



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

UNIVERSITY OF PIRAEUS

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΜΠΣ Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη

Διπλωματική Εργασία
«Ρευστότητα, κίνδυνος ρευστότητας και αποδόσεις μετοχών»

Φοιτήτρια: Ευτυχία Περδίκη (ΜΧΑΝ 1530)

Επιβλέπων Καθηγητής: κος Γεώργιος Διακογιάννης

Τριμελής Επιτροπή:

Καθηγητής κος Γεώργιος Διακογιάννης

Καθηγητής κος Άγγελος Αντζουλάτος

Λέκτορας κος Μιχαήλ Ανθρωπέλος

ΠΕΙΡΑΙΑΣ

ΑΥΓΟΥΣΤΟΣ 2017

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η εργασία αυτή έχει ως σκοπό να εξετάσει τον ρόλο που παίζει και την επίδραση που ασκεί η ρευστότητα καθώς και ο κίνδυνος ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών, για το Χρηματιστήριο της Γαλλίας και της Ιταλίας. Μέχρι τώρα έχουν πραγματοποιηθεί διάφορες μελέτες, που εξετάζουν την συγκεκριμένη σχέση και έχουν εξεταστεί χρηματιστήρια διαφορετικών χωρών, τα αποτελέσματά τους θα παρουσιαστούν και στην ανασκόπηση των προηγούμενων μελετών. Συνήθως οι έρευνες που έχουν πραγματοποιηθεί, εξέτασαν μεγαλύτερες χρηματιστηριακές αγορές όπως του New York Stock Exchange, της Ιαπωνίας, της Γερμανίας, της Αυστραλίας κτλ. Σκοπός της συγκεκριμένης έρευνας είναι να εξεταστούν κάποια χρηματιστήρια ευρωπαϊκών χωρών. Η περίοδος που θα εξεταστεί αφορά δεδομένα από το έτος 2001 έως το 2011. Για την έρευνα μας επιλέχθηκε η αγορά της Γαλλίας ως μια μεγάλη αγορά, αλλά όχι η μεγαλύτερη στην Ευρώπη, καθώς και η αγορά της Ιταλίας που είναι μια μικρότερη χώρα και οικονομία. Ως μέτρο ρευστότητας για την έρευνα μας, θα χρησιμοποιηθεί το μέτρο του Amihud (2002) και για την εκτίμηση του κινδύνου ρευστότητας ως προς το πώς επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών και στο αν τελικά η αγορά τιμολογεί και τον κίνδυνο αυτό, θα χρησιμοποιηθεί η μεθοδολογία των Acharya and Pedersen (2005).

Λέξεις – Κλειδιά: Ρευστότητα, αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, κίνδυνος ρευστότητας, μέτρο του Amihud, χρηματιστήριο της Γαλλίας, χρηματιστήριο της Ιταλίας.

Περιεχόμενα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ.....	4
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ	7
2.1 Εισαγωγή.....	7
2.2 Το μοντέλο του H. Markowitz	12
2.2.1 Ανάλυση των μετοχών	14
2.2.2 Ανάλυση του χαρτοφυλακίου	19
2.2.3 Επιλογή χαρτοφυλακίου	22
2.3 Αξιολόγηση μετοχών με διάφορα κριτήρια.....	26
2.3.1 Χρηματοοικονομικοί δείκτες	27
2.3.2 Χρηματιστηριακοί δείκτες.....	27
2.3.3 Αξιολόγηση μετοχών βάσει στατιστικών κριτηρίων	31
2.4 Το μονοπαραγωγνικό υπόδειγμα (Single Index Model)	32
2.5 Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM).....	38
2.6 Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line).....	41
2.7 Σύγκριση γραμμής κεφαλαιαγοράς και CAPM.....	43
2.8 Το μοντέλο των Fama–French.....	43
2.9 Το μοντέλο αντιστάθμισης αποτίμησης κεφαλαιακών αγαθών (A.P.T.)	45
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΣΕ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ	46
3.1 Σύγκριση προηγούμενων μελετών	46
3.2 Η Μελέτη των Bo Li, Qian Sun & Changyun Wang (2014).....	49
3.3 Η Μελέτη των Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986)	53
3.4 Η Μελέτη των Campel, Grossman, Wang (1993)	56
3.5 Η Μελέτη των Eleswarapu & Reinganum (1993)	58
3.6 Η Εμπειρική Μελέτη των Brennan & Subrahmanyam (1996)	61
3.7 Η Μελέτη του Shing-yang Hu (1997)	63
3.8 Η Εμπειρική Μελέτη των Datar, Naik & Radcliffe (1998)	65
3.9 Η Εμπειρική Μελέτη Chordia, Subrahmanyam & Anshuman (2001).....	67
3.10 Η Μελέτη του Amihud, Y. (2002)	71
3.11 Η Μελέτη του Lesmond, D (2002)	74
3.12 Η Μελέτη των Pastor, L. & Stambaugh, R. (2003)	76
3.13 Η Μελέτη των Baker Malcolm, Stein C. Jeremy (2004)	78
3.14 Η Εμπειρική Μελέτη των Acharya & Pedersen (2005).....	80
3.15 Η Μελέτη των Chan, H. W. and R. W. Faff (2005),	83
3.16 Η Μελέτη των Avramov D, Chordia T, Goyal A (2006).....	85
3.17 Η Μελέτη του Weimin Liu (2006).....	87

