIQ \left(\frac{Mktcap}{\sum_{i=1}^N Mktcap} * ff \right)] \quad (8)$$

όπου $MKTILLIQ_{Nt}$ το μέτρο του Amihud για όλα τις μετοχές του δείγματος μας, $Mktcap_{it}$ η χρηματιστηριακή κεφαλαιοποίηση της μετοχής i τον μήνα t , $\sum_{i=1}^N Mktcap$ η συνολική χρηματιστηριακή κεφαλαιοποίηση όλων των μετοχών του δείγματος, ff_i ο free-float factor της μετοχής i , N ο συνολικός αριθμός των μετοχών.

Στην έρευνα συμπεριλαμβάνονται 6 αναπτυσσόμενες αγορές και 1 ανεπτυγμένη αγορά. 30 μετοχές από την αγορά το CROBEX δείκτη, 15 μετοχές από το δείκτη της Σλοβενίας SBI20, 15 μετοχές από το δείκτη της Σερβίας BELEX15, 20 μετοχές από τη βουλγαρική δείκτη SOFIX, 15 μετοχές από το δείκτη της Ουγγαρίας BUX, 20 μετοχές από το δείκτη της Πολωνίας WIG20 και 30 μετοχές από το γερμανικός δείκτης DAX. Τα δεδομένα που λαμβάνονται από το Bloomberg και δημόσια διαθέσιμες πηγές από το Διαδίκτυο στην περίοδο από 1 Ιανουαρίου 2006 έως 30 Απριλίου 2008 (30 Μάρτη 2008 για CROBEX).

Στα αποτελέσματα συμπεραίνουμε τα εξής: Με το μέτρο του Amihud η Κροατία έχει πιο ρευστή αγορά από Βουλγαρία, Σερβία, σημαντικά περισσότερο μη-ρευστή από Ουγγαρία, Πολωνία, Γερμανία και ίδια περίπου με την Σλοβενία. Η γραφική παράσταση αποκαλύπτει σημαντικές διακυμάνσεις της ρευστότητας που συνεπάγεται επίσης έναν ορισμένο κίνδυνο που συνδέεται με την προβλεψιμότητα και τη μεταβλητότητα της ρευστότητας, με την εξαίρεση της γερμανικής αγοράς, όπου δεν βλέπουμε οποιαδήποτε τέτοια αστάθεια. Η ρευστότητα μειώνεται σε όλες τις αγορές τους τελευταίους 4 μήνες πράγμα το οποίο μπορεί να συνδεθεί με την οικονομική κρίση. Σε γενικότερο πλαίσιο η Γερμανία, η Ουγγαρία και η Πολωνία έχουν τα υψηλότερα επίπεδα ρευστότητας και κατηγοριοποιούνται ως πρώτο γκρουπ σε σχέση με τη Κροατία, τη Σλοβενία, τη Σερβία και τη Βουλγαρία που λογίζονται ως δεύτερο γκρουπ.

3.14. Chai & Faff & Gharghori (2009) «Liquidity in asset pricing: New Australian evidence using low-frequency data»

Μια ακόμα έρευνα έλαβε χώρα, αυτή την φορά στην αγορά της Αυστραλίας από τους Chai, Faff και Gharghori οι οποίοι μελέτησαν την επίδραση της ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών.

Τα δεδομένα τους αφορούσαν μετοχές της Αυστραλιανής αγοράς για μια περίοδο 25ετή από τον Ιανουάριο του 1982 μέχρι τον Δεκέμβριο του 2006. Τα μεγέθη υπολογίστηκαν σε μηνιαία βάση.

Στην μεθοδολογία που αναπτύχθηκε, ακολουθήθηκε το μοντέλο του Carhart με 4 παράγοντες οι οποίοι είναι η απόδοση της αγοράς, η κεφαλαιοποίηση, η λογιστική/χρηματιστηριακή αξία της επιχείρησης (book to market value) καθώς και η τάση της επιχείρησης στην αγορά, στους οποίους προστέθηκε και ένας παράγοντας ρευστότητας, που μετρήθηκε με ένα καινούργιο μέτρο. Το μοντέλο με τους 5 παράγοντες είναι το κάτωθι:

$$RP_{jt} - RF_t = \alpha_j + \beta_j [RM_t - RF_t] + s_jSMB_t + h_jHML_t + m_jMOM_t + i_jIML_t + e_{jt} \quad (1)$$

όπου RP_{jt} είναι η value-weighted απόδοση του χαρτοφυλακίου j , RF_t είναι η μηνιαία χωρίς κίνδυνο απόδοση, RM_t είναι η μηνιαία value-weighted απόδοση της αγοράς, SMB_t , HML_t , MOM_t , IML_t είναι οι factor-mimicking portfolios for size, book to market ratio, momentum and liquidity.

Το μέτρο ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκε είναι το άθροισμα των κανονικοποιημένων μεγεθών 3 μηνιαίων εμπορικών χαρακτηριστικών όπως φαίνεται παρακάτω:

$$IM_{jt} = (1 / PRICE_{jt})^S + ABSR_{jt}^S + BEEDLES_{jt}^S \quad (2)$$

όπου $PRICE_{jt}$ είναι η τιμή κλεισίματος της μετοχής j τον μήνα t , $ABSR_{jt}$ η απόλυτη τιμή της μηνιαίας απόδοσης για την μετοχή j τον μήνα t , $BEEDLES_{jt}$ είναι το λεπτό μέτρο συναλλαγών των BEEDLES et al.(1988) για τη μετοχή j το μήνα t . Ο εκθέτης S δηλώνει ότι οι μεταβλητές έχουν κανονικοποιηθεί, δηλαδή,

$$\text{Κανονικοποίηση} = (\text{μεταβλητή}_{jt} - \mu_t) / \sigma_t$$

όπου στην θέση της μεταβλητής_{jt} μπαίνει μία από τις 1 / PRICE, ABSR , BEEDLES για την μετοχή j τον μήνα t, με είναι ο δειγματικός μέσος των διαστρωματικών δεδομένων της μεταβλητής τον μήνα t και σ_t είναι η τυπική απόκλιση των διαστρωματικών δεδομένων της μεταβλητής το μήνα t.

Τα αποτελέσματα έδειξαν την αιτιώδη σχέση ανάμεσα στη ρευστότητα και τις αποδόσεις των μετοχών για το Χρηματιστήριο Αξιών της Αυστραλίας, ακόμα και με την επίδραση της κεφαλαιοποίησης, της λογιστικής προς τρέχουσα αξία της επιχείρησης και της τάσης της επιχείρησης στην αγορά. Ωστόσο το χρησιμοποιηθέν υπόδειγμα δεν μπορεί να εξηγήσει πλήρως την μεταβλητότητα των αποδόσεων της Αυστραλιανής αγοράς, οπότε υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που τις επηρεάζουν.

3.15. Florackis & Gregoriou & Kostakis (2011) «Trading frequency and asset pricing on the London Stock Exchange : Evidence from a new price impact ratio»

Οι συγγραφείς της μελέτης αυτής, λόγω αδυναμιών του μέτρου ρευστότητας του Amihud, εισήγαγαν ένα νέο μέτρο έλλειψης ρευστότητας που ονομάστηκε Απόδοση προς Δείκτη Κύκλου Συναλλαγών (Return-to-Turnover ratio). Είναι μια τροποποίηση του δείκτη του Amihud αφού στον παρανομαστή έχουν εισάγει το Turnover ratio αντί του χρηματικού όγκου συναλλαγών. Η μελέτη έχει ως στόχο την έρευνα των χαρακτηριστικών του νέου μέτρου καθώς και την τιμολόγηση των περιουσιακό στοιχείο με βάση αυτό το μέτρο έλλειψης ρευστότητας. Ο τύπος είναι ο κάτωθι:

$$RtoTR_{i,t} = \frac{1}{TR_{itd}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{R_{i,d,t}}{TR_{itd}} \quad (1)$$

όπου $D_{i,t}$ ο αριθμός των ημερών με έγκυρες παρατηρήσεις για την μετοχή i τον μήνα t, $R_{i,d,t}$ η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής i, την ημέρα d, τον μήνα t, TR_{itd} ο ημερήσιος δείκτης του κύκλου εργασιών τον μήνα t για την μετοχή i.

Το μέτρο αυτό παρουσιάζει κάποια περαιτέρω πλεονεκτήματα και από το μέτρο του Amihud. Συγκεκριμένα, έχοντας στον παρανομαστή τον δείκτη του κύκλου

συναλλαγών (Turnover ratio), το καθιστά συγκρίσιμο ανάμεσα στις μετοχές και διαφορετικές χρηματιστηριακές αγορές ενώ ενσωματώνει τόσο την συχνότητα των συναλλαγών όσο και το κόστος των συναλλαγών. Εκ κατασκευής του επίσης, δεν εμπεριέχει την προκατάληψη του μεγέθους διότι δεν υπάρχει κάποιος μηχανισμός που να ορίζει ότι μετοχές με μεγάλη κεφαλαιοποίηση βιώνουν υψηλότερο όγκο συναλλαγών.

Τα δεδομένα αφορούν εισηγμένες εταιρίες του Χρηματιστηρίου Αξιών του Λονδίνου για την περίοδο 1991-2008. Μεταξύ των μεταβλητών είναι οι τιμές των μετοχών, ο όγκος συναλλαγών, η χρηματιστηριακή αξία, η διαφορά προσφοράς και ζήτησης, ο λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστικής αξίας. Εξαιρέθηκαν μετοχές που παρουσίασαν ακραίες τιμές, καθώς και μετοχές που δεν είχαν δεδομένα για 36 συνεχόμενους μήνες.

Κατά την επεξεργασία των δεδομένων υπολογίστηκαν οι συντελεστές συσχέτισης των μέτρων έλλειψης ρευστότητας (Amihud και RtoTurnover) με την χρηματιστηριακή αξία όπου παρατηρήθηκε ότι το νέο μέτρο έχει συντελεστή συσχέτισης σχεδόν μηδενικό ενώ το μέτρο του Amihud αρνητικό και στατιστικά σημαντικό, άρα το νέο μέτρο δεν λαμβάνει υπόψη το μέγεθος της εταιρείας. Στη συνέχεια, με τα μοντέλα αποτίμησης CAPM, 3-Factor Fama and French(1993) και το μοντέλο του Carhart (1997) υπολόγισαν τα α των χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν προηγουμένως με βάση τις τιμές των μέτρων έλλειψης ρευστότητας. Η επιπλέον απόδοση δεν μπορεί να τιμολογηθεί με βάση αυτά τα μοντέλα. Έτσι με βάση έναν νέο παράγοντα, τον Price Impact που είναι η διαφορά των αποδόσεων του πρώτου και τελευταίου χαρτοφυλακίου. Με την μέθοδο Fama and MacBeth 2 βημάτων φάνηκε ότι ο παράγοντας Price Impact τιμολογείται και το μοντέλο μαζί με αυτήν την παράμετρο λειτουργεί καλά στην τιμολόγηση των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν με το μέτρο RtoTurn.

Στα αποτελέσματα παρατηρήθηκε ότι οι μετοχές με υψηλό δείκτη Amihud έχουν υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις συγκριτικά με αυτές με χαμηλότερο δείκτη, πράγμα που σημαίνει ότι όσο μειώνεται η χρηματική αξία των συναλλαγών (δηλαδή, αυξάνεται η ρευστότητα), τόσο μειώνονται οι αποδόσεις. Όσον αφορά το δεύτερο μέτρο ρευστότητας οι μετοχές με χαμηλό λόγο αποδόσεων προς

αριθμό μετοχών έχουν υψηλότερες προσαρμοσμένες στον κίνδυνο αναμενόμενες αποδόσεις συγκριτικά με τις μετοχές με υψηλό λόγο λαμβάνοντας δηλαδή υπόψη και τους παράγοντες της αγοράς και της εταιρείας (κεφαλαιοποίηση, λογιστική προς τρέχουσα αξία, τάση). Το πλεονέκτημα του δεύτερου μέτρου είναι ότι είναι απαλλαγμένο από την επίδραση της κεφαλαιοποίησης όπως αναφέραμε επομένως εξαλείφονται πιθανά προβλήματα πολυσυγγραμικότητας. Το σημαντικότερο συμπέρασμα είναι ότι οι αποδόσεις δεν επηρεάζονται μόνο από τα έξοδα συναλλαγής, αλλά και από την συχνότητα εμφάνισης της συναλλαγής, καθώς και ότι οι μικρές μετοχές είναι κατά κανόνα μη-ρευστοποιήσιμες.

3.16. Fu & Chang & Shao (2012) «Liquidity Variation and the Cross-Section of Stock Returns»

Η συγκεκριμένη εργασία εκπονήθηκε από τους Fangjian Fu, Wenjin Kang, Yuping Shao το 2012. Η έρευνα έχει σαν στόχο να τονίσει ότι η μεταβολή της ρευστότητας είναι ένας σημαντικός παράγοντας τιμολόγησης των περιουσιακών στοιχείων καθώς και ότι η επίδραση της είναι ανεξάρτητη από το ευρέως τεκμηριωμένο αποτέλεσμα του επιπέδου ρευστότητας. Συγκεκριμένα, έχοντας μελετήσει προηγούμενες έρευνες, η συγκεκριμένη παρέχει ισχυρά αποδεικτικά στοιχεία για την "υπόθεση αλλαγής της ρευστότητας" (Liquidity Change Hypothesis) δηλαδή αν μια μετοχή είχε υποστεί μια σημαντική μείωση της ρευστότητας τον προηγούμενο μήνα, σύμφωνα με την φύση της ρευστότητας για επιστροφή στο μέσο οι επενδυτές αναμένουν η ρευστότητα να αυξηθεί τον επόμενο μήνα. Για αυτό το λόγο, *ceateris paribus*, οι επενδυτές θα προσφέρουν μια υψηλή τιμή ή ισοδύναμα θα απαιτήσουν μια χαμηλή απόδοση σε αυτή την μετοχή για τον τρέχοντα μήνα. Καθώς και το αντίστροφο. Επίσης, τα ευρήματα επιβεβαιώνουν τον σημαντικό ρόλο της ρευστότητας στην διαστρωματική σχέση (cross-section of stock returns) των μετοχικών αποδόσεων. Τέλος, εξετάστηκε η "υπόθεση της ορατότητας" (visibility hypothesis) κατά την οποία μια ξαφνική άνοδος του όγκου συναλλαγών βελτιώνει την ορατότητα της μετοχής στους

επενδυτές και βελτιώνει την επενδυτική βάση που έχει ως αποτέλεσμα να αυξάνεται η τιμή.

Τα δεδομένα και οι μεταβλητές έχουν ως εξής: Το αρχικό δείγμα αποτελείται από κοινές μετοχές του NYSE και του AMEX κατά την διάρκεια Ιουλίου 1963-Δεκέμβριου 2010. Στις δοκιμές ανθεκτικότητας (robust) επεκτείνεται η ανάλυσή στις NASDAQ μετοχές. Ελήφθησαν μετοχικές αποδόσεις και δεδομένα συναλλαγών από το CRSP και οι λογιστικές πληροφορίες από το συγχωνευμένο CRSP/Computstat database. Ο μέσος όρος πλήθους των μετοχών ήταν περίπου 2,500 για όλη την χρονική περίοδο του δείγματος. Το αρχικό μέτρο ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκε είναι ο δείκτης έλλειψης-ρευστότητας του Amihud (Amihud illiquidity ratio) του 2002 που ορίζεται ως:

$$Amihud_{i,t} = 1/N_{i,t} \sum |R_{i,t}| / DVOL_{i,t} \quad (1)$$

όπου $N_{i,t}$ ο αριθμός ημερών με θετικό όγκο συναλλαγών της μετοχής i τον μήνα t , $|R_{i,t}|$ η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής i την ημέρα t , $DVOL_{i,t}$ ο όγκος συναλλαγών σε δολάρια της μετοχής i την ημέρα t .

Εν συνεχεία η μεθοδολογία έχει ως εξής: Αφού υπολογίστηκε ο μηνιαίος δείκτης του Amihud για κάθε μετοχή, υπολογίστηκε η αλλαγή της ρευστότητας τον μήνα t ως η λογαριθμική διαφορά του δείκτη του Amihud μεταξύ των μηνών t και $t-1$, δηλαδή,

$$\Delta \ln(Amihud_{i,t}) = \ln(Amihud_{i,t} / Amihud_{i,t-1}) \quad (2)$$

Μια θετική τιμή του παραπάνω μέτρου δείχνει μείωση της ρευστότητας ενώ μια αρνητική δείχνει αύξηση της ρευστότητας.

Αρχικά, παρουσιάστηκαν κάποια στατιστικά στοιχεία (μ.ο, διάμεσος, τυπ.απόκλιση, κυρτότητα) των διαστρωματικών μεταβλητών (απόδοση, $\Delta \ln Amihud$ κτλ) όπου ενδιαφέρον παρουσιάζει ο $| \Delta \ln(Amihud_{i,t}) |$ αφού ο μέσος όρος ήταν υψηλός από μήνα σε μήνα, (45%). Επίσης, στις διαστρωματικές συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών σημαντικό είναι να αναφέρουμε τη θετική συσχέτιση της μηνιαίας απόδοσης με τον $\ln(Amihud)$ δείκτη.

Επόμενο στάδιο στην μεθοδολογία ήταν να εξεταστεί κατά πόσο η μεταβλητότητα της ρευστότητας ήταν εντελώς τυχαία ή προβλέψιμη κατά κάποιο βαθμό. Εκτιμήθηκε η αυτοσυσχέτιση των μηνιαίων αλλαγών της ρευστότητας μέχρι 12 χρονικές υστερήσεις, (up to 12 lags). Έτσι, βρέθηκε μια σημαντικά αρνητική συσχέτιση μεταξύ των μεταβολών της ρευστότητας δύο συνεχόμενους μήνες. Η πρώτης τάξης αυτοσυσχέτιση είναι κατά μέσο όρο -0.26 σε όλες τις μετοχές. Η αυτοσυσχέτιση φθίνει γρήγορα καθώς ο χρόνος εκτείνεται. Πέφτει στο -0.06 για την υστέρηση δεύτερου μήνα και γίνεται σχεδόν μηδέν για τους τελευταίους μήνες.

Δημιουργία χαρτοφυλακίων

Στις αρχές του μήνα t , ταξινομούνται οι μετοχές του δείγματος σε δέκα χαρτοφυλάκια με βάση την αλλαγή του Amihud δείκτη κατά το μήνα $t-1$, που είναι η λογαριθμική διαφορά των Amihud δεικτών μεταξύ των μηνών $t-1$ και $t-2$. Το 1ο χαρτοφυλάκιο περιέχει τις μετοχές που η εμπορευσιμότητα μειώθηκε περισσότερο τον προηγούμενο μήνα, δηλαδή ο Amihud δείκτης αυξήθηκε περισσότερο. Ακριβώς αντίθετα για το 10ο χαρτοφυλάκιο. Υπολογίζονται οι "equal-weighted" and "value weighted" αποδόσεις των χαρτοφυλακίων για κάθε χαρτοφυλάκιο τον μήνα t , καθώς και το spread (διαφορά) των αποδόσεων μεταξύ των χαρτοφυλακίων 1 και 10. Τα αποτελέσματα δείχνουν σαφώς ότι η αλλαγή της ρευστότητας προβλέπει τις μετοχικές αποδόσεις τον επόμενο μήνα. Η διαφορά των αποδόσεων που είδαμε παραπάνω μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν η απόδοση του "αντισταθμισμένου" χαρτοφυλακίου. Έτσι εκτελέστηκε μια διαχρονική παλινδρόμηση των αποδόσεων του "αντισταθμισμένου" χαρτοφυλακίου για τους Fama and French τρεις παράγοντες και υπολογίζει το σημείο τομής παλινδρόμησης (α). Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου αντιστάθμισης δεν εξηγούνται από αυτούς τους κοινούς παράγοντες αποδόσεων.

Εξετάζεται περαιτέρω η σχέση μεταξύ της αλλαγής της ρευστότητας και της απόδοσης των μετοχών με Fama-Macbeth παλινδρομήσεις. Το μοντέλο καθορίζεται ως εξής:

$$R_{i,t} = \alpha_t + \beta_t * LiqChange_{i,t-1} + \theta_{1,t} * InME_{i,t-1} + \theta_{2,t} * InBM_{i,t-1} + \theta_3 * Ret_{i,t-3:t-8} + \theta_{4,t} * LiqLevel_{i,t-3:t-8} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

όπου $R_{i,t}$ η απόδοση της μετοχής i τον μήνα t , $LiqChange_{i,t-1}$ η αλλαγή της ρευστότητας της μετοχής i από τον μήνα $t-2$ στον $t-1$ όπου μετριέται ως η λογαριθμική διαφορά των Amihud δεικτών σε αυτούς τους 2 μήνες $InME_{i,t-1}$ ο λογάριθμος του μέγεθος εταιρείας, $InBM_{i,t-1}$ ο λογάριθμος του δείκτη Λογιστική/Χρηματηστηριακή αξία, $LiqLevel_{i,t-3:t-8}$ το επίπεδο ρευστότητας ως ο μέσος δείκτης του Amihud για τους μήνες $t-8$ έως $t-3$, $Ret_{i,t-3:t-8}$ η σύνθετη 6-μηνιαία απόδοση των μηνών $t-8$ έως $t-3$ ή αλλιώς η δυναμική (momentum).

Δεδομένου ότι ο Amihud δείκτης είναι ένα μέτρο έλλειψη ρευστότητας, αν η αύξηση της ρευστότητας (μείωση) κατά το μήνα $t-1$ προβλέπει μια μεγαλύτερη (μικρότερη) απόδοση της μετοχής στο μήνα t , περιμένουμε να τηρήσει μια αρνητική εκτίμηση του β στην παλινδρόμηση.

Ακολουθώντας λοιπόν την μέθοδο Fama-Macbeth, εκτελέστηκε μια διαστρωματική παλινδρόμηση για κάθε μήνα. Οι αναμενόμενες αποδόσεις σχετίζονται θετικά με την έλλειψη-εμπορευσιμότητας, δηλαδή με τον δείκτη $InAmihud(-3,-8)$ ενώ βρέθηκε ένας αρνητικός και στατιστικά σημαντικός συντελεστής β για την $LiqChange_{i,t-1}$ μεταβλητή που σημαίνει ότι μια αύξηση στη ρευστότητα(μείωση του δείκτη του Amihud) τον προηγούμενο μήνα προβλέπει αύξηση της απόδοσης των μετοχών τον επόμενο μήνα επιβεβαιώνοντας την "Liquidity Change Hypothesis". Η "υπόθεση της ορατότητας" (visibility hypothesis) δεν φαίνεται να στηρίζεται βάση των αποτελεσμάτων των παλινδρομήσεων.

Εν συνεχεία, αλλάχτηκε η παραπάνω εξίσωση ως εξής:

$$R_{i,t} = \alpha_t + \beta_t * LiqChange_{i,t-1} + \beta_t^{-1} * LiqIncrease_{i,t-1} + \theta_t * Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

όπου $LiqChange_{i,t-1}$ η αλλαγή της ρευστότητας τον μήνα $t-1$ εάν αντιπροσωπεύει μια αύξηση της ρευστότητας (δηλαδή, μια μείωση του δείκτη του Amihud), αλλιώς είναι ο, $Controls$ είναι τα ίδια όπως στην προηγούμενη εξίσωση.

Η ανάλυση των δεδομένων έδειξε ότι και η αύξηση αλλά και η μείωση της ρευστότητας προβλέπουν τις αναμενόμενες αποδόσεις των επόμενο μήνα, αλλά και η μείωση της ρευστότητας έχει μια προβλεπτική ικανότητα διπλάσια "δυνατή"

από την αύξηση της ρευστότητας. Η ευρωστία των αποτελεσμάτων ελέγχθηκε με τη χρήση εναλλακτικών μέτρων ρευστότητας, ειδικά με την αναλογία του κύκλου εργασιών (κατασκευάζεται ως ο όγκος των συναλλαγών διαιρείται με τον αριθμό των μετοχών) και την διαφορά προσφοράς ζήτησης. Επιπλέον, επαναλήφθηκαν οι αναλύσεις για τις NASDAQ μετοχές.

Σε αυτή τη μελέτη, διαπιστώνουμε συγκεντρωτικά τα εξής αποτελέσματα: Εκτός από το επίπεδο της ρευστότητας, η αλλαγή της ρευστότητας έχει ανεξάρτητη επεξηγηματική ισχύ για την διαστρωματική μεταβλητότητα των αποδόσεων. Οι μετοχές που αντιμετωπίζουν αυξήσεις ρευστότητας, κατά μέσο όρο, κερδίζουν υψηλότερες αποδόσεις στον επόμενο μήνα από τις μετοχές που υποστεί μειώσεις ρευστότητας. Αυτά τα νέα εμπειρικά ευρήματα υφίστανται κάτω από διαφορετικά μέτρα ρευστότητας και μετά τον έλεγχο για άλλους διαστρωματικούς παράγοντες των συμπεριλαμβανομένου του επιπέδου ρευστότητας και δεν εξηγούνται από τους δημοφιλείς κοινούς παράγοντες των αποδόσεων. Εάν οι επενδυτές ενδιαφέρονται για το επίπεδο της ρευστότητας των μετοχών, θα ενδιαφέρονται επίσης για την αναμενόμενη μεταβολή της ρευστότητας. Περαιτέρω στοιχεία δείχνουν την αναμενόμενη αλλαγή ρευστότητας ως ένα νέο καθοριστικό παράγοντα των αναμενόμενων αποδόσεων.

3.17. Oima & Sande & Ombok (2013) «Further Test on Stock Liquidity Risk with a Relative Measure»

Η παρακάτω μελέτη πραγματοποιήθηκε από τους David Oima, David Sande και Benjamin Ombok. Σκοπός της μελέτης είναι η χρησιμοποίηση ενός καινούργιου μέτρου ρευστότητας όπου συνδέεται η ατομική ρευστότητα με την συνολική ρευστότητα της αγοράς.

Τα δεδομένα και η μεθοδολογία έχουν ως εξής: Μηνιαία στοιχεία για την περίοδο Ιανουαρίου 1966 - Δεκεμβρίου 1995 που συλλέχθηκαν από CRSP και Compustat βάσεις δεδομένων για όλες τις κοινές μετοχές εισηγμένες στο Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) και το American Stock Exchange (AMEX). Μία μετοχή περιλαμβάνονται στο σύνολο του δείγματος ενός δεδομένου μήνα, εφόσον:

- 1) Τα δεδομένα απόδοση και ο όγκος των συναλλαγών (turnover ratio) της στον τρέχοντα μήνα, t , και σε τουλάχιστον 36 από τους τελευταίους 60 μήνες (σε σχέση με τον τρέχοντα μήνα t) είναι διαθέσιμα από CRSP.
- 2) Επαρκή διαθέσιμα δεδομένα για να υπολογίσει το μέγεθος της επιχείρησης και την τιμή του μήνα $t-2$, καθώς και του κύκλου εργασιών κατά τους τελευταίους 36 μήνες.
- 3) Επαρκή δεδομένα είναι διαθέσιμα για Compustat βάση δεδομένων για τον υπολογισμό του (book to market ratio) από το Δεκέμβριο του προηγούμενου έτους (σε σχέση με το τρέχον έτος).

Με βάση τα παραπάνω δεδομένα για κάθε μήνα υπολογίζονται δύο μέτρα ρευστότητας τα οποία είναι:

- Share Turnover
- Ρευστότητα της αγοράς

Για κάθε μήνα, υπολογίζονται οι κάτωθι μεταβλητές για κάθε μετοχή:

- SIZE (Αγοραία αξία των ιδίων κεφαλαίων της εταιρείας κατά το τέλος του δεύτερου μήνα για τον τελευταίο μήνα).
- BM(Λογιστική/Χρηματιστηριακή).
- TURN (Το ποσοστό κύκλου εργασιών μετριέται από τον αριθμό των μετοχών που διαπραγματεύονται δια του αριθμό των εκκρεμών μετοχών από τον δεύτερο έως τον τελευταίο μήνα).
- STDTURN (Η τυπική απόκλιση του κύκλου εργασιών υπολογίζεται κατά τη διάρκεια των προηγούμενων 36 μηνών που αρχίζει κατά το δεύτερο έως τον τελευταίο μήνα).
- CVTURN (Ο συντελεστής μεταβολής του κύκλου εργασιών υπολογίζεται κατά τη διάρκεια των προηγούμενων 36 μηνών που αρχίζει κατά το δεύτερο στον τελευταίο μήνα. Συντελεστής διακύμανσης υπολογίζεται ως η STDTURN διαιρούμενη με τον μέσο κατά διάρκεια των προηγούμενων 36 μηνών).
- PRICE (Το αντίστροφο της τιμής της μετοχής που αναφέρθηκαν στο τέλος του δεύτερου με τον προηγούμενο μήνα).

Το σχετικό μέτρο της ρευστότητας της αγοράς, RML, υπολογίζεται στη συνέχεια για κάθε μετοχή κάθε μήνα χρησιμοποιώντας τον παρακάτω τύπο:

$$RML_{j,t} = TV_{j,t} / ATV_{N-j,t} \quad (1)$$

όταν, $TV_{j,t}$ είναι ο όγκος του κύκλου εργασιών (από την άποψη του αριθμού των μετοχών) της μετοχής j στο δείγμα κατά το μήνα t ($t = 1$ έως 360) και $ATV_{N-j,t}$ είναι ο μέσος όγκος του κύκλου εργασιών όλων των άλλων μετοχών εκτός της μετοχής j . Η μεταβλητότητα της RML και ο συντελεστής συσχέτισης στη συνέχεια υπολογίζονται με παρόμοιο τρόπο όπως πριν.

Εν συνεχεία, οι δοκιμές παλινδρόμησης, τότε διεξάγονται για κάθε μήνα (Ιανουάριος 1966-Δεκέμβριος 1995) σε όλες τις επιλεγμένες μετοχές. Η υπερβάλλουσα απόδοση της μετοχής j κατά το μήνα t παλινδρομείται με τις επεξηγηματικές μεταβλητές (δηλαδή τα δύο μέτρα ρευστότητας της μετοχής και άλλα χαρακτηριστικά της μετοχής, όπως το μέγεθος της επιχείρησης και η Λογιστική αξία/Χρηματιστηριακή αξία) κατά το μήνα $t - 2$, έτσι ώστε οι παλινδρομήσεις να εξηγούν τις αποδόσεις των μετοχών στο μέλλον. Το t -statistic λαμβάνεται διαιρώντας το μέσο όρο των συντελεστών κλίσης από το τυπικό σφάλμα των 360 χρονοσειρών συντελεστών κλίσης τους. Το μέσο μέγεθος του δείγματος είναι 1.254 μετοχές σε κάθε μήνα. Η γενική μορφή της εξίσωσης παλινδρόμησης για την μετοχή j κατά το μήνα t , έχει ως εξής:

$$\begin{aligned} \text{Excess Stock Returns}_{j,t} = a_0 + \sum a_c \text{stock characteristic}_{j,t-2} + a_L \text{Liquidity}_{j,t-2} + a_v \\ \text{Variability of liquidity}_{j,t-2} + \varepsilon_{j,t} \end{aligned} \quad (2)$$

Τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν την αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και της ρευστότητας, αλλά η σχέση είναι μη γραμμική και το σχετικό μέτρο της ρευστότητας συμπληρώνει τα μέτρα ρευστότητας που χρησιμοποιούνται σε προηγούμενες μελέτες. Διαπιστώνουμε επίσης ότι οι διακυμάνσεις σε σχέση με τη ρευστότητα, δεν έχουν θετική επίδραση στην απόδοση των μετοχών, δημιουργώντας το ερώτημα κατά πόσον η μεταβλητότητα της ρευστότητας λαμβάνει υπόψη τον κίνδυνο ρευστότητας, αν εγγενώς προκύπτει από την αδυναμία των επενδυτών να διαπραγματεύονται. Στις προηγούμενες μελέτες έχουν εξετάσει την ατομική ρευστότητα των μετοχών

και την ρευστότητα της αγοράς ανεξάρτητα, και τα μέτρα ενίσχυσης της ρευστότητας βασίζονται αποκλειστικά στα χαρακτηριστικά της μετοχής. Ωστόσο, η βασική πτυχή των μοντέλων χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων τιμολόγησης [CAPM ή Fama και French (1993) μοντέλο] είναι ότι μη-διαφοροποιήσιμος κίνδυνος σε κάθε παράγοντα πρέπει να συνδέεται συστηματικά με το "marketwide" αποτέλεσμα. Η δοκιμή αυτή είναι αναγκαία, διότι μια σπάνια διαπραγματευόμενη μετοχή δεν μπορεί να θεωρηθεί αναγκαστικά ως μη ρευστοποιήσιμη σε κάποιο συγκεκριμένο χρονικό διάστημα, αν η μέση ρευστότητα της αγοράς στο σύνολό της είναι επίσης χαμηλή κατά τη διάρκεια της ίδιας περιόδου.

Το αποτέλεσμα επιβεβαιώνει την αρνητική σχέση μεταξύ της υπερβάλλουσας απόδοσης των μετοχών και το επίπεδο της σχετικής ρευστότητας της αγοράς, όπως τεκμηριώνεται από προηγούμενες μελέτες, αλλά ανιχνεύει ότι η αρνητική σχέση είναι μη γραμμική προτείνοντας μια περισσότερο από ανάλογη αύξηση του κινδύνου ρευστότητας καθώς η μετοχή γίνεται όλο και πιο ρευστοποιήσιμη. Μια άλλη διαπίστωση είναι ότι η μεταβλητότητα της σχετικής ρευστότητας στην αγορά δεν έχει σημαντική θετική σχέση με την υπερβάλλουσα απόδοση των μετοχών, υποδεικνύοντας ότι οι επενδυτές δεν ανησυχούν κατ'ανάγκη πολύ για τις διακυμάνσεις της ρευστότητας μιας μετοχής, υπό την προϋπόθεση ότι η ρευστότητα της μετοχής είναι υψηλότερη σε σχέση με το μέσο όρο της ρευστότητας στην αγορά.

3.18. Bond & Chang (2013) «Liquidity Risk and Stock Returns: a Return Decomposition Approach»

Η μελέτη εκπονήθηκε από τους Shaun A. Bond και Qingqing Chang τον Φλεβάρη του 2013. Σκοπός της μελέτης η επίδραση των καινοτομιών της ρευστότητας στην μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών στο πλαίσιο της απόδοσης-αποσύνθεσης (decomposition). Συγκεκριμένα, βρέθηκαν ένα θετικό (μείωση) σοκ ρευστότητας για τις επιχειρήσεις που έχουν θετικές (αρνητικές) ειδήσεις ταμειακών ροών και ειδήσεις αναμενόμενων αποδόσεων. Επίσης, τα μέτρα

ρευστότητας τείνουν να εξηγήσουν τις αποδόσεις καλύτερα κατά τη διάρκεια αρνητικών διακυμάνσεων της ρευστότητας στην αγορά, αλλά αυτή η πρόσθετη επεξηγηματική δύναμη προέρχεται κυρίως από την αύξηση της συσχέτισης ανάμεσα στα μέτρα ρευστότητας και τις ειδήσεις των ταμειακών ροών, ενώ η συσχέτιση μεταξύ των μέτρων ρευστότητας και ανεξήγητων διακυμάνσεων των αποδόσεων των μετοχών δεν αλλάζουν με τις συνθήκες ρευστότητας στην αγορά.

Τα δεδομένα του δείγματος έχουν ως εξής: το δείγμα των εκτιμήσεων των κερδών ελήφθησαν από τις IBES. Η IBES παράγει αυτές τις προβλέψεις των κερδών κάθε μήνα, συνήθως κάθε Τρίτη Πέμπτη του μήνα. Περιλαμβάνονται όλες οι προβλέψεις μη προσαρμοσμένων κερδών από το 1982-2011. Διατηρούνται 783.416 παρατηρήσεις εταιρεία ανά μήνα, με κάθε παρατήρηση συμπεριλαμβανομένων των εσόδων της επιχείρησης κατά την προηγούμενη, (A_{0t}) , προβλέψεις κερδών για το τρέχον και το επόμενο έτος, (A_{1t}, A_{2t}) , μαζί με τη μακροπρόθεσμη πρόβλεψη για την ανάπτυξη της (LTG_t) . Η προκύπτουσα δέσμη δεδομένων στη συνέχεια συγχωνεύτηκε με την Compustat και την CRSP οπότε χρειάζονταν τιμές ή/και λογιστικές μεταβλητές.

Εμπειρικά και μεθοδολογία έχουν ως εξής: Αρχικά, αποσυνδέουμε (decompose) τις αποδόσεις σε 3 συστατικά ως εξής:

$$r_t = E_{t-1}[r_t] + (E_t - E_{t-1})[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+j}] - (E_t - E_{t-1})[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j}] + \varepsilon_t = E_{t-1}[r_t] + N_{cf,t} - N_{r,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

όπου r_t η απόδοση μετοχής σε λογάριθμο τον χρόνο t , Δd_t η αύξηση μερισμάτων σε λογάριθμο τον χρόνο t , ρ ένας αποπληθωριστής (το αντίστροφο του 1 συν η μερισματική απόδοση), $E(\dots)$ expectation operator.

Έτσι, τα συστατικά των αποδόσεων είναι ενός έτους αναμενόμενες αποδόσεις, $E_{t-1}[r_t]$, αλλαγές στις αναμενόμενες ταμειακές ροές, cash flow news $N_{cf,t}$ και αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις, expected return news $N_{r,t}$.

Επίσης, $B_{t+1} = B_t + X_{t+1} - D_{t-1}$, όπου B_{t+1} , X_{t+1} , D_{t-1} είναι η χρηματιστηριακή αξία της εταιρείας, τα κέρδη, και οι ταμειακές ροές αντίστοιχα. Ο λογάριθμος της

απόδοσης των ιδίων κεφαλαίων ορίζεται ως: $e_{t+j+1} = \log(1 + X_{t+j+1}/B_{t+j})$. Λόγω του παραπάνω μετασχηματίζουμε $N_{cf,t+1} = (E_t - E_{t-1})[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+j+1}]$

Η τυπική εξίσωση παλινδρόμησης ορίζεται ως:

$$r_t = LIQ_t \beta + \varepsilon_t$$

Χρησιμοποιώντας την πρώτη εξίσωση έχουμε τρεις διαφορετικές εξισώσεις παλινδρόμησης:

$$E_{t-1} r_t = LIQ_t \beta_{Er} + \varepsilon_{Er,t}$$

$$N_{cf,t} = LIQ_t \beta_{Ncf} + \varepsilon_{Ncf,t}$$

$$-N_{r,t} = LIQ_t \beta_{Nr} + \varepsilon_{Nr,t}$$

Η δεύτερη εξίσωση λόγω των παραπάνω εξισώσεων γίνεται:

$$r_t = LIQ_t (\beta_{Er} + \beta_{Nr} + \beta_{Ncf}) + (\varepsilon_{Er,t} + \varepsilon_{Ncf,t} + \varepsilon_{Nr,t})$$

Οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν με το μοντέλο των Fama and French (1993). Τα β των παραγόντων εκτιμήθηκαν χρησιμοποιώντας μηνιαίες αποδόσεις των προηγούμενων 5 ετών με minimum 36 μηνών παρατηρήσεων.

$$\text{➤ } E_{t-1}[r_t] = E_t[r_f] + \beta_{MKT,t} E_t[MKT] + \beta_{SMB,t} E_t[SMB] + \beta_{HML,t} E_t[HML]$$

Οι αλλαγές στις αναμενόμενες ταμειακές ροές υπολογίζονται από τον τύπο:

$$\text{➤ } N_{cf,t+1} = E_{t+1} \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+j+1} - E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j e_{t+j+1}$$

Οι αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις υπολογίζονται ως φαίνεται:

$$\text{➤ } N_{r,t-1} = r_{t+1} - E_t(r_{t+1}) - N_{cf,t+1}$$

Τα μέτρα ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκαν είναι το μέτρο ρευστότητας του Amihud (2002) και το Turnover Ratio, δηλαδή το ποσοστό του αριθμού μετοχών που έγιναν αγοραπωλησίες.

Στα συμπεράσματα διαπιστώνουμε τα εξής: Η συσχέτιση ανάμεσα στα μέτρα ρευστότητας και τις αποδόσεις των μετοχών προκύπτουν από τη σύνδεση των μέτρων ρευστότητας με τις τρεις συνιστώσες αποδόσεων των μετοχών η οποία είναι ιδιαίτερα έντονη για τις αλλαγές στις αναμενόμενες αποδόσεις. Ως εκ

τούτου, το R^2 από την παλινδρόμηση των αποδόσεων των μέτρων ρευστότητας ενδέχεται να υποεκτιμούν τη σημασία της ρευστότητας ως πηγή της διακύμανσης των αποδόσεων των μετοχών. Τα μέτρα ρευστότητας τείνουν να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών καλύτερα σε περιόδους μεγάλων αρνητικών διαταραχών της ρευστότητας στην αγορά, αλλά αυτή η πρόσθετη επεξηγηματική δύναμη προέρχεται κυρίως από την αυξημένη συσχέτιση ανάμεσα στα μέτρα ρευστότητας και τις αλλαγές στις ταμειακές ροές, ενώ η συσχέτιση μεταξύ των μέτρων ρευστότητας και των άλλων συνιστωσών των αποδόσεων των μετοχών δεν αλλάζουν με τις συνθήκες ρευστότητας στην αγορά. Επιπλέον, η συμπεριφορά των μικρών επιχειρήσεων και μεγάλων επιχειρήσεων είναι πολύ διαφορετική κατά τη διάρκεια αρνητικών διαταραχών της συνολικής έλλειψης ρευστότητας, όμως, δεν βρίσκουμε μεγάλη διαφορά σε περιόδους θετικών διαταραχών της συνολικής έλλειψης ρευστότητας. Το turnover για τις μικρές επιχειρήσεις τείνει να συνδιακυμαίνεται με τις αποδόσεις περισσότερο από το turnover για τις μεγάλες επιχειρήσεις, και η διαφορά μεταξύ των μικρών επιχειρήσεων και μεγάλων επιχειρήσεων προέρχονται κυρίως από τον υψηλότερο βαθμό συσχέτισης μεταξύ του turnover για τις μικρές επιχειρήσεις αλλαγές αναμενόμενων ταμειακών ροών. Είναι ενδιαφέρον, ότι το μέτρο του Amihud για τις μικρές επιχειρήσεις τείνει να συνδιακυμαίνεται με τις αποδόσεις των μετοχών ελαφρώς λιγότερο από ότι το μέτρο του Amihud για τις μεγάλες επιχειρήσεις, και η επίδραση αυτή είναι ιδιαίτερα έντονη σε περιόδους θετικών διαταραχών της έλλειψης ρευστότητας στην αγορά.