3.18 Η Μελέτη των Chai & Faff & Gharghori (2009)	89
3.19 Η Μελέτη του Koch Stefan (2010).....	91
3.20 Η Μελέτη των Florakis C., Georgiou A., Kostakis A. (2011)	93
3.21. Συνοπτικός πίνακας παρουσίασης μελετών.....	96
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ	106
4.1 Δεδομένα μετοχών - Δείγμα	106
4.2. Οικονομετρική Μεθοδολογία	107
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΟΥΣ.....	117
5.1. Αποτελέσματα του Χρηματιστηρίου της Γαλλίας.....	117
5.1.1 Εκτίμηση Υποδείγματος με Διαστρωματικά Δεδομένα – Γαλλία	117
5.1.2 Εκτίμηση Υποδείγματος με Χρονολογικές Σειρές – Γαλλία.....	125
5.1.3 Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας - Γαλλία.....	133
5.2. Αποτελέσματα στο Χρηματιστήριο της Ιταλίας	142
5.2.1 Εκτίμηση Υποδείγματος με Διαστρωματικά Δεδομένα – Ιταλία.....	142
5.2.2 Εκτίμηση Υποδείγματος με Χρονολογικές Σειρές – Ιταλία.....	150
5.2.3 Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Ιταλίας	157
5.3. Σύγκριση αποτελεσμάτων με προηγούμενες μελέτες	166
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	168
6.1. Συζήτηση Αποτελεσμάτων	168
6.2. Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα	171
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	172
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	180

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η ρευστότητα και ο κίνδυνος ρευστότητας είναι οι κύριες έννοιες που θα μας απασχολήσουν στην συγκεκριμένη μελέτη. Ως ρευστότητα θεωρείται η δυνατότητα άμεσης αγοράς ή πώλησης ενός περιουσιακού στοιχείου με την μικρότερη δυνατή επίδραση στην τιμή του περιουσιακού στοιχείου. Ο κίνδυνος ρευστότητας αφορά την αδυναμία άμεσης ρευστοποίησης της επένδυσης. Η έλλειψη ρευστότητας μιας επιχείρησης μπορεί να έχει ως αποτέλεσμα την αθέτηση πληρωμών προς τους πιστωτές της, γεγονός που μπορεί να οδηγήσει την επιχείρηση ακόμα και σε οικονομική καταστροφή. Οι εν δυνάμει επενδυτές για να προχωρήσουν και να επενδύσουν σε ένα περιουσιακό στοιχείο με μειωμένη ρευστότητα θα απαιτήσουν αποζημίωση, μια επιπλέον απόδοση για τον κίνδυνο που αναλαμβάνουν.