3.19. Σύγκριση προηγούμενων μελετών

Από τα μέσα της δεκαετίας του 80', στην επιστημονική κοινότητα ξεκίνησε η έρευνα της επίδρασης της ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών και στην τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων. Η σημαντικότητα της έννοιας της ρευστότητας αποδεικνύεται από το γεγονός ότι κατά την διάρκεια των ετών έγινε προσπάθεια εύρεσης και κατασκευής όλων και περισσότερων μέτρων υπολογισμού της ρευστότητας. Παρόλα αυτά, η έννοια της παραμένει μια αόριστη έννοια στον χρηματοοικονομικό χώρο, καθώς ακόμη δεν έχει βρεθεί ένας

μοναδικός και κοινά αποδεκτός ορισμός όπως επίσης παρατηρείται και μια δυσκολία στην μέτρηση της με ένα ευρέως αποδεκτό μέτρο ρευστότητας. Γενικά, μια αγορά με ρευστότητα ορίζεται ως μια αγορά στην οποία οι συμμετέχοντες μπορούν να εκτελέσουν μεγάλο όγκο συναλλαγών χωρίς αξιοσημείωτη επίδραση στην τιμή.

Στο αρχικό στάδιο των μελετών είχαμε σαν πηγές δεδομένων την χρηματιστηριακή αγορά της Νέας Υόρκης (NYSE μετοχές και δείκτες). Τα μέτρα που κατασκευάστηκαν ήταν το bid-ask spread (διαφορά τιμών προσφοράς και ζήτησης) καθώς και το μεταβλητό και σταθερό κόστος συναλλαγών. Οι μελέτες των Amihud and Mendelson (1986), Eleswarapu and Reinganum (1993), Brennan and Subrahmanyam (1996) που χρησιμοποίησαν τα άνωθι μέτρα έδειξαν ότι διαστρωματικά οι αναμενόμενες αποδόσεις σχετίζονται θετικά με τα αυτά τα μέτρα (έλλειψης) ρευστότητας.

Εν συνεχεία, λόγω δυσκολίας ανεύρεσης δεδομένων στα παραπάνω μέτρα, ιδίως σε μικρές χρηματιστηριακές αγορές, κατασκευάστηκαν νέα μέτρα ρευστότητας με ευκολότερη αναζήτηση στοιχείων για αυτά. Το νέο μέτρο που έκανε την εμφάνιση του ήταν το Turnover ratio (δείκτης του όγκου συναλλαγών). Με βάση αυτό το μέτρο ακολούθησαν οι μελέτες των Campell, Grossman, Wang (1993), Shing-yang Hu (1997), Datar, Naik, Radcliffe (1998), Baker, Stein (2004) Martinez, Nieto, Rubio, Tapia (2005). Εκεί παρατηρήθηκε μια αρνητική σχέση διαστρωματικά μεταξύ αποδόσεων και Turnover ratio. Αυτό το αποτέλεσμα είναι κάτι απολύτως λογικό αφού το μέτρο Turnover ratio είναι ένα μέτρο μέτρησης της ρευστότητας σε αντίθεση με τα προηγούμενα δύο που είναι μέτρα της ρευστότητας. Η έρευνα επεκτάθηκε και εκτός ΗΠΑ στις μελέτες των Shing-yang Hu (Ιαπωνία-Τόκιο), αλλά και των Martinez, Nieto, Rubio, Tapia (Ισπανία). Άλλες δύο μελέτες που επιβεβαιώνουν την θετική σχέση αναμενόμενων αποδόσεων και έλλειψης ρευστότητας διαστρωματικά είναι των Amihud (2002) και Florackis, Gregoriou, Kostakis (2011) όπου είχαμε και την κατασκευή δύο νέων μέτρων έλλειψης ρευστότητας (ILLIQ, RtoTurnover).

Η μελέτη των Fung, Chang, Shao (2012) ασχολήθηκε με την σχέση της μεταβολής της ρευστότητας και των αποδόσεων των μετοχών διαστρωματικά όπου τα

αποτελέσματα έδειξαν ότι ο συντελεστής της μεταβολής της ρευστότητας είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός και οι επενδυτές απαιτούν υψηλότερη (χαμηλότερη) αναμενόμενη απόδοση για τις μετοχές των οποίων η ρευστότητα αναμένεται να μειωθεί (αυξηθεί).

Σε επίπεδο συνολικής ρευστότητας της αγοράς, η μελέτη των Ojima, Sande, Ombok (2013) εισήγαγε ένα μέτρο που θα συνέδεε την ατομική ρευστότητα με την συνολική ρευστότητα της αγοράς σύμφωνα με το μέτρο Turnover ratio όπου φάνηκε ότι δεν υπάρχει γραμμική σχέση μεταξύ αποδόσεων και Turnover ratio. Επίσης, οι Bond και Chang (2013) χρησιμοποιώντας τα μέτρα Illiq και Turnover ratio πρότειναν ότι τα μέτρα τείνουν να εξηγήσουν καλύτερα τις αποδόσεις σε περιόδους μεγάλων αρνητικών διαταραχών της ρευστότητας στην αγορά. Μια άλλη μελέτη Acharya, Pedersen (2005) δίνει μια άλλη διάσταση για την ρευστότητα σε επίπεδο αγοράς αφού εισάγει την έννοια του βήτα του ασφάλιστρου ρευστότητας (δηλαδή τον συστηματικό κίνδυνο από την έλλειψη ρευστότητας μέσω ενός προσαρμοσμένου CAPM μοντέλου, το οποίο φαίνεται να τιμολογεί καλύτερα τα περιουσιακό στοιχείο από ότι το κλασσικό CAPM. Η μελέτη των Benic, Franic (2008) χρησιμοποιώντας διάφορα μέτρα ρευστότητας στους δείκτες μερικών βαλκανικών χωρών σύγκρινε τα συνολικά επίπεδα ρευστότητας.

3.20. Συνοπτικός πίνακας παρουσίασης μελετών κεφαλαίου

Στον κάτωθι πίνακα θα παρουσιαστούν με χρονολογική σειρά οι ανωτέρω μελέτες αναφέροντας κατά σειρά τους ερευνητές, τη χρονολογία, το στόχο, τα δεδομένα, τα μέτρα ρευστότητας και τα αποτελέσματα.

Πίνακας 3.1 Συνοπτική παρουσίαση προηγούμενων μελετών

Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Amihud and Mendelson (1986)	Έλεγχος της υπόθεσης ότι η προσδοκώμενη απόδοση είναι αύξουσα και κοίλη συνάρτηση της διαφοράς τιμών προσφοράς και ζήτησης (bid-ask spread)	Μετοχές των εταιρειών του δείκτη NYSE για την περίοδο 1961-1980.	Bid-ask spread	1) Φαινόμενο της πελατείας 2) Θετική σχέση ανάμεσα στις υπερβάλλουσες αποδόσεις και bid-ask spread καθώς και με το βήτα
Eleswarapu and Reinganum (1993)	Έρευνα της σχέσης μεταξύ μέσης απόδοσης και bid-ask spread για τον Ιανουάριο ξεχωριστά αλλά και για τους υπόλοιπους μήνες	Μετοχές εταιρειών του δείκτη NYSE για την περίοδο 1961-1990	Bid-ask spread	Οι υπερβάλλουσες αποδόσεις σχετίζονται θετικά με το bid-ask spread μόνο κατά τον μήνα Ιανουάριο και όχι για τους υπόλοιπους μήνες (εποχικό φαινόμενο ρευστότητας).
Campbell, Grossman, Wang (1993)	Σχέση μεταξύ συνολικού όγκου συναλλαγών της αγοράς και της σειριακής συσχέτισης των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών	Μετοχές εταιρειών του δείκτη NYSE για την περίοδο Ιούλιος 1962- Δεκέμβριος 1988	Turnover ratio (detrended)	Αρνητική συσχέτιση μεταξύ αναμενόμενων ημερησίων αποδόσεων και όγκου συναλλαγών. Χαμηλότερη αυτοσυσχετιση σε ημέρες

				με υψηλό όγκο συναλλαγών.
Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Brennan and Subrahmanyam (1996)	Εξετάζεται η σχέση μεταξύ μηνιαίων μετοχικών αποδόσεων και έλλειψης ρευστότητας όπου πρωταρχική αιτία είναι η ασυμμετρία πληροφόρησης και η δυσμενής επιλογή(adverse selection) που εκφράζεται μέσω του κόστους συναλλαγών (σταθερό και μεταβλητό)	Μετοχές του δείκτη NYSE για την περίοδο 1984-1991 και δεδομένα για τις παραμέτρους ψ και λ που είναι η σταθερή και μεταβλητή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών.	Κόστος συναλλαγών (σταθερό και μεταβλητό) λ/P , ψ/P	Θετική και έντονη σχέση μεταξύ return premium(επιπλέον του r_f απόδοση) και του κόστους συναλλαγής.Επίσης, return premium και το μεταβλητό κόστος είναι κοίλη συνάρτηση, ενώ Return premium και σταθερό κόστος είναι κυρτή συνάρτηση.Αρνητική σχέση μεταβλητού-σταθερού κόστους.Καμία εποχικότητα για τον Ιανουάριο.Μικροί επενδυτές σε λιγότερο ρευστοποιήσιμες μετοχές.Το bid-ask spread όχι στατιστικά σημαντικό.
Shing-yang Hu (1997)	Η επίδραση του δείκτη όγκου συναλλαγών(Turnover Ratio) στις μετοχικές αποδόσεις καθώς και η επιβεβαίωση της υπόθεσης	Μετοχές Χρηματιστηρίου του Τόκιο για την περίοδο Απρίλιος 1976- Μάρτιος 1993.	Turnover ratio	Ο δείκτης του όγκου συναλλαγών (turnover ratio) σχετίζεται αρνητικά με τις αποδόσεις των μετοχών διαστρωματικά, ενώ διαχρονικά σχετίζονται

	Συχνότητας των Συναλλαγών			θετικά, γεγονός που επιβεβαιώνει την συχνότητα των συναλλαγών.
Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Datar, Naik, Radcliffe (1998)	Η σχέση μεταξύ του δείκτη όγκου συναλλαγών και των μετοχικών αποδόσεων	Μετοχές μη χρηματοπιστωτικών εταιρειών του δείκτη NYSE για την περίοδο 1962-1991.	Turnover ratio	Αρνητική σχέση μεταξύ δείκτη όγκου συναλλαγών, και μετοχικών αποδόσεων Μη-ρευστοποιήσιμες μετοχές προσφέρουν υψηλότερες αποδόσεις. Καμία εποχικότητα τον Ιανουάριο
Chordia, Subrahmanyam, Anshuman (2001)	Επιβεβαίωση της υπόθεσης ότι μια "υστέρηση" της ρευστότητας θα πρέπει να σχετίζεται θετικά με τις μετοχικές αποδόσεις, εφόσον υπάρχει ενδιαφέρον για τον κίνδυνο που σχετίζεται με τις διακυμάνσεις της ρευστότητας.	Μετοχές NYSE και AMEX για την περίοδο Ιανουάριος 1966-Δεκέμβριος 1995, αλλά και σε μετοχές του NASDAQ.	i) Turnover ratio ii) Όγκος συναλλαγών (σε δολάρια) iii) Συντελεστές μεταβλητότητας CV των 2 μέτρων	Αρνητική σχέση μεταξύ αποδόσεων και ρευστότητας (με την χρονική "υστέρηση") και με τα δύο μέτρα καθώς και με τη μεταβλητότητα της συναλλακτικής δραστηριότητας

Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Amihud (2002)	Επιβεβαίωση προηγούμενων μελετών καθώς και εισαγωγή ενός νέου μέτρου μέτρησης έλλειψης ρευστότητας με σκοπό την διαστρωματική και διαχρονική εξέταση της σχέσης μετοχικών αποδόσεων και νέου μέτρου.	Μετοχές NYSE για την περίοδο 1963-1997	ILLIQ ή μέτρο του Amihud	Διαστρωματικά και διαχρονικά η αναμενόμενη απόδοση των μετοχών είναι θετική συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας(αύξηση των αποδόσεων συμβαίνει με αύξηση του ILLIQ). Η αναμενόμενη απόδοση είναι αρνητική συνάρτηση της μη αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας. Στις μικρές μετοχές είναι πιο σημαντική η έλλειψη ρευστότητας. Επίσης, η επιπλέον απόδοση αποτελεί ασφάλιστρο για την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας.
Baker, Stein (2004)	Η κύρια ιδέα είναι σε ένα κόσμο με περιορισμό μικρών πωλήσεων, η ρευστότητα της αγοράς μπορεί να λειτουργήσει ως ένας δείκτης επενδυτικού κλίματος.	Μετοχές NYSE για την περίοδο 1927-1988	Turnover ratio	Ο Turnover ratio έχει την προβλεπτική ικανότητα για τις μελλοντικές αποδόσεις.Υπάρχουν τρεις περιοχές επενδυτικού κλίματος.Η ρευστότητα αυξάνεται όσο αυξάνεται

				το αίσθημα επένδυσης.
Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Acharya and Pedersen (2005)	Πρόταση ενός μοντέλου(προσαρμοσμένο CAPM) με το οποίο θα εξηγηθεί και με βάση προηγούμενες μελέτες ότι η ρευστότητα τιμολογείται και ότι υπάρχει ασφάλιστρο έλλειψης ρευστότητας.	Μετοχές του δείκτη NYSE και AMEX για την περίοδο 1962-1999	Κανονικοποιημένο μέτρο ILLIQ (μέτρο του Amihud)	1) Το προσαρμοσμένο CAPM τιμολογεί καλύτερα τα περιουσιακό στοιχείο από ότι το κλασικό CAPM. 2) Ακόμα και οι "illiquid" μετοχές, διατρέχουν κίνδυνο ρευστοποίησης. 3) Θετικές μεταβολές διάρκειας στην ρευστότητα συνδέονται με χαμηλές άμεσες αποδόσεις και υψηλές μελλοντικές αποδόσεις.
Martinez, Nieto, Rubio, Tapia (2005)	Εξέταση κατά πόσο οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών σχετίζονται διαστρωματικά με δύο βήτα (beta) κινδύνου ρευστότητας που δημιουργήθηκαν από τους Pastor και Stambaugh (2003) και το δεύτερο από τους ίδιους.	Δείγμα από όλες τις μετοχές του Ισπανικού χρηματιστηρίου για την περίοδο 1991-2000.	i) Όγκος συναλλαγών(σε δολάρια) ii) ILLIQ iii Bid-ask spread	Οι μετοχές που έχουν υψηλότερες αποδόσεις είναι πιο ευαίσθητες στις μεταβολές ρευστότητας της αγοράς. Η ρευστότητα της αγοράς επηρεάζει τα μοντέλα. Μη ύπαρξη ασφαλιστρού για τον συστηματικό κίνδυνο ρευστότητας σε κανένα υπόδειγμα από τα δύο.

Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Benic and Franic (2008)	Παρατήρηση του συνολικού επιπέδου ρευστότητας της Κροατικής αγοράς και σύγκριση με άλλες αγορές της Ανατολικής Ευρώπης και της Γερμανίας.	<u>Χρηματιστηριακοί δείκτες</u> CROBEX(Κροατία) SBI(Σλοβενία) BELEX(Σερβία) SOFIX(Βουλγαρία) BUX(Ουγγαρία) WIG(Πολωνία) DAX(Γερμανία) Περίοδος 2006-2008	i)Μέση ημερήσια μεταβολή της τιμής του Δείκτη της αγοράς (ΔΡ%) ii)turnover rate(Tn / Mktcap) iii)ΔΡ% / (Tn/Mktcap) iv)ILLIQ	1)Με το μέτρο του Amihud η Κροατία παρουσιάζει πιο ρευστή αγορά σε σχέση με Βουλγαρία, Σερβία αλλά παρουσιάζεται λιγότερο ρευστή σε σχέση με Ουγγαρία, Πολωνία, Γερμανία. 2) Η ρευστότητα μειώνεται σε όλες τις αγορές τους τελευταίους 4 μήνες πράγμα το οποίο μπορεί να συνδεθεί με την οικονομική κρίση.
Chai , Faff, Gharghori (2009)	Μελέτη της επίδρασης της ρευστότητας στην Αυστραλιανή αγορά και σε συνδυασμό με άλλους παράγοντες.	Μετοχές Αυστραλίας για την περίοδο 1982-2006	Το άθροισμα των κανονικοποιημένων μεγεθών 3 μηνιαίων εμπορικών χαρακτηριστικών	Ύπαρξη αιτιώδους σχέσης ανάμεσα στην ρευστότητα και τις αποδόσεις.
Florackis, Gregoriou, Kostakis (2011)	Κατασκευή ενός καινούργιου μέτρου ρευστότητας (RtoTurnover), μελέτη αδυναμιών μέτρου Amihud, τιμολόγηση περιουσιακό στοιχείο με βάση το νέο μέτρο	Μετοχές Χρηματιστηρίου του Λονδίνου για την περίοδο 1991-2008.	ILLIQ ή μέτρο του Amihud RtoTurnover	Το νέο μέτρο είναι εύκολα υπολογίσιμο και συγκρίσιμο ανάμεσα σε μετοχές και δεν επηρεάζεται από το μέγεθος της εταιρείας.

Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Fu, Chang, Shao (2012)	Μελέτη της επίδρασης της μεταβολής της ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών για να εξετάσουν την υπόθεση της μεταβολής ρευστότητας για επιστροφή στο μέσο.	Μετοχές του δείκτη NYSE/AMEX για την περίοδο 1963-2010	i)ILLIQ ii) Turnover ratio iii)Bid-ask spread	<p>Ο συντελεστής της μεταβολής της έλλειψης ρευστότητας είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός.</p> <p>Μια σημαντική αύξηση (μείωση) της ρευστότητας συχνά ακολουθείται από μια αρκετά μεγάλη πτώση (αύξηση), δηλαδή, οι επενδυτές απαιτούν υψηλότερη (χαμηλότερη) αναμενόμενη απόδοση για τις μετοχές των οποίων η ρευστότητα αναμένεται να μειωθεί (αυξηθεί).</p>

Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Oima, Sande, Ombok (2013)	Σκοπός της μελέτης είναι η χρησιμοποίηση ενός καινούργιου μέτρου ρευστότητας όπου συνδέεται η ατομική ρευστότητα με την συνολική ρευστότητα της αγοράς.	Μετοχές του δείκτη NYSE/AMEX για την περίοδο 1966-1995	i) Turnover ratio ii) RML = $\frac{\text{Trading volume}}{\text{Average Trading volume}}$	1) Αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και της ρευστότητας. 2) Η σχέση είναι μη γραμμική. 3) Η μεταβλητότητα της σχετικής ρευστότητας στην αγορά δεν έχει σημαντική θετική σχέση με την υπερβάλλουσα απόδοση των μετοχών.

Ερευνητές	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο ρευστότητας	Αποτελέσματα
Bond, Chang (2013)	Η επίδραση των καινοτομιών της ρευστότητας στην μεταβλητότητα των αποδόσεων των μετοχών στο πλαίσιο της απόδοσης-αποσύνθεσης (decomposition).	Μετοχές του δείκτη IBES για την περίοδο 1982-2011	i) ILLIQ-Amihud ii) Turnover ratio	<p>1) Τα μέτρα ρευστότητας τείνουν να εξηγήσουν τις αποδόσεις των μετοχών καλύτερα σε περιόδους μεγάλων αρνητικών διαταραχών της ρευστότητας στην αγορά.</p> <p>2) Ο Turnover ratio για τις μικρές επιχειρήσεις τείνει να συνδιακυμαίνεται με τις αποδόσεις περισσότερο από το turnover για τις μεγάλες επιχειρήσεις.</p> <p>3) Το μέτρο του Amihud για τις μικρές επιχειρήσεις τείνει να συνδιακυμαίνεται με τις αποδόσεις των μετοχών ελαφρώς λιγότερο από ότι το μέτρο του Amihud για τις μεγάλες επιχειρήσεις.</p>

Κεφάλαιο 4. Δεδομένα και μεθοδολογία

Σ' αυτό το κεφάλαιο θα αναλυθούν τα δεδομένα και η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε για κάθε χώρα ξεχωριστά (Γαλλία, Αγγλία). Αρχικά, και στις δύο χώρες θα παρουσιαστεί το σύνολο του δείγματος πάνω στο οποίο πραγματοποιήθηκε η έρευνα, καθώς και κάποια βασικά περιγραφικά στοιχεία ορισμένων δεδομένων. Εν συνεχεία, θα αναλυθούν κάποιες έννοιες της θεωρίας της οικονομετρίας πάνω στις παλινδρομήσεις ελαχίστων τετραγώνων (OLS regressions) καθώς και ο τρόπος υπολογισμού των βασικών μεταβλητών και των μέτρων ρευστότητας των παλινδρομήσεων σε κάθε χώρα. Τέλος, θα γίνει περιγραφή για την εκτέλεση της παλινδρόμησης και των ελέγχων πάνω στους συντελεστές των μεταβλητών.

4.1. Γαλλία

4.1.1. Δεδομένα μετοχών - Δείγμα

Στην παρούσα διπλωματική εργασία χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιας συχνότητας δεδομένα στη Γαλλία από την βάση δεδομένων Thomson's Datastream του Πανεπιστημίου Πειραιώς. Τα δεδομένα περιελάμβαναν τιμές μετοχών (P), όγκο συναλλαγών σε τεμάχια (VO), αριθμό κοινών μετοχών σε κυκλοφορία (NOSH). Στη Γαλλία είχαμε τα ημερήσιας συχνότητας δεδομένα για 120 μετοχές του δείκτη SBF 120-PRICE INDEX καθώς και την ημερήσια τιμή του ίδιου του δείκτη που αφορούσε την περίοδο 19/5/2003-17/5/2013. Για τον περιορισμό του δείγματος, ακολουθήσαμε την παρακάτω διαδικασία. Τα αρχικά δεδομένα αφορούσαν 120 μετοχές στην Γαλλία. Εξαιρέθηκαν μετοχές για τις οποίες: α) υπήρχαν ασυνέχειες στα δεδομένα και έλλειψη στοιχείων που αφορούσαν τον υπολογισμό των αποδόσεων και των μέτρων ρευστότητας, β) μετοχές κατά τις οποίες εμφανίστηκε μεγάλο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων (15%-20% των ημερησίων παρατηρήσεων των αποδόσεων). Εν τέλει, το δείγμα στην Γαλλία αφορούσε 74 μετοχές.

4.1.2. **Αποδόσεις Μετοχών και Δείκτη**

Οι ημερήσιες αποδόσεις κάθε μετοχής υπολογίστηκαν από τον κάτωθι τύπο:

$$R_{it} = (P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1} \quad (4.1)$$

όπου R_{it} η ημερήσια απόδοση της μετοχής i την ημέρα t , P_{it} η τιμή της μετοχής i την ημέρα t , P_{it-1} η τιμή της μετοχής i ημέρα $t-1$.

Παρομοίως, για τον χρηματιστηριακό δείκτη έχουμε:

$$R_{mt} = (P_{mt} - P_{mt-1}) / P_{mt-1} \quad (4.2)$$

όπου R_{mt} η ημερήσια απόδοση του δείκτη m την εβδομάδα t , P_{mt} η τιμή του δείκτη m την ημέρα t , P_{mt-1} η τιμή του δείκτη m την ημέρα $t-1$.

Στον υπολογισμό των ημερήσιων αποδόσεων μετοχών και δείκτη δεν υπολογίστηκε το μέρισμα και δεν εφαρμόστηκε στον τύπο.

Σ' αυτό το σημείο αξίζει να αναφέρουμε την ύπαρξη outliers στον υπολογισμό των αποδόσεων των μετοχών. Αυτό διαπιστώθηκε με την εξής διαδικασία: Αρχικά, υπολογίσαμε δύο τύπους ($Average + 2 * Stdev$ και $Average - 2 * Stdev$) θέτοντας τους ως όρια. Αν κάποια ημερήσια απόδοση βρισκόταν εκτός των ορίων τότε υπήρχε διόρθωσή της.

Ο παραπάνω υπολογισμός των αποδόσεων έγινε κατά την διάρκεια της 10ετούς περιόδου κατά την οποία υπολογίστηκαν οι μέσοι όροι, οι διακυμάνσεις, οι συντελεστές μεταβλητότητας, η κύρτωση και η ασυμμετρία.

4.1.3. **Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Test)**

Το επόμενο βήμα του υπολογισμού των αποδόσεων είναι η διαπίστωση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας στις αποδόσεις των μετοχών. Σε όλες τις μετοχές κάναμε τον έλεγχο με το Augmented Dickey-Fuller Test-ADF.

4.1.4. Υπολογισμοί των συντελεστών βήτα των μετοχών

Ο υπολογισμός των συντελεστών βήτα των μετοχών έγινε με την εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS), χρησιμοποιώντας το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα ως ακολούθως:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{it} R_{mt} + e_{it} \quad (4.3)$$

όπου R_{it} η απόδοση της μετοχής i την ημέρα t , α_i ο σταθερός όρος, β_{it} η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για την μετοχή i την ημέρα t , R_{mt} η απόδοση του δείκτη της εκάστοτε χώρας την ημέρα t , e_{it} ο όρος σφάλματος ($0, \sigma^2$).

4.1.5. Μέτρα Ρευστότητας

Με βάση το προηγούμενο κεφάλαιο που αφορούσε την επισκόπηση της βιβλιογραφίας αλλά και των δεδομένων του Datastream, επιλέξαμε τα ακόλουθα 3 μέτρα μέτρησης της εμπορευσιμότητας.

Δείκτης του όγκου συναλλαγών (Turnover ratio-Tn)

Ο δείκτης του όγκου συναλλαγών ορίζεται ως ο λόγος του αριθμού των μετοχών που συναλλάσσονται σε μια ημέρα προς τον συνολικό αριθμό των κυκλοφορούντων μετοχών. Χρησιμοποιήθηκε πρώτη φορά από τους Datar, Naik & Radcliff (1998) στην μελέτη τους «Liquidity and stock returns: An alternative test» ως μέτρο ρευστότητας. Το μεγαλύτερο πλεονέκτημα του μέτρου αυτού είναι η ευκολία απόκτησης δεδομένων από μια βάση (συγκεκριμένα στην παρούσα διπλωματική Datastream) για την κατασκευή του. Ο δείκτης του όγκου συναλλαγών είναι ένα μέτρο ρευστότητας δηλαδή μια αύξηση του σημαίνει αυτόματα και αύξηση της ρευστότητας, ενώ μείωση του σημαίνει μείωση της ρευστότητας.

Ο ημερήσιος δείκτης του όγκου συναλλαγών μιας μετοχής είναι:

$$Tn_{it} = VO_{i,t} / NoSH \quad (4.4)$$

όπου T_{it} ο όγκος συναλλαγών της μετοχής i την ημέρα t , $VO_{i,t}$ ο όγκος συναλλαγών (σε αριθμό μετοχών) της μετοχής i την ημέρα t που συναλλάχθηκαν, $NoSH$ ο συνολικός αριθμός των κυκλοφορούντων μετοχών της εταιρείας.

Δείκτης έλλειψης ρευστότητας του Amihud (ILLIQ)

Ο δείκτης έλλειψης ρευστότητας προτάθηκε από τον Amihud στην μελέτη του «Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects» το 2002. Ορίζεται ως ο λόγος της απόλυτης τιμής της απόδοσης μιας μετοχής ως προς τον όγκο συναλλαγών σε χρηματικές μονάδες.

Συγκεκριμένα, ο ημερήσιος δείκτης έλλειψης ρευστότητας του Amihud είναι

$$ILLIQ_{it} = |R_{it}| / VO_{it} \quad (4.5)$$

όπου $ILLIQ_{it}$ ο δείκτης έλλειψης ρευστότητας του Amihud για την μετοχή i την ημέρα t , $|R_{it}|$ η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής i την ημέρα t , VO_{it} ο όγκος συναλλαγών (σε χρηματικές μονάδες) της μετοχής i την ημέρα t .

Γενικότερα, για αυτό το μέτρο μπορούμε να αναφέρουμε τα εξής: Ο ILLIQ αναπαριστά την επίδραση 1 ν.μ στην ποσοστιαία αλλαγή της τιμής, δηλαδή πόσο θα μεταβληθεί η τιμή όταν συμβεί όγκος συναλλαγών αξίας 1 ν.μ. Για αυτό το λόγο ο ILLIQ θεωρείται ένα πολυδιάστατο μέτρο αφού λαμβάνει υπόψιν την επίδραση της τιμής (ελαστικότητα) και την ποσότητα των συναλλαγών. Επίσης, όπως και στο προηγούμενο μέτρο (T_n), είναι εύκολη η συλλογή δεδομένων για την κατασκευή του.

Επειδή ο ILLIQ είναι ένας δείκτης έλλειψης ρευστότητας, όταν αυξάνεται μειώνεται η ρευστότητα και όταν μειώνεται αυξάνεται η ρευστότητα.

Δείκτης έλλειψης ρευστότητας των Florackis, Gregoriou & Kostakis (RtoTn)

Ο δείκτης αυτός είναι μία εναλλακτική μορφή του δείκτη του Amihud καθώς ο όγκος συναλλαγών σε (χρηματικές μονάδες) VO_{it} στον παρανομαστή αντικαταστάθηκε από τον δείκτη του όγκου συναλλαγών T_{it} . Η χρήση αυτού του μέτρου παρουσιάστηκε στην εργασία των Florackis, Gregoriou & Kostakis

«Trading frequency and asset pricing on the London Stock Exchange : Evidence from a new price impact ratio» το 2011.

Συγκεκριμένα, ο ημερήσιος δείκτης έλλειψης ρευστότητας (RtoTn) είναι:

$$RtoTn_{it} = |R_{it}| / Tn_{it} \quad (4.6)$$

όπου $RtoTn_{it}$ ο δείκτης έλλειψης ρευστότητας της μετοχής i την ημέρα t , $|R_{it}|$ η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής i την ημέρα t , Tn_{it} ο δείκτης του όγκου συναλλαγών της μετοχής i την ημέρα t .

Όπως και παραπάνω, ο δείκτης RtoTn μπορεί να κατασκευαστεί εύκολα λόγω της ευκολίας εύρεσης δεδομένων, όπως επίσης θεωρείται και αυτό πολυδιάστατο μέτρο καθώς καλύπτει την διάσταση της επίδρασης της τιμής(ελαστικότητα), καθώς και την συχνότητα των συναλλαγών λόγω του Tn.

Τέλος, ως μέτρο έλλειψης ρευστότητας, ο δείκτης RtoTn όταν αυξάνεται συνεπάγεται μείωση της ρευστότητας και όταν μειώνεται συνεπάγεται αύξηση της ρευστότητας.

Σε αυτό το σημείο θα παρουσιάσουμε ένα παράδειγμα με λίγα δεδομένα για τον υπολογισμό κάθε μέτρου ξεχωριστά ώστε να γίνει ακόμα πιο κατανοητός ο υπολογισμός τους.

α) Turnover ratio-Tn

Πίνακας 4.1: Παράδειγμα υπολογισμού Turnover ratio-Tn

VO	NOSH	Turnover
36855,9	22242510	0,001657
47030,4	22242510	0,002114
50381,1	22242510	0,002265
54262,7	22242510	0,00244
70691,2	22242510	0,003178
36495,1	22242510	0,001641
71113,8	22242510	0,003197
76830,9	22242510	0,003454
59307,7	22242510	0,002666
43648,1	22242510	0,001962
43195,6	22242510	0,001942
87319,2	22242510	0,003926
77715,1	22242510	0,003494
69645,5	22242510	0,003131
51313,7	22242510	0,002307
48935,8	22242510	0,0022

46612,4	22242510	0,002096
87598,9	22242510	0,003938
43507	22242510	0,001956
52221,3	22242510	0,002348
57355,5	22101620	0,002595

Όπως φαίνεται και στον παραπάνω πίνακα 4.1 η τρίτη στήλη περιλαμβάνει τους ημερήσιους δείκτες του όγκου συναλλαγών μιας μετοχής που είναι το πηλίκο της πρώτης με την δεύτερη στήλη. Αν τώρα θελήσουμε τον μηνιαίο δείκτη του όγκου συναλλαγών τότε είναι ο μέσος όρος της τρίτης στήλης δηλαδή 0,002596.

β) **ILLIQ**

Πίνακας 4.2: Παράδειγμα υπολογισμού ILLIQ

Return	P*VO	ILLIQ	ILLIQ*10 ⁶
0,004665	20258345	2,30262E-10	0,0000230
0,013349	21991350	6,07003E-10	0,0000607
0,016609	23292264	7,13086E-10	0,0000713
0,000582	30361870	1,91823E-11	0,0000019
0,001164	15656398	7,43558E-11	0,0000074
0,007576	30738940	2,46455E-10	0,0000246
0,015616	33728765	4,62987E-10	0,0000463
0,015945	26451234	6,0282E-10	0,0000603
0,015695	19161516	8,19093E-10	0,0000819
0,002278	18919673	1,20399E-10	0,0000120
0,010845	37831043	2,86663E-10	0,0000287
0,010964	34039214	3,22089E-10	0,0000322
0,019977	29895331	6,68237E-10	0,0000668
0,011066	22270146	4,9689E-10	0,0000497
0,006336	21103564	3,00253E-10	0,0000300
0,008696	19926801	4,3638E-10	0,0000436
0,007018	37185733	1,88716E-10	0,0000189
0,009423	18294694	5,15059E-10	0,0000515
0,007134	22115721	3,22592E-10	0,0000323
0,007674	24103649	3,18381E-10	0,0000318

Στον πίνακα 4.2 η τρίτη στήλη περιλαμβάνει τους ημερήσιους δείκτες του δείκτη του Amihud μιας μετοχής που είναι το πηλίκο της πρώτης με την δεύτερη στήλη. Λόγω των πολύ χαμηλών τιμών του δείκτη εκ κατασκευής του έχει πολλαπλασιαστεί και με 10⁶. Αν τώρα θελήσουμε τον μηνιαίο δείκτη του όγκου συναλλαγών τότε είναι ο μέσος όρος της τρίτης στήλης δηλαδή 0,0000388.

γ) RtoTn

Πίνακας 4.3: Παράδειγμα υπολογισμού RtoTn

Return	Turnover	RtoTurnover
	0,001657	
0,004665	0,002114	2,206
0,013349	0,002265	5,893
0,016609	0,00244	6,808
0,000582	0,003178	0,183
0,001164	0,001641	0,710
0,007576	0,003197	2,369
0,015616	0,003454	4,521
0,015945	0,002666	5,980
0,015695	0,001962	7,998
0,002278	0,001942	1,173
0,010845	0,003926	2,762
0,010964	0,003494	3,138
0,019977	0,003131	6,380
0,011066	0,002307	4,797
0,006336	0,0022	2,880
0,008696	0,002096	4,149
0,007018	0,003938	1,782
0,009423	0,001956	4,817
0,007134	0,002348	3,039
0,007674	0,002595	2,957

Στον πίνακα 4.3 η τρίτη στήλη περιλαμβάνει τους ημερήσιους δείκτες του δείκτη RtoTurnover μιας μετοχής που είναι το πηλίκο της πρώτης με την δεύτερη στήλη. Αν τώρα θελήσουμε τον μηνιαίο δείκτη του όγκου συναλλαγών τότε είναι ο μέσος όρος της τρίτης στήλης δηλαδή 3,727.

4.1.6. Εκτέλεση Παλινδρομήσεων

Μετά τον υπολογισμό των μέτρων σε ημερήσια βάση για την δεκαετή περίοδο εκτελέσαμε δύο ειδών παλινδρομήσεις χρονοσειρών για κάθε εταιρεία του

δείγματος. Η εκτίμηση των μεταβλητών έγινε με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων -Ordinary Least Squares (OLS). Στις παλινδρομήσεις εξαρτημένη μεταβλητή είναι η απόδοση της μετοχής και ανεξάρτητες μεταβλητές η απόδοση του δείκτη και το εκάστοτε μέτρο ρευστότητας. Εκτελέσαμε δύο ειδών παλινδρομήσεις οι οποίες ήταν:

1^η περίπτωση παλινδρόμησης

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta * Liq_{it} + e_{it} \quad (4.7)$$

όπου R_{it} η απόδοση της μετοχής i την ημέρα t , Liq_{it} το εκάστοτε μέτρο ρευστότητας την ημέρα t , e_{it} ο όρος σφάλματος, β ο συντελεστής του εκάστοτε μέτρου ρευστότητας.

2^η περίπτωση παλινδρόμησης

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 * Liq_{it} + \beta_2 R_{mt} + e_{it} \quad (4.8)$$

όπου $R_{i,t}$ η απόδοση της μετοχής i ημέρα t , Liq_{it} , το εκάστοτε μέτρο ρευστότητας την ημέρα t , R_{mt} η απόδοση του δείκτη την ημέρα t , e_{it} ο όρος σφάλματος, β_1, β_2 οι συντελεστές μέτρου και απόδοσης δείκτη αντίστοιχα.

Οι παραπάνω παλινδρομήσεις εκτελέστηκαν για κάθε μετοχή μεμονωμένα, με το εκάστοτε μέτρο κάθε φορά. Σκοπός ήταν να διαπιστώσουμε την ύπαρξη αιτιώδους σχέσης και σημαντικότητας των μέτρων ρευστότητας και της απόδοσης του δείκτη στην απόδοση των μετοχών.

Σε αυτό το σημείο είναι χρήσιμο να αναφέρουμε κάποια βασικές έννοιες, υποθέσεις και ελέγχους που θα βοηθήσουν στην κατανόηση των αποτελεσμάτων της έρευνας στην Γαλλία αλλά και στην Αγγλία που θα ακολουθήσουν στο επόμενο κεφάλαιο.

4.1.7. Οι βασικές υποθέσεις του πολλαπλού γραμμικού υποδείγματος

- 1) Η μεταβλητή (διαταρακτικός όρος) e_t είναι τυχαία μεταβλητή με μέσο το μηδέν.

$$E(e_t) = 0 \quad (4.9)$$

για $t = 1, 2, 3, \dots, n$

- 2) Η διακύμανση της τυχαίας μεταβλητής (διαταρακτικού όρου) ε_t είναι σταθερή

$$E(\varepsilon^2_t) = \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2_\varepsilon \quad (4.10)$$

για $t=1,2,3,\dots,n$

Η υπόθεση αυτή λέγεται και υπόθεση της ομοσκεδαστικότητας (homoskedasticity) και δείχνει ότι δύο διαφορετικές παρατηρήσεις του διαταρακτικού όρου έχουν την ίδια διακύμανση $\sigma^2_t = \sigma^2_{t+1}$.

- 3) Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση (autocorrelation) στους διαταρακτικούς όρους. Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές των διαταρακτικών όρων είναι ανεξάρτητες. Άρα δύο τιμές του διαταρακτικού όρου ε_t και ε_s δεν συσχετίζονται μεταξύ τους. Αυτό σημαίνει ότι για δύο διαφορετικές παρατηρήσεις του διαταρακτικού όρου η συνδιακύμανση τους είναι μηδέν.

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad (4.11)$$

για $t \neq s$

- 4) Ο διαταρακτικός όρος ε_t δεν συσχετίζεται με την μήτρα των ανεξάρτητων μεταβλητών X . Δηλαδή, δεν υπάρχει συσχέτιση (correlation) μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ και του διαταρακτικού όρου ε_t .

$$\text{Cov}(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}, \varepsilon_t) = 0 \quad (4.12)$$

για $t=1,2,3,\dots,n$

Η υπόθεση αυτή ονομάζεται υπόθεση της ανεξαρτησίας.

- 5) Η τυχαία μεταβλητή (διαταρακτικός όρος) ε_t ακολουθεί την κανονική κατανομή με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση.

$$\varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma^2) \quad (4.13)$$

Επειδή ο διαταρακτικός όρος ε_t ακολουθεί την κανονική κατανομή, έπεται ότι και η εξαρτημένη μεταβλητή Y_t θα ακολουθεί την κανονική κατανομή. Επομένως θα έχουμε:

$$Y_t \rightarrow N(\beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t}, \sigma^2) \quad (4.14)$$

- 6) Η μαθηματική σχέση μεταξύ των μεταβλητών Y_t και $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ είναι γραμμική (linear).

- 7) Δεν υπάρχουν γραμμικές σχέσεις μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών. Η υπόθεση αυτή αποκλείει την ύπαρξη της πολυσυγγραμμικότητας μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών.
- 8) Ο αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος n είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών $k+1$. Η υπόθεση αυτή εξασφαλίζει τους απαραίτητους βαθμούς ελευθερίας για την εκτίμηση και τον έλεγχο του υποδείγματος: $n > k+1$ (k = αριθμός ανεξάρτητων μεταβλητών).
- 9) Το υπόδειγμα της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης είναι σωστά εξειδικευμένο.
- 10) Οι ανεξάρτητες μεταβλητές (ερμηνευτικές) μετρώνται χωρίς σφάλμα.