Σκοπός της συγκεκριμένης εργασίας είναι να εξετάσει κατά πόσο η ρευστότητα και ο κίνδυνος ρευστότητας επηρεάζει τις μετοχικές αποδόσεις των χρηματιστηρίων της Γαλλίας και της Ιταλίας. Ο λόγος που επιλέχθηκαν οι συγκεκριμένες χρηματιστηριακές αγορές για την εξέταση των σχέσεων είναι για να δούμε κατά πόσο επηρεάζουν οι συγκεκριμένοι παράγοντες χρηματιστήρια μικρότερων χωρών και οικονομιών. Η Γαλλία αποτελεί μια μεγάλη οικονομία της Ευρώπης, παρόλα αυτά δεν είναι η μεγαλύτερη. Η δε Ιταλία είναι μια μικρότερη οικονομία της Ευρώπης, όπου έχει επηρεαστεί σημαντικά από την οικονομική κρίση.

Οι περιορισμοί για την έρευνα μας είναι ότι χρησιμοποιήθηκαν μετοχές για τα δύο χρηματιστήρια, όπου υπάρχουν τα αντίστοιχα διαθέσιμα στοιχεία που χρειάζονται για να κατασκευαστούν οι επιμέρους μεταβλητές των οικονομετρικών μοντέλων. Από το δείγμα μας, για να καταλήξουμε σε ένα πιο αξιόπιστο αποτέλεσμα, εξαιρούνται επίσης οι μετοχές χρηματοπιστωτικών εταιρειών, όπως Τράπεζες κτλ. Αρχικά τα δεδομένα μας αντλήθηκαν σε ημερήσια συχνότητα για τον υπολογισμό κάποιων μεταβλητών, παρόλα αυτά η ανάλυση μας πραγματοποιήθηκε με μηνιαία δεδομένα. Η περίοδος όπου θα εξετάσουμε αφορά από το έτος 2001 έως και το έτος 2011.

Στη μελέτη μας αρχικά θα εκτιμήσουμε ένα μοντέλο με διαστρωματικά δεδομένα για να εξετάσουμε κατά πόσο η έλλειψη ρευστότητας μαζί με μια σειρά μεταβλητών ελέγχου που αφορούν το συστηματικό και τον συνολικό κίνδυνο, την παρελθοντική αποδοτικότητα, το μέγεθος της εταιρείας και την αποτίμηση ως προς τη λογιστική αξία, αλλά και τις ταμειακές ροές επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Στη συνέχεια, θα εκτιμήσουμε ένα μοντέλο με στοιχεία χρονολογικών σειρών όπου θα χρησιμοποιηθούν αποδόσεις χαρτοφυλακίων, τα οποία θα κατασκευαστούν με κριτήριο την κεφαλαιοποίηση των μετοχών, και θα συσχετιστούν με την αναμενόμενη και τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας. Τέλος, θα εκτιμήσουμε ένα μοντέλο με διαστρωματικά στοιχεία όπου για κάθε διαθέσιμο μήνα θα συσχετίσουμε την απόδοση των μετοχών με το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, με το πριμ κινδύνου αγοράς αλλά και με τρία διαφορετικά πριμ κινδύνου ρευστότητας, με σκοπό να διερευνηθεί κατά πόσο επηρεάζονται από τα ανωτέρω οι αποδόσεις των μετοχών. Για το σκοπό αυτό θα κατασκευαστούν 25 χαρτοφυλάκια με κριτήριο την έλλειψη ρευστότητας.

Η δομή της συγκεκριμένης διπλωματικής εργασίας αποτελείται από έξι ενότητες. Ακολουθεί μια παρουσίαση για το τί ενδεικτικά περιλαμβάνει το κάθε κεφάλαιο.

Η δεύτερη ενότητα ,περιλαμβάνει μια γενική παρουσίαση των βασικών εννοιών αλλά και των μεθόδων της θεωρίας χαρτοφυλακίου. Ενδεικτικά κάποια από τα θέματα που παρουσιάζονται είναι η έννοια των χρεογράφων, το μοντέλο του Markowitz, η Γραμμή της Κεφαλαιαγοράς (CML), το μονοπαραγωγικό υπόδειγμα, το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιακών Στοιχείων (CAPM).

Στη τρίτη ενότητα, πραγματοποιείται μια περιληπτική ανασκόπηση προηγούμενων μελετών με συναφές αντικείμενο. Θα παρατεθεί για κάθε μελέτη ο στόχος της, τα δεδομένα τα οποία επεξεργάστηκαν, η οικονομετρική τεχνική η οποία χρησιμοποιήθηκε αλλά και το τελικό αποτέλεσμα της. Στο τέλος του κεφαλαίου θα γίνει έκθεση των μελετών μέσω συγκεντρωτικού πίνακα.

Στην τέταρτη ενότητα, θα γίνει η παρουσίαση των δεδομένων και της μεθοδολογίας της έρευνας μας όπου βασίστηκε στην μελέτη των Bo Li, Qian Sun και Changyun Wang (2014). Θα παρουσιαστεί αναλυτικά η μεθοδολογία

και η οικονομετρική τεχνική η οποία χρησιμοποιήθηκε καθώς και τα δεδομένα πάνω στα οποία έγινε η ανάλυση.

Στην πέμπτη ενότητα, θα παρουσιαστούν αναλυτικά τα αποτελέσματα στα οποία καταλήξαμε από την οικονομετρική ανάλυση. Θα πραγματοποιηθεί αναλυτική παρουσίαση τους, θα ερμηνεύσουμε τα αποτελέσματα όσον αφορά την στατιστική και την οικονομική σημασία τους και θα γίνει σχολιασμός τους. Επίσης θα υπάρξει σύγκριση τους με τα αποτελέσματα από προηγούμενες μελέτες.

Τέλος στην έκτη ενότητα, θα παρουσιαστούν τα γενικά συμπεράσματα στα οποία καταλήξαμε στην παρούσα διατριβή. Θα αναφέρουμε αν προέκυψε κάτι καινούργιο από την συγκεκριμένη μελέτη και θα γίνουν συστάσεις για περαιτέρω έρευνα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΘΕΩΡΙΑ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ

2.1 Εισαγωγή

Η θεωρία χαρτοφυλακίου είναι η επιστήμη όπου αναφέρεται στην δημιουργία χαρτοφυλακίου για έναν επενδυτή και στο πως θα συνδυάσει τα περιουσιακά στοιχεία που έχει στην κατοχή του. Μπορεί να μας βοηθήσει να αναλύσουμε, αξιολογήσουμε και να επιλέξουμε χαρτοφυλάκια χρεογράφων που ικανοποιούν έναν ή και πολλούς στόχους του επενδυτή, όπως ελαχιστοποίηση κινδύνου και μεγιστοποίηση απόδοσης. Η αξιολόγηση των επενδύσεων γίνεται σε συνθήκες αβεβαιότητας και κινδύνου. Η κύρια θεωρία αναπτύχθηκε από τον Harry Markowitz (1952), με την δημοσίευση του με τίτλο "Portfolio Selection" στο Journal of Finance.

Αξιόγραφο ορίζεται οτιδήποτε έχει αξία και ως χρεόγραφο ορίζεται ένα ανταλλάξιμο επενδυτικό προϊόν που εκδίδεται από μια εταιρεία ή την κυβέρνηση.

Ως επένδυση ορίζεται μια δέσμευση κεφαλαίου για ένα συγκεκριμένο χρονικό διάστημα όπου ο επενδυτής από αυτό αναμένει εισροή επιπλέον κεφαλαίων. Κάθε επένδυση απαιτεί την αποφυγή κατανάλωσης των κεφαλαίων του επενδυτή για να επιδιώξει μια μελλοντική αβέβαιη ωφέλεια.

Χαρτοφυλάκιο ορίζεται το σύνολο και ο συνδυασμός των διάφορων περιουσιακών στοιχείων του επενδυτή.

Είδη χρεογράφων

Μετοχές

Κοινές και προνομιούχες μετοχές

Όλες οι εταιρείες έχουν κοινές μετοχές. Οι κοινές μετοχές αντιπροσωπεύουν μια αξίωση ιδιοκτησίας επί των κερδών και των περιουσιακών στοιχείων μιας εταιρείας. Το μοναδικό χαρακτηριστικό των κοινών μετοχών, σε αντίθεση με την απλή ιδιοκτησία της επιχείρησης, είναι ότι ο κάτοχος των κοινών μετοχών έχει περιορισμένη ευθύνη. Αν μια εταιρεία χρεοκοπήσει, όλοι οι κάτοχοι των κοινών μετοχών μπορεί να χάσουν την αρχική τους επένδυση καθώς πρώτα πληρώνονται οι προνομιούχοι και μετά αυτοί εάν έχει απομείνει χρηματικό ποσό. Παρά την περιορισμένη ευθύνη, οι κοινές μετοχές είναι πιο ριψοκίνδυνος τίτλος από τις προνομιούχες μετοχές. Οι κοινοί μέτοχοι όμως μπορούν να αποκομίσουν μεγαλύτερο κέρδος από τους προνομιούχους μετόχους.