Οι ανωτέρω υποθέσεις διασφαλίζουν την αμεροληψία, τη συνέχεια, την ακρίβεια και την αποτελεσματικότητα των συντελεστών (παραμέτρων) $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ της παλινδρόμησης.

4.1.8. Έλεγχος υποθέσεων των συντελεστών β (t-statistic)

Στο κλασικό μοντέλο γραμμικής παλινδρόμησης μας ενδιαφέρει ο βαθμός σημαντικότητας των συντελεστών β με συγκεκριμένες υποθέσεις. Κατά την διαδικασία του ελέγχου υποθέσεων έχουμε δύο υποθέσεις, την μηδενική (null hypothesis) και την εναλλακτική υπόθεση (alternative hypothesis). Συγκεκριμένα, αν έχουμε τους συντελεστές β_0 και β_1 είναι:

$$H_0: \beta_0 = 0, H_0: \beta_1 = 0 \text{ και } H_0: \beta_2 = 0 \text{ (Μη στατιστικά σημαντικοί)}$$

$$H_1: \beta_0 \neq 0, H_1: \beta_1 \neq 0 \text{ και } H_1: \beta_2 \neq 0 \text{ (Στατιστικά σημαντικοί)}$$

όπου H_0 η μηδενική υπόθεση και H_1 η εναλλακτική. Η υπόθεση H_0 συνήθως υποδηλώνει ότι κάποιο αποτέλεσμα δεν ισχύει. Αν η υπόθεση H_0 απορρίπτεται τότε γίνεται αποδεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 .

Για τον έλεγχο των παραπάνω υποθέσεων χρησιμοποιούμε την κατανομή t (t-student) η τιμή της οποίας ορίζεται ως το κλάσμα της εκτιμημένης μεταβλητής β_i ($i=0,1,2,\dots,k$) και της τυπικής της απόκλισης, δηλαδή:

$$t = \beta_i / s_{\beta_i} \quad (4.15)$$

Για α επίπεδο σημαντικότητας (συνήθως 5%) η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται αν:

$$|t| = \beta_i / s_{\beta_i} \geq t_{v=n-2, \alpha/2}$$

όπου $t_{v=n-2, \alpha/2}$ η κριτική τιμή (critical value) που βρίσκεται από τους πίνακες της κατανομής t σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha/2$ διότι έχουμε δίπλευρο έλεγχο (two tail test). Απόρριψη των παραπάνω μηδενικών υποθέσεων σημαίνει ότι οι συντελεστές του πληθυσμού β_i είναι διάφοροι από το μηδέν (στατιστικά σημαντικοί). Συγκεκριμένα αν $\alpha=5\%$, η κριτική τιμή είναι 1,96.

4.1.9. Έλεγχος με την κατανομή F (F -statistic)

Με την κατανομή F μπορούμε να ελέγξουμε την μηδενική υπόθεση H_0 ότι όλοι οι συντελεστές εκτός της σταθεράς είναι ίσοι με μηδέν, δηλαδή $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$. Αν το p -value του F -statistic είναι μικρότερο του $\alpha\%$ (5%) τότε απορρίπτουμε την H_0 . Ομοίως, για επίπεδο σημαντικότητας α , αν $F > F_{v_1=k, v_2=n-(k+1), \alpha}$ η H_0 απορρίπτεται. Τέλος, με το F -statistic γίνεται και έλεγχος σημαντικότητας του συντελεστή προσδιορισμού R^2 . Όσο πιο υψηλή τιμή είναι η τιμή της στατιστικής F τόσο πιο σημαντική είναι η σχέση των ανεξάρτητων μεταβλητών και της εξαρτημένης μεταβλητής.

4.1.10. Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2

Ο συντελεστής προσδιορισμού είναι ένα μέτρο της ικανότητας προσαρμογής του υποδείγματος μας, είτε είναι ένα απλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης, είτε είναι πολλαπλό. Επομένως, ανεξάρτητα από τον αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών, ο συντελεστής προσδιορισμού ορίζεται ως η αναλογία της μεταβλητότητας της εξαρτημένης μεταβλητής Y που ερμηνεύεται από την παλινδρόμηση, δηλαδή από τις ανεξάρτητες μεταβλητές $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$. Η τιμή του συντελεστή είναι:

$$R^2 = 1 - ESS/TSS = 1 - \text{Var}(e_t) / \text{Var}(Y_t) \quad (4.16)$$

όπου $\text{Var}(e_t)$ και $\text{Var}(Y_t)$ είναι οι διακυμάνσεις των καταλοίπων και της εξαρτημένης μεταβλητής αντίστοιχα. Η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού R^2 κυμαίνεται μεταξύ 0 και 1, $0 \leq R^2 \leq 1$. Όσο πιο μεγάλος αριθμός είναι το R^2 τόσο πιο ισχυρή και αξιόπιστη είναι η παλινδρόμηση. Όσες περισσότερες μεταβλητές έχουμε στην παλινδρόμηση τόσο το R^2 πλησιάζει την μονάδα χωρίς απαραίτητα αυτές οι μεταβλητές να έχουν επεξηγηματική ισχύ, οπότε δεν είναι πολύ αξιόπιστο.

Περισσότερο αξιόπιστος είναι ο δείκτης Adjusted R-Squared, ο οποίος δεν παίρνει ποτέ τιμές μεγαλύτερες του R^2 και μπορεί να μειωθεί όσο προστίθενται επεξηγηματικές μεταβλητές στην παλινδρόμηση χωρίς επεξηγηματική ισχύ στην εξαρτημένη μεταβλητή.

Γενικά και για τους δύο παραπάνω συντελεστές προσδιορισμού ισχύουν τα ακόλουθα:

- i. Και οι δύο συντελεστές μετρούν την καλή προσαρμογή της γραμμής παλινδρόμησης του δείγματος.
- ii. Ο Adjusted R-Squared παίρνει μικρότερες τιμές από αυτές του R^2 .
- iii. Ο προσδιορισμός R^2 παίρνει θετικές τιμές σε αντίθεση με τον διορθωμένο που μπορεί να πάρει και αρνητικές τιμές. Αυτό μπορεί να συμβεί όταν η τιμή του R^2 είναι πολύ χαμηλή, ή όταν αυξάνει ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών, ενώ το μέγεθος του δείγματος παραμένει σταθερό.

4.1.11. Η σχέση μεταξύ της στατιστικής F και του συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού R^2

Η σχέση της στατιστικής F και του R^2 δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$F = \frac{\frac{R^2}{k}}{\frac{1-R^2}{n-(k+1)}} \rightarrow F_{v_1=k, v_2=n-(k+1), \alpha} \quad (4.17)$$

όπου n είναι το μέγεθος του δείγματος και k ο αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών. Αν η τιμή του $R^2 = 0$ τότε και η τιμή της στατιστικής F προσεγγίζει το

μηδέν $F = 0$. Όταν η τιμή του $R^2 = 1$ τότε η στατιστική F πλησιάζει το άπειρο. Αν $F > F_{\nu_1=k, \nu_2=n-(k+1), \alpha}$ τότε ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι στατιστικά σημαντικός.

Μετά το πέρας των παλινδρομήσεων και τον σχολιασμό των ανωτέρω στατιστικών στοιχείων στην Γαλλία εφαρμόσαμε 2 είδη ελέγχων για την σωστή εκτίμηση ή και διόρθωση ορισμένων μεταβλητών.

4.1.12. Έλεγχοι μετά την εκτέλεση των παλινδρομήσεων

1) Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας

Όταν μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών υπάρχει κάποια γραμμική συσχέτιση, τότε στο υπόδειγμα της πολλαπλής παλινδρόμησης γραμμικής παλινδρόμησης εμφανίζεται το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας (multicollinearity). Υπάρχουν αρκετοί τρόποι διαπίστωσης της πολυσυγγραμμικότητας. Στην παρούσα διπλωματική το ελέγξαμε με την τιμή του συντελεστή συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών. Αν οι συντελεστές συσχέτισης των ερμηνευτικών μεταβλητών είναι υψηλοί, τότε υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα. Θεωρούμε την πολυσυγγραμμικότητα ότι είναι επιβλαβής όταν $r_{x_1x_2} > 0,8$ όπου $r_{x_1x_2}$ είναι ο απλός συντελεστής συσχέτισης.

2) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Όπως προαναφέραμε, ετεροσκεδαστικότητα (heteroskedasticity) εμφανίζεται αν η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι σταθερή στο γραμμικό υπόδειγμα, δηλαδή $\text{Var}(e_t) = \sigma^2_t$ για $t = 1, 2, \dots, n$ όπου οι διακυμάνσεις των διαταρακτικών όρων δεν είναι όλες ίσες μεταξύ τους. Στην παρούσα διπλωματική χρησιμοποιήσαμε την μέθοδο του White (1980) για την διαπίστωση ετεροσκεδαστικότητας στις παλινδρομήσεις. Εφαρμόζοντας τον έλεγχο του White και βλέποντας ότι τα κατάλοιπα είναι ετεροσκεδαστικά, κάνουμε εκτίμηση της συνάρτησης με δεδομένο ότι

υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας. Σε αυτή την περίπτωση εφαρμόζουμε την παρακάτω τεχνική.

- Εκτίμηση του υποδείγματος όταν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα με την τεχνική White

Σύμφωνα με την τεχνική αυτή, η μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των συντελεστών υπολογίζεται με διαφορετικό τρόπο ώστε να χρησιμοποιηθεί στην εκτίμηση του υποδείγματος, έτσι ώστε οι συντελεστές της παλινδρόμησης, καθώς και ο συντελεστής προσδιορισμού να έχουν τις ίδιες τιμές. Αυτό σημαίνει ότι μετά την τεχνική του White οι εκτιμητές είναι ίδιοι με αυτούς που προκύπτουν από την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, τα τυπικά σφάλματα όμως της τεχνικής του White είναι διαφορετικά από τα τυπικά σφάλματα της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων και επομένως τα t-statistic της White τεχνικής είναι διαφορετικά από αυτούς της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων.

4.2. Αγγλία

4.2.1. Δεδομένα μετοχών - Δείγμα

Όπως και στην Γαλλία έτσι και στην Αγγλία χρησιμοποιήθηκαν ημερήσιας συχνότητας δεδομένα από την βάση δεδομένων Datastream του Πανεπιστημίου Πειραιώς. Τα δεδομένα περιελάμβαναν τιμές μετοχών (**P**), όγκο συναλλαγών σε τεμάχια (**VO**), αριθμό κοινών μετοχών σε κυκλοφορία (**NOSH**). Το αρχικό δείγμα αποτελούντο από ημερήσιας συχνότητας δεδομένα για 200 μετοχές του δείκτη FTSE ALL SHARE- PRICE INDEX του Χρηματιστηρίου του Λονδίνου καθώς και τις τιμές κλεισίματος του ίδιου του δείκτη που αφορούσε την χρονική περίοδο 16/05/2003-16/5/2013. Εξαιρέθηκαν μετοχές για τις οποίες: α) υπήρχαν ασυνέχειες στα δεδομένα και έλλειψη στοιχείων που αφορούσαν τον υπολογισμό των αποδόσεων και των μέτρων ρευστότητας, β) μετοχές κατά τις οποίες εμφανίστηκε μεγάλο ποσοστό μηδενικών αποδόσεων (15%-20% των ημερησίων παρατηρήσεων των αποδόσεων). Εν τέλει, το τελικό δείγμα στην Αγγλία αφορούσε 153 μετοχές.

4.2.2. **Αποδόσεις Μετοχών και Δείκτη**

Οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν λογαριθμικά σύμφωνα με τον κάτωθι τύπο:

$$R_{i,t} = \ln(P_{it}/P_{it-1}) \quad (4.18)$$

όπου R_{it} η ημερήσια απόδοση της μετοχής i την ημέρα t , P_{it} η τιμή της μετοχής i την ημέρα t , P_{it-1} η τιμή της μετοχής i ημέρα $t-1$, \ln ο φυσικός λογάριθμος.

Αντίστοιχα, για τον χρηματιστηριακό δείκτη έχουμε:

$$R_{mt} = \ln(P_{mt}/P_{mt-1}) \quad (4.19)$$

όπου R_{mt} η ημερήσια απόδοση του δείκτη m την εβδομάδα t , P_{mt} η τιμή του δείκτη m την ημέρα t , P_{mt-1} η τιμή του δείκτη m την ημέρα $t-1$.

Στην περίπτωση της Αγγλίας εφαρμόστηκε διαφορετική μεθοδολογία στον υπολογισμό των αποδόσεων αφού ο λογαριθμικός τρόπος υπολογισμού θεωρείται πιο "σωστός" καθώς έχει κάποια πλεονεκτήματα όπως: α) οι λογαριθμικές αποδόσεις επιδεικνύουν μεγαλύτερη κανονικότητα από ότι οι ποσοστιαίες αποδόσεις των μετοχών, β) οι λογαριθμικές αποδόσεις μειώνουν το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας που εμφανίζεται στις χρονοσειρές των αποδόσεων των μετοχών.

4.2.3. **Μεθοδολογία μελέτης-Fama & Macbeth (1973)**

Σε αυτό το κεφάλαιο και τα υποκεφάλαια που ακολουθούν θα αναλυθεί διεξοδικά η μεθοδολογία των Fama & Macbeth (1973). Σκοπός μας είναι να εξετάσουμε την σχέση των αναμενόμενων αποδόσεων με τον συντελεστή βήτα καθώς και με τα τρία μέτρα ρευστότητας (Turnover, Illiq-Amihud, RtoTurnover). Η τεχνική της συγκεκριμένης μεθοδολογίας είναι η δημιουργία χαρτοφυλακίων και όχι μεμονωμένων μετοχών καθώς και η χρήση διαστρωματικών δεδομένων και υποπεριόδων.

Μετά τον υπολογισμό των λογαριθμικών αποδόσεων μετοχών και δείκτη, καθώς και το τριών μέτρων ρευστότητας κάθε μετοχής (αναλυτικά ο τρόπος

υπολογισμού έχει γίνει στο υποκεφάλαιο της Γαλλίας), τα δεδομένα του δείγματος χωρίστηκαν σε 3 υποπεριόδους:

- 1^η Υποπερίοδος : 16/05/2003-16/09/2006
- 2^η Υποπερίοδος : 17/09/2006-16/01/2010
- 3^η Υποπερίοδος : 17/01/2010-16/05/2013

Στην πρώτη υποπερίοδο υπολογίστηκαν οι συντελεστές βήτα κάθε μετοχής με βάση το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα χρησιμοποιώντας διαχρονικά δεδομένα αποδόσεων για τις 153 μετοχές του δείγματος. Συγκεκριμένα, το μονοπαραγοντικό υπόδειγμα εκφράζεται με τον κάτωθι τύπο:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{it} R_{mt} + e_{it} \quad (4.20)$$

όπου R_{it} η απόδοση της μετοχής i την ημέρα t , α_i ο σταθερός όρος, β_{it} η εκτίμηση του συντελεστή βήτα για την μετοχή i την ημέρα t , R_{mt} η απόδοση του δείκτη της εκάστοτε χώρας την ημέρα t , e_{it} ο όρος σφάλματος ($0, \sigma^2$).

Με αυτό το τρόπο εκτιμήθηκαν 153 συντελεστές βήτα. Κατόπιν, οι μετοχές κατατάσσονται με βάση τον συντελεστή βήτα τους κατά την πρώτη χρονική περίοδο, από τον μικρότερο στο μεγαλύτερο με αύξουσα σειρά. Με αυτόν τον τρόπο δημιουργούνται 20 χαρτοφυλάκια κάθε ένα εκ των οποίων αποτελείται από 7 έως 9 μετοχές. Το πρώτο χαρτοφυλάκιο περιέχει το 5% του δείγματος με τους χαμηλότερους συντελεστές βήτα, ενώ το εικοστό χαρτοφυλάκιο περιέχει το 5% των μετοχών με τους υψηλότερους συντελεστές βήτα.

Στη δεύτερη υποπερίοδο, αφού έχουν δημιουργηθεί τα 20 χαρτοφυλάκια βάσει των συντελεστών βήτα της πρώτης υποπεριόδου, υπολογίζεται ο συντελεστής βήτα της εκάστοτε μετοχής, αλλά με δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Έτσι έχουμε υπολογίσει εκ νέου 153 συντελεστές βήτα. Επιπροσθέτως, υπολογίζονται και οι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων που είναι ο σταθμικός μέσος των συντελεστών βήτα των μετοχών του χαρτοφυλακίου με ίσα σταθμά δηλαδή:

$$\text{beta}_p = \sum_{i=1}^N x_i \text{beta}_i \quad (4.21)$$

όπου beta_i ο συντελεστής βήτα της μετοχής i , x_i το σταθμό της μετοχής i , beta_p ο μέσος συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p .

Μετά τον υπολογισμό των βήτα των 20 χαρτοφυλακίων ακολουθεί ο υπολογισμός των τριών μέσων των μέτρων ρευστότητας κάθε χαρτοφυλακίου έτσι όπως δημιουργήθηκαν την πρώτη υποπερίοδο αλλά με δεδομένα της δεύτερης υποπεριόδου. Με αυτό το τρόπο θα υπολογιστούν 20 μέσοι όροι χαρτοφυλακίων για το 1ο μέτρο ρευστότητας-Turnover, 20 μέσοι όροι χαρτοφυλακίων για το 2ο μέτρο ρευστότητας-Illiq-Amihud, 20 μέσοι όροι χαρτοφυλακίων για το 3ο μέτρο ρευστότητας- RtoTurnover, σύμφωνα με του τύπο:

$$Liq_p = \sum_{i=1}^N Liq_i x_i \quad (4.22)$$

όπου Liq_i ο εκάστοτε μέσος όρος του μέτρου ρευστότητας της μετοχής i , x_i το σταθμό της μετοχής i , Liq_p ο μέσος όρος του εκάστοτε μέτρου ρευστότητας του χαρτοφυλακίου p .

Στην 3η υποπερίοδο υπολογίστηκαν οι μέσες λογαριθμικές αποδόσεις των 20 χαρτοφυλακίων όπως αυτά δημιουργήθηκαν την πρώτη περίοδο αλλά με δεδομένα της τρίτης υποπεριόδου σύμφωνα με τον τύπο

$$R_p = \sum_{i=1}^N R_i x_i \quad (4.23)$$

όπου R_i ο μέση απόδοση της μετοχής i , x_i το σταθμό της μετοχής i , R_p η μέση απόδοση του χαρτοφυλακίου p .

Μετά τον υπολογισμό και των μέσων αποδόσεων των 20 χαρτοφυλακίων θα εκτελεστεί η παλινδρόμηση κατά την οποία εξαρτημένη μεταβλητή είναι οι 20 μέσες λογαριθμικές αποδόσεις των χαρτοφυλακίων της 3ης υποπεριόδου και ανεξάρτητες μεταβλητές οι 20 μέσοι συντελεστές βήτα των χαρτοφυλακίων καθώς και οι 20 μέσοι του εκάστοτε μέτρου ρευστότητας (Turnover, Illiq-Amihud, RtoTurnover) των χαρτοφυλακίων της 2ης υποπεριόδου. Συνοπτικότερα, η διαστρωματική παλινδρόμηση που περιγράφει ανωτέρω είναι της μορφής:

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * beta_{pt-1} + \beta_2 * Liq_{pt-1} + e_{pt} \quad (4.24)$$

όπου R_{pt} η διαστρωματική απόδοση του χαρτοφυλακίου p κατά την χρονική περίοδο t , $beta_{pt-1}$ ο μέσος συντελεστής βήτα του χαρτοφυλακίου p κατά την περίοδο $t-1$, Liq_{pt-1} ο μέσος όρος του εκάστοτε μέτρου ρευστότητας του χαρτοφυλακίου p κατά την περίοδο $t-1$, e_{pt} ο διαταρακτικός όρος της παλινδρόμησης του χαρτοφυλακίου p την περίοδο t .

4.2.4. Παραβίαση υποθέσεων του υποδείγματος και διαγνωστικοί έλεγχοι καταλοίπων

1) Έλεγχος κανονικότητας

Σε προηγούμενο κεφάλαιο αναφερθήκαμε σε μία από τις υποθέσεις ότι ο διαταρακτικός όρος κατανέμεται κανονικά με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση. Η κανονικότητα του διαταρακτικού όρου σε ένα γραμμικό υπόδειγμα είναι σημαντική για την οικονομετρική ανάλυση. Αν ο διαταρακτικός όρος χαρακτηρίζεται από έντονη μη κανονικότητα, η εφαρμογή των διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων για την ανίχνευση κυρίως της αυτοσυσχέτισης και της ετεροσκεδαστικότητας χαρακτηρίζονται από αναξιοπιστία και στατιστική ανεπάρκεια.

Ο έλεγχος που εφαρμόζεται είναι η μέθοδος των Jarque-Bera όπου βασίζεται στα κατάλοιπα που προκύπτουν από την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Ακολουθούνται τα εξής βήματα:

- Εκτιμούμε το υπόδειγμα με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και σώζουμε τα κατάλοιπα e_t .
- Χρησιμοποιώντας τα κατάλοιπα υπολογίζουμε τους συντελεστές κύρτωσης (K) και ασυμμετρίας (S) ενώ s = τυπική απόκλιση της κατανομής των καταλοίπων και n το μέγεθος του δείγματος. Όπως γνωρίζουμε η ασυμμετρία ορίζεται (S) ορίζεται ως η τρίτη κεντρική ροπή ως προς το μέσο ($S = a_3/s^3$), ενώ η κύρτωση (K) ορίζεται με βάση την τέταρτη κεντρική ροπή ως προς το μέσο ($K = a_4/s^4$). Αν τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή τότε θα έχουμε $S=0$ και $K=3$.
- Υπολογίζουμε την στατιστική των Jarque-Bera (JB) ως εξής:

$$JB = n/6 * [S^2 + 1/4(K-3)^2] \quad (4.25)$$

Η στατιστική των Jarque-Bera ακολουθεί ασυμπτωτικά την χ^2 κατανομή με δύο βαθμούς ελευθερίας.

Οι δύο υποθέσεις μηδενική (null hypothesis) και εναλλακτική (alternative hypothesis) στον παρακάτω έλεγχο μπορούν να διατυπωθούν ως εξής:

H_0 : Τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή (κατανέμονται κανονικά).

H_1 : Τα κατάλοιπα δεν ακολουθούν την κανονική κατανομή (δεν κατανέμονται κανονικά).

Αν η τιμή της στατιστικής (JB) είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της κατανομής $\chi^2_{v=2, \alpha} = 5,99$ (για $\alpha = 5\%$) απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση οπότε τα κατάλοιπα δεν κατανέμονται κανονικά. Αντιθέτως αν η τιμή της στατιστικής (JB) είναι μεγαλύτερη αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση οπότε τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά. Πρέπει να επισημάνουμε ότι ο συγκεκριμένος έλεγχος δίνει αξιόπιστα αποτελέσματα μόνο σε μεγάλα δείγματα.

Αν ο διαγνωστικός έλεγχος των Jarque-Bera δείξει ότι τα κατάλοιπα δεν κατανέμονται κανονικά τότε ενδέχεται μεταξύ των καταλοίπων να υπάρχει κάποιο στοιχείο που είναι outlier. Η ύπαρξη πολλών απομονωμένων τιμών καθιστά αναξιόπιστη την εφαρμογή της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων διότι δεν επιτυγχάνεται ο βασικός στόχος αυτής της μεθόδου που είναι η ελαχιστοποίηση του αθροίσματος των τετραγώνων των καταλοίπων.

2) Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας

Όταν μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών υπάρχει κάποια γραμμική συσχέτιση τότε στο πολλαπλό υπόδειγμα της παλινδρόμησης εμφανίζεται το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας. Η πολυσυγγραμμικότητα είναι ένα φαινόμενο που εμφανίζεται συνήθως στις χρονολογικές σειρές γιατί οι μεταβλητές αυτές μεταβάλλονται διαχρονικά αλλά συχνά εμφανίζεται και σε διαστρωματικά στοιχεία. Αν η συσχέτιση μεταξύ δύο ανεξάρτητων μεταβλητών είναι ίση με +1 ή -1 λέμε ότι υπάρχει πλήρης πολυσυγγραμμικότητα. Η παρουσία της μερικής (ή ατελούς) πολυσυγγραμμικότητας εμφανίζεται συχνά στα περισσότερα πολλαπλά γραμμικά υποδείγματα. Στην περίπτωση της μερικής πολυσυγγραμμικότητας οι συνέπειες είναι οι εξής:

- Αν η τιμή της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου σ^2_e είναι υψηλή και οι τιμές των συντελεστών συσχέτισης r_{x_1, x_2} , $\sum_{t=1}^n x_1^2$, $\sum_{t=1}^n x_2^2$ είναι χαμηλές, τότε οι διακυμάνσεις των εκτιμητών β_1 και β_2 θα είναι υψηλές. Άρα τα σφάλματα θα είναι επίσης υψηλά με αποτέλεσμα οι τιμές της στατιστικής t-student να είναι επίσης χαμηλές άρα οι εκτιμητές β_1 και β_2 θα είναι μη στατιστικά σημαντικοί.

- Αν η τιμή της διακύμανσης του διαταρακτικού όρου σ^2_e είναι χαμηλή και οι τιμές των συντελεστών συσχέτισης r_{x_1, x_2} , $\sum_{t=1}^n x_1^2$, $\sum_{t=1}^n x_2^2$ είναι υψηλές, τότε οι διακυμάνσεις των εκτιμητών β_1 και β_2 θα είναι χαμηλές. Άρα τα σφάλματα θα είναι επίσης χαμηλά με αποτέλεσμα οι τιμές της στατιστικής t-student να είναι υψηλές άρα οι εκτιμητές β_1 και β_2 θα είναι στατιστικά σημαντικοί. Εδώ η υψηλή τιμή του συντελεστή συσχέτισης δεν δηλώνει και την ύπαρξη μερικής αυτοσυσχέτισης.

Καθώς η μερική πολυσυγγραμμικότητα είναι βασικό χαρακτηριστικό του δείγματος και όχι του πληθυσμού, οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων παραμένουν BLUE (Best, Linear, Unbiased Estimators), όμως έχουν υπερεκτιμημένες διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις. Αυτό έχει ως συνέπεια τα διαστήματα εμπιστοσύνης των εκτιμητών της παλινδρόμησης να είναι μεγάλα, καθώς και οι λόγοι t-student των εκτιμητών της παλινδρόμησης να είναι μη σημαντικοί.

Επειδή η πολυσυγγραμμικότητα είναι χαρακτηριστικό του δείγματος και όχι του πληθυσμού δεν μπορεί να γίνει έλεγχος με την στατιστική έννοια του όρου. Οι διάφοροι τρόποι ελέγχου της πολυσυγγραμμικότητας αναφέρονται στην διαπίστωση και την μέτρηση και όχι στον έλεγχο αυτής. Μερικοί τρόποι είναι οι κάτωθι:

➤ **Το κριτήριο του Frisch**

Σύμφωνα με το κριτήριο του Frisch, όταν ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι πολύ μεγάλος, ενώ οι έλεγχοι της στατιστικής t-student στους εκτιμητές των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μη στατιστικά σημαντικοί (ίσοι με μηδέν), και η στατιστική F για το σύνολο των εκτιμητών της παλινδρόμησης είναι υψηλή, τότε υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών.

➤ **Ο συντελεστής συσχέτισης**

Σύμφωνα με το κριτήριο αυτό, αν οι συντελεστές συσχέτισης των ερμηνευτικών μεταβλητών είναι υψηλοί, τότε υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα. Η πολυσυγγραμμικότητα είναι επιβλαβής όταν $r_{x_1 x_2} > 0,8$, όπου $r_{x_1 x_2}$ είναι ο απλός συντελεστής συσχέτισης.

3) Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Στις βασικές υποθέσεις των γραμμικών υποδειγμάτων υποθέτουμε ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στους διαταρακτικούς όρους. Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές των διαταρακτικών όρων είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους (serially independent). Οι δύο υποθέσεις που έχουμε στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης είναι οι εξής:

H_0 : Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση στους διαταρακτικούς όρους, δηλαδή οι διαταρακτικοί όροι είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους.

Ή

$$H_0 : \text{Cov}(e_t, e_s) = 0 \text{ για } t \neq s$$

H_1 : Υπάρχει αυτοσυσχέτιση στους διαταρακτικούς όρους, δηλαδή οι διαταρακτικοί όροι δεν είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους.

Ή

$$H_1 : \text{Cov}(e_t, e_s) \neq 0 \text{ για } t \neq s$$

Η ύπαρξη του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης έχει σημαντικές επιπτώσεις στην ερμηνεία των αποτελεσμάτων του γραμμικού υποδείγματος της παλινδρόμησης. Οι εκτιμητές που προκύπτουν από την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων όταν το υπόδειγμα παρουσιάζει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης δεν είναι BLUE. Το πρόβλημα που δημιουργείται αναφέρεται κυρίως στις εκτιμήσεις των διακυμάνσεων και στην αποτελεσματικότητά τους. Οι συνέπειες του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης θα μπορούσαν να είναι οι εξής:

- Οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων δεν θα έχουν την μικρότερη δυνατή διακύμανση μεταξύ όλων των αμερόληπτων εκτιμητών. Άρα δεν θα είναι οι άριστοι, αλλά θα εξακολουθούν να είναι γραμμικοί, αμερόληπτοι και συνεπείς.
- Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμημένων συντελεστών της παλινδρόμησης θα είναι υπερεκτιμημένα όπως και οι έλεγχοι της στατιστικής t και F .
- Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 θα εμφανίζει υψηλές τιμές.

➤ Έλεγχος των Breusch-Godfrey

Η μέθοδος που επινόησαν οι συγκεκριμένοι ερευνητές βασίζεται στην αρχή του πολλαπλασιαστή Lagrange (ή LM Principle). Η διαδικασία του ελέγχου των Breusch-Godfrey ή LM-test είναι η ακόλουθη:

α) Εκτιμούμε το αρχικό υπόδειγμα της παλινδρόμησης με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα e_t .

β) Εκτιμούμε την βοηθητική παλινδρόμηση των καταλοίπων e_t επάνω στη σταθερά, σε όλες τις ανεξάρτητες μεταβλητές του αρχικού υποδείγματος καθώς και στις μεταβλητές των καταλοίπων με υστέρηση μέχρι την τάξη της αυτοσυσχέτισης που θέλουμε να ελέγξουμε και από την παλινδρόμηση αυτή παίρνουμε τον συντελεστή προσδιορισμού R^2

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \rho_1 e_{t-1} + \dots + \rho_p e_{t-p} + u_t \quad (4.26)$$

γ) Υπολογίζουμε την στατιστική των Breusch-Godfrey (BG) ως εξής:

$$BG = (n-p)R^2 \quad (4.27)$$

δ) Ελέγχουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης σύμφωνα με τις παρακάτω υποθέσεις:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots, \rho_k = 0 \text{ (Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση)}$$

έναντι της εναλλακτικής

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots, \rho_k \neq 0 \text{ (Υπάρχει αυτοσυσχέτιση)}$$

Για α επίπεδο σημαντικότητας, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται αν $BG > \chi^2(p)$, (p βαθμούς ελευθερίας), δηλαδή υπάρχει αυτοσυσχέτιση p τάξης.

➤ Διαγνωστικός έλεγχος των Box-Pierce-Ljung

Η στατιστική (Q^*) των Box-Pierce-Ljung ακολουθεί την κατανομή χ^2 και ορίζεται ως εξής:

$$Q^* = n(n+2) \sum_{k=1}^p \left[\frac{\rho_k^2}{n-k} \right] \rightarrow \chi^2(p) \quad (4.28)$$

όπου:

Q^* = Η στατιστική των Ljung-Box- Pierce, p = βαθμοί ελευθερίας (ισούται με την τάξη της αυτοσυσχέτισης), n = ο αριθμός των παρατηρήσεων, $\rho_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n e_t e_{t-k}}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$.

Ελέγχουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης σύμφωνα με τις παρακάτω υποθέσεις:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots, \rho_k = 0 \text{ (Δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση)}$$

έναντι της εναλλακτικής:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots, \rho_k \neq 0 \text{ (Υπάρχει αυτοσυσχέτιση)}$$

Για α επίπεδο σημαντικότητας, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται αν $Q^* > \chi^2(p)$, (p βαθμούς ελευθερίας), δηλαδή υπάρχει αυτοσυσχέτιση p τάξης.

4) Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Από τις βασικές υποθέσεις του γραμμικού υποδείγματος της παλινδρόμησης είναι όταν ο διαταρακτικός όρος e_t έχει σταθερή διακύμανση. Αν δεν υπάρχει σταθερή διακύμανση στον διαταρακτικό όρο τότε υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα και οι διακυμάνσεις σ^2_t δεν είναι όλες ίσες μεταξύ τους. Η ετεροσκεδαστικότητα είναι ένα φαινόμενο που εμφανίζεται σε οικονομετρικά υποδείγματα με διαστρωματικά δεδομένα. Σε στοιχεία με χρονολογικές σειρές δεν συνιστά συχνό πρόβλημα, επειδή οι περισσότερες οικονομικές μεταβλητές παρουσιάζουν διαχρονικές τάσεις. Οι συνέπειες της ετεροσκεδαστικότητας είναι ότι οι εκτιμητές των συντελεστών της παλινδρόμησης είναι αμερόληπτοι, μη αποτελεσματικοί αλλά συνεπείς. Με άλλα λόγια, οι εκτιμητές αυτοί δεν έχουν την μικρότερη δυνατή διακύμανση, οπότε παύουν να είναι άριστοι. Επίσης, τα τυπικά σφάλματα των εκτιμητών των ελαχίστων τετραγώνων των συντελεστών της παλινδρόμησης δεν συνεχίζουν να είναι αμερόληπτα και είναι ασυνεπή.

➤ Έλεγχος του White

Ο έλεγχος του White ανήκει στην κατηγορία των ελέγχων των πολλαπλασιαστών του Lagrange. Ο White πρότεινε έναν έλεγχο ο οποίος βασίζεται στα κατάλοιπα και ακολουθεί τα παρακάτω βήματα:

α) Εκτιμούμε το παρακάτω πολυμετάβλητο υπόδειγμα με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων και αποθηκεύουμε τα κατάλοιπα e_t .

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + e_t \quad (4.29)$$

όπου e_t είναι ο διαταρακτικός όρος, ο οποίος μπορεί και να μην ακολουθεί την κανονική κατανομή.

β) Εκτιμούμε την παρακάτω παλινδρόμηση με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων:

$$e^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X^2_{1t} + \alpha_4 X^2_{2t} + \alpha_5 X_{1t} X_{2t} + u_t \quad (4.30)$$

και παίρνουμε τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 .

γ) Υπολογίζουμε την στατιστική του White ως εξής:

$$W = nR^2 \quad (4.31)$$

όπου n είναι το μέγεθος του δείγματος. Η στατιστική (W) του White ακολουθεί ασυμπτωτικά την χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας, $\nu=k$, όπου k ο αριθμός των ερμηνευτικών μεταβλητών στην παλινδρόμηση,

δ) Ελέγχουμε την ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας σύμφωνα με τις παρακάτω υποθέσεις:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0 \text{ (Δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα)}$$

έναντι της εναλλακτικής,

$$H_1: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 \neq 0 \text{ (Υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα)}$$

ε) Αν $W > \chi^2(k)$, απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα στα κατάλοιπα.

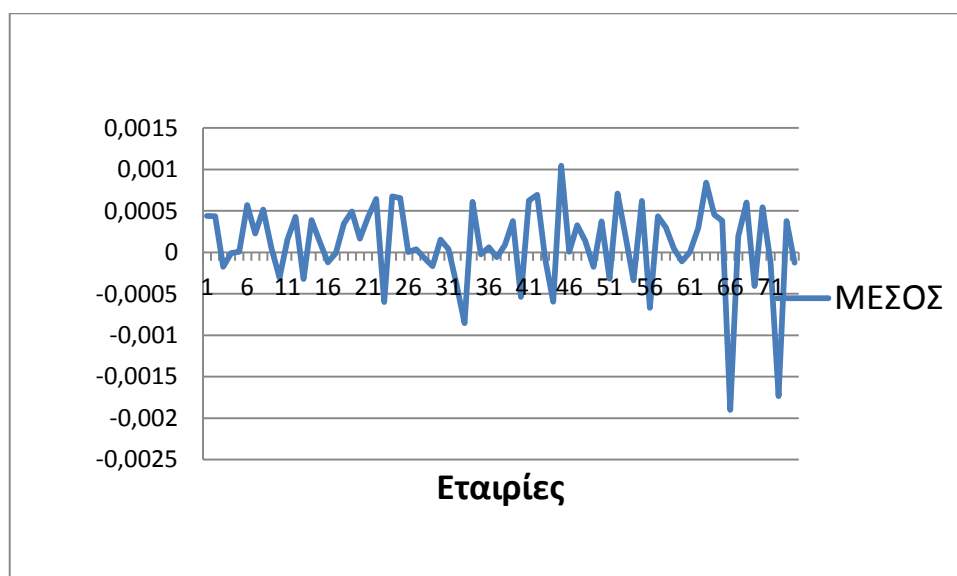
Κεφάλαιο 5. Παρουσίαση αποτελεσμάτων

5.1. Γαλλία

5.1.1. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία

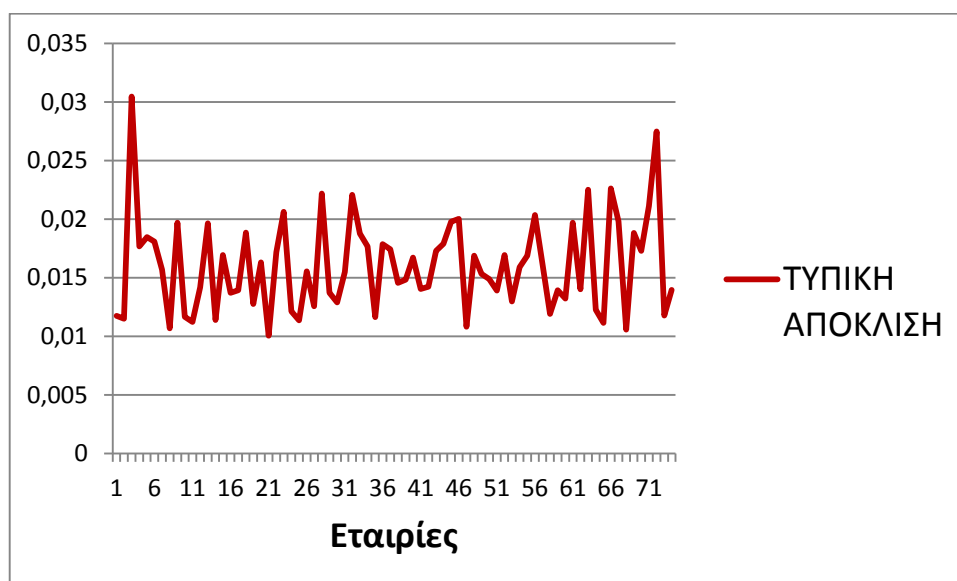
Στην ενότητα αυτή θα παρουσιάσουμε κάποια αρχικά στατιστικά στοιχεία των δεδομένων της Γαλλίας όπως οι μέσες αποδόσεις των μετοχών, οι τυπικές αποκλίσεις, οι συντελεστές μεταβλητότητας CV καθώς και οι συντελεστές κυρτότητας και ασυμμετρίας. Εν συνεχεία, θα παρουσιαστούν τα προαναφερθέντα στατιστικά στοιχεία και για τα τρία μέτρα μέτρησης της ρευστότητας. Όλα τα παραπάνω αφορούν την 10ετή περίοδο.

Σχήμα 5.1: Μέσες αποδόσεις μετοχών δείγματος



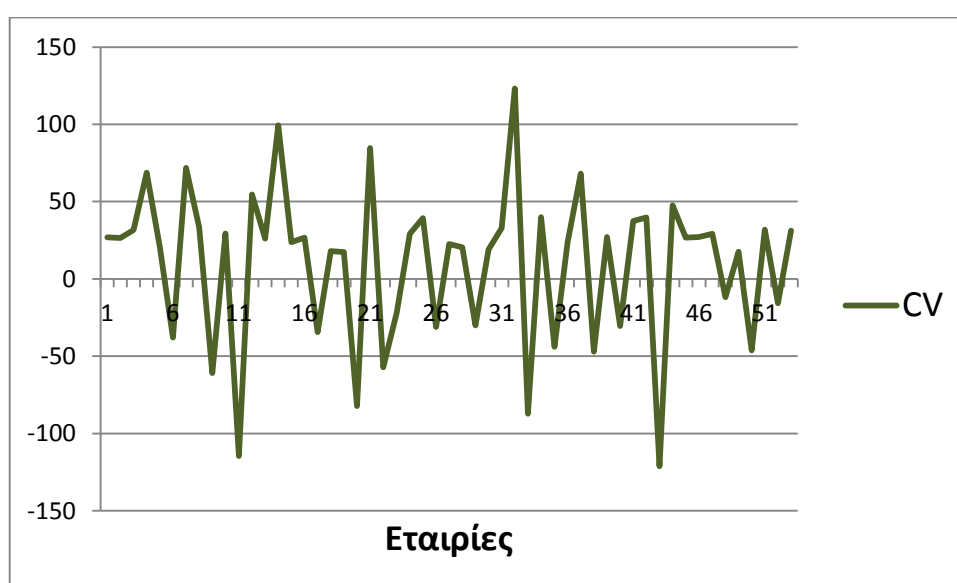
Ο μέσος υπολογίστηκε για κάθε εταιρεία προσθέτοντας τις ημερήσιες αποδόσεις και διαιρώντας το άθροισμα τους με το πλήθος τους. Η μέγιστη τιμή είναι 0,0010 ενώ η ελάχιστη -0,0018. Σε γενικές γραμμές όπως φαίνεται και από το Σχήμα 5.1 (πέραν από 2-3 περιπτώσεις εταιρειών) δεν παρατηρούμε μεγάλες διαφορές στις μέσες αποδόσεις των μετοχών κατά την δεκαετή περίοδο.