Οι κοινοί μέτοχοι όπως προαναφέραμε είναι οι ιδιοκτήτες της εταιρείας ενώ οι προνομιούχοι μέτοχοι δεν είναι ιδιοκτήτες της εταιρείας καθώς δεν μπορούν να ψηφίσουν για τις αποφάσεις της εταιρείας. Η εταιρεία υποχρεούται να καταβάλει μέρισμα πρώτα στους προνομιούχους μετόχους και μετά στους κοινούς μετόχους.

Ομόλογα

Κυβερνητικά και εταιρικά ομόλογα

Τα κυβερνητικά ομόλογα είναι ένα είδος δανεισμού κυβέρνηση, μπορεί να είναι βραχυχρόνια και μακροχρόνια. Κυβερνητικά ομόλογα είναι χρεόγραφα που πωλούνται από τους πολιτικούς φορείς, όπως κράτη, νομούς, πόλεις κτλ.

Τα εταιρικά ομόλογα είναι ένα είδος δανεισμού εταιρείας, μακροχρόνιου δανεισμού συνήθως 10, 15, 20 ετών. Είναι σε γενικές γραμμές παρόμοια με τα κρατικά ομόλογα στο σχέδιο πληρωμής. Υπόσχονται να καταβάλουν τόκους

ανά τακτά χρονικά διαστήματα και να επιστρέψουν το αρχικό κεφάλαιο σε μια συγκεκριμένη ημερομηνία. Τα εταιρικά ομόλογα διαφέρουν σε κίνδυνο όχι μόνο λόγω των διαφορετικών πιθανοτήτων αθέτησης των υποχρεώσεων των εταιρειών έκδοσης, αλλά και λόγω της διαφοράς της φύσης των απαιτήσεων τους για τα περιουσιακά στοιχεία και τα κέρδη των εταιρειών έκδοσης. Ένα άλλο αξιοσημείωτο χαρακτηριστικό των εταιρικών ομολόγων είναι ότι έχουν πιο συχνά δικαίωμα ανάκλησης, το οποίο σημαίνει ότι οι εταιρείες μπορούν να αναγκάσουν τον κάτοχο του ομολόγου να τα παραδώσει σε καθορισμένη τιμή κατά τη διάρκεια ενός καθορισμένου χρονικού διαστήματος. Επίσης τα εταιρικά ομόλογα μπορεί να είναι μετατρέψιμα, μετά από κάποιο χρονικό διάστημα διακράτησης, μετατρέπονται αυτόματα σε μετοχές της εταιρείας και αυτό τα κάνει πιο ελκυστικά στους επενδυτές.

Αγορά Χρεογράφων

Πρωτογενής αγορά

Όταν μια εταιρεία εκδίδει νέες κοινές μετοχές πωλούνται στους επενδυτές μέσω του αναδόχου (πχ. Τράπεζα). Καθώς περιλαμβάνουν μόνο νέες εκδόσεις τίτλων, σε αντίθεση με τις δευτερογενείς αγορές, παρέχουν μια άμεση ροή των μετρητών στην εκδίδουσα αρχή.

Δευτερογενής αγορά.

Δευτερογενής είναι η αγορά που πωλούνται και αγοράζονται μετοχές μεταξύ επενδυτών μετά την πρώτη τους εισαγωγή στην αγορά .

Η πρωτογενής και δευτερογενής αγορά σχηματίζουν την Κεφαλαιαγορά.

Προφίλ επενδυτή

Το προφίλ του επενδυτή είναι οι προτιμήσεις του για τις επενδυτικές αποφάσεις που λαμβάνει, όπως σε τι αξιόγραφα θα επενδύσει και ποιος είναι ο επενδυτικός του ορίζοντας. Οι παράγοντες που ορίζουν το προφίλ του επενδυτή είναι οι ακόλουθοι:

- Ανοχή απέναντι στον κίνδυνο.
- Οι ανάγκες που πρέπει να καλυφθούν από τις αποδόσεις που θα λάβει
- Ο επενδυτικός του ορίζοντας
- Το φορολογικό σύστημα και πως τον αντιμετωπίζει.

Ανοχή απέναντι στον κίνδυνο (risk tolerance) ορίζεται το μέγιστο επίπεδο κινδύνου όπου είναι διατεθειμένος να αναλάβει ο επενδυτής για να αυξήσει την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου του. Οι επενδυτές ανάλογα την ανοχή τους απέναντι στον κίνδυνο κατηγοριοποιούνται ως εξής:

- ❖ Επενδυτές με μικρή ανοχή στον κίνδυνο (risk averse).
- ❖ Επενδυτές με μεσαία ανοχή στον κίνδυνο (risk neutral).
- ❖ Επενδυτές με μεγάλη ανοχή στον κίνδυνο (risk lovers).

Η ανάγκη του επενδυτή να αναλάβει κινδύνους εξαρτάται από την απόδοση που θέλει να λάβει για να επιτύχει τους επενδυτικούς του στόχους. Όσο μεγαλύτερος ο επενδυτικός στόχος τόσο μεγαλύτερη είναι η ανάληψη κινδύνων από τον επενδυτή για να επιτύχει και μεγαλύτερη απόδοση. Ο κάθε επενδυτής επιθυμεί να καλύψει και άλλες ανάγκες.

Ο επενδυτικός ορίζοντας κάθε επενδυτή διαφέρει καθώς εξαρτάται από το διάστημα όπου ο επενδυτής να διακρατήσει τη συγκεκριμένη επένδυση. Είναι το χρονικό διάστημα (βραχυπρόθεσμο, μακροπρόθεσμο κτλ.) όπου ο επενδυτής έχει σκοπό να ρευστοποιήσει την επένδυση του. Ο καθορισμός του επενδυτικού ορίζοντα επηρεάζει και τον κίνδυνο της επένδυσης. Ο

μακροπρόθεσμος ορίζοντας όταν επενδύουμε σε μετοχές, μειώνει τον κίνδυνο της επένδυσης καθώς ομαλοποιεί τις διακυμάνσεις των τιμών τους.

Η φορολογία παίζει ρόλο στο επενδυτικό προφίλ καθώς ο επενδυτής ενδιαφέρεται για τα καθαρά κέρδη του. Η φορολογική κατηγορία όπου ανήκει ο επενδυτής, επηρεάζει σημαντικά και τις αποφάσεις όπου θα λάβει για τις επενδύσεις του.

Το επενδυτικό προφίλ για κάθε επενδυτή δεν παραμένει το ίδιο καθώς με την πάροδο του χρόνου ή λόγω συγκυριών μπορεί να μεταβληθεί.

Κάποια από τα επενδυτικά λάθη είναι ότι ο επενδυτής δεν έχει ορίσει στόχους πριν προβεί στην επένδυση του, εμπορεύεται συχνά, υποκινείται από την «απληστία» του, έχει υπερ-εμπιστοσύνη στον εαυτό του, λαμβάνει συμβουλές από άτομα που δεν έχουν την εμπειρία και την τεχνογνωσία, το χαρτοφυλάκιο δεν είναι καλά διαφοροποιημένο κ.α.

2.2 Το μοντέλο του H. Markowitz

Ο βασικός στόχος της θεωρίας χαρτοφυλακίου είναι η λήψη αποφάσεων υπό συνθήκες αβεβαιότητας. Βασικό υπόδειγμα στην ανάλυση χαρτοφυλακίου είναι το υπόδειγμα το οποίο ανέπτυξε ο Markowitz (1952). Ο H. Markowitz παρουσίασε ένα μοντέλο κατασκευής αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων. Στο υπόδειγμα του θεώρησε δεδομένο ότι οι επενδυτές αποστρέφονται τον κίνδυνο και ότι για την ανάληψη μεγαλύτερου κινδύνου επιθυμούν μεγαλύτερη απόδοση ως αποζημίωση. Βασική ιδέα είναι η επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου σε συνθήκες αβεβαιότητας για τον επενδυτή, που του προσφέρει την καλύτερη δυνατή σχέση απόδοσης και κινδύνου. Σύμφωνα με τον Markowitz ο επενδυτής επιθυμεί να μεγιστοποιήσει την αναμενόμενη απόδοση και να ελαχιστοποιήσει τον κίνδυνο.