Σχήμα 5.2: Τυπική απόκλιση αποδόσεων μετοχών δείγματος



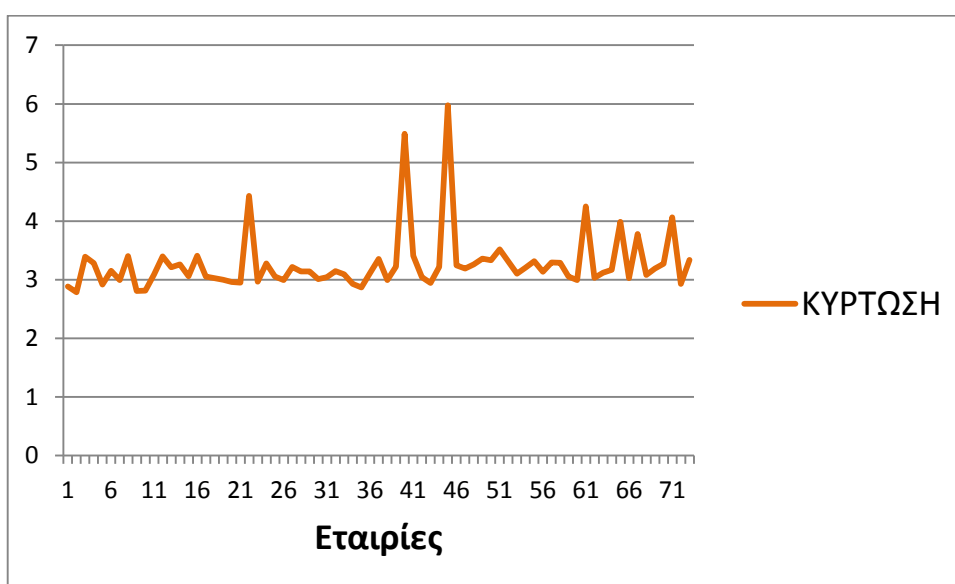
Η τυπική απόκλιση είναι η θετική τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης η οποία ορίζεται ως ο αριθμητικός μέσος των τετραγώνων των αποκλίσεων των τιμών των αποδόσεων από τον αριθμητικό τους μέσο. Η μέγιστη τιμή είναι 0,0304 ενώ η ελάχιστη 0,010039. Εδώ παρατηρούμε μια σχετική ισορροπία μεταξύ των τυπικών αποκλίσεων των αποδόσεων των μετοχών όπως φαίνεται και από το Σχήμα 5.2.

Σχήμα 5.3: Συντελεστής μεταβλητότητας αποδόσεων μετοχών δείγματος



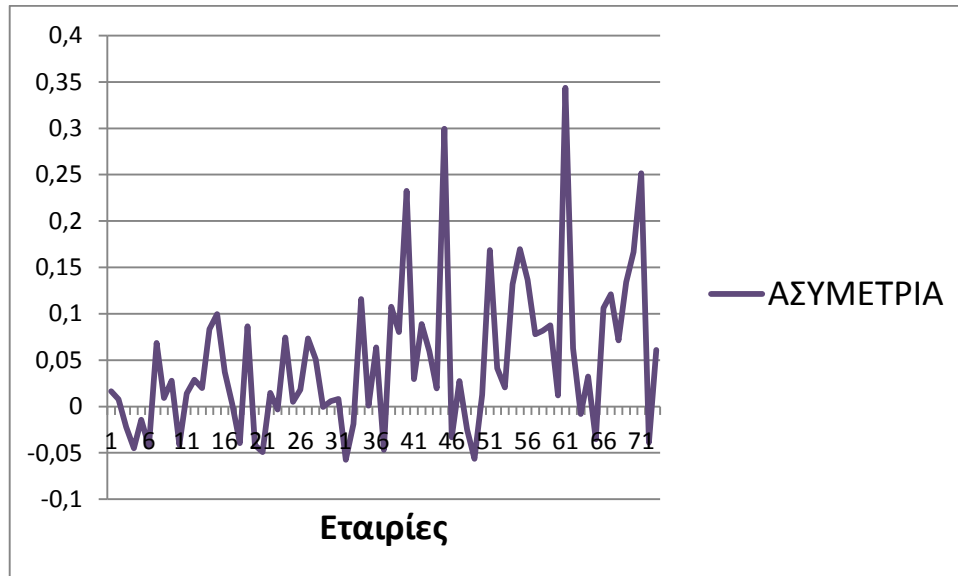
Ο συντελεστής μεταβλητότητας CV υπολογίστηκε ως ο λόγος της τυπικής απόκλισης των αποδόσεων προς τον αριθμητικό τους μέσο. Ο συντελεστής μεταβλητότητας είναι ανεξάρτητος από τις μονάδες στις οποίες εκφράζονται οι μεταβλητές, οπότε μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε συγκρίσεις των μεταβλητών καθώς και σε συγκρίσεις ομάδων (είτε αυτές εκφράζονται με τις ίδιες μονάδες είτε όχι). Στο Σχήμα 5.3 έχουμε επιλέξει 54 από τις 74 μετοχές του δείγματος οι οποίες εμφάνισαν τους πιο ισορροπημένους συντελεστές μεταβλητότητας.

Σχήμα 5.4: Συντελεστής κύρτωσης αποδόσεων μετοχών δείγματος



Ο συντελεστής κύρτωσης ορίζεται ως ο λόγος της τέταρτης κεντρικής ροπής από τον αριθμητικό μέσο προς την τυπική απόκλιση. Όταν παίρνει τιμές μεγαλύτερες του 3, λέμε ότι η κατανομή είναι λεπτόκυρτη, ενώ με τιμές μικρότερες του 3 λέμε ότι η κατανομή είναι πλατύκυρτη, ενώ όταν ο συντελεστής παίρνει ακριβώς την τιμή 3 τότε λέμε ότι η κατανομή είναι μεσόκυρτη. Η μέγιστη τιμή είναι 5,973 ενώ η ελάχιστη 2,784. 56 μετοχές δείχνουν λεπτόκυρτη κατανομή των αποδόσεων ενώ οι υπόλοιπες πλατύκυρτη κατανομή.

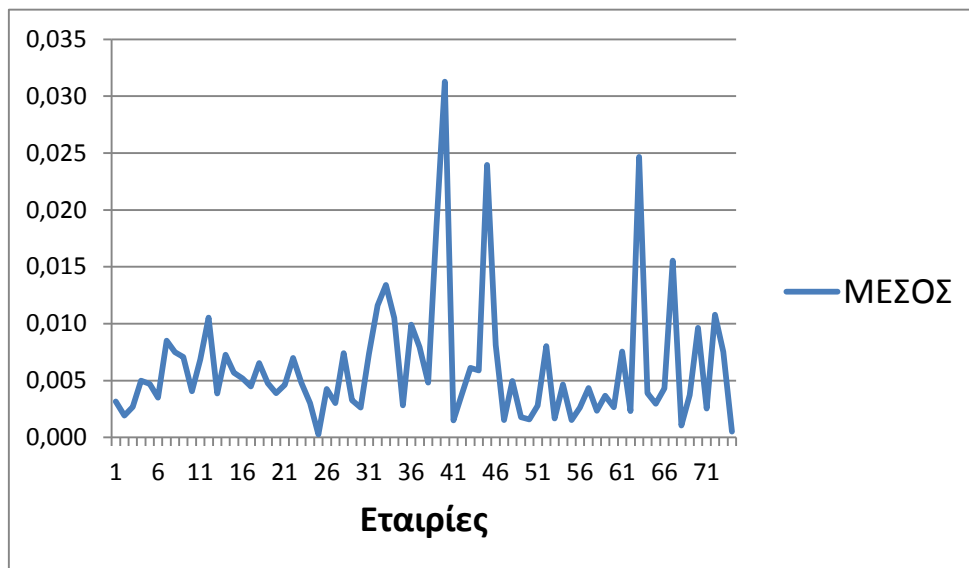
Σχήμα 5.5: Συντελεστής ασυμμετρίας αποδόσεων μετοχών δείγματος



Ο συντελεστής ασυμμετρίας των αποδόσεων υπολογίστηκε ως ο λόγος της τρίτης κεντρικής ροπής από τον αριθμητικό μέσο προς την τυπική απόκλιση. Ο συντελεστής ασυμμετρίας όταν παίρνει θετικές τιμές, σημαίνει ότι η κατανομή είναι ασύμμετρη δεξιά, ενώ όταν παίρνει αρνητικές σημαίνει ότι είναι ασύμμετρη αριστερά, ενώ όταν παίρνει την τιμή 0 τότε τα στοιχεία της κατανομής είναι συμμετρικά. Στο Σχήμα 5.5 φαίνεται ότι η μέγιστη τιμή είναι 0,346 ενώ η ελάχιστη -0,057. 54 μετοχές εμφανίζουν δεξιά ασυμμετρία λόγω θετικής τιμής του συντελεστή ενώ οι υπόλοιπες 20 εμφανίζουν αριστερή ασυμμετρία λόγω αρνητικής τιμής του συντελεστή.

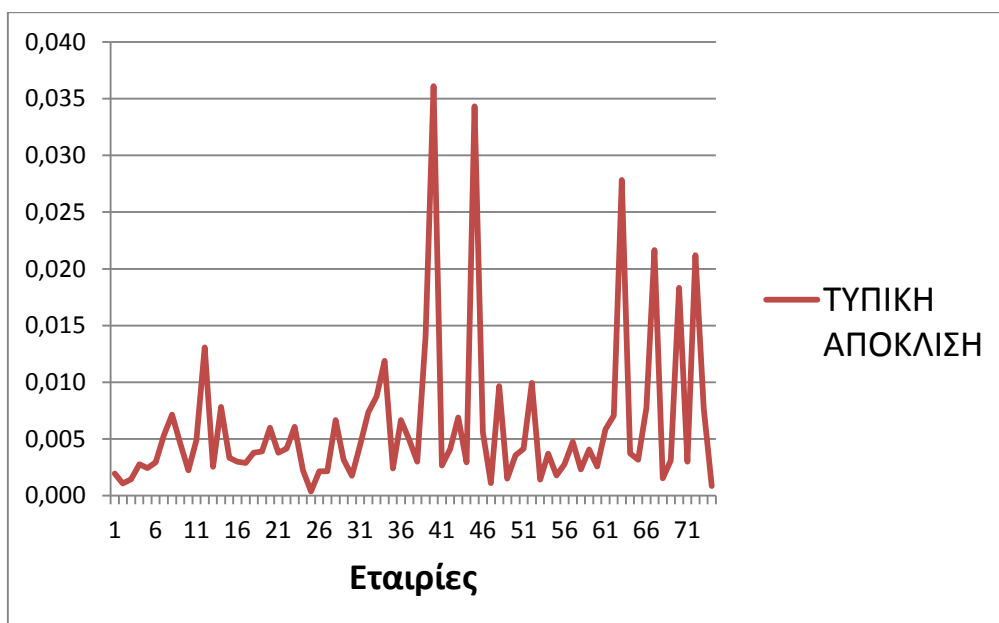
- **1^ο μέτρο ρευστότητας-TURNOVER**

Σχήμα 5.6: Μέσος όρος μέτρου ρευστότητας Turnover



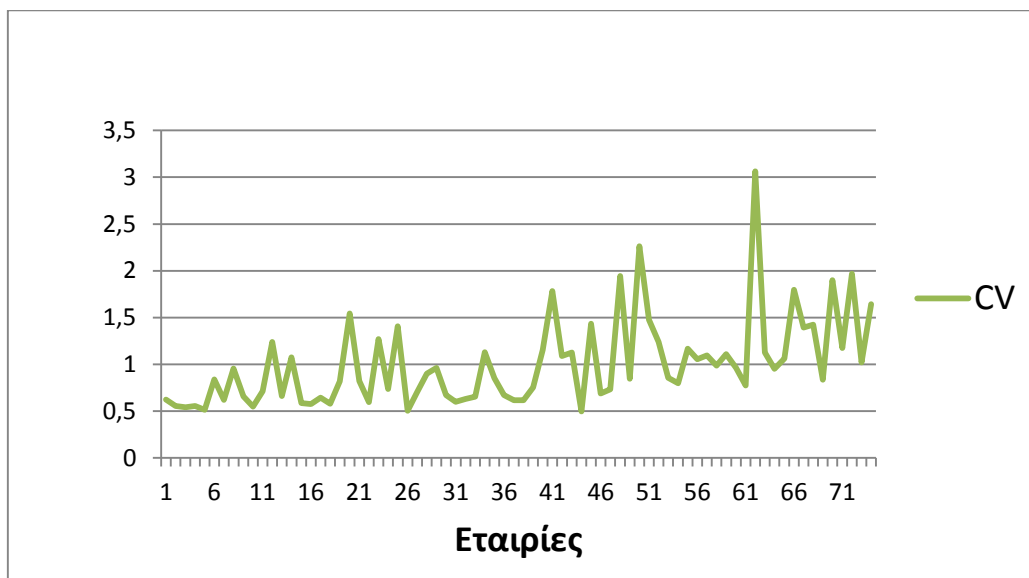
Ο μέσος όρος υπολογίστηκε προσθέτοντας τις ημερήσιες τιμές του μέτρου ρευστότητας Turnover και διαιρώντας τες με το πλήθος τους. Η μέγιστη τιμή είναι 0,031 ενώ η ελάχιστη 0,0001. Σε γενικές γραμμές υπάρχει ισορροπία στις μέσες τιμές του μέτρου στο σύνολο των μετοχών αφού η πλειοψηφία τους είναι μεταξύ 0,001 και 0,008 όπως παρατηρούμε στο Σχήμα 5.6.

Σχήμα 5.7: Τυπική απόκλιση μέτρου ρευστότητας Turnover



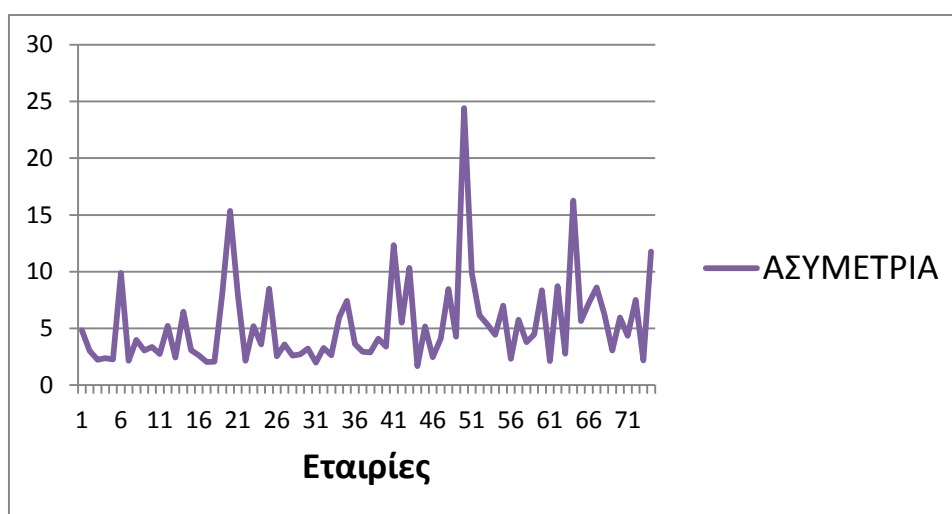
Όσον αφορά την τυπική απόκλιση (Σχήμα 5.7) η μέγιστη τιμή της έφτασε 0,0361 ενώ η ελάχιστη 0,0003. Επίσης, από το διάγραμμα φαίνεται ότι υπάρχουν "ακραίες" τιμές σε 6-7 περιπτώσεις μετοχών.

Σχήμα 5.8: Συντελεστής μεταβλητότητας μέτρου ρευστότητας Turnover



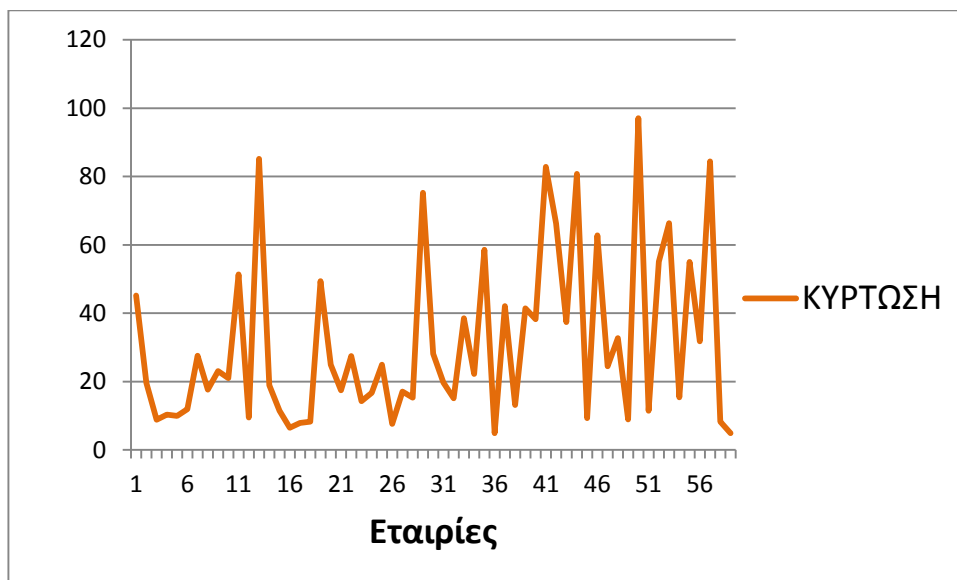
Ο συντελεστής μεταβλητότητας CV κυμάνθηκε μεταξύ 3,064 και 0,497 ενώ από το Σχήμα 5.8 φαίνεται ότι η πλειοψηφία των CV των μετοχών παρουσίασαν τιμές από 0,5 έως 1,5.

Σχήμα 5.9: Συντελεστής ασυμμετρίας μέτρου ρευστότητας Turnover



Ο συντελεστής ασυμμετρίας έχει ως μέγιστη τιμή 24,408 ενώ σαν ελάχιστη 1,678751. Όλες οι τιμές του συντελεστή είναι θετικές γεγονός που δηλώνει ότι όλες οι κατανομές του μέτρου Turnover όλων των μετοχών είναι ασύμμετρες δεξιά.

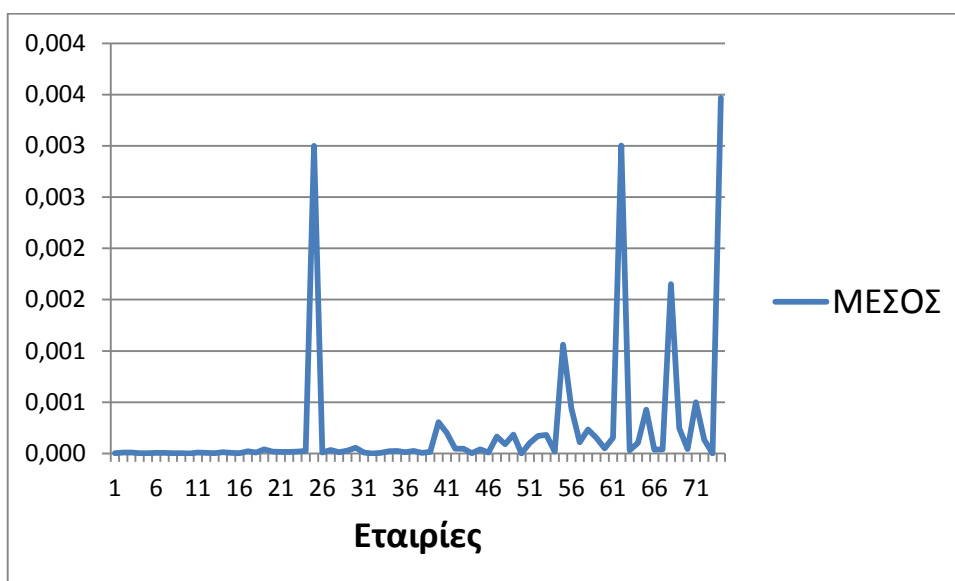
Σχήμα 5.10: Συντελεστής κύρτωσης μέτρου ρευστότητας Turnover



Στο Σχήμα 5.10 επιλέξαμε ένα δείγμα μετοχών για τους συντελεστές κύρτωσης των κατανομών του μέτρου Turnover. Όλες οι επιλεγμένες μετοχές έχουν συντελεστή κύρτωσης μεγαλύτερο του 3 γεγονός που σημαίνει ότι οι κατανομές του μέτρου είναι πλατύκυρτες.

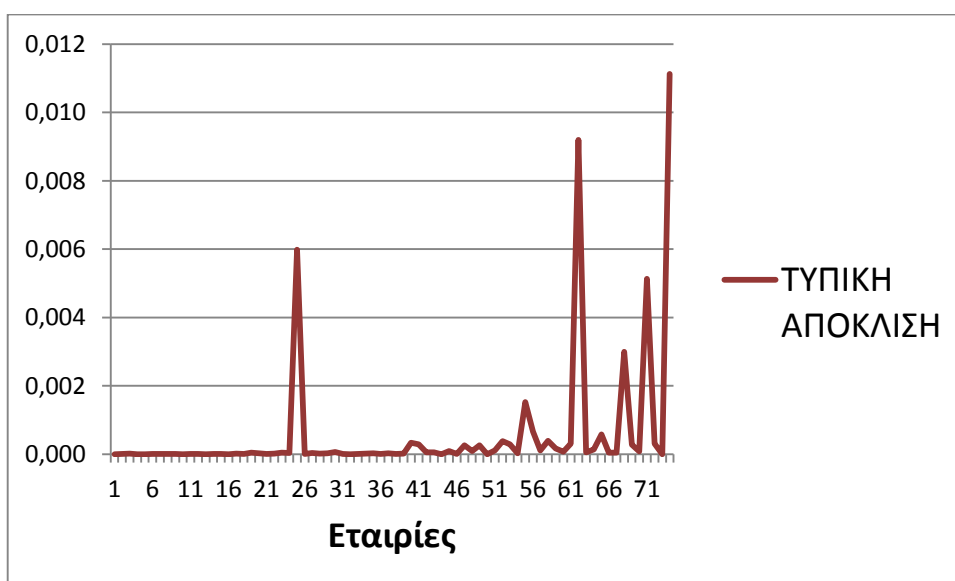
- 2^ο μέτρο ρευστότητας ILLIQ-Amihud

Σχήμα 5.11: Μέσος όρος μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud



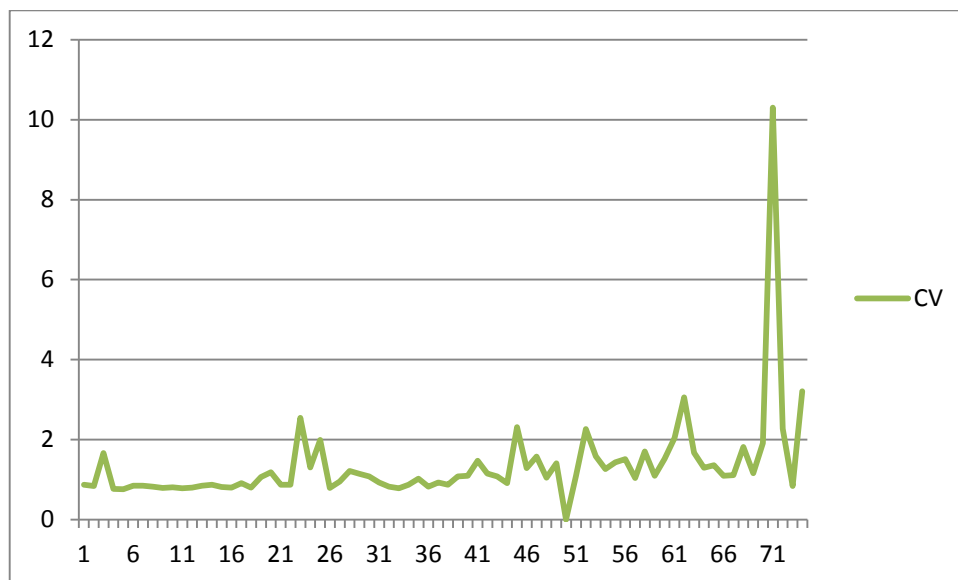
Στο Σχήμα 5.11 παρατηρούμε ότι η μέγιστη τιμή του μέσου όρου του μέτρου είναι 0,00346 ενώ η ελάχιστη 0,0000009. Η πλειοψηφία των τιμών είναι πολύ κοντά στο μηδέν και αυτό δικαιολογείται από τον υπολογισμό του μέτρου αφού σε πολλές έρευνες γίνεται πολλαπλασιασμός του με 10^6 , γεγονός που στην δική μας περίπτωση δεν έγινε για αυτό και η μορφή του σχήματος είναι τέτοια.

Σχήμα 5.12: Τυπική απόκλιση μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud



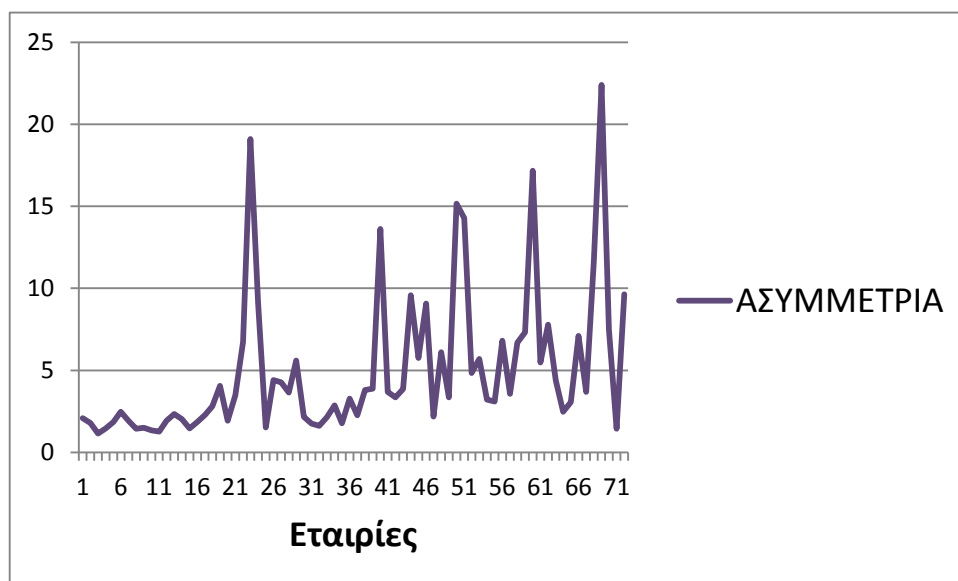
Στο Σχήμα 5.12 παρατηρούμε ότι η μέγιστη τιμή της τυπικής απόκλισης είναι 0,0111 ενώ η ελάχιστη 0,0000007. Παραρηρούμε και πάλι πολύ χαμηλές τιμές λόγω της ιδιότητας του μέτρου ενώ υπάρχει μια σχετική ομοιότητα με το Σχήμα 5.11.

Σχήμα 5.13: Συντελεστής μεταβλητότητας μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud



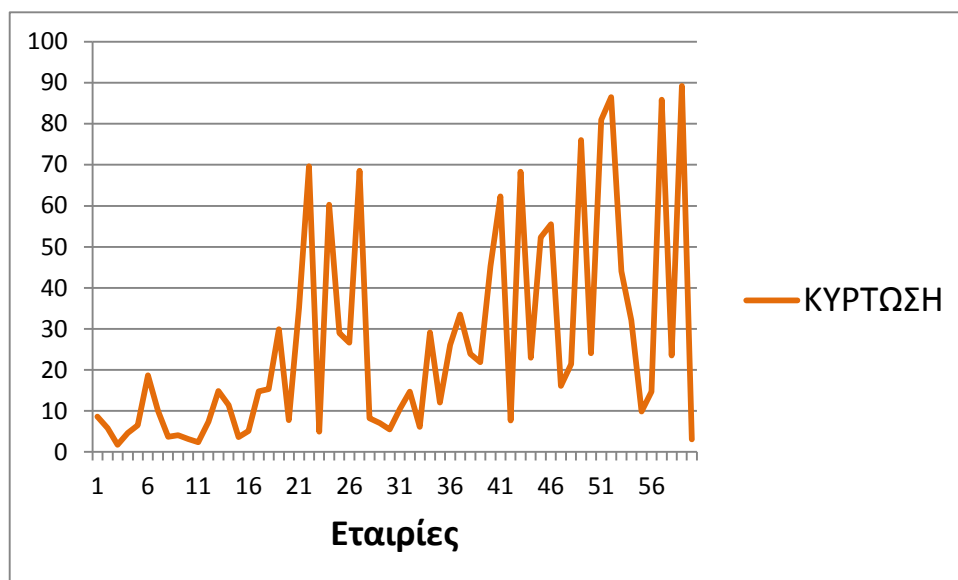
Ο συντελεστής μεταβλητότητας στο Σχήμα 5.13 έχει ως μέγιστη τιμή 10,306 ενώ σαν ελάχιστη 0,755. Παρατηρείται μια σχετική ισορροπία στους συντελεστές μεταβλητότητας αφού οι τιμές των περισσότερων μετοχών κυμαίνονται μεταξύ 1 και 3 περίπου.

Σχήμα 5.14: Συντελεστής ασυμμετρίας μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud



Στο Σχήμα 5.14 ο συντελεστής ασυμμετρίας έχει ως μέγιστη τιμή 22,397 ενώ η ελάχιστη 1,157. Όλες οι μετοχές έχουν θετική ασυμμετρία.

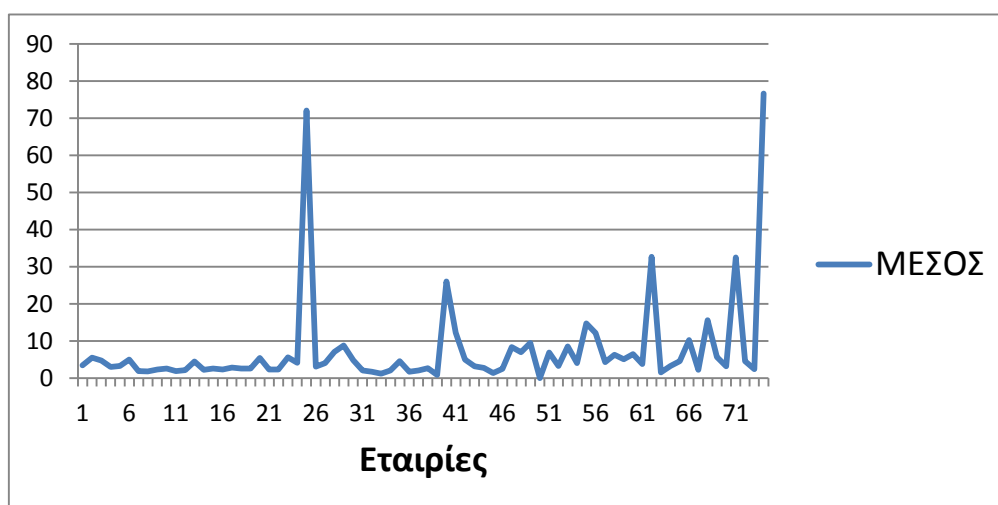
Σχήμα 5.15: Συντελεστής κύρτωσης μέτρου ρευστότητας ILLIQ-Amihud



Στο Σχήμα 5.15 επιλέξαμε μερικούς συντελεστές κύρτωσης για το συγκεκριμένο μέτρο και παρατηρούμε ότι μόνο 2 έχουν συντελεστή < 3 , δηλαδή πλατύκυρτη κατανομή.

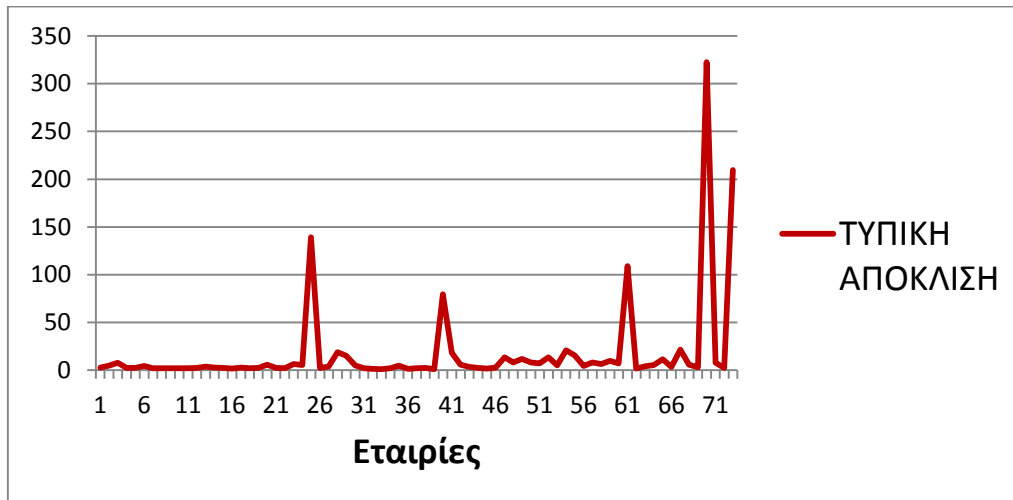
- 3^ο μέτρο ρευστότητας RtoTurnover

Σχήμα 5.16: Μέσος όρος μέτρου ρευστότητας RtoTurnover



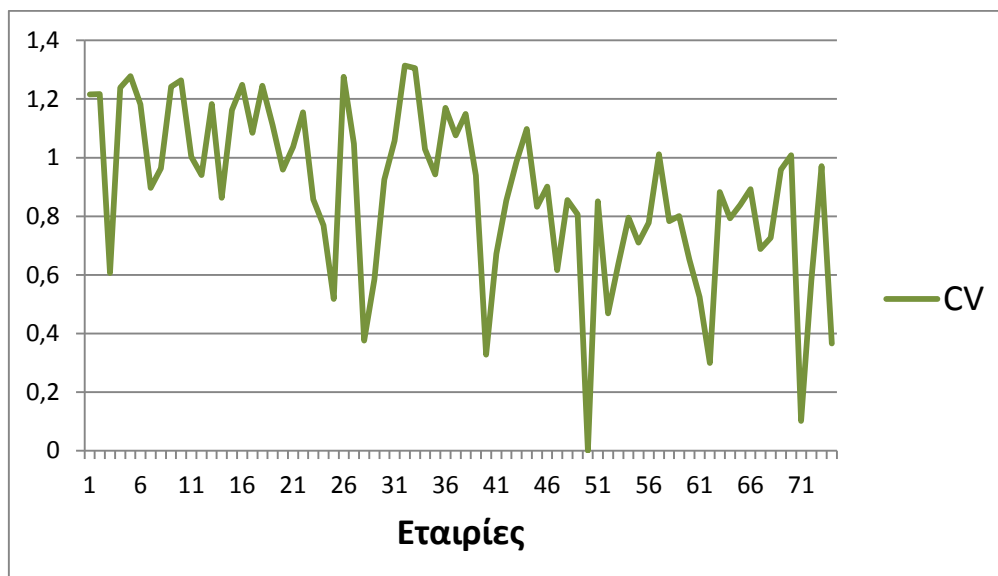
Ο μέσος όρος του μέτρου ρευστότητας $R_{toTurnover}$ παρουσιάζει μέγιστη τιμή 76,66 ενώ ελάχιστη 1,378 βλέποντας το Σχήμα 5.16. Εδώ παρατηρούμε κάποιες ακραίες τιμές σε ορισμένες μετοχές γεγονός που ίσως οφείλεται στον τρόπο υπολογισμού του μέτρου που είναι ο τύπος $R_{it}T_{it} = |R_{it}| / T_{it}$ όπου μια περίοδος με πολύ χαμηλές τιμές στον παρανομαστή T_{it} να προκαλέσει μεγάλη τιμή στο κλάσμα.

Σχήμα 5.17: Τυπική απόκλιση μέτρου ρευστότητας $R_{toTurnover}$



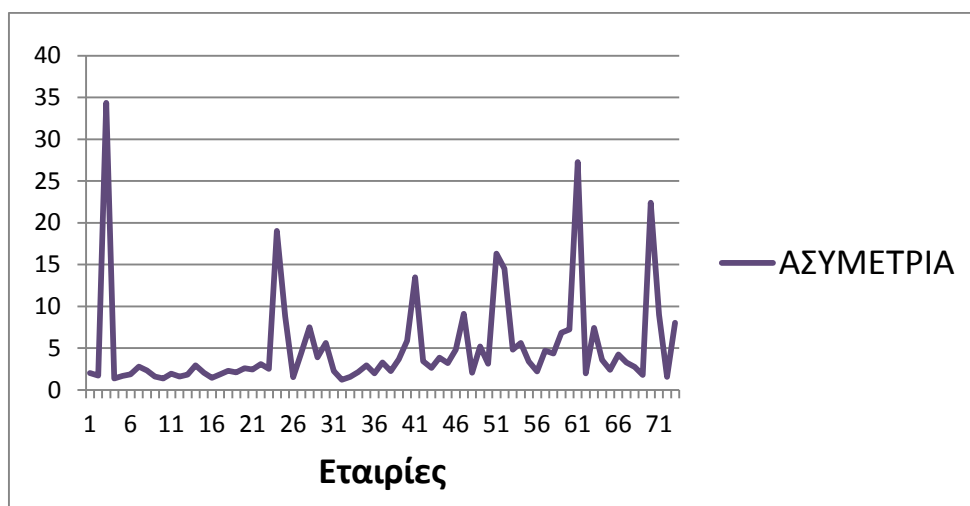
Στο Σχήμα 5.17 η τυπική απόκλιση του μέτρου ομοίως παρουσιάζει κάποιες ακραίες τιμές, η πλειοψηφία των μετοχών παρουσιάζει τιμές τυπικών αποκλίσεων μικρότερες μικρότερες του 100 και αρκετές μικρότερου του 10.

Σχήμα 5.18: Συντελεστής μεταβλητότητας μέτρου ρευστότητας $R_{toTurnover}$



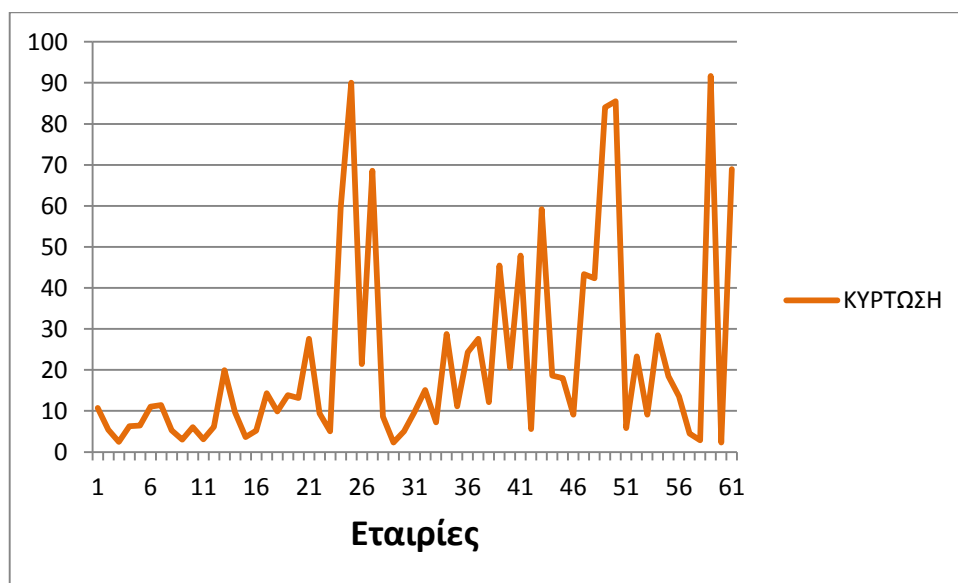
Ο συντελεστής μεταβλητότητας CV παρουσιάζει μέγιστη τιμή 1,313894 ενώ ελάχιστη 0,10083 και παρατηρούμε ότι υπάρχει μια ισορροπία και όχι μεγάλες αποκλίσεις μεταξύ των μετοχών όπως φαίνεται και στο παραπάνω Σχήμα 5.18.

Σχήμα 5.19: Συντελεστής ασυμμετρίας μέτρου ρευστότητας RtoTurnover



Στο σχήμα 5.19 ο συντελεστής ασυμμετρίας έχει ως μέγιστη τιμή 34,34983 ενώ σαν ελάχιστη 1,201389. Οι κατανομές του μέτρου RtoTurnover είναι ασύμμετρες δεξιά.

Σχήμα 5.20: Συντελεστής κύρτωσης μέτρου ρευστότητας RtoTurnover



Όπως και προηγουμένως επιλέξαμε μερικούς συντελεστές κύρτωσης στο σχήμα 5.20 όπου η πλειοψηφία των εταιρειών έχει τιμές >3 άρα παρουσιάζει λεπτόκυρτη κατανομή.