Οι βασικές υποθέσεις του υποδείγματος του Markowitz είναι οι ακόλουθες:

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 της κατανομής είναι ένα μέτρο της αναμενόμενης απόδοσης της μετοχής αυτής και η διακύμανση ή η τυπική απόκλιση των αποδόσεων είναι ένα μέτρο του κινδύνου της μετοχής.
3. Ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών μπορεί να περιγραφεί από την αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου και τη διακύμανση της απόδοσης του χαρτοφυλακίου.
4. Οι επενδυτές είναι ορθολογικοί. Βάσει της συγκεκριμένης αρχής ισχύουν: (α) ο επενδυτής προτιμά πάντα τις μεγαλύτερες αποδόσεις από τις μικρότερες για δεδομένο επίπεδο κινδύνου και (β) ο επενδυτής προτιμά πάντα επενδύσεις με μικρότερο κίνδυνο για δεδομένο επίπεδο απόδοσης.

Ο Markowitz θεώρησε ότι υπάρχουν τρία βασικά βήματα:

Βήμα 1ο Ανάλυση των μετοχών:

Στο συγκεκριμένο στάδιο γίνεται ανάλυση μεμονωμένα των μετοχών και των χαρακτηριστικών τους, όπως την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο των μεμονωμένων μετοχών (διακύμανση ή τυπική απόκλιση).

Βήμα 2ο Ανάλυση του χαρτοφυλακίου:

Στο δεύτερο στάδιο γίνεται συνδυασμός μεμονωμένων μετοχών και κατασκευή χαρτοφυλακίων προκειμένου να προσδιοριστούν οι καλύτεροι συνδυασμοί των μεμονωμένων μετοχών. Βάσει της αναμενόμενη απόδοσης και του κινδύνου των μεμονωμένων μετοχών, υπολογίζεται η αναμενόμενη απόδοση και ο κίνδυνος του κάθε χαρτοφυλακίου και προσδιορίζονται εκείνα που έχουν την μέγιστη αναμενόμενη απόδοση και ελάχιστο κίνδυνο.

Βήμα 3ο Επιλογή χαρτοφυλακίου

Στο τρίτο στάδιο ο κάθε επενδυτής επιλέγει από τα χαρτοφυλάκια που έχουν κατασκευαστεί εκείνο που του αποδίδει την μέγιστη αναμενόμενη ωφελιμότητα. Προτιμάται εκείνο το χαρτοφυλάκιο ανάλογα με την αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο, ώστε να ικανοποιούνται οι προτιμήσεις του επενδυτή.

Το βασικό πρόβλημα του υποδείγματος του Markowitz είναι ότι χρειάζονται αρκετοί υπολογισμοί, για παράδειγμα για ένα χαρτοφυλάκιο N αξιογράφων, θα πρέπει να υπολογιστούν N αναμενόμενες αποδόσεις, N διακυμάνσεις και $[N(N-1)]/2$ συνδιακυμάνσεις.

2.2.1 Ανάλυση των μετοχών

Όπως προαναφέραμε οι επενδυτές επιθυμούν μεγάλη απόδοση και χαμηλό κίνδυνο. Αρχικά όμως πρέπει να περιγράψουμε τι σημαίνει απόδοση και κίνδυνος.

Η απόδοση για μια συγκεκριμένη περίοδο υπολογίζεται ως η τελική τιμή του χρεογράφου μείον της αρχικής του τιμής συν τυχόν μερίσματα που έχουν καταβληθεί εκείνη την περίοδο προς την αρχική τιμή του χρεογράφου:

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

P_{it} = η τιμή της i μετοχής στην περίοδο t

P_{it-1} = η τιμή της i μετοχής στην περίοδο $t-1$

D_{it} = το μέρισμα της i μετοχής στην περίοδο t .

Ως χρονικό διάστημα μπορεί να θεωρηθεί η μέρα, η βδομάδα, ο μήνας, το έτος κτλ.