5.1.2. Έλεγχος στασιμότητας (Μοναδιαίας ρίζας)

Μετά την παρουσίαση μερικών στατιστικών περιγραφικών στοιχείων ακολουθεί ο έλεγχος στασιμότητας των αποδόσεων και συγκεκριμένα ο έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος Augmented Dickey Fuller πάνω στις αποδόσεις των μετοχών διαχρονικά την δεκαετή περίοδο. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον κάτωθι πίνακα:

Πίνακας 5.1: ADF Test

ΕΤΑΙΡΙΕΣ	Augmented Dickey-Fuller test statistic
ACCOR	-48,517
AIR FRANCE-KLM	-48,559
AIR LIQUIDE	-53,120
AIRBUS GROUP	-50,185
ALCATEL-LUCENT	-49,440
ALSTOM	-49,870
AREVA	-50,064
ATOS	-52,128
AXA	-48,101
BIC	-53,274
BNP PARIBAS	-48,914
BOLLORE	-50,252
BOUYGUES	-51,683
CAP GEMINI	-49,608
CARREFOUR	-49,312
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	-49,035
CNP ASSURANCES	-48,789
CREDIT AGRICOLE	-48,125
DANONE	-52,789
DASSAULT SYSTEMES	-49,131
EIFFAGE	-32,836
ESSILOR INTL.	-54,994
EURAZEO	-26,352
EUROFINS SCIENTIFIC	-49,750
FAURECIA	-47,183
FONCIERE DES REGIONS	-49,307
GAMELOFT	-49,675
GECINA	-47,275

GROUPE STERIA SCA	-48,550
IMERYS	-48,666

INGENICO	-48,500
KERING	-48,095
KLEPIERRE	-49,491
L'OREAL	-53,007
LVMH	-49,832
M6-METROPOLE TV	-51,402
MAUREL ET PROM	-47,821
MICHELIN	-48,924
NATIXIS	-47,847
NEOPOST	-33,542
NEXANS	-32,266
NICOX	-51,879
ORANGE	-48,986
ORPEA	-47,625
PERNOD-RICARD	-52,992
PEUGEOT	-46,979
PLASTIC OMNIUM	-44,563
REMY COINTREAU	-48,818
RENAULT	-47,630
RUBIS	-49,635
SAFRAN	-51,093
SAINT GOBAIN	-51,023
SANOFI	-51,349
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	-30,667
SCHNEIDER ELECTRIC	-52,283
SEB	-49,235
SOCIETE GENERALE	-48,005
SODEXO	-52,037
SOLVAY	-49,305
STMICROELECTRONICS (PAR)	-49,776
TECHNICOLOR	-31,457
TECHNIP	-49,382
TF1 (TV.FSE.1)	-47,401
THALES	-51,312
TOTAL	-51,338
UBISOFT ENTM.	-49,177
UNIBAIL-RODAMCO	-49,530
VALEO	-47,418
VALLOUREC	-48,262
VEOLIA ENVIRONNEMENT	-48,795
VICAT	-51,713
VILMORIN & CIE	-49,085
VINCI	-49,790

Σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, 5%, 10% οι κριτικές τιμές (test critical values) είναι -3,432, -2,862 και -2,567 αντίστοιχα και όλα τα ADF t-statistic των μετοχών είναι πολύ μικρότερα από αυτές τις κριτικές τιμές. Άρα σύμφωνα με τον πίνακα 5.1 απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι οι αποδόσεις έχουν μοναδιαία ρίζα και αποδεχόμαστε την εναλλακτική υπόθεση ότι οι αποδόσεις δεν έχουν μοναδιαία ρίζα και είναι στάσιμες.

5.1.3. Υπολογισμοί των συντελεστών βήτα των μετοχών

Σε αυτήν παράγραφο θα παρουσιαστούν τα αποτελέσματα των διαχρονικών παλινδρομήσεων όλων των μετοχών του τύπου $R_{it} = \alpha_i + \beta_{it} R_{mt} + e_{it}$ όπως φαίνονται παρακάτω:

Πίνακας 5.2: Υπολογισμός συντελεστών βήτα

<u>ΕΤΑΙΡΙΕΣ</u>	<u>Beta Coefficient</u>	<u>t-Statistic</u>	<u>R-squared</u>	<u>F-statistic</u>
ACCOR	0,872934	34,335640	0,315145	1178,936000
AIR FRANCE-KLM	0,984948	28,446030	0,240028	809,176600
AIR LIQUIDE	0,729963	43,105220	0,420370	1858,060000
AIRBUS GROUP	0,847354	26,720670	0,217947	713,994400
ALCATEL-LUCENT	1,180022	31,836590	0,283471	1013,568000
ALSTOM	1,144004	30,329470	0,264190	919,877000
AREVA	0,524165	16,655820	0,097702	277,416500
ATOS	0,786741	25,743500	0,205514	662,727900
AXA	1,345761	53,468380	0,527382	2858,868000
BIC	0,347192	17,107050	0,102517	292,651100
BNP PARIBAS	1,219909	48,018780	0,473685	2305,803000
BOLLORE	0,297661	13,698670	0,068246	187,653500
BOUYGUES	0,953671	39,093500	0,373640	1528,302000
CAP GEMINI	1,012688	34,614020	0,318641	119,800000
CARREFOUR	0,751943	33,013630	0,298447	1089,899000
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	1,046896	26,485820	0,214953	701,498700
CNP ASSURANCES	0,584449	23,764800	0,180623	564,765500
CREDIT AGRICOLE	1,179902	37,819490	0,358267	1430,314000
DANONE	0,501800	26,799360	0,218951	718,205600
DASSAULT SYSTEMES	0,568340	25,569370	0,203307	653,792800
EIFFAGE	0,776667	26,129150	0,210413	682,732400
ESSILOR INTL.	0,364772	19,654970	0,131030	3863,178000
EURAZEO	0,790023	30,280980	0,263568	916,937900

EUROFINS SCIENTIFIC	0,422191	13,019700	0,062058	169,512600
FAURECIA	0,860152	23,501730	0,177351	552,331200
FONCIERE DES REGIONES	0,504377	18,152520	0,113959	329,513900
GAMELOFT	0,550146	13,597860	0,067313	184,901800
GECINA	0,532819	20,697250	0,143252	428,376300
GROUPE STERIA SCA	0,854901	25,706840	0,205049	660,841600
IMERYS	0,728339	30,976780	0,272482	959,561000
INGENICO	0,655855	22,232560	0,161728	494,286600
KERING	0,762223	32,927910	0,297360	1084,247000
KLEPIERRE	0,589938	229,721100	0,170798	527,717800
L'OREAL	0,663513	35,558270	0,330440	1264,391000
LVMH	0,905887	15,707860	0,087846	246,736900
M6-METROPOLE TV	0,634238	27,553730	0,228594	759,207800
MAUREL ET PROM	0,709684	22,677200	0,167169	514,255400
MICHELIN	0,998612	35,980320	0,335681	1294,583000
NATIXIS	0,956526	22,985519	0,213400	695,538000
NEOPOST	0,398112	17,290090	0,104492	298,947100
NEXANS	1,015454	30,325660	0,264141	919,645800
NICOX	0,762595	14,561910	0,076440	212,049300
ORANGE	0,641796	33,185310	0,300624	1101,265000
ORPEA	0,346354	15,322510	0,083946	234,779300
PERNOD-RICARD	0,449792	21,655290	0,154721	468,951800
PEUGEOT	0,974471	30,627930	0,268015	938,070300
PLASTIC OMNIUM	0,453859	14,015630	0,071213	196,437800
REMY COINTREAU	0,367809	14,904650	0,079790	222,148400
RENAULT	1,139418	38,217270	0,363092	1460,560000
RUBIS	0,340894	16,188170	0,092794	262,056800
SAFRAN	0,759348	26,493110	0,215046	701,885000
SAINT GOBAIN	1,183677	49,108030	0,484880	2411,598000
SANOFI	0,601631	29,992850	0,259874	899,570900
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	0,157933	5,765167	0,012807	33,237150
SCHNEIDER ELECTRIC	0,992335	41,098300	0,397328	1689,071000
SEB	0,556679	21,950070	0,158291	481,805600
SOCIETE GENERALE	1,253316	41,461460	0,401549	1719,053000
SODEXO	0,536358	24,832660	0,194000	616,660800
SOLVAY	0,561739	24,373880	0,188235	594,085800
STMICROELECTRONICS (PAR)	0,948460	31,466900	0,278750	990,165700
TECHNICOLOR	0,889558	21,548460	0,153432	464,336000
TECHNIP	0,853484	27,796730	0,231705	772,658400
TF1 (TV.FSE.1)	0,836825	31,166400	0,274908	971,344300
THALES	0,521321	25,255300	0,199333	637,830200
TOTAL	0,776824	44,242070	0,433106	1957,361000
UBISOFT ENTM.	0,786275	21,801290	0,156487	475,296200
UNIBAIL-RODAMCO	0,588149	26,170670	0,210941	684,903900
VALEO	0,925273	31,546110	0,279762	995,156900

VALLOUREC	0,926302	26,728020	0,218041	714,386900
VEOLIA ENVIRONNEMENT	0,726044	28,973070	0,246789	839,438900
VICAT	0,419919	15,916920	0,089988	253,348200
VILMORIN & CIE	0,219639	10,697490	0,042757	114,436300
VINCI	0,910092	42,053140	0,408378	1768,466000
ZODIAC AEROSPACE	0,635956	23,935500	0,182751	572,908300

Από τον Πίνακα 5.2 φαίνεται ότι η απόδοση της εκάστοτε μετοχής εξαρτάται σημαντικά από την απόδοση του δείκτη διαχρονικά στην δεκαετή περίοδο. Αυτό το διαπιστώνουμε από το t-statistic του συντελεστή του δείκτη σε κάθε διαχρονική παλινδρόμηση καθώς t-stat σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ είναι 1,96 και οι τιμές των συντελεστών μας είναι όλες μεγαλύτερες, άρα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Επίσης, από τις τιμές του R^2 και του F-statistic διαπιστώνουμε την σημαντικότητα του δείκτη R_m αφού όσο πιο υψηλή τιμή είναι η τιμή της στατιστικής F τόσο πιο σημαντική είναι η σχέση των ανεξάρτητων μεταβλητών και της εξαρτημένης μεταβλητής.

5.1.4. Απλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (1^ο μέτρο ρευστότητας-Turnover)

Η πρώτη περίπτωση διαχρονικής παλινδρόμησης ήταν της μορφής $R_{it} = \alpha_0 + \beta \cdot \text{Liq}_{it} + e_{it}$ όπου Liq_{it} το πρώτο μέτρο ρευστότητας Turnover. Οι παλινδρομήσεις έγιναν για όλες τις μετοχές ξεχωριστά. Η πρώτη στήλη περιλαμβάνει τις μετοχές σε αλφαβητική σειρά, η δεύτερη στήλη την τιμή του συντελεστή του μέτρου, η τρίτη το t-statistic της εξαρτημένης μεταβλητής (Turnover), η τέταρτη και η πέμπτη τις τιμές του R^2 και του F-statistic αντίστοιχα. Από το σύνολο των 74 εταιρειών, στις 49 εταιρείες δεν φαίνεται στατιστικά σημαντικό το μέτρο ρευστότητας Turnover, ενώ παρατηρούμε χαμηλά R^2 και F-statistic στις μετοχές που δεν είναι στατιστικά σημαντικό το μέτρο. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων παρουσιάζονται στο Παράρτημα 1 – Πίνακας 1.

5.1.5. Απλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (2^ο μέτρο ρευστότητας-ILLIQ-Amihud)

Πίνακας 5.3: Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων -2^η περίπτωση

<i>ΕΤΑΙΡΙΕΣ</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>R-squared</i>	<i>F-statistic</i>
ACCOR	0,000950	2,640154	0,002713	6,970415
AIR FRANCE-KLM	0,000262	0,777330	0,000236	0,604242
AIR LIQUIDE	0,001244	3,795625	0,005592	14,406770
AIRBUS GROUP	0,002339	3,378877	0,004436	11,416810
ALCATEL-LUCENT	0,000815	0,138285	0,000007	0,019123
ALSTOM	-0,000274	-0,881000	0,000303	0,776162
AREVA	0,000007	0,659235	0,000170	0,434591
ATOS	0,000186	2,690483	0,002817	7,238699
AXA	0,005165	1,620122	0,001023	2,624796
BIC	-0,000002	-0,276144	0,000030	0,076255
BNP PARIBAS	0,002993	1,885518	0,001386	3,555176
BOLLORE	-0,000000	-0,123388	0,000006	0,015225
BOUYGUES	0,000897	2,097039	0,001714	4,397571
CAP GEMINI	0,000647	1,752019	0,001197	3,069569
CARREFOUR	0,001584	1,515953	0,000896	2,298115
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	0,000167	1,914140	0,001428	3,663933
CNP ASSURANCES	-0,000018	-0,202378	0,000016	0,040957
CREDIT AGRICOLE	0,004877	2,522772	0,002478	6,364376
DANONE	0,003211	4,697338	0,008539	22,064980
DASSAULT SYSTEMES	0,000128	1,677221	0,001097	2,813072
EIFFAGE	-0,000026	-0,737909	0,000212	0,544509
ESSILOR INTL.	0,000573	3,471706	0,004682	12,052750
EURAZEO	-0,000016	-1,318641	0,000678	1,738813
EUROFINS SCIENTIFIC	-0,000001	-0,332574	0,000043	0,110605
FAURECIA	-0,000011	-1,849926	0,001334	3,422226
FONCIERE DES REGIONS	0,000000	1,526519	0,000929	2,330260
GAMELOFT	0,000000	-0,323661	0,000041	0,104756
GECINA	0,000003	0,336308	0,000044	0,113103
GROUPE STERIA SCA	0,000014	1,061654	0,000440	1,127110
IMERYS	0,000010	0,386891	0,000058	0,149685
INGENICO	0,000040	1,390514	0,000754	1,933529
KERING	0,000521	3,947344	0,006045	15,581520
KLEPIERRE	0,000209	3,900350	0,005903	15,212730
L'OREAL	0,001630	5,358081	0,011082	28,709030
LVMH	-0,014823	1,085254	0,000213	1,317452
M6-METROPOLE TV	0,000050	1,428887	0,000796	2,041718
MAUREL ET PROM	-0,000036	-0,839029	0,000275	0,703970

MICHELIN	0,000609	2,302286	0,002065	5,300521
NATIXIS	0,000124	1,493332	0,000870	2,230041
NEOPOST	-0,000005	-0,296219	0,000034	0,087746
NEXANS	-0,000010	-0,817012	0,000260	0,667509
NICOX	-0,000021	-1,145242	0,000512	1,311579
ORANGE	0,001779	0,629232	0,000155	0,395933
ORPEA	0,000001	0,240569	0,000023	0,057874
PERNOD-RICARD	0,000917	4,168090	0,006735	17,372970
PEUGEOT	-0,000875	-0,914631	0,000326	0,836551
PLASTIC OMNIUM	-0,000016	-1,793828	0,001254	3,217818
REMY COINTREAU	-0,000018	-1,007659	0,001571	2,030697
RENAULT	0,001540	2,913517	0,003302	8,488584
RUBIS	-0,000007	-1,825941	0,001300	3,334061
SAFRAN	0,000040	0,269305	0,000028	0,072525
SAINT GOBAIN	0,001623	2,349209	0,002149	5,518783
SANOFI	0,003936	4,120032	0,006582	16,974660
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	0,000000	0,427145	0,000071	0,182453
SCHNEIDER ELECTRIC	0,000561	0,932617	0,000339	0,869774
SEB	0,000047	2,857654	0,003177	8,166185
SOCIETE GENERALE	0,003438	2,841523	0,003438	8,074253
SODEXO	0,000050	0,702759	0,000193	0,493870
SOLVAY	0,000053	1,255097	0,000614	1,575270
STMICROELECTRONICS (PAR)	-0,000147	-0,112039	0,000005	0,012553
TECHNICOLOR	-0,000074	-0,672254	0,000176	0,451926
TECHNIP	0,000280	1,587753	0,000983	2,520961
TF1 (TV.FSE.1)	0,000290	2,184372	0,001859	4,771483
THALES	0,000121	1,261741	0,000621	1,591992
TOTAL	0,008090	3,437897	0,004592	11,819140
UBISOFT ENTM.	0,000006	0,071989	0,000002	0,005182
UNIBAIL-RODAMCO	0,000314	5,416829	0,011323	29,342040
VALEO	0,000206	1,404016	0,000769	1,971262
VALLOUREC	-0,000006	-0,140127	0,000008	0,019636
VEOLIA ENVIRONNEMENT	0,000225	0,392174	0,000060	0,153800
VICAT	0,000000	0,224324	0,000020	0,050321
VILMORIN & CIE	0,000002	2,209520	0,001902	4,881981
VINCI	0,002947	4,248253	0,006995	18,047650
ZODIAC AEROSPACE	0,000428	2,398064	0,002240	5,750711

Στον Πίνακα 5.3, παρουσιάστηκαν τα αποτελέσματα της διαχρονικής παλινδρόμησης για το σύνολο των εταιρειών της μορφής $R_{it} = \alpha_0 + \beta * Liq_{it} + e_{it}$, όπου Liq_{it} το δεύτερο μέτρο ρευστότητας Illiq-Amihud. Η πρώτη στήλη

περιλαμβάνει τις μετοχές σε αλφαβητική σειρά, η δεύτερη στήλη την τιμή του συντελεστή του μέτρου, η τρίτη το t-statistic της εξαρτημένης μεταβλητής (Illiq-Amihud), η τέταρτη και η πέμπτη τις τιμές του R² και του F-statistic αντίστοιχα. Από τις 74 εταιρίες στις 50 δεν προκύπτει στατιστικά σημαντικό το μέτρο του Amihud.

5.1.6. Απλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (3^ο μέτρο ρευστότητας-RtoTurnover)

Πίνακας 5.4: Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων -3η περίπτωση

<u>ΕΤΑΙΡΙΕΣ</u>	<u>Coefficient</u>	<u>t-Statistic</u>	<u>R-squared</u>	<u>F-statistic</u>
ACCOR	0,000402	2,521011	0,002475	6,355494
AIR FRANCE-KLM	0,000113	0,779649	0,000237	0,607853
AIR LIQUIDE	0,000349	2,918004	0,003312	8,514746
AIRBUS GROUP	0,000286	3,369835	0,004413	11,355790
ALCATEL-LUCENT	-0,000418	-1,212100	0,000573	1,469188
ALSTOM	0,000005	0,201938	0,000016	0,040779
AREVA	-0,000014	-1,360462	0,004388	1,292700
ATOS	0,000268	2,501746	0,002437	6,258733
AXA	0,000195	1,335954	0,000696	1,784774
BIC	-0,000005	-0,294969	0,000034	0,087006
BNP PARIBAS	0,000234	1,610052	0,001011	2,592266
BOLLORE	0,000000	-0,037279	0,000001	0,001390
BOUYGUES	0,000259	2,040224	0,001622	4,162514
CAP GEMINI	0,000435	1,772051	0,001224	3,140166
CARREFOUR	0,000228	1,533059	0,000917	2,350270
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	0,000436	1,705129	0,001134	2,907464
CNP ASSURANCES	-0,000034	-1,880106	0,001378	3,534798
CREDIT AGRICOLE	0,000258	2,496385	0,002427	6,231939
DANONE	0,000472	4,164832	0,006725	17,345830
DASSAULT SYSTEMES	0,000117	1,809852	0,001277	3,275563
EIFFAGE	-0,000075	-1,824800	0,001298	3,329894
ESSILOR INTL.	0,000301	3,372029	0,004419	11,370580
EURAZEO	-0,000022	-0,849964	0,000282	0,722439
EUROFINS SCIENTIFIC	-0,000004	-0,254632	0,000025	0,064837
FAURECIA	-0,000042	-1,601730	0,001000	2,565540
FONCIERE DES REGIONS	0,000004	2,917649	0,003385	8,512673
GAMELOFT	0,000000	-0,328472	0,000042	0,107894
GECINA	0,000005	0,322738	0,000041	0,104160
GROUPE STERIA SCA	0,000052	0,821691	0,000263	0,751760
IMERYS	-0,000014	-0,413020	0,000067	0,170585

INGENICO	0,000141	1,859946	0,001348	3,459399
KERING	0,000305	3,471454	0,300651	550,487600
KLEPIERRE	0,000184	3,803685	0,005615	14,468020
L'OREAL	0,000273	5,442470	0,011429	29,620480
LVMH	-0,003002	-1,788340	0,000508	0,645528
M6-METROPOLE TV	0,000037	1,384698	0,000748	1,917389
MAUREL ET PROM	-0,000177	-1,600300	0,000999	2,560961
MICHELIN	0,000361	2,098225	0,001715	4,402546
NATIXIS	-0,000118	-1,885666	0,001386	3,555736
NEOPOST	-0,000019	-0,324930	0,000041	0,105579
NEXANS	-0,000045	-0,821968	0,000264	0,675632
NICOX	-0,000106	-1,504868	0,000883	2,264629
ORANGE	0,000068	0,602398	0,000142	0,362883
ORPEA	0,000019	0,620952	0,000150	0,385582
PERNOD-RICARD	0,000293	3,320926	0,004286	11,028550
PEUGEOT	-0,000512	-1,281236	0,000640	1,641565
PLASTIC OMNIUM	-0,000069	-1,426571	0,000794	2,035105
REMY COINTREAU	-0,000037	-1,916484	0,001432	3,672913
RENAULT	0,000529	2,899121	0,003270	8,404903
RUBIS	-0,000061	-1,491754	0,000868	2,225330
SAFRAN	-0,000011	-0,187552	0,000014	0,035176
SAINT GOBAIN	0,000373	2,458252	0,002353	6,043002
SANOFI	0,000354	4,304402	0,007180	18,527880
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	-0,000005	-1,924699	0,001444	3,704466
SCHNEIDER ELECTRIC	-0,000144	-0,992371	0,000384	0,984801
SEB	0,000128	2,908362	0,003291	8,458571
SOCIETE GENERALE	0,000496	2,387549	0,002220	5,700389
SODEXO	0,000032	0,710966	0,000197	0,505472
SOLVAY	0,000062	1,255608	0,000615	1,576551
STMICROELECTRONICS (PAR)	-0,000017	-0,120319	0,000006	0,014477
TECHNICOLOR	-0,000033	-0,833608	0,000271	0,694902
TECHNIP	0,000357	2,031633	0,001608	4,127531
TF1 (TV.FSE.1)	0,000137	2,183889	0,001858	4,769369
THALES	0,000056	1,158925	0,000524	1,343107
TOTAL	0,000201	2,119604	0,001751	4,492722
UBISOFT ENTM.	0,000134	1,108549	0,000479	1,228882
UNIBAIL-RODAMCO	0,000529	4,829203	0,009021	23,321210
VALEO	0,000259	1,402447	0,000767	1,966858
VALLOUREC	-0,000175	-0,733595	0,000210	0,538161
VEOLIA ENVIRONNEMENT	0,000001	0,010596	0,000000	0,000112
VICAT	-0,000001	-0,403199	0,000063	0,162569
VILMORIN & CIE	0,000012	1,218641	0,000579	1,485086
VINCI	0,000270	2,150694	0,001802	4,625483

ZODIAC AEROSPACE	0,000812	2,460245	0,002357	6,052807
------------------	----------	----------	----------	----------

Η παλινδρόμηση που εκτελέστηκε ήταν της μορφής $R_{it} = \alpha_0 + \beta * Liq_{it} + e_{it}$, όπου $Liq_{i,t}$ το μέτρο ρευστότητας $RtoTurnover$, και τα αποτελέσματα φαίνονται στον Πίνακα 5.4. Εδώ παρατηρούμε ότι σε 49 από τις 74 εταιρείες δεν είναι στατιστικά σημαντικό το μέτρο $RtoTurnover$.

5.1.7. Πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (Δείκτης και 1^ο μέτρο Turnover)

Η συγκεκριμένη περίπτωση παλινδρόμησης καθώς και οι επόμενες δύο θα έχουν ως ανεξάρτητες μεταβλητές πέραν του εκάστοτε μέτρου (Turnover, Illiq-Amihud, $RtoTurnover$) και τις αποδόσεις του δείκτη R_m . Η παλινδρόμηση είναι της μορφής $R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 R_m + \beta_2 * Liq_{it} + e_{it}$, όπου $Liq_{i,t}$ το μέτρο ρευστότητας Turnover. Οι παλινδρομήσεις έγιναν για όλες τις μετοχές ξεχωριστά όπως και στα προηγούμενα απλά μοντέλα παλινδρόμησης. Η πρώτη στήλη περιλαμβάνει τις μετοχές σε αλφαβητική σειρά, η δεύτερη στήλη την τιμή του συντελεστή του δείκτη, η τρίτη τον συντελεστή του μέτρου (Turnover), η τέταρτη το t-statistic της πρώτης εξαρτημένης μεταβλητής (R_m), η τέταρτη το t-statistic της δεύτερης εξαρτημένης μεταβλητής (Turnover), η πέμπτη και η έκτη τις τιμές του R^2 και του F-statistic αντίστοιχα. Σε 22 από τις 74 μετοχές φάνηκε στατιστικά σημαντικό το μέτρο, ενώ ο δείκτης R_m ήταν σε όλες τις μετοχές στατιστικά σημαντικός. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων παρουσιάζονται αναλυτικά στο Παράρτημα 1 - Πίνακας 2.

5.1.8. Πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (Δείκτης και 2^ο μέτρο Illiq-Amihud)

Σε αυτή την περίπτωση η παλινδρόμηση είναι της μορφής $R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 R_m + \beta_2 * Liq_{it} + e_{it}$, όπου $Liq_{i,t}$ το μέτρο ρευστότητας Illiq-Amihud. Σε 18 από τις 74 μετοχές το μέτρο είναι σημαντικό, ενώ όπως και στην προηγούμενη περίπτωση παλινδρόμησης ο δείκτης R_m ήταν σε όλες τις μετοχές στατιστικά σημαντικός. Τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων παρουσιάζονται αναλυτικά στο Παράρτημα 1 - Πίνακας 3.

5.1.9. Πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα παλινδρόμησης (Δείκτης και 3^ο μέτρο RtoTurnover)

Πίνακας 5-5: Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων -6η περίπτωση (μέτρο RtoTurnover)

<i>ETAIPIEΣ</i>	<i>Coefficient(Index)</i>	<i>Coefficient(RtoTurn)</i>	<i>t-Statistic(Index)</i>	<i>t-Statistic(RtoTurn)</i>	<i>R-squared</i>	<i>F-statistic</i>
ACCOR	0,872377	0,000366	34,357480	2,774658	0,317197	594,858800
AIR FRANCE-KLM	0,984850	0,000101	28,440950	0,792581	0,240214	404,843700
AIR LIQUIDE	0,728575	0,000208	43,030610	2,279448	0,421543	933,149400
AIRBUS GROUP	0,845694	0,000255	26,719940	3,397010	0,221455	364,235700
ALCATEL-LUCENT	1,179508	-0,000131	31,802590	-0,448320	0,283527	506,726700
ALSTOM	1,144487	-0,000010	30,328610	-0,516183	0,264267	459,940000
AREVA	0,522929	-0,000013	16,648280	-1,340463	0,101616	144,837600
ATOS	0,784754	0,000186	25,678040	1,944549	0,206686	333,614300
AXA	1,346524	-0,000063	53,430500	-0,629692	0,527455	1429,296000
BIC	0,347168	-0,000001	17,101170	-0,094712	0,102520	146,273400
BNP PARIBAS	1,220205	-0,000024	47,959190	-0,228599	0,473695	1152,501000
BOLLORE	0,297841	-0,000001	13,700930	-0,356842	0,068293	93,858450
BOUYGUES	0,952693	0,000160	39,052720	1,592412	0,374260	765,876700
CAP GEMINI	1,012060	0,000347	34,602840	1,711777	0,319419	600,981500
CARREFOUR	0,751411	0,000146	32,986070	1,171000	0,298823	545,714300
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	1,045776	0,000313	26,456590	1,380267	0,215537	351,825800
CNP ASSURANCES	0,583509	-0,000024	23,723380	-1,449310	0,181294	283,554300
CREDIT AGRICOLE	1,178024	0,000161	37,761540	1,941958	0,359210	717,816100
DANONE	0,500372	0,000423	26,806480	4,226087	0,224361	370,395900
DASSAULT SYSTEMES	0,567472	0,000049	25,501240	0,837952	0,203525	327,209500
EIFFAGE	0,775497	-0,000044	26,077550	-1,187162	0,210847	342,125400
ESSILOR INTL.	0,365289	0,000313	19,732860	3,765053	0,135813	201,240100

EURAZEO	0,790402	-0,000030	30,298110	-1,322866	0,264071	459,478200
EUROFINS SCIENTIFIC	0,422249	-0,000005	13,019040	-0,332702	0,062099	84,782220
FAURECIA	0,859110	-0,000013	23,438600	-0,549478	0,177448	276,241300
FONCIERE DES REGIONS	0,513170	0,000004	18,152480	3,124831	0,119242	169,570600
GAMELOFT	0,550695	-0,000001	13,606710	-0,632257	0,067458	92,629100
GECINA	0,532894	-0,000002	20,690730	-0,126518	0,143257	214,113900
GROUPE STERIA SCA	0,854882	0,000052	25,705360	0,905210	0,205304	330,807200
IMERYS	0,728469	0,000007	30,968200	0,236814	0,272498	479,631800
INGENICO	0,654488	0,000074	22,165380	1,056557	0,162093	247,712700
KERING	0,759294	0,000305	32,850120	3,471454	0,300651	550,487600
KLEPIERRE	0,587768	0,000161	22,936070	3,640649	0,175067	271,748100
L'OREAL	0,657947	0,000163	35,259480	3,951137	0,334496	643,606600
LVMH	-0,003035	0,000582	28,430800	-0,928499	0,682666	554,680000
M6-METROPOLE TV	0,633738	0,000022	27,524020	0,939304	0,228860	380,027600
MAUREL ET PROM	0,708724	-0,000116	22,639820	-1,146736	0,167597	257,816800
MICHELIN	0,997362	0,000207	35,926640	1,472574	0,336243	648,671100
NATIXIS	0,955302	-0,000087	26,331190	-1,552907	0,214140	348,924100
NEOPOST	0,398137	-0,000022	17,288260	-0,391893	0,104546	149,500900
NEXANS	1,015689	-0,000054	30,333920	-1,143790	0,264517	460,532400
NICOX	0,760886	-0,000078	14,524410	-1,154145	0,076920	106,704400
ORANGE	0,641825	0,000074	33,184310	0,785225	0,300792	550,858400
ORPEA	0,346329	0,000018	15,319580	0,622228	0,084085	117,555100
PERNOD-RICARD	0,449087	0,000275	21,664600	3,394384	0,158507	241,199800
PEUGEOT	0,974078	-0,000110	30,587670	-0,322202	0,268044	468,923000
PLASTIC OMNIUM	0,453152	-0,000058	13,992990	-1,231370	0,071763	98,996820
REMY COINTREAU	0,367636	-0,000036	14,905590	-1,243524	0,081146	113,083300

RENAULT	1,137915	0,000435	38,220310	2,985651	0,365301	736,993000
RUBIS	0,340095	-0,000031	16,130350	-0,787800	0,093014	131,319300
SAFRAN	0,759336	-0,000005	2,648731	-0,094258	0,215049	350,811200
SAINT GOBAIN	1,182240	0,000192	49,040420	1,760823	0,485503	1208,338000
SANOFI	0,597621	0,000213	29,772990	2,997840	0,262462	455,681200
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	0,159399	-0,000005	5,820593	-0,085832	0,014481	18,815650
SCHNEIDER ELECTRIC	-0,000146	0,992347	41,104200	-1,293826	0,397722	845,594400
SEB	0,555674	0,000115	21,939150	2,865212	0,160980	245,685400
SOCIETE GENERALE	1,251729	0,000176	41,362590	1,090448	0,401827	860,184300
SODEXO	0,536256	0,000024	24,824050	0,595754	0,194112	308,430200
SOLVAY	0,561354	0,000019	24,333680	0,416916	0,188290	297,034000
STMICROELECTRONICS (PAR)	0,948963	0,000081	31,469960	0,657451	0,278872	495,189300
TECHNICOLOR	0,890053	0,000008	21,526630	0,227459	0,153449	232,108000
TECHNIP	0,852009	0,000192	27,731130	1,246951	0,232172	387,190300
TF1 (TV.FSE.1)	0,835994	0,000113	31,152960	2,105830	0,276161	488,540500
THALES	0,521045	0,000040	25,238720	0,933567	0,199605	319,334900
TOTAL	0,776130	0,000135	44,214820	1,885645	0,433892	981,434600
UBISOFT ENTM.	0,786633	0,000152	21,814300	1,365274	0,157100	238,660200
UNIBAIL-RODAMCO	0,583721	0,000410	26,029020	4,199721	0,216338	353,494600
VALEO	0,925249	0,000256	31,555620	1,636632	0,280514	499,243700
VALLOUREC	0,926414	-0,000194	26,730320	-0,923148	0,218301	357,598900
VEOLIA ENVIRONNEMENT	0,726680	0,000095	28,984500	0,863573	0,247009	420,050700
VICAT	0,420107	-0,000001	15,921000	-0,608942	0,090120	126,828400
VILMORIN & CIE	0,219526	0,000012	10,692740	1,195866	0,043291	57,942790
VINCI	0,909095	0,000148	41,998940	1,527337	0,408916	885,859500
ZODIAC AEROSPACE	0,634255	0,000575	23,870790	1,923404	0,183930	288,605700

Σ' αυτή την περίπτωση η παλινδρόμηση είναι της μορφής $R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 R_m + \beta_2 * Liq_{it} + e_{it}$, όπου Liq_{it} το μέτρο ρευστότητας $RtoTurnover$. Σε 15 από τις 74 μετοχές το μέτρο είναι σημαντικό, ενώ όπως και στην προηγούμενη περίπτωση παλινδρόμησης ο δείκτης R_m ήταν σε όλες τις μετοχές στατιστικά σημαντικός.

5.1.10. Έλεγχοι μετά την εκτέλεση των παλινδρομήσεων

- Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας

Πίνακας 5.6: Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας-Συντελεστής συσχέτισης

<u>ΕΤΑΙΡΙΑΣ</u>	<u>Corr(Turnover,Index)</u>
ACCOR	-0,047
AIR FRANCE-KLM	-0,047
AIR LIQUIDE	-0,018
AIRBUS GROUP	-0,022
ALCATEL-LUCENT	-0,055
ALSTOM	-0,021
AREVA	0,008
ATOS	-0,005
AXA	-0,084
BIC	0,006
BNP PARIBAS	-0,068
BOLLORE	-0,034
BOUYGUES	-0,046
CAP GEMINI	-0,030
CARREFOUR	-0,055
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	-0,012
CNP ASSURANCES	-0,023
CREDIT AGRICOLE	-0,067
DANONE	-0,007
DASSAULT SYSTEMES	-0,002
EIFFAGE	-0,002
ESSILOR INTL.	0,011
EURAZEO	-0,035
EUROFINS SCIENTIFIC	-0,023
FAURECIA	0,016
FONCIERE DES REGIONS	-0,023
GAMELOFT	0,024
GECINA	-0,002
GROUPE STERIA SCA	-0,004
IMERYS	0,028
INGENICO	-0,035
KERING	-0,029
KLEPIERRE	0,003
L'OREAL	-0,015
LVMH	-0,063
M6-METROPOLE TV	-0,033
MAUREL ET PROM	-0,005

MICHELIN	-0,070
NATIXIS	0,002
NEOPOST	-0,029
NEXANS	-0,033
NICOX	-0,010
ORANGE	-0,040
ORPEA	-0,001
PERNOD-RICARD	0,011
PEUGEOT	-0,026
PLASTIC OMNIUM	-0,007
REMY COINTREAU	-0,014
RENAULT	-0,045
RUBIS	0,034
SAFRAN	0,023
SAINT GOBAIN	-0,057
SANOFI	-0,042
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	-0,001
SCHNEIDER ELECTRIC	-0,049
SEB	-0,007
SOCIETE GENERALE	-0,045
SODEXO	-0,027
SOLVAY	-0,047
STMICROELECTRONICS (PAR)	-0,061
TECHNICOLOR	0,003
TECHNIP	-0,004
TF1 (TV.FSE.1)	-0,038
THALES	0,006
TOTAL	-0,020
UBISOFT ENTM.	-0,002
UNIBAIL-RODAMCO	-0,012
VALEO	-0,036
VALLOUREC	-0,023
VEOLIA ENVIRONNEMENT	-0,039
VICAT	0,003
VILMORIN & CIE	0,000
VINCI	-0,015
ZODIAC AEROSPACE	0,005

Στον Πίνακα 5.6 εφαρμόστηκαμε έλεγχο πολυσυγγραμικότητας μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών Turnover και Index. Το κριτήριο μας αναφέρει ότι η πολυσυγγραμμικότητα είναι επιβλαβής όταν $r_{\text{Turnover,Index}} > 0,8$, όπου $r_{\text{Turnover,Index}}$ είναι ο απλός συντελεστής συσχέτισης . Στο πίνακα φαίνεται ότι σε κάθε μετοχή $r_{\text{Turnover,Index}} < 0,8$ έτσι θεωρούμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας.

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Στις παλινδρομήσεις που έλαβαν χώρα παρατηρήθηκε το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας. Οι παρακάτω δύο πίνακες θα παρουσιάσουν ενδεικτικά τα αποτελέσματα της τεχνικής του White για την εκτίμηση του υποδείγματος όταν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα. Τα δύο επόμενα Πινακάκια 5.7 και 5.8 είναι από τις παλινδρομήσεις του απλού γραμμικού μοντέλου και του πολλαπλού γραμμικού μοντέλου με το μέτρο R^2 και του R_m .

Πίνακας 5.7: Τεχνική White-Ετεροσκεδαστικότητα (3^η περίπτωση παλινδρόμησης)

<u>ΕΤΑΙΡΙΕΣ</u>	<u>t-Statistic</u>	<u>white t statistic</u>
ACCOR	2,521011	1,739653
AIR FRANCE-KLM	0,779649	0,627328
AIR LIQUIDE	2,918004	2,049024
AIRBUS GROUP	3,369835	2,561367
ALCATEL-LUCENT	-1,212100	-0,869525
ALSTOM	0,201938	0,178052
AREVA	-1,360462	-1,013208
ATOS	2,501746	1,686518
AXA	1,335954	0,898283
BIC	-0,294969	-0,205086
BNP PARIBAS	1,610052	1,098350
BOLLORE	-0,037279	-0,024440
BOUYGUES	2,040224	1,463993
CAP GEMINI	1,772051	1,291358
CARREFOUR	1,533059	1,071403
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	1,705129	1,188628
CNP ASSURANCES	-1,880106	-1,209941
CREDIT AGRICOLE	2,496385	1,667966
DANONE	4,164832	2,897789
DASSAULT SYSTEMES	1,809852	1,353684
EIFFAGE	-1,824800	-1,153445
ESSILOR INTL.	3,372029	2,228797
EURAZEO	-0,849964	-0,654713
EUROFINS SCIENTIFIC	-0,254632	-0,171817
FAURECIA	-1,601730	-1,181035
FONCIERE DES REGIONS	2,917649	2,362746
GAMELOFT	-0,328472	-0,163071
GECINA	0,322738	0,235482
GROUPE STERIA SCA	0,821691	0,567872
IMERYS	-0,413020	-0,262838

INGENICO	1,859946	1,353943
KERING	3,471454	2,844324
KLEPIERRE	3,803685	2,570001
L'OREAL	5,442470	3,848690
LVMH	-1,788340	-0,645851
M6-METROPOLE TV	1,384698	1,011673
MAUREL ET PROM	-1,600300	-1,104887
MICHELIN	2,098225	1,390674
NATIXIS	-1,885666	-1,156022
NEOPOST	-0,324930	-0,209567
NEXANS	-0,821968	-0,728555
NICOX	-1,504868	-1,271291
ORANGE	0,602398	0,437706
ORPEA	0,620952	0,430820
PERNOD-RICARD	3,320926	2,266889
PEUGEOT	-1,281236	-0,992131
PLASTIC OMNIUM	-1,426571	-1,176948
REMY COINTREAU	-1,916484	-1,960121
RENAULT	2,899121	2,281564
RUBIS	-1,491754	-0,892822
SAFRAN	-0,187552	-0,123693
SAINT GOBAIN	2,458252	1,598581
SANOFI	4,304402	3,085734
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	-1,924699	-2,104990
SCHNEIDER ELECTRIC	-0,992371	-0,640178
SEB	2,908362	1,993872
SOCIETE GENERALE	2,387549	1,659220
SODEXO	0,710966	0,453506
SOLVAY	1,255608	0,878680
STMICROELECTRONICS (PAR)	-0,120319	-0,077301
TECHNICOLOR	-0,833608	-0,626449
TECHNIP	2,031633	1,424200
TF1 (TV.FSE.1)	2,183889	1,532159
THALES	1,158925	0,809105
TOTAL	2,119604	1,411059
UBISOFT ENTM.	1,108549	0,731375
UNIBAIL-RODAMCO	4,829203	3,624448
VALEO	1,402447	0,984776
VALLOUREC	-0,733595	-0,594475
VEOLIA ENVIRONNEMENT	0,010596	0,007047
VICAT	-0,403199	-0,243425
VILMORIN & CIE	1,218641	0,856828
VINCI	2,150694	1,423446
ZODIAC AEROSPACE	2,460245	1,710344

Στον Πίνακα 5.7 η πρώτη στήλη είναι το σύνολο των εταιρειών η δεύτερη στήλη το t-statistic του μέτρου μετά την εκτέλεση των παλινδρομήσεων και η τρίτη στήλη το t-statistic της τεχνικής White. Παρατηρούμε ότι τα t-statistic της τεχνικής White είναι διαφορετικά από αυτά της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων και στην πλειοψηφία τους εμφανίζουν μικρότερες τιμές.

Πίνακας 5.8: Τεχνική White-Ετεροσκεδαστικότητα (6^η περίπτωση παλινρόμησης)

<i>ETAIPIEΣ</i>	<i>t-Statistic(Index)</i>	<i>White(Index)</i>	<i>t-Statistic(RtoTurn)</i>	<i>White(RtoTurn)</i>
ACCOR	34,357480	33,557010	2,774658	2,209435
AIR FRANCE-KLM	28,440950	27,154080	0,792581	0,684672
AIR LIQUIDE	43,030610	38,447970	2,279448	1,951413
AIRBUS GROUP	26,719940	25,043950	3,397010	2,804400
ALCATEL-LUCENT	31,802590	29,240550	-0,448320	-0,350955
ALSTOM	30,328610	29,959020	-0,516183	-0,457293
AREVA	16,648280	17,099740	-1,340463	-1,075263
ATOS	25,678040	24,969600	1,944549	1,414347
AXA	53,430500	48,919400	-0,629692	-0,456884
BIC	17,101170	15,976370	-0,094712	-0,068295
BNP PARIBAS	47,959190	41,364930	-0,228599	-0,182490
BOLLORE	13,700930	13,708080	-0,356842	-0,229360
BOUYGUES	39,052720	35,993320	1,592412	1,263228
CAP GEMINI	34,602840	33,508480	1,711777	1,485195
CARREFOUR	32,986070	31,164740	1,171000	0,912043
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	26,456590	26,052200	1,380267	1,103498
CNP ASSURANCES	23,723380	21,977890	-1,449310	-1,000501
CREDIT AGRICOLE	37,761540	34,377430	1,941958	1,385063
DANONE	26,806480	25,272370	4,226087	3,206065
DASSAULT SYSTEMES	25,501240	25,242850	0,837952	0,686249
EIFFAGE	26,077550	24,257680	-1,187162	-0,852403
ESSILOR INTL.	19,732860	19,301980	3,765053	2,574255
EURAZEO	30,298110	27,750540	-1,322866	-1,047533
EUROFINS SCIENTIFIC	13,019040	12,828070	-0,332702	-0,222820
FAURECIA	23,438600	22,460660	-0,549478	-0,405060
FONCIERE DES REGIONS	18,152480	17,988450	3,124831	2,386564
GAMELOFT	13,606710	13,138730	-0,632257	-0,298597
GECINA	20,690730	19,556870	-0,126518	-0,093929
GROUPE STERIA SCA	25,705360	24,560470	0,905210	0,681314
IMERYS	30,968200	28,198630	0,236814	0,178935
INGENICO	22,165380	22,002690	1,056557	0,844313
KERING	32,850120	31,518040	3,471454	2,730153
KLEPIERRE	22,936070	21,544660	3,640649	2,650807

L'OREAL	35,259480	32,101180	3,951137	3,268320
LVMH	28,430800	23,129400	-0,928499	-0,579813
M6-METROPOLE TV	27,524020	25,772180	0,939304	0,768843
MAUREL ET PROM	22,639820	22,968340	-1,146736	-0,872061
MICHELIN	35,926640	33,991930	1,472574	1,068413
NATIXIS	26,331190	24,585440	-1,552907	-0,951703
NEOPOST	17,288260	16,116950	-0,391893	-0,263713
NEXANS	30,333920	28,968290	-1,143790	-0,963165
NICOX	14,524410	13,475280	-1,154145	-0,987550
ORANGE	33,184310	31,244970	0,785225	0,661503
ORPEA	15,319580	15,170790	0,622228	0,427757
PERNOD-RICARD	21,664600	20,858360	3,394384	2,477989
PEUGEOT	30,587670	29,187800	-0,322202	-0,295826
PLASTIC OMNIUM	13,992990	12,954220	-1,231370	-0,984551
REMY COINTREAU	14,905590	14,546970	-1,243524	-0,893962
RENAULT	38,220310	35,831870	2,985651	2,684985
RUBIS	16,130350	15,290690	-0,787800	-0,487371
SAFRAN	2,648731	25,462200	-0,094258	-0,069635
SAINT GOBAIN	49,040420	43,206580	1,760823	1,280599
SANOFI	29,772990	27,874860	2,997840	2,503336
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	5,820593	5,912009	-0,085832	-1,225382
SCHNEIDER ELECTRIC	41,104200	35,747770	-1,293826	-1,020762
SEB	21,939150	20,572510	2,865212	2,125947
SOCIETE GENERALE	41,362590	37,596860	1,090448	0,856242
SODEXO	24,824050	24,445680	0,595754	0,408817
SOLVAY	24,333680	22,469500	0,416916	0,320143
STMICROELECTRONICS (PAR)	31,469960	29,956840	0,657451	0,446294
TECHNICOLOR	21,526630	19,349550	0,227459	0,191506
TECHNIP	27,731130	26,565150	1,246951	0,970428
TF1 (TV.FSE.1)	31,152960	28,726580	2,105830	1,601472
THALES	25,238720	24,453000	0,933567	0,764108
TOTAL	44,214820	41,542710	1,885645	1,475830
UBISOFT ENTM.	21,814300	20,645250	1,365274	1,056516
UNIBAIL-RODAMCO	26,029020	24,142210	4,199721	3,276453
VALEO	31,555620	29,344920	1,636632	1,403205
VALLOUREC	26,730320	25,930100	-0,923148	-0,870666
VEOLIA ENVIRONNEMENT	28,984500	27,625970	0,863573	0,619824
VICAT	15,921000	15,878590	-0,608942	-0,351184
VILMORIN & CIE	10,692740	9,985044	1,195866	0,858431
VINCI	41,998940	37,807740	1,527337	1,233698
ZODIAC AEROSPACE	23,870790	22,693200	1,923404	1,454064

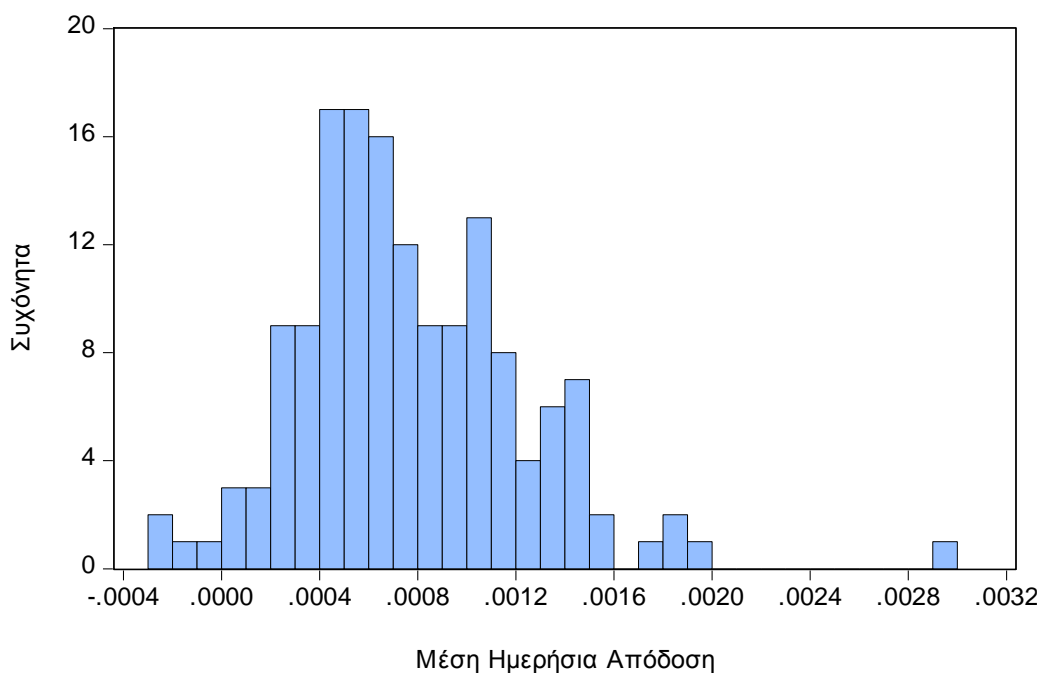
Παρόμοια δομή έχει και ο Πίνακας 5.8 με την μόνη διαφορά ότι έχουμε 2 ανεξάρτητες μεταβλητές άρα δύο διορθωμένα t-statistic, τα οποία και αυτά στην πλειοψηφία τους εμφανίζουν μικρότερες τιμές.

5.2. Αγγλία

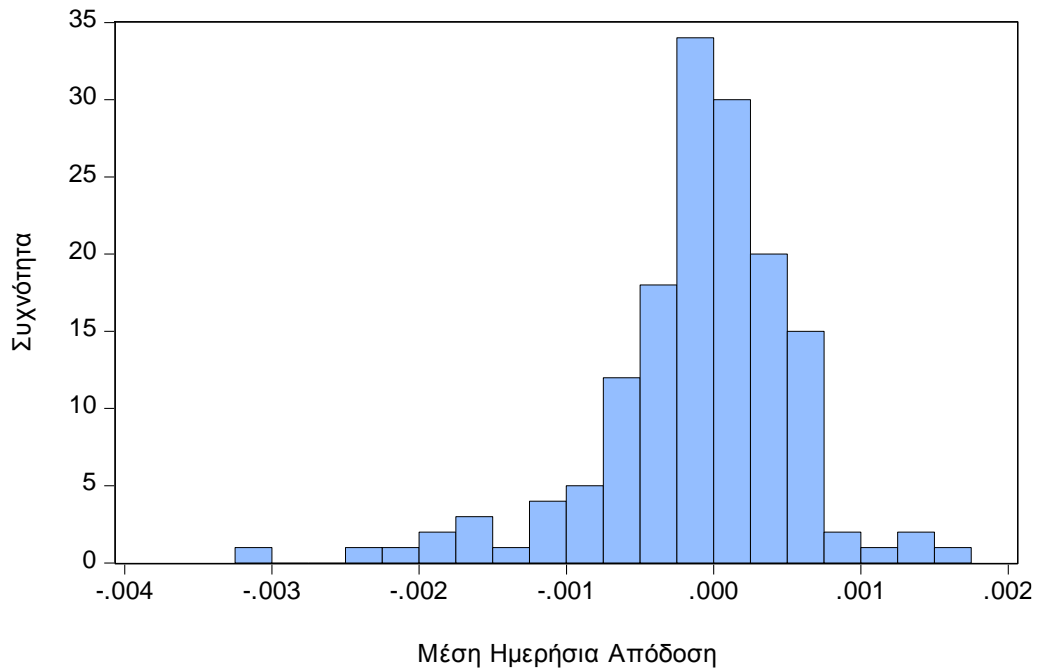
5.2.1. Περιγραφικά στατιστικά στοιχεία

Στο κεφάλαιο αυτό θα παρουσιάσουμε ορισμένα περιγραφικά στοιχεία αναφορικά με την μέση ημερήσια απόδοση των μετοχών καθώς και του συντελεστή μεταβλητότητας κατά τις προαναφερθείσες τρεις χρονικές υποπεριόδους των δεδομένων. Στα τρία διαγράμματα που ακολουθούν παρουσιάζονται τα ιστογράμματα των μέσων αποδόσεων κατά τις 3 χρονικές υποπεριόδους. Στον κάθετο άξονα αναγράφονται οι τιμές της συχνότητας ενώ στον οριζόντιο οι τιμές των μέσων αποδόσεων.

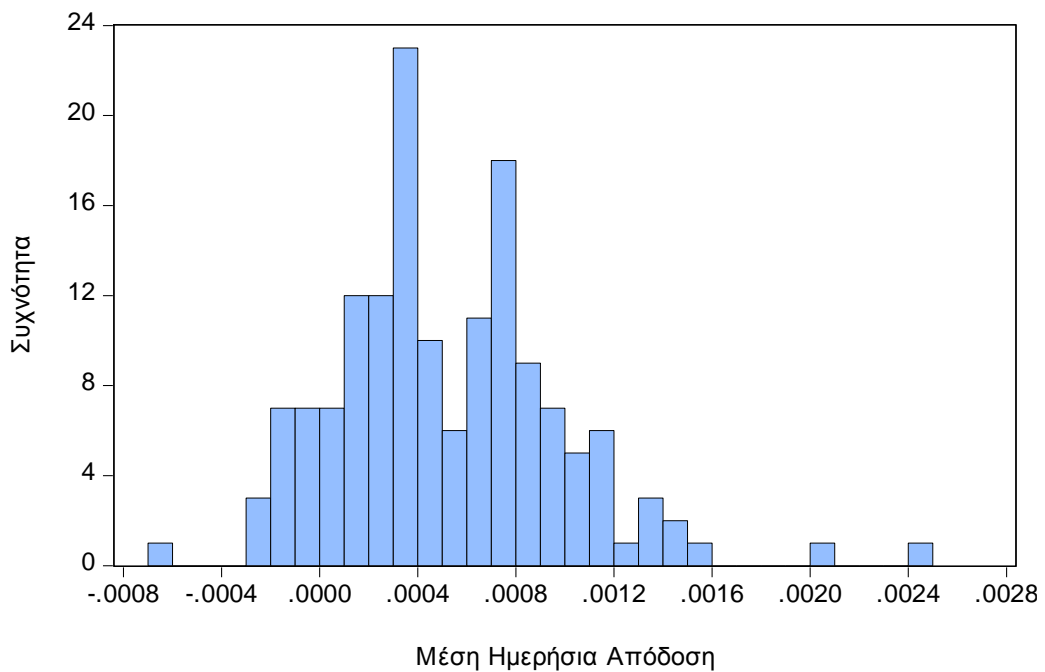
Σχήμα 5.21: Η Κατανομή των Μέσων Αποδόσεων κατά την Περίοδο 1



Σχήμα 5.22: Η Κατανομή των Μέσων Αποδόσεων κατά την Περίοδο 2



Σχήμα 5.23: Η Κατανομή των Μέσων Αποδόσεων κατά την Περίοδο 3



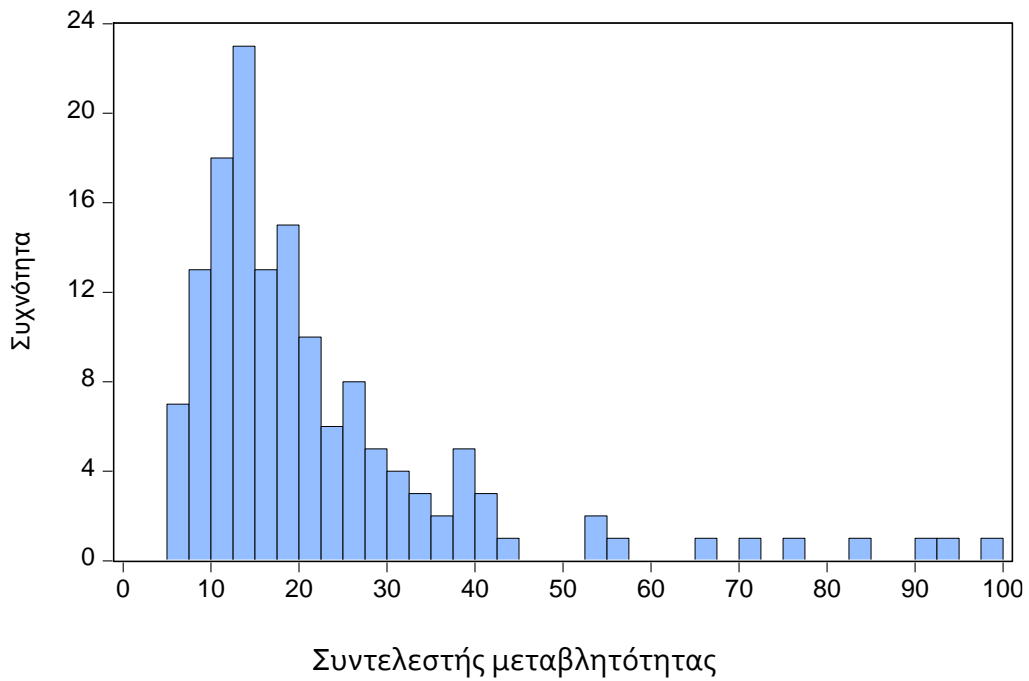
Πίνακας 5.9: Περιγραφικά στατιστικά για την μέση ημερήσια απόδοση

	ΜΕΣΗ ΗΜΕΡΗΣΙΑ ΑΠΟΔΟΣΗ		
	Υποπερίοδος 1	Υποπερίοδος 2	Υποπερίοδος 3
Μέση Τιμή	0,00077	-0,00011	0,00052
Διάμεσος Τιμή	0,00069	-0,00004	0,00047
Μέγιστη Τιμή	0,00298	0,00169	0,00244
Ελάχιστη Τιμή	-0,00024	-0,00314	-0,00061
Τυπική Απόκλιση	0,00046	0,00067	0,00046
Συντελεστής Ασυμμετρίας	0,92	-1,14	0,76
Συντελεστής Κύρτωσης	5,60	6,30	4,67
Αριθμός Επιχειρήσεων	153	153	153

Στον Πίνακα 5.9 καθώς και στα Σχήματα 5.21, 5.22, 5.23 αναγράφονται συνοπτικά ώστε να γίνουν συγκρίσεις των βασικών περιγραφικών στοιχείων μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών τις 3 χρονικές υποπεριόδους. Παρατηρούμε ότι στην δεύτερη υποπερίοδο είχαμε αρνητική μέση τιμή καθώς και συντελεστή ασυμμετρίας. Επίσης, η τυπική απόκλιση των μέσων ημερησίων αποδόσεων κατά την δεύτερη υποπερίοδο είναι 0,00067 ενώ την πρώτη και την τρίτη περίοδο 0,00046, δηλαδή 1,45 φορές υψηλότερη. Το γεγονός αυτό μας δείχνει την αύξηση της μεταβλητότητας των αποδόσεων (δηλαδή του κινδύνου) κατά την δεύτερη υποπερίοδο. Η μέγιστη τιμή εμφανίζεται την πρώτη υποπερίοδο ενώ η ελάχιστη την τρίτη υποπερίοδο. Ο συντελεστής κύρτωσης είναι μεγαλύτερος του 3 σε κάθε υποπερίοδο άρα η κατανομή των μέσων ημερησίων αποδόσεων είναι λεπτόκυρτη, ενώ ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι θετικός στην πρώτη και τρίτη υποπερίοδο (η κατανομή είναι ασύμμετρη δεξιά), ενώ την δεύτερη υποπερίοδο είναι αρνητικός (η κατανομή είναι ασύμμετρη αριστερά).

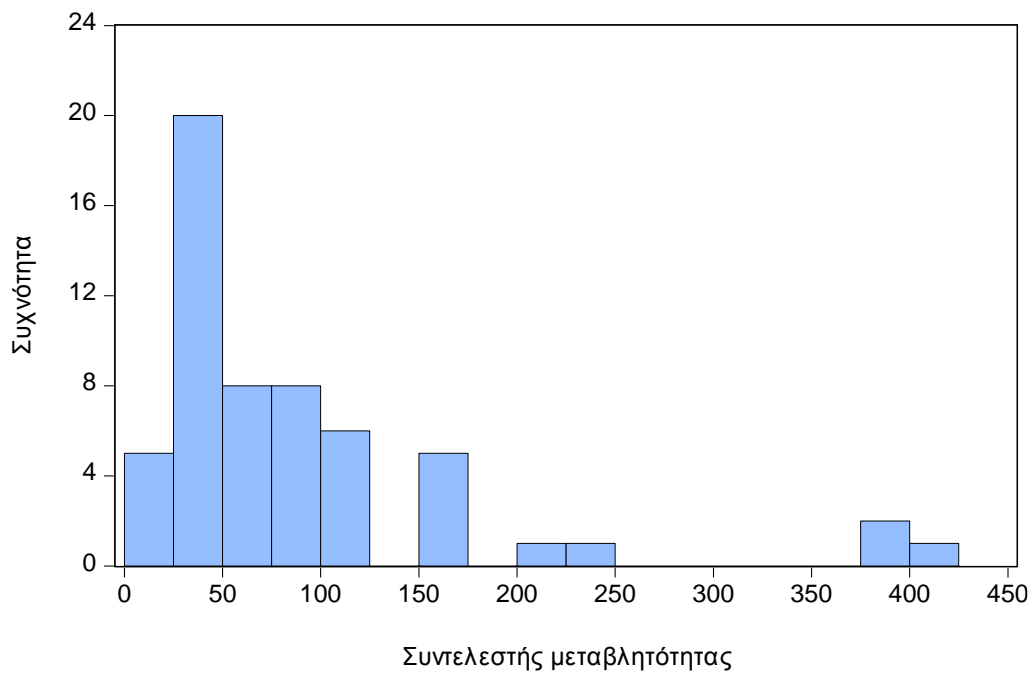
Σχήμα 5.24: Η Κατανομή των Συντελεστών Μεταβλητότητας κατά την Περίοδο

1



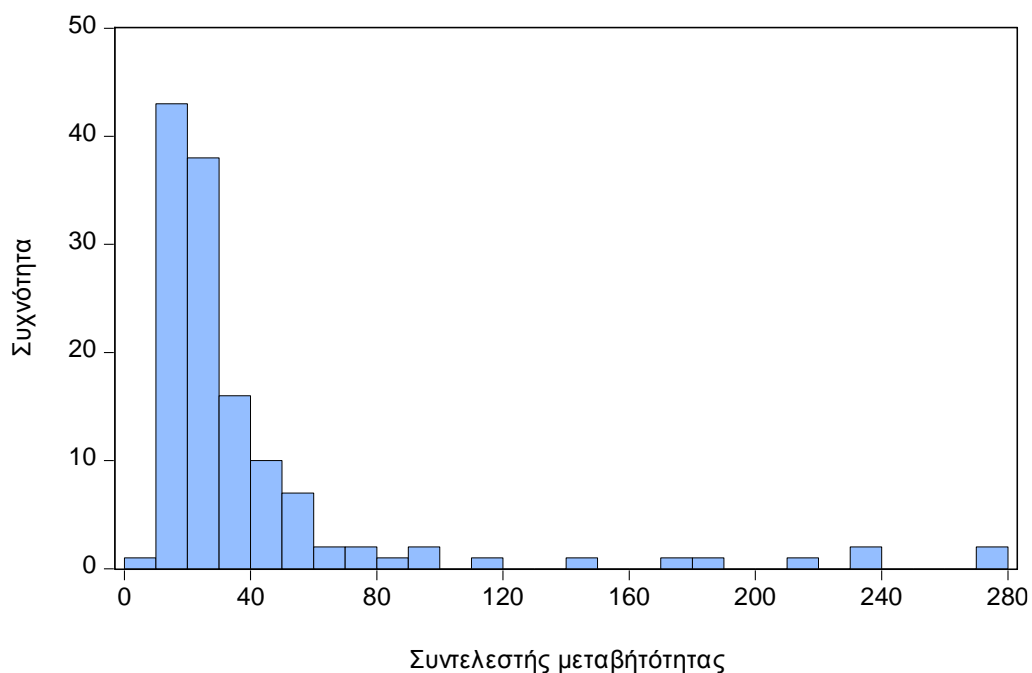
Σχήμα 5.25: Η Κατανομή των Συντελεστών Μεταβλητότητας κατά την Περίοδο

2



Σχήμα 5.26: Η Κατανομή των Συντελεστών Μεταβλητότητας κατά την Περίοδο

3



Πίνακας 5.10: Περιγραφικά στατιστικά για τον συντελεστή μεταβλητότητας των ημερησίων αποδόσεων

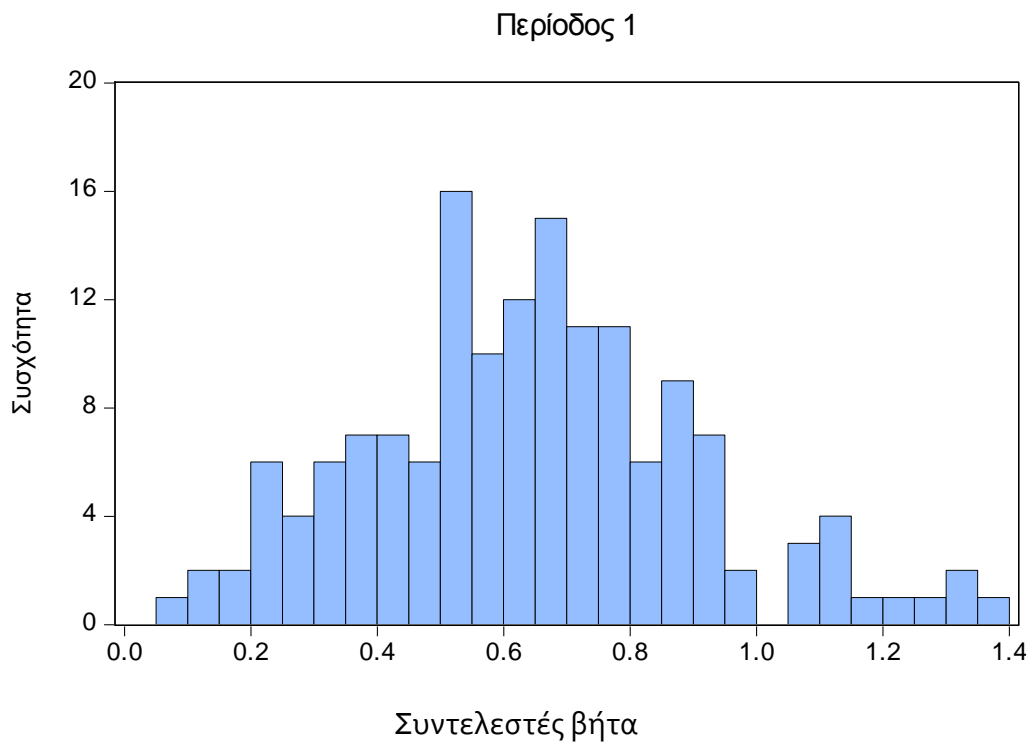
	ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΟΤΗΤΑΣ		
	Υποπερίοδος 1	Υποπερίοδος 2	Υποπερίοδος 3
Μέση Τιμή	22,543	90,262	41,188
Διάμεσος Τιμή	17,315	56,993	24,344
Μέγιστη Τιμή	99,319	419,310	279,685
Ελάχιστη Τιμή	6,229	19,806	6,987
Τυπική Απόκλιση	17,232	88,049	50,133
Συντελεστής Ασυμμετρίας	2,421	2,304	3,240
Συντελεστής Κύρτωσης	9,54	8,275	13,457
Αριθμός Επιχειρήσεων	149	71	135

Στα Σχήματα 5.24, 5.25, 5.26 καθώς και στον πίνακα 5.10 έχουμε τα βασικά περιγραφικά στατιστικά στοιχεία των συντελεστών μεταβλητότητας των ημερησίων αποδόσεων. Επιλέξαμε σε κάθε υποπερίοδο τις εταιρίες που έχουν θετικό συντελεστή μεταβλητότητας. Στην πρώτη υποπερίοδο από το σύνολο του δειγματος 149 εταιρίες είχαν θετικό συντελεστή, στην δεύτερη μόνο 71, ενώ στην τρίτη 135. Αυτό μπορούμε να το δικαιολογήσουμε για την δεύτερη ειδικά υποπερίοδο (17/08/2006-16/12/2009) που βρίσκεται μέσα στην "κρίση του 2007" και μετά. Επίσης, λόγω αυτής της ιδιαιτερότητας διάφορα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία όπως η μέση τιμή, η μέγιστη τιμή καθώς και η τυπική απόκλιση εμφανίζουν αρκετά υψηλότερες τιμές από ότι στην 1^η και 3^η υποπερίοδο.

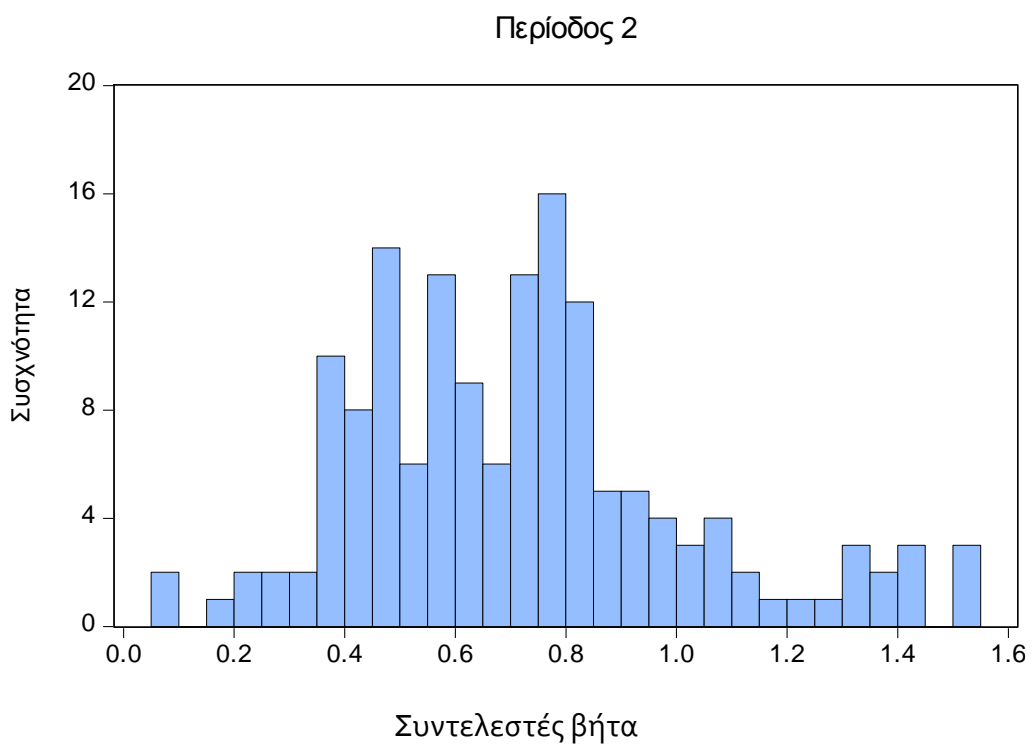
5.2.2. Η εκτίμηση των συντελεστών βήτα και η δημιουργία χαρτοφυλακίων

Ο συντελεστής βήτα των μετοχών προκύπτει από την εκτίμηση του μονοπαραγοντικού υποδείγματος με βάση τα δεδομένα της πρώτης υποπεριόδου (16/05/2003-16/09/2006). Από αυτή τη διαδικασία εκτιμήθηκαν 153 συντελεστές βήτα, ένας για κάθε μετοχή. Με τον ίδιο τρόπο εκτιμήθηκαν και οι συντελεστές βήτα των 153 μετοχών και για την δεύτερη υποπερίοδο (17/09/2006-16/01/2010). Παρακάτω παρουσιάζουμε πίνακα και ιστογράμματα που αφορούν βασικά περιγραφικά στατιστικά στοιχεία και την κατανομή των συντελεστών βήτα των δύο υποπεριόδων.

Σχήμα 5.27: Η Κατανομή των Συντελεστών Βήτα κατά την Περίοδο 1



Σχήμα 5.28: Η Κατανομή των Συντελεστών Βήτα κατά την Περίοδο 2



Πίνακας 5.11: Περιγραφικά στατιστικά για τους συντελεστές βήτα

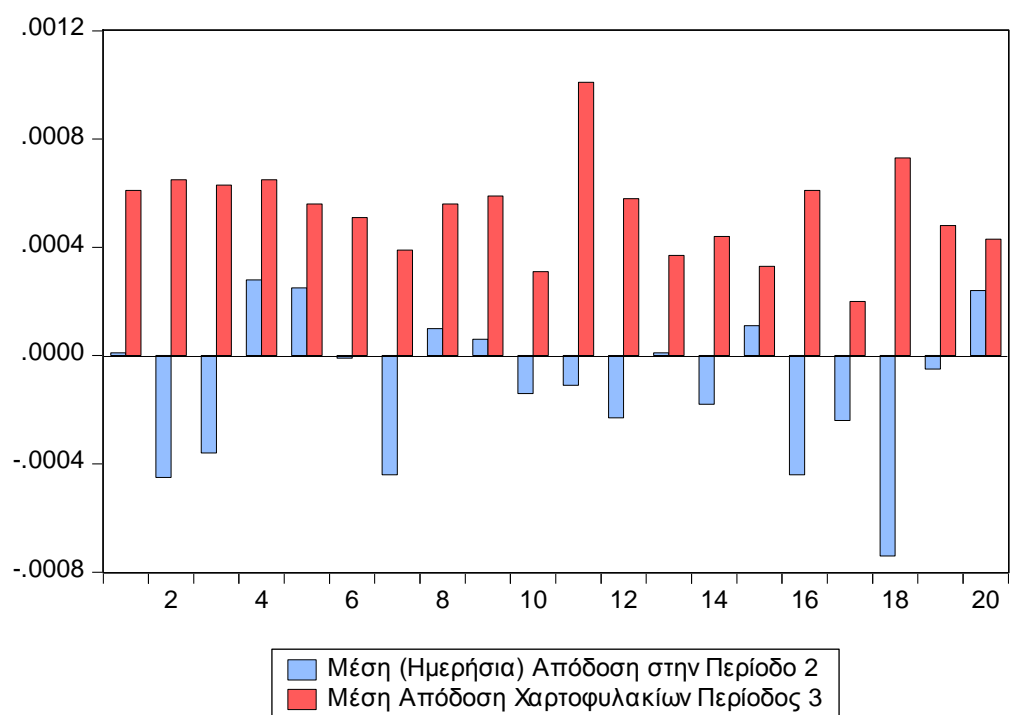
	Υποπερίοδος 1	Υποπερίοδος 2
Μέση Τιμή	0,6436	0,7164
Διάμεσος Τιμή	0,6394	0,7011
Μέγιστη Τιμή	1,3972	1,5443
Ελάχιστη Τιμή	0,0933	0,0863
Τυπική Απόκλιση	0,2633	0,2987
Συντελεστής Ασυμμετρίας	0,38	0,72
Συντελεστής Κύρτωσης	3,10	3,47
Αριθμός Επιχειρήσεων	153	153

Από τον Πίνακα 5.11 και τα Σχήματα 5.27 και 5.28 παρατηρούμε ότι η μέση τιμή του συντελεστή βήτα αυξήθηκε στα 0,7164 την 2η υποπερίοδο από 0,6436 την 1η υποπερίοδο καθώς η διάμεσος, η μέγιστη τιμή ο συντελεστής κύρτωσης και ασυμμετρίας. Επίσης, η τυπική απόκλιση αυξήθηκε ελαφρώς σε 0,2987 από 0,2633. Στο Παράρτημα 2-Πίνακας 1 υπάρχει αναλυτικός πίνακας με τις τιμές των συντελεστών βήτα για όλες τις μετοχές στις δύο πρώτες υποπεριόδους.

5.2.3. Ο σχηματισμός των 20 χαρτοφυλακίων

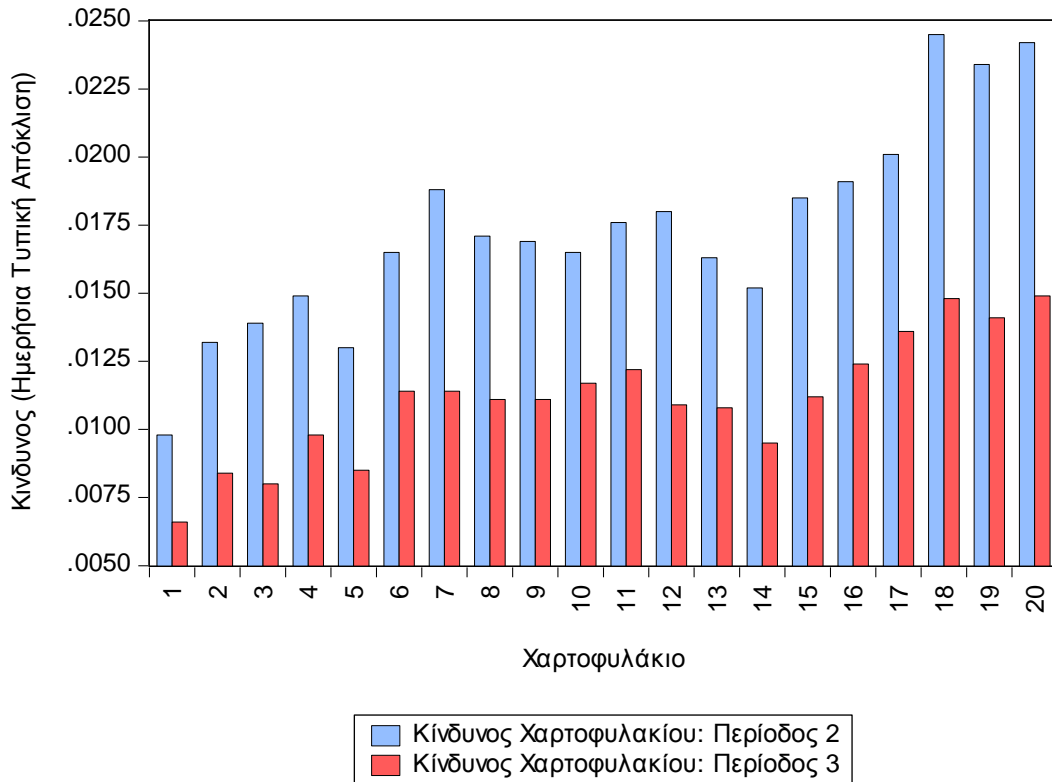
Στη συνέχεια, όπως αναφέραμε και στο 4ο κεφάλαιο της μεθοδολογίας οι μετοχές ταξινομήθηκαν με βάση το συντελεστή βήτα της πρώτης υποπεριόδου από τον μικρότερο προς το μεγαλύτερο και δημιουργήθηκαν 20 χαρτοφυλάκια από 7 έως 8 μετοχές το καθένα. Στο Παράρτημα 2-Πίνακας 2 υπάρχει αναλυτική παρουσίαση των 20 χαρτοφυλακίων με την τιμή του συντελεστή βήτα. Στη συνέχεια υπολογίζεται η μέση απόδοση κάθε χαρτοφυλακίου έτσι όπως δημιουργήθηκε την πρώτη υποπερίοδο αλλά με δεδομένα της δεύτερης και τρίτης υποπεριόδου.

Σχήμα 5.29: Οι Αποδόσεις των Χαρτοφυλακίων την Περίοδο 2 & την Περίοδο 3



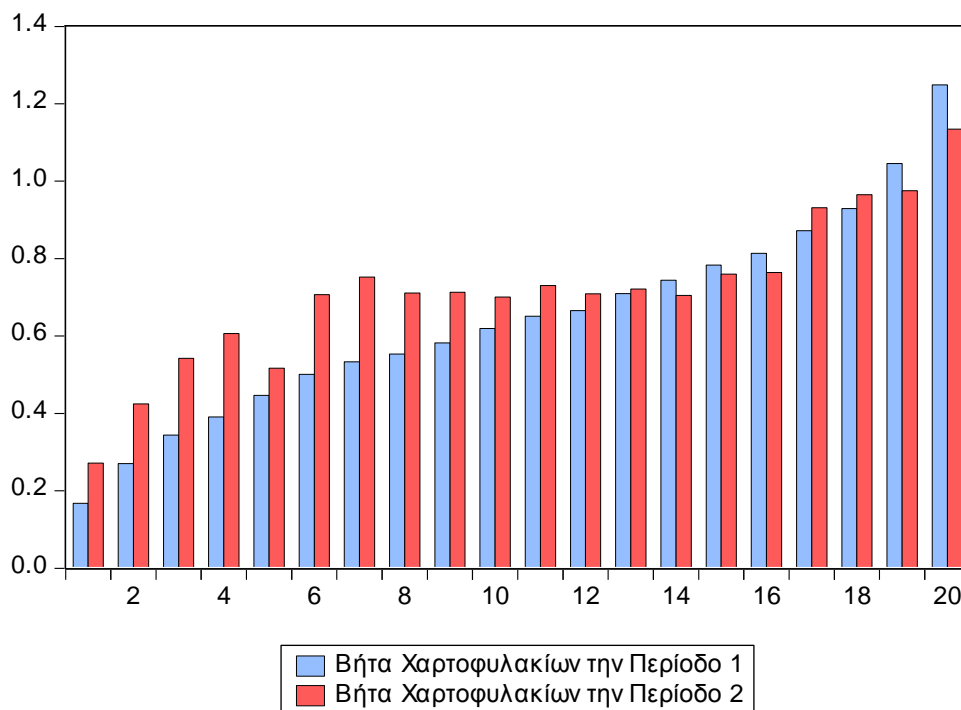
Από το Σχήμα 5.29 παρατηρούμε ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου την 3η υποπερίοδο είναι ήταν πολύ υψηλότερες από αυτές της 2ης υποπεριόδου, γεγονός που μας επιβεβαιώνει την ιδιαιτερότητα της 2^{ης} υποπεριόδου (2006-2009).

Σχήμα 5.30: Ο Κίνδυνος των Χαρτοφυλακίων την Περίοδο 2 & την Περίοδο 3



Στο Σχήμα 5.30 υπολογίστηκαν οι τυπικές αποκλίσεις των σχηματιζόμενων χαρτοφυλακίων για την 2η και 3η υποπερίοδο όπου παρατηρούμε ότι σε όλα τα χαρτοφυλάκια ο κίνδυνος την 2η υποπερίοδο είναι υψηλότερος από την 3η υποπερίοδο.

Σχήμα 5.31: Ο Συντελεστής Βήτα των Χαρτοφυλακίων



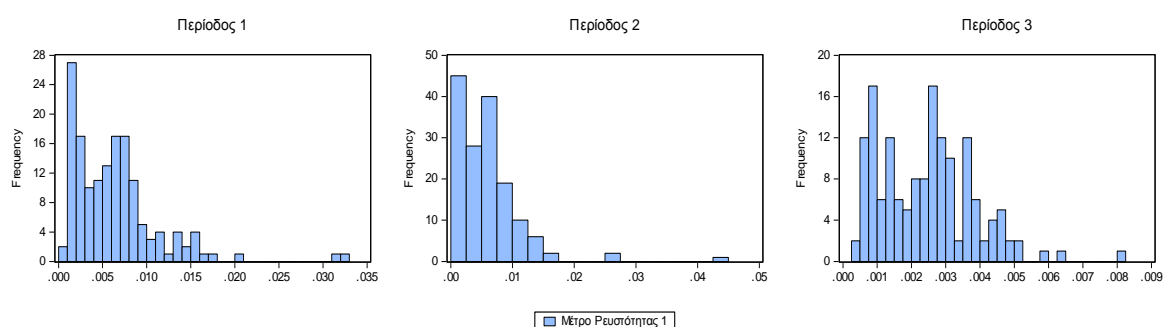
Στο ανωτέρω Σχήμα 5.31 παρατηρούμε μια συστηματική αύξηση του συντελεστή βήτα στην πλειοψηφία των χαρτοφυλακίων διαχρονικά από την 1^η στην 2^η υποπερίοδο καθώς και μια μεταβλητότητα των βήτα από χαρτοφυλάκιο σε χαρτοφυλάκιο.

5.2.4. Περιγραφικά στατιστικά και εξέλιξη των μέτρων ρευστότητας διαχρονικά

Σε αυτό το κεφάλαιο θα παρουσιαστούν πίνακες και ιστογράμματα που αφορούν βασικά στατιστικά στοιχεία των τριών μέτρων ρευστότητας που αφορούν τις μετοχές του δείγματος στις 3 υποπεριόδους αλλά και των σχηματισθέντων χαρτοφυλακίων. Να υπενθυμίσουμε σε αυτό το σημείο τους τρόπους υπολογισμού των τριών μέτρων για μια μετοχή. Το μέτρο ρευστότητας Turnover απεικονίζει τον όγκο συναλλαγών της μετοχής μια συγκεκριμένη ημέρα, και εκτιμάται από τον λόγο του όγκου συναλλαγών (σε αριθμό μετοχών) της μετοχής

την ημέρα προς τον συνολικό αριθμό μετοχών σε κυκλοφορία. Ο δείκτης ρευστότητας Illiq-Amihud ορίζεται ως ο λόγος της απόλυτης τιμής της απόδοσης μιας μετοχής προς τον όγκο συναλλαγών σε χρηματικές μονάδες. Ο δείκτης ρευστότητας RtoTurnover εκτιμάται ως ο λόγος της απόλυτης τιμής της απόδοσης της μετοχής την ημέρα προς τον δείκτη Turnover της μετοχής.

Σχήμα 5.32: Η Κατανομή της Μέσης Τιμής του Μέτρου Ρευστότητας 1 Turnover για τις 153 Μετοχές

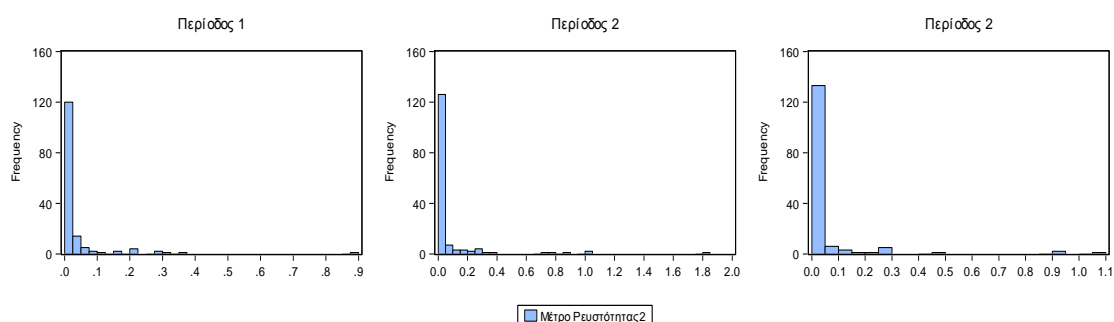


Πίνακας 5.12: Περιγραφικά Στατιστικά για το 1^ο μέτρο ρευστότητας Turnover

	ΜΕΤΡΟ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑΣ 1-TURNOVER		
	Υποπερίοδος 1	Υποπερίοδος 2	Υποπερίοδος 3
Μέση Τιμή	0,0063	0,0059	0,0025
Διάμεσος Τιμή	0,0056	0,0051	0,0025
Μέγιστη Τιμή	0,0324	0,0439	0,0081
Ελάχιστη Τιμή	0,0008	0,0004	0,0004
Τυπική Απόκλιση	0,0050	0,0053	0,0014
Συντελεστής Ασυμμετρίας	2,16	3,24	0,71
Συντελεστής Κύρτωσης	10,58	21,02	3,83
Αριθμός Επιχειρήσεων	153	153	153

Από τον Πίνακα 5.12 και το Σχήμα 5.32 παρατηρούμε ότι η μέγιστη τιμή του μέτρου 0,0439 παρουσιάστηκε την δεύτερη υποπερίοδο ενώ η ελάχιστη την δεύτερη και την τρίτη. Η τυπική απόκλιση ήταν μεγαλύτερη την 2η υποπερίοδο ενώ και στις τρεις υποπεριόδους η κατανομή του μέτρου είναι λεπτόκυρτη, αφού παρουσιάζει τιμές >3 , ενώ υπάρχει θετική ασυμμετρία στις τρεις κατανομές αφού ο συντελεστής ασυμμετρίας είναι θετικός.

Σχήμα 5.33: Η Κατανομή της Μέσης Τιμής του Μέτρου Ρευστότητας 2 Amihud-Illiq για τις 153 Μετοχές



Πίνακας 5.13: Περιγραφικά Στατιστικά για το 2ο μέτρο ρευστότητας Illiq-Amihud

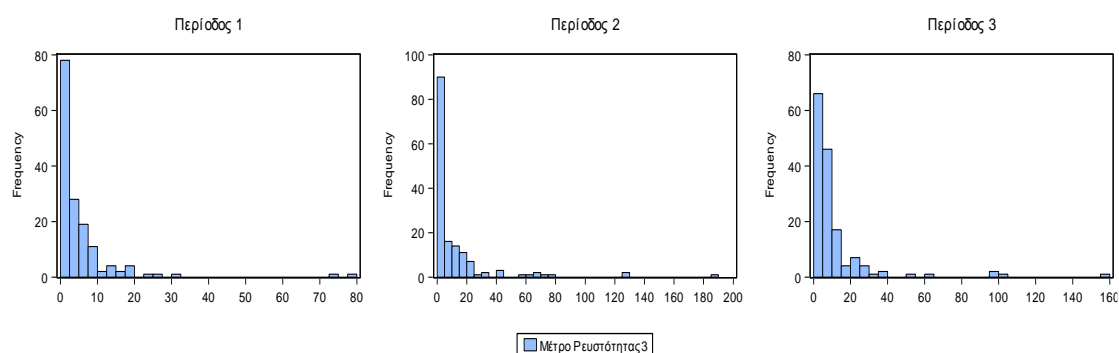
	ΜΕΤΡΟ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑΣ 2-ILLIQ AMIHUD		
	Υποπερίοδος 1	Υποπερίοδος 2	Υποπερίοδος 3
Μέση Τιμή	0,031	0,069	0,044
Διάμεσος Τιμή	0,002	0,002	0,002
Μέγιστη Τιμή	0,880	1,809	1,099
Ελάχιστη Τιμή	0,00002	0,00004	0,00006
Τυπική Απόκλιση	0,093	0,221	0,148
Συντελεστής Ασυμμετρίας	5,96	5,05	5,33
Συντελεστής Κύρτωσης	48,31	32,55	33,37
Αριθμός Επιχειρήσεων	153	153	153

Όσον αφορά το δεύτερο μέτρο ρευστότητας Illiq-Amihud η μέγιστη τιμή εμφανίζεται την δεύτερη υποπερίοδο καθώς και η τυπική απόκλιση είναι

υψηλότερη εκείνη την περίοδο. Η διάμεσος και στις τρεις υποπεριόδους εμφανίζει την ίδια τιμή ενώ και οι τρεις κατανομές είναι λεπτόκυρτες και ασύμμετρες δεξιά όπως φαίνεται από τα τρία ιστογράμματα αλλά και από τις τιμές των αντίστοιχων συντελεστών. Επίσης, οι τιμές των συντελεστών κύρτωσης και ασυμμετρίας είναι αρκετά υψηλότερες σε σχέση με τους αντίστοιχους του 1ου μέτρου Turnover γεγονός που αποδεικνύεται και από τον σχηματισμό των ιστογραμμάτων. Η αυξημένη τιμή στην 2^η υποπερίοδο δείχνει την έλλειψη ρευστότητας εκείνη την περίοδο. Όλα τα παραπάνω φαίνονται στο Σχήμα 5.33 και Πίνακα 5.13.

Σχήμα 5.34: Η Κατανομή της Μέσης Τιμής του Μέτρου Ρευστότητας 3

RtoTurnover για τις 153 Μετοχές



Πίνακας 5.14: Περιγραφικά Στατιστικά για το 3ο μέτρο ρευστότητας

RtoTurnover

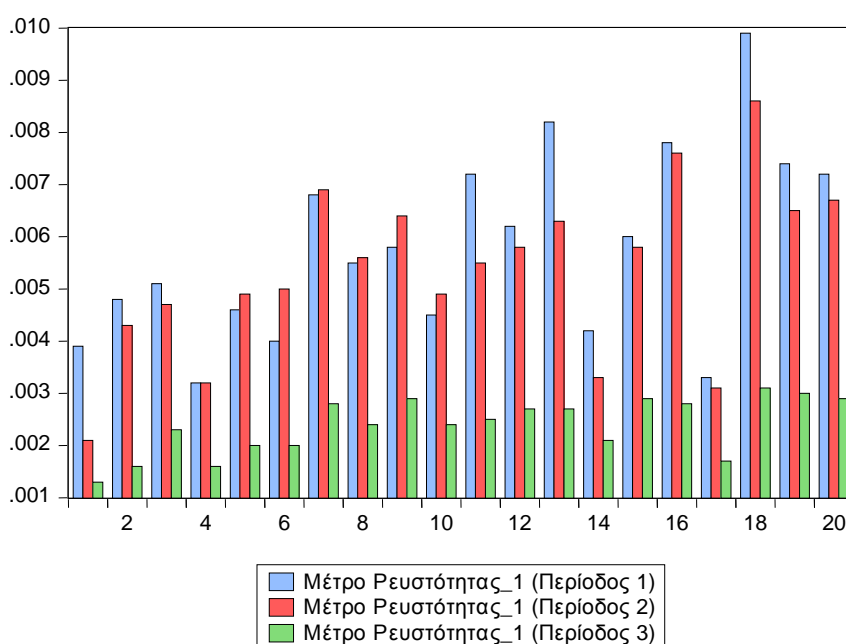
	ΜΕΤΡΟ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑΣ 3-RtoTURNOVER		
	Υποπερίοδος 1	Υποπερίοδος 2	Υποπερίοδος 3
Μέση Τιμή	5,66	12,75	11,79
Διάμεσος Τιμή	2,43	4,11	5,54
Μέγιστη Τιμή	77,56	187,60	156,04
Ελάχιστη Τιμή	0,70	0,81	1,70
Τυπική Απόκλιση	9,51	24,09	19,25
Συντελεστής Ασυμμετρίας	5,47	4,40	4,75
Συντελεστής Κύρτωσης	38,77	26,17	29,31

Αριθμός Επιχειρήσεων	153	153	153
----------------------	-----	-----	-----

Για το τρίτο μέτρο ρευστότητας στο Πίνακα 5.14 και Σχήμα 5.34 παρατηρούμε αρκετά υψηλές μέγιστες τιμές, ειδικότερα την δεύτερη και τρίτη υποπερίοδο. Επίσης, η τυπική απόκλιση εξακολουθεί να έχει την υψηλότερη τιμή (24,09) την δεύτερη υποπερίοδο όπως και στα άλλα δύο μέτρα. Σχετικά υψηλές τυπικές αποκλίσεις παρατηρούνται και στις άλλες δύο υποπεριόδους (1 και 3 αντίστοιχα). Ομοίως με τα άλλα δυο μέτρα, οι συντελεστές ασυμμετρίας και κύρτωσης είναι μεγαλύτεροι του 3 και θετικοί αντίστοιχα στις 3 υποπεριόδους εμφανίζοντας δεξιά ασυμμετρία και λεπτοκυρτότητα.

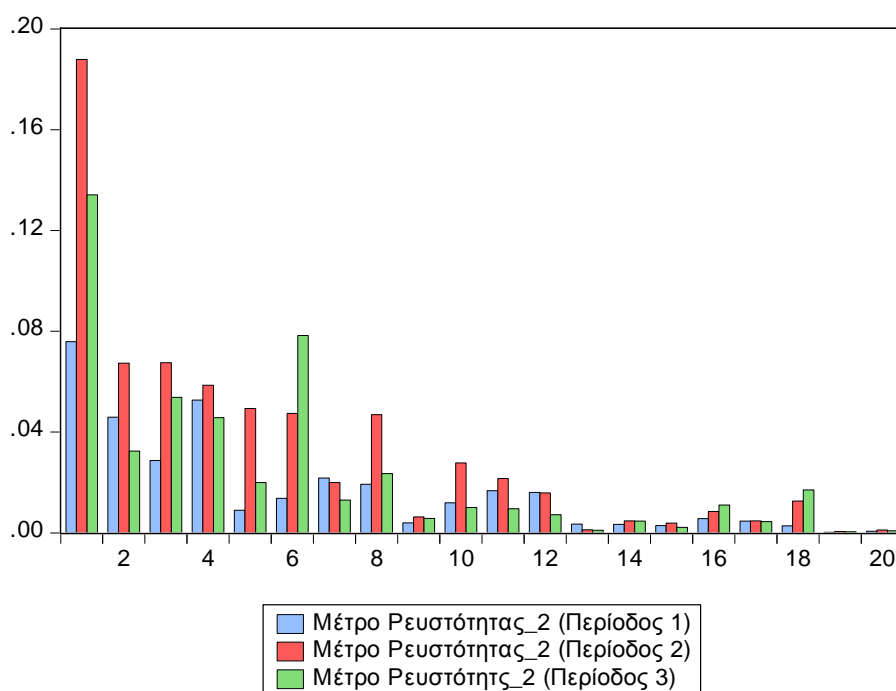
Εν συνεχεία θα παρουσιαστεί η διαχρονική εξέλιξη των τριών μέτρων ρευστότητας για τα 20 χαρτοφυλάκια που έχουν δημιουργηθεί στις 3 υποπεριόδους. Καθε δείκτης ρευστότητας του εκάστοτε χαρτοφυλακίου έχουν προκύψει ως ο απλός μέσος όρος του αντίστοιχου δείκτη των μετοχών που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο

Σχήμα 5.35: Η Εξέλιξη του Μέτρου Ρευστότητας Turnover των 20 Χαρτοφυλακίων



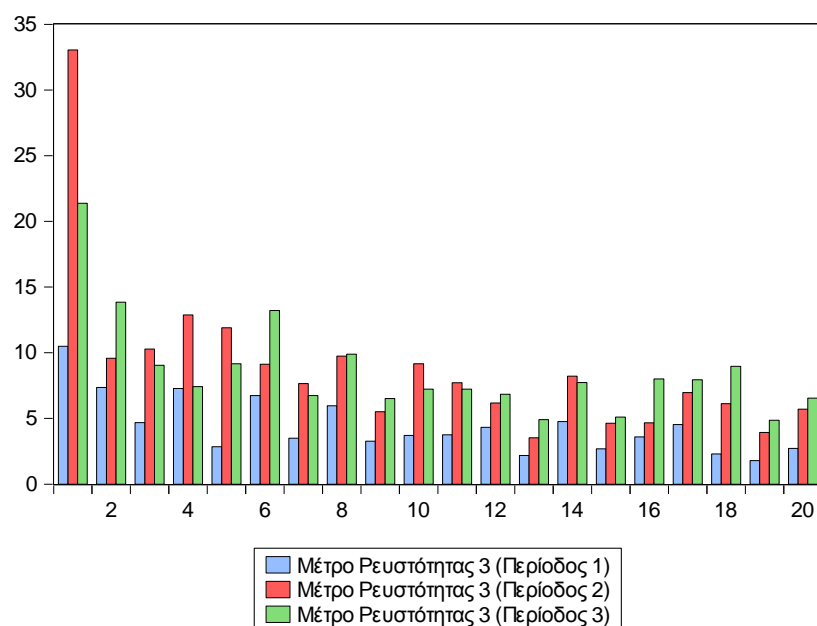
Στο παραπάνω Σχήμα 5.35 ο οριζόντιος άξονας περιλαμβάνει τα 20 χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν την πρώτη υποπερίοδο ενώ ο κάθετος τις τιμές του μέσου μέτρου ρευστότητας Turnover. Σε γενικές γραμμές παρατηρούμε ότι στην 1η υποπερίοδο όπου τα βήτα των χαρτοφυλακίων είναι υπολογισμένα με αύξουσα σειρά το μέτρο Turnover δεν ακολουθεί την ίδια σειρά αφού μερικά χαρτοφυλάκια με υψηλότερο βήτα παρουσιάζουν χαμηλότερη τιμή του μέτρου. Στην δεύτερη υποπερίοδο όπου τα βήτα δεν έχουν κάποια σειρά ταξινόμησης πάλι παρατηρούμε το ίδιο φαινόμενο. Επίσης, σε όλα τα χαρτοφυλάκια το μέτρο λαμβάνει την χαμηλότερη τιμή του την 3^η υποπερίοδο ενώ στα περισσότερα την 1^η υποπερίοδο λαμβάνει την υψηλότερη τιμή του.

Σχήμα 5.36: Η Εξέλιξη του Μέτρου Ρευστότητας Illiq-Amihud των 20 Χαρτοφυλακίων



Στο μέτρο του Amihud (Σχήμα 5.36) παρατηρούμε ότι όλο σχεδόν το σύνολο των χαρτοφυλακίων την δεύτερη υποπερίοδο έχουν την υψηλότερη τιμή του μέτρου, ειδικότερα τα χαρτοφυλάκια με τον χαμηλότερο συντελεστή βήτα την πρώτη υποπερίοδο.

Σχήμα 5.37: Η Εξέλιξη του Μέτρου Ρευστότητας RtoTurnτων 20 Χαρτοφυλακίων



Στο μέτρο RtoTurnover δεν μπορούμε να αναφέρουμε κάτι συγκεκριμένο για την σχέση βήτα και RtoTurnover σε καμία από τις υποπεριόδους παρά μόνο μια μεταβλητότητα του μέτρου σε κάθε χαρτοφυλάκιο από υποπερίοδο σε υποπερίοδο. (Σχήμα 5.37)

5.2.5. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

Πριν την εκτέλεση των παλινδρομήσεων χρήσιμο είναι να γίνει έλεγχος που αφορά την στασιμότητα των αποδόσεων των χαρτοφυλακίων, δηλαδή ο έλεγχος για ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Ο έλεγχος έγινε με το Augmented Dickey Fuller test

(ADF test) πάνω στην μεταβλητή R_p που είναι οι αποδόσεις των 20 χαρτοφυλακίων.

Πίνακας 5.15: ADF Test

H ₀ : R_p has a unit root H ₁ : R_p doesn't have a unit root		t-statistic
Augmented Dickey- Fuller test statistic		-5.309739
Test critical values	1%	-3.831511
	5%	-3.029970
	10%	-2.655194

Όπως φαίνεται από τον Πίνακα 5.15 σε όλα τα επίπεδα σημαντικότητας το t-statistic = 5,309739 είναι μικρότερο από τις κριτικές τιμές, άρα απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση H_0 ότι οι αποδόσεις έχουν μοναδιαία ρίζα και αποδεχόμαστε την H_1 ότι δεν έχουν μοναδιαία ρίζα και είναι στάσιμες.

5.2.6. **Εκτέλεση παλινδρομήσεων, εκτίμηση παραμέτρων και διαγνωστικοί έλεγχοι καταλοίπων**

Μετά τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων ακολουθεί μια σειρά οικονομετρικών υποδειγμάτων προκειμένου να εξετάσουμε την επίδραση των τριών μέτρων ρευστότητας και του βήτα στις μετοχικές αποδόσεις. Οι παλινδρομήσεις που εκτελέστηκαν είναι ελαχίστων τετραγώνων (OLS regressions) ενώ το πολυπαραγοντικό μας μοντέλο είναι της μορφής $R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * \text{beta}_{pt-1} + \beta_2 * \text{Liq}_{pt-1} + e_{pt}$. Τα διαστρωματικά δεδομένα των 20 χαρτοφυλακίων αφορούν μέσες τιμές αποδόσεων, μέσους συντελεστές βήτα και μέσους δείκτες τριών μέτρων ρευστότητας. Ακολουθούν σε πίνακες τα αποτελέσματα των 3 περιπτώσεων παλινδρόμησης όπου αλλάζει κάθε φορά το μέτρο ρευστότητας καθώς και οι απαιτούμενοι διαγνωστικοί έλεγχοι καταλοίπων.

5.2.7. **1^η περίπτωση-Μέτρο ρευστότητας Turnover**

Πίνακας 5.16: Εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * \text{beta}_{pt-1} + \beta_2 * T_{pt-1} + e_{pt}.$$

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.	R ²	F-Statistic	Prob(F-Statistic)
c	0,000627	0,000154	4,060550	0,0008	0,206531	2,212449	0,139961
beta _{p,t-1}	-0,000496	0,000244	-2,029140	0,0584			
Tn _{p,t-1}	0,048532	0,029294	1,656716	0,1159			

Όπως έχουμε αναφέρει και στη μεθοδολογία στο 4^ο κεφάλαιο ξεκινάμε τον έλεγχο υποθέσεων για κάθε συντελεστή των ανεξάρτητων μεταβλητών του υποδείγματος. Ξεκινώντας με την $H_0: \beta_1 = 0$. Από τον πίνακα φαίνεται ότι το $|t\text{-statistic}| = 2,029140 < 2,086$ που σημαίνει ότι ο συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Επίσης, η τιμή της πιθανότητας $\text{prob} = 0,0584 > 0,005$ γεγονός που σημαίνει ότι αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής του beta είναι ίσος με το 0. Το std.error (0,000244) είναι αρκετά χαμηλό άρα οι εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα είναι αρκετά αξιόπιστα. (Πίνακας 5.16)

Εν συνεχεία, ελέγχουμε την υπόθεση $H_0: \beta_2 = 0$. Το $\text{prob} = 0,1159 > 0,05$ ενώ το $t\text{-statistic} = 1,656716 < 2,086$ που σημαίνει ότι ο συντελεστής του μέτρου Tn δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Αυτό σημαίνει ότι το μέτρο Tn δεν αποτελεί επεξηγηματική μεταβλητή στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Το std.error (0,029294) είναι αρκετά χαμηλό άρα οι εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα είναι αρκετά αξιόπιστα.

Τέλος το $R^2 = 0,206531$ που σημαίνει ότι κατά 20,6531% το μοντέλο μας εξηγεί τις αποδόσεις των μετοχών. Επίσης, το $\text{Prob (F-statistic)} = 0,139961 > 0,05$ που σημαίνει ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση, δηλαδή ότι όλοι οι συντελεστές εκτός του β_0 είναι ίσοι με 0.

Ακολουθεί μια σειρά διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων για να εξεταστεί αν υπάρχει παραβίαση των υποθέσεων του υποδείγματος.

- **Έλεγχος κανονικότητας**

Ο έλεγχος της κανονικότητας έγινε με την μέθοδο Jarque-Bera. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον κάτωθι πίνακα:

Πίνακας 5.17: Κανονικότητα καταλοίπων

Mean	1,68e-19
Median	9,45e-06

Maximum	0,000478
Minimum	-0,000208
Std.Dev	0,000157
Skewness	1,147867
Kurtosis	5,481476
Jarque-Bera	9,523428
Probability	0,008551

Η στατιστική Jarque-Bera (JB) = 9,52 > $\chi^2_{v=2, \alpha=5\%} = 5,99$ (κρίσιμη ή κριτική τιμή-critical value), οπότε απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση H_0 ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή γεγονός που αποδεικνύεται και από τα επίπεδα σημαντικότητας (πιθανότητες) όπου probability = 0,008551 < 0,05 (5%). (Πίνακας 5.17)

- **Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας**

Ο επόμενος έλεγχος αφορά την πολυσυγγραμμικότητα δηλαδή την ύπαρξη γραμμικής συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας 5.18: Μήτρα συσχέτισης

Correlation		
	beta	Tn
beta	1	0,597287
Tn	0,597287	1

Από τον πίνακα μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει επιβλαβής πολυσυγγραμμικότητα αφού ο συντελεστής συσχέτισης των ανεξάρτητων μεταβλητών beta και Tn είναι 0,597287. (Πίνακας 5.18)

- **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης**

Ο τρίτος στη σειρά έλεγχος αναφέρεται στην ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Υπάρχουν αρκετοί έλεγχοι στην διαπίστωση αυτοσυσχέτισης. Στο συγκεκριμένο μοντέλο παλινδρόμησης εφαρμόσαμε τον έλεγχο Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test όπου συνοπτικά είχαμε τα εξής αποτελέσματα.

Πίνακας 5.19: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0,518141	Prob.F(2,15)	0,6059
Obs*R-squared	1,292421	Prob.Chi-Square(2)	0,5240

Στον πίνακα παρατηρούμε ότι η στατιστική των Breusch-Godfrey $BG = (n-p)R^2$ ισούται με $1,292421 < \chi^2_{v=2, \alpha=5\%} = 5,991$ καθώς το $\text{Prob.Chi-Square} = 0,5240 > 0,05$ άρα αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση (δεύτερης τάξης) στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. (Πίνακας 5.19)

- **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο τελευταίος έλεγχος διαπίστωσης παραβίασης των υποθέσεων του υποδείγματος είναι ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Αν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι σταθερή. Όπως και στην περίπτωση της αυτοσυσχέτισης υπάρχουν αρκετοί έλεγχοι διαπίστωσης της ετεροσκεδαστικότητας. Στο συγκεκριμένο μοντέλο εφαρμόστηκε ο έλεγχος του White.

Πίνακας 5.20: Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Heteroskedasticity Test:White			
F-statistic	0,301550	Prob.F(5,14)	0,9039
Obs*R-squared	1,944511	Prob.Chi-Square(5)	0,8568

Από το $\text{Prob.F}(5,14) = 0,9039$ καθώς και το $\text{Prob.Chi-Square}(5) = 0,8568$ αποδεικνύεται ότι δεν υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας, όποτε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά. (Πίνακας 5.20)

5.2.8. 2^η περίπτωση-Μέτρο ρευστότητας Illiq-Amihud

Πίνακας 5.21: Εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * \text{beta}_{pt-1} + \beta_2 * \text{Illi}_{pt-1} + e_{pt}.$$

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.	R ²	F-Statistic	Prob(F-Statistic)
c	0,000618	0,000291	2,124316	0,0486	0,086672	0,806628	0,462728
beta _{p,t-1}	-0,000147	0,000344	-0,428972	0,6733			
Illi _{p,t-1}	0,000607	0,01548	0,391870	0,7000			

Ξεκινάμε τον έλεγχο υποθέσεων για την σημαντικότητα κάθε συντελεστή των ανεξάρτητων μεταβλητών του υποδείγματος. Ξεκινώντας με την H₀: β₁ = 0. Από τον πίνακα φαίνεται ότι το |t-statistic| = 0,428972 < 2,086 που σημαίνει ότι ο συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας α=5%. Επίσης, η τιμή της πιθανότητας prob=0,6733 > 0,005 γεγονός που σημαίνει ότι αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής του beta είναι ίσος με το 0. Το std.error (0,000344) είναι αρκετά χαμηλό άρα οι εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα είναι αρκετά αξιόπιστα. (Πίνακας 5.21)

Εν συνεχεία, ελέγχουμε την υπόθεση H₀ : β₂ = 0. Το prob = 0,7000 > 0,05 ενώ το t-statistic = 0,391870 < 2,086 που σημαίνει ότι ο συντελεστής του μέτρου Illiq-Amihud δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας α=5%. Αυτό σημαίνει ότι το μέτρο δεν αποτελεί επεξηγηματική μεταβλητή στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Το std.error (0,01548) είναι αρκετά χαμηλό άρα οι εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα είναι αρκετά αξιόπιστα.

Τέλος το R² = 0,086672 που σημαίνει ότι κατά 8,6672% το μοντέλο μας εξηγεί την συνολική μεταβλητότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Το υπόλοιπο 91,3328% εξηγείται από άλλους παράγοντες. Επίσης, το Prob (F-statistic) = 0,462728 > 0,05 που σημαίνει ότι αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή ότι όλοι οι συντελεστές εκτός του β₀ είναι ίσοι με 0.

Ακολουθεί μια σειρά διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων για να εξεταστεί αν υπάρχει παραβίαση των υποθέσεων του υποδείγματος.

- **Έλεγχος κανονικότητας**

Ο έλεγχος της κανονικότητας έγινε με την μέθοδο Jarque-Bera. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον κάτωθι πίνακα:

Πίνακας 5.22: Κανονικότητα καταλοίπων

Mean	1,29e-19
Median	2,99e-06
Maximum	0,000487
Minimum	-0,000284
Std.Dev	0,000169
Skewness	0,980275
Kurtosis	4,813091
Jarque-Bera	5,942546
Probability	0,051238

Η στατιστική των Jarque-Bera (JB) = 5,492546 < $\chi^2_{v=2, \alpha=5\%} = 5,99$ (κρίσιμη ή κριτική τιμή- critical value), οπότε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση H_0 ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή γεγονός που αποδεικνύεται και από τα επίπεδα σημαντικότητας (πιθανότητες) όπου probability = 0,051238 > 0,05 (5%). (Πίνακας 5.22)

- **Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας**

Ο επόμενος έλεγχος αφορά την πολυσυγγραμμικότητα δηλαδή την ύπαρξη γραμμικής συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας 5.23: Μήτρα συσχέτισης

Correlation		
	beta	Illiq-Amihud
beta	1	-0,791123
Illiq-Amihud	-0,791123	1

Από τον πίνακα μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει η πιθανότητα ύπαρξης επιβλαβούς πολυσυγραμμικότητας αφού ο συντελεστής συντελεστής συσχέτισης των ανεξάρτητων μεταβλητών beta και Tη είναι -0,791123 πολύ κοντά στο 0,8. (Πίνακας 5.23)

- **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης**

Ο τρίτος στη σειρά έλεγχος αναφέρεται στην ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Υπάρχουν αρκετοί έλεγχοι στην διαπίστωσης αυτοσυσχέτισης. Στο συγκεκριμένο μοντέλο παλινδρόμησης εφαρμόσαμε τον έλεγχο Breusch-Godfrey όπου συνοπτικά είχαμε τα εξής αποτελέσματα.

Πίνακας 5.24: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	1,125800	Prob.F(2,15)	0,3503
Obs*R-squared	2,610308	Prob.Chi-Square(2)	0,2711

Ο έλεγχος με την στατιστική Breusch-Godfrey $BG = (n-p)R^2$ ακολουθεί την χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας όσους και η τάξη της αυτοσυσχέτισης (στη συγκεκριμένη περίπτωση δεύτερης τάξης) καθώς και η στατιστική F του Wald. Και οι δύο έλεγχοι [(Prob.F(2,15), Prob.Chi-Square(2))] έχουν τιμές 0,3503 και 0,2711 αντίστοιχα όποτε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση.(Πίνακας 5.24)

- **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο τελευταίος έλεγχος διαπίστωσης παραβίασης των υποθέσεων του υποδείγματος είναι ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Αν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι σταθερή. Στο συγκεκριμένο μοντέλο εφαρμόστηκε ο έλεγχος των Breusch-Pagan-Godfrey.

Πίνακας 5.25: Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0,254918	Prob.F(2,17)	0,7779
Obs*R-squared	0,582342	Prob.Chi-Square(2)	0,6696

Η στατιστική των Breusch-Pagan-Godfrey ακολουθεί την χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας $\nu=k=2$ (K ο αριθμός των ερμηνευτικών μεταβλητών, με ξαρτημένη μεταβλητή e^2_t), καθώς και η στατιστική F του Wald με βαθμούς ελευθερίας $\nu_1 = k = 2$ και $\nu_2 = n - (k + 1) = 20 - (2+1) = 17$, μας δίνουν υψηλές τιμές πιθανότητες (Prob.F(2,17) = 0,7779 και Prob.Chi-Square(2) = 0,6696 αντίστοιχα) $> 5\%$ επομένως δεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά. (Πίνακας 5.25)

5.2.9. 3η περίπτωση-Μέτρο ρευστότητας $RtoTurnover$

Πίνακας 5.26: Εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης

$$R_{pt} = \beta_0 + \beta_1 * \text{beta}_{pt-1} + \beta_2 * RtoTn_{pt-1} + e_{pt}.$$

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.	R ²	F-Statistic	Prob(F-Statistic)
c	0,000722	0,000291	2,569614	0,0199	0,078492	0,724006	0,499165
beta _{p,t-1}	-0,000261	0,000299	-0,875655	0,3934			
RtoTn _{p,t-1}	-3,32E-07	9,30E-06	-0,035746	0,9719			

Ελέγχουμε τη σημαντικότητα των συντελεστών της παλινδρόμησης με την κατανομή t . Οι βαθμοί ελευθερίας είναι $\nu = n - (k + 1) = 20 - (2+1) = 18$, όπου k =αριθμός των ανεξάρτητων μεταβλητών και επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$ έχουμε επίπεδο σημαντικότητας $t_{\nu=n-(k+1),\alpha/2} = 2,0086$. που είναι η κριτική τιμή. Από τον πίνακα φαίνεται ότι το $|t\text{-statistic}| = 0,875655 < 2,086$ που σημαίνει ότι ο συντελεστής δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Επίσης, η τιμή της πιθανότητας $\text{prob} = 0,3934 > 0,005$ γεγονός που σημαίνει ότι αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι ο συντελεστής του beta είναι ίσος με το 0. Το std.error (0,000344) είναι αρκετά χαμηλό άρα οι εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα είναι αρκετά αξιόπιστα. (Πίνακας 5.26)

Εν συνεχεία, ελέγχουμε την υπόθεση $H_0 : \beta_2 = 0$. Το $\text{prob} = 0,9719 > 0,05$ ενώ το t -statistic $= -0,035746 < 2,086$ που σημαίνει ότι ο συντελεστής του μέτρου R_{toTn} δεν είναι στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha = 5\%$. Αυτό σημαίνει ότι το μέτρο δεν αποτελεί επεξηγηματική μεταβλητή στις αποδόσεις των χαρτοφυλακίων. Το $\text{std.error} (0,01548)$ είναι αρκετά χαμηλό άρα οι εκτιμήσεις και τα αποτελέσματα είναι αρκετά αξιόπιστα.

Τέλος το $R^2 = 0,0724006$ που σημαίνει ότι κατά $7,24006\%$ το μοντέλο μας εξηγεί την συνολική μεταβλητότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Το υπόλοιπο $92,75994\%$ εξηγείται από άλλους παράγοντες. Επίσης, το $\text{Prob} (F\text{-statistic}) = 0,499165 > 0,05$ που σημαίνει ότι αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή ότι όλοι οι συντελεστές εκτός του β_0 είναι ίσοι με 0.

Ακολουθεί μια σειρά διαγνωστικών ελέγχων των καταλοίπων για να εξεταστεί αν υπάρχει παραβίαση των υποθέσεων του υποδείγματος.

- **Έλεγχος κανονικότητας**

Ο έλεγχος της κανονικότητας έγινε με την μέθοδο Jarque-Bera. Τα αποτελέσματα φαίνονται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας 5.27: Κανονικότητα καταλοίπων

Mean	1,76e-19
Median	1,01e-05
Maximum	0,000481
Minimum	-0,000277
Std.Dev	0,000170
Skewness	0,927853
Kurtosis	4,642145
Jarque-Bera	5,116901
Probability	0,077425

Η στατιστική των Jarque-Bera (JB) $= 5,116901 < X^2_{\nu=2, \alpha=5\%} = 5,99$ (κρίσιμη ή κριτική τιμή- critical value), οπότε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση H_0 ότι τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή γεγονός που αποδεικνύεται και από τα επίπεδα σημαντικότητας (πιθανότητες) όπου $\text{probability} = 0,071238 > 0,05$ (5%). (Πίνακας 5.27)

- **Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας**

Ο επόμενος έλεγχος αφορά την πολυσυγγραμμικότητα δηλαδή την ύπαρξη γραμμικής συσχέτισης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον ακόλουθο πίνακα:

Πίνακας 5.28: Μήτρα συσχέτισης

Correlation		
	beta	RtoTn
beta	1	-0,707219
RtoTn	-0,707219	1

Από τον πίνακα μπορούμε να πούμε ότι δεν υπάρχει ύπαρξη επιβλαβούς πολυσυγγραμμικότητας αφού ο συντελεστής συσχέτισης των ανεξάρτητων μεταβλητών beta και RtoTn είναι -0,701123. (Πίνακας 5.28)

- **Έλεγχος αυτοσυσχέτισης**

Ο τρίτος στη σειρά έλεγχος αναφέρεται στην ύπαρξη αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα της παλινδρόμησης. Υπάρχουν αρκετοί έλεγχοι στην διαπίστωσης αυτοσυσχέτισης. Στο συγκεκριμένο μοντέλο παλινδρόμησης εφαρμόσαμε τον έλεγχο Breusch-Godfrey (όπως και στην προηγούμενο μοντέλο) όπου συνοπτικά είχαμε τα εξής αποτελέσματα:

Πίνακας 5.29: Έλεγχος αυτοσυσχέτισης

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	1,909201	Prob.F(1,16)	0,1860

Obs*R-squared	2,132089	Prob.Chi-Square(1)	0,1442
---------------	----------	--------------------	--------

Ο έλεγχος με την στατιστική Breusch-Godfrey $BG = (n-p)R^2$ ακολουθεί την χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας όσους και η τάξη της αυτοσυσχέτισης (στη συγκεκριμένη περίπτωση πρώτης τάξης, $v=1$) καθώς και η στατιστική F του Wald. Και οι δύο έλεγχοι (Prob.F(1,15), Prob.Chi-Square(1)) έχουν τιμές 0,1860 και 0,1442 αντίστοιχα όποτε αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση. (Πίνακας 5.29)

- **Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας**

Ο τελευταίος έλεγχος διαπίστωσης παραβίασης των υποθέσεων του υποδείγματος είναι ο έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Αν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα η διακύμανση του διαταρακτικού όρου δεν είναι σταθερή. Στο συγκεκριμένο μοντέλο εφαρμόστηκε ο έλεγχος του White όπως και στην πρώτη περίπτωση.

Πίνακας 5.30: Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0,336281	Prob.F(5,14)	0,8825
Obs*R-squared	2,144460	Prob.Chi-Square(5)	0,8288

Ο έλεγχος του White ακολουθεί την χ^2 κατανομή με βαθμούς ελευθερίας $v=k=5$ (K ο αριθμός των ερμηνευτικών μεταβλητών στην βοηθητική παλινδρόμηση), καθώς και η στατιστική F του Wald με βαθμούς ελευθερίας $v_1 = k = 5$ και $v_2 = n - (k + 1) = 20 - (5 + 1) = 14$, μας δίνουν υψηλές τιμές πιθανότητες (Prob.F(2,14) = 0,8825 και Prob.Chi-Square(2) = 0,8288 αντίστοιχα) > 5% επομένως δεχόμαστε την μηδενική υπόθεση ότι τα κατάλοιπα είναι ομοσκεδαστικά. (Πίνακας 5.30)

Κεφάλαιο 6. Συμπεράσματα και προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Στο κεφάλαιο αυτό θα παρουσιαστούν συνοπτικά τα αποτελέσματα της μελέτης μας στις δύο χώρες ενώ θα ακολουθήσουν προτάσεις για περαιτέρω έρευνα πάνω στο θέμα της συγκεκριμένης μελέτης.

6.1. Συμπεράσματα

Στην παρούσα διπλωματική εργασία ασχοληθήκαμε με την επίδραση της ρευστότητας στις μετοχικές αποδόσεις σε διαχρονικό και διαστρωματικό επίπεδο. Επιλέξαμε τρία μέτρα ρευστότητας από τα αρκετά που έχουν κατασκευαστεί σε προηγούμενες μελέτες τα οποία ήταν α) Turnover ratio, β) Illiq-Amihud, γ) $R_{toTurnover}$. Έγινε επιλογή των ανωτέρω διότι ήταν πιο εύκολο να ανακτηθούν δεδομένα και να υπολογιστούν σε σχέση με άλλα μέτρα (π.χ bid-ask spread). Το αρχικό δείγμα στην Γαλλία αφορούσε 120 μετοχές και στην Αγγλία 200 μετοχές. Το τελικό δείγμα μετά από τον καθορισμό κάποιων κριτηρίων αφορούσε 74 και 153 μετοχές αντίστοιχα. Ακολουθήθηκαν δύο διαφορετικές μεθοδολογίες σε κάθε χώρα.

Αρχικά, στο δείγμα της Γαλλίας μετά τον υπολογισμό των ημερησίων αποδόσεων και μέτρων ρευστότητας για την 10ετή περίοδο του δείγματος, εκτελέστηκαν διαχρονικές παλινδρομήσεις σε δύο σκέλη. Στο πρώτο σκέλος σαν ανεξάρτητη μεταβλητή είχαμε μόνο το εκάστοτε μέτρο ρευστότητας (έλλειψης ρευστότητας) ενώ στο δεύτερο σκέλος μαζί με το εκάστοτε μέτρο είχαμε και την απόδοση του δείκτη σαν ανεξάρτητη μεταβλητή. Ουσιαστικά είχαμε έξι διαφορετικές εξισώσεις παλινδρόμησης. Στο απλό γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης είχαμε σε περίπου 66% των μετοχών του δείγματος την μη στατιστική σημαντικότητα των μέτρων ρευστότητας. Στο πολλαπλό γραμμικό μοντέλο είχαμε 52/74, 56/74 και 59/74 μετοχές όπου τα εκάστοτε μέτρα που χρησιμοποιήθηκαν στην παλινδρόμηση δεν είναι στατιστικά σημαντικά. Αντιθέτως, ο δείκτης R_m παρέμεινε στατιστικά σημαντικός σε όλες τις διαχρονικές παλινδρομήσεις.

Όσον αφορά το δείγμα της Αγγλίας εκεί εφαρμόστηκε η μεθοδολογία των Fama & Macbeth με την δημιουργία 20 χαρτοφυλακίων με βάση τους συντελεστές βήτα των μετοχών κάθε χαρτοφυλακίου σε αύξουσα σειρά. Μετά τον σχηματισμό των χαρτοφυλακίων ακολούθησε ο υπολογισμός των μέσων βήτα και μέσων μέτρων ρευστότητας (έλλειψης ρευστότητας) των χαρτοφυλακίων της δεύτερης υποπεριόδου και των μέσων αποδόσεων των χαρτοφυλακίων της τρίτης υποπεριόδου. Με αυτό τον τρόπο εκτελέστηκαν 3 ειδών διαστρωματικές παλινδρομήσεις, με ανεξάρτητες μεταβλητές το μέσο βήτα και το εκάστωτε μέτρο κάθε φορά. Στα αποτελέσματα μας δεν παρουσιάστηκε στατιστική σημαντικότητα των μέτρων σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ αλλά ούτε και σε επίπεδο $\alpha=10\%$. Όσον αφορά το συντελεστή βήτα σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ δεν φάνηκε στατιστικά σημαντικός στα τρία είδη παλινδρόμησης αλλά μόνο σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στην παλινδρόμηση που συνδυάστηκε με το πρώτο μέτρο ρευστότητας Turnover.

6.2. Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Η σχέση ρευστότητας και μετοχικών αποδόσεων είναι κάτι σχετικά "φρέσκο" στον ακαδημαϊκό χώρο και αξίζει περαιτέρω έρευνας και σχολιασμού.

Η έρευνα μας ασχολήθηκε με δεδομένα από τις χρηματιστηριακές αγορές Γαλλίας και Αγγλίας. Θα μπορούσε να επεκταθεί και σε άλλες αναπτυγμένες χώρες της Ευρώπης όπως Ισπανία, Γερμανία κτλ αλλά και σε αναπτυσσόμενες χώρες των Βαλκανίων αφού στην βιβλιογραφία δεν υπάρχουν αρκετές μελέτες στο συγκεκριμένο θέμα σε αυτές τις χώρες. Επίσης, θα μπορούσε να γίνει και κάποια σύγκριση ώστε να φανούν οι όποιες διαφορές υπάρχουν μεταξύ των χωρών.

Όσον αφορά την χρονική περίοδο της έρευνας αυτή αφορούσε την δεκαετή περίοδο 2003-2013. Όπως φαίνεται υπάρχει μέσα σε αυτό το διάστημα η οικονομική "κρίση" του 2007 και έπειτα γεγονός που ίσως έπαιξε κάποιο ρόλο στα αποτελέσματα μας, στοιχείο που φάνηκε σε ορισμένες περιπτώσεις από τις μέσες αποδόσεις, τυπικές αποκλίσεις, συντελεστές μεταβλητότητας των αποδόσεων και

των μέτρων. Επιπροσθέτως, θα μπορούσε να επεκταθεί η χρονική περίοδος στα 15 περίπου χρόνια και άνω.

Η μεθοδολογία που ακολουθήσαμε ήταν όπως έχουμε προαναφέρει διαφορετική στις δύο χώρες. Στην Γαλλία εκτελέσαμε διαχρονικές παλινδρομήσεις σε μεμονωμένες μετοχές. Θεωρούμε ότι η μεθοδολογία μας θα μπορούσε να επεκταθεί και σε περισσότερες μετοχές ή επίσης να ακολουθηθεί μια μεθοδολογία σχηματισμού χαρτοφυλακίων. Στην Αγγλία, εφαρμόσαμε την κλασσική μεθοδολογία Fama & MacBeth (1973) η οποία έχει εφαρμοστεί σε αρκετές μελέτες όπως είδαμε στο 3^ο κεφάλαιο. Στη συγκεκριμένη μεθοδολογία θα μπορούσε να γίνει η κατάταξη των χαρτοφυλακίων με τα μέτρα ρευστότητας (έλλειψης ρευστότητας), ενώ η στάθμιση των χαρτοφυλακίων θα μπορούσε να γίνει με βάση την χρηματηστηριακή αξία των μετοχών, γεγονός που αποδεικνύει την ανθεκτικότητα (robustness) των αποτελεσμάτων. Επειδή η συγκεκριμένη μέθοδος απαιτεί τον σχηματισμό χαρτοφυλακίων, καλό θα ήταν να επιλέγονται αγορές με μεγάλο πλήθος μετοχών ώστε να δημιουργούνται όσο το δυνατόν περισσότερα χαρτοφυλάκια με μετοχές που θα κάνουν την μεθοδολογία πληρέστερη. Επίσης, υποδείγματα όπως των Fama & French (1993) θα μπορούσαν να χρησιμοποιηθούν για να δείξουν αν η ρευστότητα αποτελεί παράγοντα καθορισμού αποδόσεων.

Τέλος, επιλέξαμε και κάναμε χρήση τριών μέτρων ρευστότητας (Turnover, Illiq-Amihud και RtoTurnover) και προτείνουμε την χρήση και άλλων μέτρων καθώς και παραλλαγές των ιδίων με σκοπό την κάλυψη όλο και περισσότερων πτυχών της ρευστότητας.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 1

Πίνακας 1: Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων –
1η περίπτωση (μέτρο Turnover)

<i>ΕΤΑΙΡΙΑΣ</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>R-squared</i>	<i>F-statistic</i>
ACCOR	-0,130248	-1,863087	0,001353	3,471092
AIR FRANCE-KLM	0,085816	1,200481	1,441155	0,000562
AIR LIQUIDE	-0,117000	1,566931	0,002565	1,589135
AIRBUS GROUP	-0,242166	-1,477515	0,001524	0,910567
ALCATEL-LUCENT	0,018523	0,308696	0,000037	0,095293
ALSTOM	0,141189	2,129240	0,001766	4,533665
AREVA	0,022083	2,397262	0,002238	5,746864
ATOS	-0,021929	-0,439363	0,000075	0,193040
AXA	-0,485478	-1,210266	0,004006	0,305810
BIC	0,138805	0,717723	0,000201	0,515126
BNP PARIBAS	-0,258140	-1,034810	0,001613	1,140452
BOLLORE	0,851700	1,373269	0,000736	1,885868
BOUYGUES	-0,180248	-1,250934	0,000610	1,564835
CAP GEMINI	-0,061319	-1,147636	0,000514	1,317069
CARREFOUR	0,183916	2,010872	0,001576	4,043606
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	0,022065	1,369878	0,000732	1,876566
CNP ASSURANCES	-0,005988	-0,069217	0,000002	0,004791
CREDIT AGRICOLE	-0,352513	-1,304116	0,002068	3,308952
DANONE	0,011576	0,388606	0,000059	0,151015
DASSAULT SYSTEMES	-0,035559	-0,304266	0,000036	0,092578
EIFFAGE	0,116943	3,363078	0,004395	6,131029
ESSILOR INTL.	-0,056661	-1,073638	0,000450	1,152698
EURAZEO	-0,122085	-0,603532	0,000142	0,364251
EUROFINS SCIENTIFIC	0,326106	1,731062	0,001168	2,996577
FAURECIA	0,395853	2,719435	0,002878	7,395329
FONCIERE DES REGIONS	-0,097886	-1,177791	0,000541	1,387192
GAMELOFT	0,375022	2,660887	0,002756	7,080318
GECINA	0,256612	2,444658	0,002327	5,976352
GROUPE STERIA SCA	-0,020664	-0,171470	0,000011	0,029402
IMERYS	0,154407	2,301499	0,002063	5,296896
INGENICO	0,324542	4,785493	0,008860	22,900950
KERING	-0,258717	-1,683959	0,002804	1,203634
KLEPIERRE	0,003730	0,054307	0,000001	0,002949
L'OREAL	-0,617704	-1,869408	0,003203	2,233503
LVMH	-1,142682	-1,746685	0,002936	2,544281
M6-METROPOLE TV	-0,106946	-1,040005	0,000422	1,081611
MAUREL ET PROM	0,099528	5,320984	0,010930	28,312870

MICHELIN	-0,066499	-0,808793	0,000255	0,654147
NATIXIS	0,107803	1,595711	0,000993	2,546293
NEOPOST	0,045059	0,686125	0,000184	0,470768
NEXANS	-0,101657	-1,515945	0,000896	2,298089
NICOX	0,098380	3,819537	0,005662	14,588870
ORANGE	-0,080439	-0,771790	0,000232	0,595660
ORPEA	0,192811	1,881137	0,001379	3,538676
PERNOD-RICARD	0,002763	0,095194	0,000004	0,009062
PEUGEOT	-0,132580	-1,112766	0,003768	1,689309
PLASTIC OMNIUM	0,101853	3,000305	0,003501	9,001833
REMY COINTREAU	0,215744	1,188987	0,000551	1,413689
RENAULT	-0,120522	-1,219651	0,000580	1,487548
RUBIS	0,292171	4,158275	0,006704	17,291250
SAFRAN	0,072283	1,334475	0,000695	1,780824
SAINT GOBAIN	-0,132779	-1,315134	0,000675	1,729577
SANOFI	-0,202558	-1,698290	0,001124	2,884187
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	0,111026	2,837120	0,003132	8,049247
SCHNEIDER ELECTRIC	-0,005773	-0,097489	0,000004	0,009504
SEB	-0,101649	-1,488763	0,000864	2,216416
SOCIETE GENERALE	-0,155565	-1,845729	0,001328	3,406714
SODEXO	0,173051	1,596523	0,000994	2,548886
SOLVAY	-0,367663	-1,526664	0,002486	2,384032
STMICROELECTRONICS (PAR)	0,120700	0,992142	0,003840	0,984345
TECHNICOLOR	0,054203	0,932178	0,000339	0,868956
TECHNIP	0,038999	1,318209	0,000678	1,737676
TF1 (TV.FSE.1)	-0,135597	-1,588942	0,000984	2,524737
THALES	0,095966	0,995832	0,000387	0,991682
TOTAL	-0,054183	-1,777263	0,001231	3,158664
UBISOFT ENTM.	0,022836	1,253539	0,000613	1,571360
UNIBAIL-RODAMCO	-0,130277	-1,006686	0,001569	1,026789
VALEO	0,072647	1,026290	0,000411	1,053271
VALLOUREC	0,015450	1,347500	1,815756	0,000708
VEOLIA ENVIRONNEMENT	-0,143112	-1,476148	0,000850	2,179012
VICAT	-0,633259	-1,910497	0,001423	3,650000
VILMORIN & CIE	0,207808	1,493587	0,000870	2,230803
VINCI	0,062990	2,915935	0,003308	8,502678
ZODIAC AEROSPACE	0,032918	1,566452	0,000957	2,453772

Πίνακας 2: Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων -
4η περίπτωση (μέτρο Turnover)

<u>ETAΙΠΙΕΣ</u>	<u>Coefficient(Index)</u>	<u>Coefficient(Turnover)</u>	<u>t-Statistic(Index)</u>	<u>t-Statistic(Turnover)</u>	<u>R-squared</u>	<u>F-statistic</u>
ACCOR	0,872166	-0,037433	34,264050	-0,645800	0,315256	589,542600
AIR FRANCE-KLM	0,989436	0,170319	28,579480	2,732693	0,242238	409,343500
AIR LIQUIDE	0,729186	-0,091011	43,101520	-1,612048	0,421910	934,552800
AIRBUS GROUP	-0,178230	0,846201	26,686670	-1,644661	0,218773	358,587200
ALCATEL-LUCENT	1,184361	0,107938	31,926970	2,123294	0,284730	509,732400
ALSTOM	1,146433	0,177030	30,438900	3,114192	0,266966	466,349100
AREVA	0,523599	0,020989	16,652790	2,398167	0,099724	141,841100
ATOS	0,786686	-0,016355	25,737060	-0,367553	0,205556	331,319600
AXA	1,345401	-0,017707	53,255070	-0,169343	0,527387	1428,906000
BIC	0,347110	0,119449	17,100770	0,651810	0,102666	146,505100
BNP PARIBAS	1,220726	0,043497	47,931960	0,471065	0,473730	1152,662000
BOLLORE	0,299073	1,134461	13,762490	1,894137	0,069550	95,715390
BOUYGUES	0,953910	0,024400	39,054860	0,213638	0,373651	763,888900
CAP GEMINI	1,012379	-0,015537	34,581970	-0,351981	0,318674	598,922100
CARREFOUR	0,757175	0,322902	33,302510	4,219263	0,303290	557,424700
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	1,047788	0,026641	26,519300	1,866862	0,216020	352,832200
CNP ASSURANCES	0,584704	0,035995	23,765460	0,459457	0,180690	282,401400
CREDIT AGRICOLE	1,179219	-0,039823	37,704990	-0,323798	0,358293	714,959500
DANONE	0,501888	0,016806	26,800250	0,638281	0,219076	359,223400
DASSAULT SYSTEMES	0,568325	-0,029215	25,564030	-0,280015	0,203331	326,818000
IEFFAGE	0,776892	0,118545	26,206630	3,838387	0,214929	350,562600
ESSILOR INTL.	0,365065	-0,067779	19,672940	-1,377573	0,131673	194,175500

EURAZEO	0,790335	0,060005	30,269580	0,345377	0,263603	458,371000
EUROFINS SCIENTIFIC	0,423737	0,380644	13,072500	2,085937	0,063649	87,042720
FAURECIA	0,858617	0,346169	23,483630	2,620842	0,179552	280,232600
FONCIERE DES REGIONS	0,503847	-0,065569	18,127680	-0,837653	0,114202	165,088600
GAMELOFT	0,547777	0,330461	13,548270	2,426103	0,069452	95,570190
GECINA	0,532922	0,259633	20,726030	2,672310	0,145634	218,272200
GROUPE STERIA SCA	0,854889	-0,008967	25,701270	-0,083435	0,205052	330,296200
IMERYS	0,727136	0,104919	30,927750	1,831715	0,273434	481,899200
INGENICO	0,661950	0,372900	22,579260	6,016261	0,173410	268,636100
KERING	0,760730	-0,182823	32,876370	-1,260355	0,298759	545,547800
KLEPIERRE	0,589939	-0,000869	22,967550	-0,013891	0,170798	263,756000
L'OREAL	0,662686	-0,524184	35,564350	-1,675229	0,332746	638,558900
LVMH	0,899017	-0,751376	15,565450	-1,885467	0,089111	125,269000
M6-METROPOLE TV	0,634034	-0,023922	27,524560	-0,264613	0,228615	379,501100
MAUREL ET PROM	0,710644	0,101548	22,859820	5,955921	0,178547	278,324000
MICHELIN	1,001641	0,103863	36,009610	1,546230	0,336301	648,838500
NATIXIS	0,956390	0,104401	26,370530	1,742246	0,214331	349,320700
NEOPOST	0,398917	0,075893	17,319600	1,220719	0,105013	150,247200
NEXANS	1,014606	-0,044471	30,281640	-0,772269	0,264312	460,048700
NICOX	0,764681	0,101897	14,646440	4,117437	0,082514	115,161500
ORANGE	0,642110	0,035437	33,169560	0,406124	0,300669	550,535500
ORPEA	0,346394	0,194165	15,333000	1,978999	0,085345	119,481500
PERNOD-RICARD	0,449824	-0,003663	21,651330	-0,137210	0,154727	234,395500
PEUGEOT	0,972157	-0,104122	30,587830	-1,854992	0,270337	474,419800
PLASTIC OMNIUM	0,454571	0,105012	14,062760	3,209858	0,074935	103,727100
REMY COINTREAU	0,368291	0,250932	14,925930	1,441394	0,080536	112,159800

RENAULT	1,139692	0,016002	38,180110	0,202610	0,363102	730,027200
RUBIS	0,338169	0,255503	16,091840	3,812866	0,097915	138,989800
SAFRAN	0,758758	0,043182	26,464590	0,899233	0,215294	351,320600
SAINT GOBAIN	1,185055	0,072087	49,083760	0,992831	0,485078	1206,285000
SANOFI	0,601032	-0,072571	29,933290	-0,706154	0,260018	449,946800
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	0,158013	0,111256	5,776169	2,860891	0,015952	20,757530
SCHNEIDER ELECTRIC	0,994589	0,087313	41,162750	1,897900	0,398175	847,194000
SEB	0,556425	-0,092306	21,944570	-1,473240	0,159003	242,098100
SOCIETE GENERALE	1,252590	-0,035183	41,390620	-0,538642	0,401617	859,433300
SODEXO	0,537757	0,237443	24,912710	2,440303	0,195870	311,904300
SOLVAY	0,559937	-0,216303	24,276400	-1,646496	0,189093	298,596800
STMICROELECTRONICS (PAR)	0,954145	0,319973	31,649620	3,095792	0,281439	501,533600
TECHNICOLOR	0,889428	0,050337	21,544700	0,940697	0,153724	232,600000
TECHNIP	0,224855	0,024127	15,931925	1,604002	0,101725	81,303035
TF1 (TV.FSE.1)	0,836136	-0,048515	31,114310	-0,666742	0,275034	485,789100
THALES	0,521201	0,082867	25,248680	0,960778	0,199621	319,367100
TOTAL	0,776306	-0,033811	44,213710	-1,472129	0,433585	980,209900
UBISOFT ENTM.	0,786372	0,023534	21,808100	1,406422	0,157138	238,727800
UNIBAIL-RODAMCO	0,587630	-0,112369	26,159980	-1,947903	0,212108	344,722600
VALEO	0,927729	0,140643	31,637230	2,341226	0,281300	501,189500
VALLOUREC	0,927967	0,021583	26,787690	2,128893	0,219422	359,952000
VEOLIA ENVIRONNEMENT	0,725493	-0,046878	28,924600	-0,556393	0,246880	419,761100
VICAT	0,420088	-0,649038	15,933240	-1,052449	0,091483	128,939200
VILMORIN & CIE	0,219645	0,208100	10,700580	1,528455	0,043629	58,416060
VINCI	0,911527	0,073513	42,267690	4,432558	0,412882	900,492900

ZODIAC AEROSPACE	0,635743	0,030659	23,934680	1,613528	0,183581	287,935200
------------------	----------	----------	-----------	----------	----------	------------

Πίνακας 3: Εκτέλεση διαχρονικών παλινδρομήσεων –
5η περίπτωση (μέτρο Illiq-Amihud)

<u>ETAΙΠΙΕΣ</u>	<u>Coefficient(Index)</u>	<u>Coefficient(Amihud)</u>	<u>t-Statistic(Index)</u>	<u>t-Statistic(Amihud)</u>	<u>R-squared</u>	<u>F-statistic</u>
ACCOR	0,872271	0,000857	34,356890	2,878531	0,317353	595,287600
AIR FRANCE-KLM	0,984753	0,000189	28,436080	0,643189	0,240151	404,702600
AIR LIQUIDE	0,727573	0,000707	42,968740	2,824258	0,422170	935,547900
AIRBUS GROUP	0,845672	0,002083	26,719370	3,402419	0,221467	364,259200
ALCATEL-LUCENT	1,180289	0,002832	31,837020	0,567544	0,283561	506,811200
ALSTOM	1,144900	-0,000402	30,356950	-1,505861	0,264841	461,299900
AREVA	0,524509	0,000008	16,664870	0,896771	0,097985	13,909970
ATOS	0,784465	0,000130	25,670220	2,107187	0,206889	334,029000
AXA	1,346297	-0,000903	53,409400	-0,411372	0,527413	1429,055000
BIC	0,347172	-0,000001	17,101420	-0,076859	0,102519	146,271700
BNP PARIBAS	1,220052	-0,000115	47,939330	-0,099953	0,473687	1152,461000
BOLLORE	0,297890	0,000000	13,703300	-0,449151	0,068320	93,898380
BOUYGUES	0,952630	0,000548	39,049570	1,617463	0,374280	765,940900
CAP GEMINI	1,012066	0,000514	34,602370	1,684523	0,319395	600,913500
CARREFOUR	0,751426	0,001022	32,987040	1,168521	0,298821	545,709100
CIE.GL.DE GPHYQ.-VERT.	1,045405	0,000115	26,445880	1,488593	0,215632	352,023800
CNP ASSURANCES	0,584436	-0,000009	23,759390	-0,104449	0,180626	282,279200
CREDIT AGRICOLE	1,177902	0,002794	37,748010	1,801619	0,359079	717,406700
DANONE	0,499757	0,002833	26,791880	4,686323	0,225592	373,021700
DASSAULT SYSTEMES	0,567616	0,000049	25,507870	0,714165	0,203466	327,088900
EIFFAGE	0,776471	-0,000013	26,114630	-0,394588	0,210461	341,331600
ESSILOR INTL.	0,364860	0,000576	19,709770	3,750092	0,135776	201,175400

EURAZEO	0,790435	-0,000018	30,308930	-1,802674	0,264502	460,496400
EUROFINS SCIENTIFIC	0,422267	-0,000001	13,019740	-0,416699	0,062122	84,815770
FAURECIA	0,858591	-0,000005	23,426160	-0,823004	0,177569	276,469500
FONCIERE DES REGIONS	0,513699	0,000000	18,146850	1,844058	0,117007	165,971800
GAMELOFT	0,550698	0,000000	13,606720	-0,629929	0,067457	92,627520
GECINA	0,532891	-0,000001	20,690430	-0,119610	0,143256	214,112900
GROUPE STERIA SCA	0,854738	0,000013	25,702410	1,072684	0,205406	331,015600
IMERYS	0,728672	0,000020	30,986480	0,927030	0,272726	480,183900
INGENICO	0,655175	0,000013	22,183200	0,505643	0,161812	247,199300
KERING	0,759264	0,000388	32,850080	3,500760	0,300706	550,633000
KLEPIERRE	0,588078	0,000188	22,957230	3,848204	0,175565	272,685400
L'OREAL	0,658139	0,000982	35,273580	3,921571	0,334436	643,432800
LVMH	0,967663	-0,014983	28,645030	-0,205000	0,687364	2815,322000
M6-METROPOLE TV	0,633708	0,000030	27,522930	0,979863	0,228883	380,078100
MAUREL ET PROM	0,709534	-0,000005	22,654650	-0,138938	0,167176	257,038900
MICHELIN	0,997130	0,000362	35,921460	1,678617	0,336412	649,159800
NATIXIS	0,955923	0,000100	26,349700	1,361796	0,213969	348,570100
NEOPOST	0,398147	-0,000007	17,288610	-0,382579	0,104544	149,496900
NEXANS	1,015680	-0,000012	30,333550	-1,133022	0,264510	460,515700
NICOX	0,761874	-0,000017	14,546670	-0,988775	0,076793	106,512500
ORANGE	0,641828	0,001938	33,184780	0,819496	0,300807	550,897700
ORPEA	0,346332	0,000001	15,318410	0,163371	0,083956	117,358400
PERNOD-RICARD	0,448248	0,000838	21,645380	4,142045	0,160346	244,532800
PEUGEOT	0,974462	-0,000007	30,603300	-0,008459	0,268015	468,852100
PLASTIC OMNIUM	0,453047	-0,000014	13,993630	-1,647693	0,072197	99,642080
REMY COINTREAU	0,367632	-0,000018	14,906570	-0,384000	0,081283	113,292300

RENAULT	1,137875	0,001260	38,218750	2,986928	0,365303	736,998900
RUBIS	0,339926	-0,000005	16,136030	-1,376512	0,093465	132,021600
SAFRAN	0,759524	0,000076	26,494370	0,582872	0,215150	351,021900
SAINT GOBAIN	1,182368	0,000857	49,048420	1,726901	0,485479	1208,223000
SANOFI	0,597909	0,002304	29,780920	2,791420	0,262119	454,873900
SARTORIUS STEDIM BIOTECH	0,157743	0,000000	5,755598	0,293855	0,012840	16,655820
SCHNEIDER ELECTRIC	0,992214	0,000097	41,073590	0,206685	0,397338	844,241100
SEB	0,555391	0,000041	21,922260	2,700291	0,160680	245,140200
SOCIETE GENERALE	1,251108	0,001173	41,322380	1,249782	0,401914	860,495900
SODEXO	0,536259	0,000038	24,824140	0,588912	0,194109	308,425200
SOLVAY	0,561354	0,000016	24,333710	0,416787	0,188290	297,034000
STMICROELECTRONICS (PAR)	0,948967	0,000740	31,470210	0,664458	0,278874	495,195700
TECHNICOLOR	0,890724	0,000050	21,538600	0,495704	0,153513	232,222500
TECHNIP	0,852578	0,000138	27,751020	0,893825	0,231945	386,698300
TF1 (TV.FSE.1)	0,835991	0,000238	31,152770	2,104266	0,276159	488,536000
THALES	0,520984	0,000086	25,235590	0,996661	0,199643	319,410900
TOTAL	0,774937	0,005228	44,171200	2,946383	0,435021	985,955300
UBISOFT ENTM.	0,786816	0,000050	21,807090	0,612264	0,156610	237,777600
UNIBAIL-RODAMCO	0,583319	0,000255	26,049780	4,950331	0,218419	357,846700
VALEO	0,925244	0,000203	31,555430	1,635398	0,280513	499,240900
VALLOUREC	0,926413	-0,000014	26,725840	-0,382750	0,218086	357,147700
VEOLIA ENVIRONNEMENT	0,726817	0,000597	28,996760	1,197803	0,247211	420,508100
VICAT	0,419900	0,000000	15,912240	0,068696	0,089990	126,627300
VILMORIN & CIE	0,218523	0,000001	10,644940	1,961459	0,044193	59,205380
VINCI	0,906428	0,001845	41,922160	3,449442	0,411114	893,944000
ZODIAC AEROSPACE	0,634342	0,000303	23,874020	1,877173	0,183874	288,498200

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ 2

Πίνακας 1: Η εκτίμηση των συντελεστών βήτα κατά τις δύο πρώτες υποπεριόδους

Α/Α	Σύμβολο Μετοχής	Συντελεστής Βήτα	
		Περίοδος 1	Περίοδος 2
1	HSBA	0,6589	0,7787
2	BP	0,8743	0,7243
3	GSK	0,7879	0,389
4	BATS	0,4686	0,4276
5	RDSB	0,8126	0,7521
6	AZN	0,7479	0,4707
7	VOD	0,9494	0,6444
8	LLOY	0,9407	1,0951
9	SAB	0,6978	0,7563
10	DGE	0,4726	0,4339
11	RIO	1,1837	1,5265
12	BARC	1,1139	1,3345
13	BG	0,8906	0,9066
14	BLT	1,3396	1,3927
15	RB	0,4353	0,3778
16	PRU	1,3046	1,5443
17	ULVR	0,6604	0,4973
18	STAN	1,0501	1,2011
19	NG	0,4207	0,4392
20	BTA	0,722	0,6516
21	TSCO	0,508	0,4995
22	IMT	0,2647	0,3533
23	ABF	0,3121	0,3674
24	RBS	0,8529	1,4274
25	AAL	1,3972	1,5272
26	SHP	0,729	0,4931
27	RR	1,0955	0,8299
28	CPG	0,9519	0,5958
29	III	0,9466	1,0026
30	WPP	1,0966	0,8253
31	CNA	0,5171	0,3587
32	AV	0,9728	1,3607
33	SSE	0,4146	0,4462
34	BA	0,8932	0,5478

35	LGEM	1,1358	1,0147
36	BSY	0,7931	0,5727
37	ARM	1,2785	0,6164
38	CRH	0,6394	0,806
39	REL	0,7659	0,6194
40	ATST	0,7372	0,9119
41	ELTA	0,2481	0,3959
42	KGF	0,78	0,7302
43	NXT	0,5525	0,8163
44	PERSON	0,8062	0,5844
45	OML	0,8959	1,4319
46	WOS	0,7327	1,2555
47	LAND	0,6081	0,8146
48	MKS	0,5385	0,7563
49	BRWM	0,7869	1,0593
50	FRCL	0,7325	0,7902
51	ITV	0,934	0,8266
52	JMG	0,4011	0,8138
53	SBRY	0,7037	0,5552
54	SN	0,6143	0,4558
55	ANTO	0,8631	1,4448
56	CPI	0,6725	0,3447
57	TLW	0,5614	0,8805
58	BAB	0,2231	0,4786
59	BLND	0,6757	0,8308
60	EZJ	0,9199	0,6735
61	WTB	0,544	0,8494
62	BRSC	0,2428	0,2983
63	BRBY	0,5159	0,7564
64	EDIN	0,8704	0,8009
65	JMAT	0,8177	0,792
66	GKN	0,9218	1,0886
67	MORW	0,6036	0,4535
68	ADN	0,6564	0,9847
69	LSE	0,3391	0,8849
70	TT	0,5085	0,7953
71	BNZL	0,5772	0,4826
72	IHG	0,6576	0,8396
73	PCT	0,6529	0,5352
74	RSA	1,2056	0,7632
75	SDR	1,1404	1,1254

76	SVI	0,2898	0,7347
77	UU	0,3582	0,5332
78	WEIR	0,5626	0,9115
79	ITRK	0,4188	0,6132
80	AGK	0,4063	0,6917
81	GFS	0,694	0,6149
82	HMSO	0,5399	0,7659
83	SGE	1,1397	0,5823
84	SVT	0,335	0,4877
85	SMIN	0,6538	0,5899
86	STJ	0,5579	0,7031
87	ASL	0,6032	0,5678
88	AMEC	0,5699	0,8032
89	BNKR	0,6479	0,7274
90	BSET	0,8416	0,7538
91	BTEM	0,6152	0,6065
92	BUT	0,377	0,3758
93	CDI	0,2401	0,594
94	CCL	0,7666	0,7675
95	EFM	0,6572	0,6077
96	FCS	0,21	0,3944
97	GSS	0,2799	0,2075
98	GPE	0,1064	0,1936
99	HRI	0,62	0,4595
100	IMI	0,6209	0,7098
101	JRS	0,543	0,7007
102	PSN	0,8183	0,8594
103	RRS	0,7756	0,4989
104	REX	0,5815	0,7891
105	RCP	0,7432	0,5084
106	SMT	0,8691	0,8582
107	TEM	0,7846	0,9077
108	TRY	0,5565	0,704
109	TPK	0,5729	1,105
110	WMH	0,4729	0,7411
111	WTAN	0,7539	0,6806
112	AHT	0,6407	0,9712
113	BDEV	0,7928	1,154
114	CRDA	0,3724	0,7011
115	INTU	0,6173	0,9547
116	MGGT	0,6529	0,744

117	TW	0,6762	1,3476
118	BBY	0,7034	0,6718
119	COB	0,5475	0,5252
120	GPOR	0,5079	0,9119
121	INF	0,5451	0,8856
122	INVP	0,717	1,3075
123	PNN	0,2207	0,4349
124	PMO	0,3867	0,7959
125	SGRO	0,521	1,0451
126	SERC	0,7372	0,4031
127	TATE	0,286	0,4449
128	BGFD	0,55	0,463
129	BKG	0,6534	0,562
130	BRLA	0,4206	0,5934
131	THRG	0,3719	0,3903
132	BTG	0,6662	0,4263
133	CLDN	0,5848	0,593
134	CPW	0,8003	0,6175
135	DLN	0,3499	0,7936
136	DXNS	0,7964	0,9881
137	DNE	0,1065	0,2424
138	EWI	0,5036	0,5833
139	FEV	0,863	0,7411
140	FSV	0,4827	0,7193
141	FGT	0,3226	0,3891
142	HSL	0,3773	0,451
143	HVTR	0,3329	0,3194
144	HGT	0,0933	0,0863
145	INCH	0,5361	1,0727
146	IBT	0,1866	0,0865
147	JAM	0,5282	0,4693
148	JAI	0,4631	0,5105
149	JII	0,6222	0,7999
150	JFJ	0,9438	0,6377
151	JMF	0,4799	0,6817
152	JMI	0,1975	0,2549
153	LWDB	0,3905	0,5739

Πίνακας 2: Τα σχηματισθέντα χαρτοφυλάκια

A/A	P1	Βήτα P1	A/A	P2	Βήτα P2	A/A	P3	Βήτα P3	A/A	P4	Βήτα P4	A/A	P5	Βήτα P5	A/A	P6	Βήτα P6	A/A	P7	Βήτα P7
58	BAB	0,2231	22	IMT	0,2647	69	LSE	0,3391	33	SSE	0,4146	4	BATS	0,4686	21	TSCO	0,508	31	CNA	0,5171
96	FCS	0,21	23	ABF	0,3121	77	UU	0,3582	52	JMG	0,4011	10	DGE	0,4726	63	BRBY	0,5159	48	MKS	0,5385
98	GPE	0,1064	41	ELTA	0,2481	84	SVT	0,335	80	AGK	0,4063	15	RB	0,4353	70	TT	0,5085	61	WTB	0,544
123	PNN	0,2207	62	BRSC	0,2428	131	THRG	0,3719	92	BUT	0,377	19	NG	0,4207	120	GPOR	0,5079	82	HMSO	0,5399
137	DNE	0,1065	76	SVI	0,2898	135	DLN	0,3499	114	CRDA	0,3724	79	ITRK	0,4188	138	EWI	0,5036	101	JRS	0,543
144	HGT	0,0933	93	CDI	0,2401	141	FGT	0,3226	124	PMO	0,3867	110	WMH	0,4729	140	FSV	0,4827	125	SGRO	0,521
146	IBT	0,1866	97	GSS	0,2799	143	HVTR	0,3329	142	HSL	0,3773	130	BRLA	0,4206	151	JMF	0,4799	145	INCH	0,5361
152	JMI	0,1975	127	TATE	0,286				153	LWDB	0,3905	148	JAI	0,4631				147	JAM	0,5282

A/A	P8	Βήτα P8	A/A	P9	Βήτα P9	A/A	P10	Βήτα P10	A/A	P11	Βήτα P11	A/A	P12	Βήτα P12	A/A	P13	Βήτα P13	A/A	P14	Βήτα P14
43	NXT	0,5525	67	MORW	0,6036	38	CRH	0,6394	68	ADN	0,6564	1	HSBA	0,6589	9	SAB	0,6978	6	AZN	0,7479
57	TLW	0,5614	71	BNZL	0,5772	47	LAND	0,6081	73	PCT	0,6529	17	ULVR	0,6604	20	BTA	0,722	39	REL	0,7659
86	STJ	0,5579	78	WEIR	0,5626	54	SN	0,6143	85	SMIN	0,6538	56	CPI	0,6725	26	SHP	0,729	40	ATST	0,7372
108	TRY	0,5565	87	ASL	0,6032	91	BTEM	0,6152	89	BNKR	0,6479	59	BLND	0,6757	53	SBRY	0,7037	46	WOS	0,7327
119	COB	0,5475	88	AMEC	0,5699	99	HRI	0,62	112	AHT	0,6407	72	IHG	0,6576	81	GFS	0,694	50	FRCL	0,7325
121	INF	0,5451	104	REX	0,5815	100	IMI	0,6209	116	MGGT	0,6529	95	EFM	0,6572	118	BBY	0,7034	105	RCP	0,7432
128	BGFD	0,55	109	TPK	0,5729	115	INTU	0,6173	129	BKG	0,6534	117	TW	0,6762	122	INVP	0,717	111	WTAN	0,7539
			133	CLDN	0,5848	149	JII	0,6222				132	BTG	0,6662				126	SERC	0,7372

A/A	P15	Βήτα P15	A/A	P16	Βήτα P16	A/A	P17	Βήτα P17	A/A	P18	Βήτα P18	A/A	P19	Βήτα P19	A/A	P120	Βήτα P20
3	GSK	0,7879	5	RDSB	0,8126	2	BP	0,8743	8	LLOY	0,9407	7	VOD	0,9494	11	RIO	1,1837
36	BSY	0,7931	44	PSON	0,8062	13	BG	0,8906	29	III	0,9466	12	BARC	1,1139	14	BLT	1,3396
42	KGF	0,78	65	JMAT	0,8177	24	RBS	0,8529	45	OML	0,8959	18	STAN	1,0501	16	PRU	1,3046
49	BRWM	0,7869	90	BSET	0,8416	34	BA	0,8932	51	ITV	0,934	27	RR	1,0955	25	AAL	1,3972
94	CCL	0,7666	102	PSN	0,8183	55	ANTO	0,8631	60	EZJ	0,9199	28	CPG	0,9519	37	ARM	1,2785
103	RRS	0,7756	134	CPW	0,8003	64	EDIN	0,8704	66	GKN	0,9218	30	WPP	1,0966	74	RSA	1,2056
107	TEM	0,7846	136	DXNS	0,7964	106	SMT	0,8691	150	JFJ	0,9438	32	AV	0,9728	75	SDR	1,1404
113	BDEV	0,7928				139	FEV	0,863				35	LGEN	1,1358	83	SGE	1,1397

Βιβλιογραφία

Άρθρα

Acharya Viral V, Pedersen Lasse Heje (2005), "Asset pricing with liquidity risk", *Journal of Financial Economics* 77, 375-410

Amihud Yakov, Mendelson Heim (1986), "Asset pricing and the bid-ask spread", *Journal of Financial Economics* 17, 223-249

Amihud Yakov (2002), "Illiquidity and stock returns: cross section and time series effects", *Journal of Financial Markets* 5, 31-56

Baker Malcolm, Stein C. Jeremy (2002), "Market liquidity as a sentiment indicator", *National Bureau of Economic Research, Working paper* 8816, 1-48

Benic Vladimir, Franic Ivna (2008), "Stock Market Liquidity: Comparative Analysis of Croatian and Regional Markets", *Financial Theory and Practice* 32 (4), 447-498

Bond A. Shaun and Chang Qingqing (2013), "Liquidity Risk and Stock Returns: a Return Decomposition Approach", *Working paper*, Available at SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2148729

Bortolotti et al (2004), "Privatization and Stock Market Liquidity", *A research Report from Stockholm Institute for Financial Research* 23, 1-38

Brennan Michael, Subrahmanyam Avanidhar (1996), "Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns", *Journal of Financial Economics* 41, 441-464

Campbell John, Grossman Sanford J, Jiang Wang (1993), "Trading and Serial Correlation in Stock Returns", *The Quarterly Journal of Economics* 108, 905-939

Chordia Tarun, Subrahmanyam Avanidhar, Anshuman Ravi V (2001), "Trading activity and expected stock returns", *Journal of Financial Economics* 59, 3-32

Datar Vinay, Naik Narayan, Radcliffe Robert (1998), "Liquidity and stock returns: An alternative test", *Journal of Financial Markets* 1, 203-219

Eleswarapu Venkat, Reinganum Mark (1993), "The seasonal behavior of the illiquidity premium in asset pricing", *Journal of Financial Economics* 34, 373-386

Fama Eugene F., MacBeth James (1973), "Risk, return and equilibrium: Empirical tests", *Journal of Political Economy* 81, 607-636

Fama Eugene F., French Kenneth R. (1993), "Common risk factors in the return on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56

Florakis C., Georgiou A., Kostakis A. (2011), "Trading frequency and asset pricing on the London Stock Exchange: Evidence from a new impact ratio", *Journal of Banking and Finance* 35, 3335-3350

Fu Fangjian, Kang Wenjin, Shao Yuping (2012), "Liquidity Variation and the Cross-Section of Stock Returns", *Working Paper*, Available at world-finance-conference.com/434.pdf, 1-28

Hu, Shing-yang (1997), "Trading Turnover and Expected Stock Returns: The Trading Frequency Hypothesis and Evidence from the Tokyo Stock Exchange" *Working Paper*, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=15133>

Miguel A. Martínez, Belén Nieto, Gonzalo Rubio, Mikel Tapia (2005), "Asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation of the spanish stock market", *International Review of Economics and Finance*, 81-103

Von Wyss Rico (2004), "Measuring and Predicting Liquidity in the Stock Market", *Novidea di Luigi Hofmann, Riazzino* 2004, 1-168

Oima David, Sande David, Ombok Benjamin (2013), "Further Test on Stock Liquidity Risk With a Relative Measure", *International Journal of Education and Research Vol 1. No 3*, 1-12

Pastor Lubos, Stambaugh Robert F. (2003), "Liquidity risk and expected stock returns", *National Bureau of Economic Research, Working paper* 8462, 1-38

Yeyati, Scmukler, Van Horen (2007), "Emerging Market Liquidity and Crises", *Working paper*, Available at SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1019028

Βιβλία-Σημειώσεις

Edwin J. Elton, Martin J. Gruber, Stephen J. Brown and William N. Goetzmann (2011), "*Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*" 8th Edition, Wiley

Δριτσάκη Ν. Χάιδω, Δριτσάκη Ν. Μελίνα (2013), "*Εισαγωγή στην οικονομετρία με τη χρήση του λογισμικού EViews*", Εκδόσεις Κλειδάριθμος

Σκιαδόπουλος Γεώργιος (2009), Σημειώσεις διδάσκοντα στο μάθημα "*Χρηματοοικονομική Θεωρία*"

Γκλεζάλος Μιχαήλ (2013), Σημειώσεις διδάσκοντα στο μάθημα "*Θεωρία Επενδύσεων και Διοίκησης Χαρτοφυλακίου*"

Διακογιάννης Γεώργιος (2011), Σημειώσεις διδάσκοντα στο μάθημα "*Θεωρία Χαρτοφυλακίου*"