Η απόδοση της μετοχής είναι το άθροισμα της κεφαλαιακής απόδοσης της μετοχής με την μερισματική απόδοση της μετοχής.

Η Κεφαλαιακή απόδοση μπορεί να είναι: α) θετική β) αρνητική γ) μηδέν

Η Μερισματική απόδοση είναι πάντα θετική.

Η Συνολική απόδοση μπορεί να είναι: α) θετική β) αρνητική γ) μηδέν

Στην Ελλάδα συνήθως μία φορά το χρόνο ανακοινώνεται και καταβάλλεται το μέρισμα της κάθε εταιρείας. Την συγκεκριμένη ημέρα ανακοίνωσης για την εταιρεία υπάρχει μερισματική απόδοση, όλες τις υπόλοιπες ημέρες υπάρχει μόνο κεφαλαιακή απόδοση.

Συνήθως χρησιμοποιείται η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής ($E(R_i)$), με τη βοήθεια μιας κατανομής πιθανοτήτων, την κανονική κατανομή. Οι πιθανές αποδόσεις της μετοχής συνδυάζονται με τις αντίστοιχες πιθανότητες των

συγκεκριμένων αποδόσεων. Οι πιθανότητες έχουν ένα βαθμό υποκειμενικότητας και είναι διαφορετικές για κάθε επενδυτή, καθώς ο κάθε επενδυτής έχει διαφορετική κατανομή πιθανοτήτων. Η αναμενόμενη απόδοση μιας μετοχής ($E(R_i)$), με τη βοήθεια μιας κατανομής πιθανοτήτων είναι ο σταθμικός μέσος όρος, δηλαδή είναι ο σταθμικός μέσος όρος όλων των δυνατικών αποδόσεων της μετοχής, όπου η κάθε δυνατική απόδοση σταθμίζεται από την αντίστοιχη πιθανότητα.

$$E(r) = \sum_{i=1}^N P_i r_i \quad (2.2)$$

Για την περιγραφή των χρεογράφων χρησιμοποιούμε κάποιους παράγοντες που επηρεάζουν τον κίνδυνο όπως την πιστοληπτική ικανότητα του εκδότη, την προτεραιότητα των απαιτήσεων, την ρευστότητα του χρεογράφου και το είδος της αγοράς στην οποία διαπραγματεύεται. Εφόσον ο κίνδυνος σχετίζεται με αυτά τα στοιχεία τότε και τα μέτρα κινδύνου, όπως η μεταβλητότητα των αποδόσεων θα πρέπει να σχετίζεται με τους ίδιους παράγοντες. Ένα ευρέως αποδεκτό μέτρο του κινδύνου είναι η τυπική απόκλιση των αποδόσεων. Η διακύμανση υπολογίζει την μεταβλητότητα κατά μέσο όρο των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοσή τους.

Η διακύμανση υπολογίζεται με τον ακόλουθο τύπο:

$$\sigma(R_i)^2 = \sum_{k=1}^N p_k (R_{ik} - E(R_i))^2 \quad (2.3)$$

R_{ik} = κ πιθανό αποτέλεσμα για την απόδοση της μετοχής i ,

p_k = η πιθανότητα της απόδοσης R_{ik}

N = το σύνολο των πιθανών αποδόσεων.

Η τυπική απόκλιση $\sigma(R_i)$, είναι η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης της μετοχής.

Τα χρεόγραφα ανάλογα με τον κίνδυνο τους χωρίζονται ως ακολούθως:

- Μηδενικός κίνδυνος: α) Έντοκα Γραμμάτια β) Καταθέσεις
- Χαμηλός κίνδυνος: α) Ομόλογα β) Ιδιοκτησία
- Μεσαίος έως υψηλός κίνδυνος: α) Μετοχές β) Αμοιβαία κεφάλαια
- Υψηλός κίνδυνος: α) Προθεσμιακά συμβόλαια β) Χρηματοοικονομικά Δικαιώματα

Δεδομένου ότι κάποιες φορές δεν μπορούμε να καταλήξουμε ποια μετοχή θα επιλέξουμε μόνο με την παρατήρηση της αναμενόμενης απόδοσης και της διακύμανσης ή τυπικής απόκλισης, χρησιμοποιούμε τον συντελεστή μεταβλητότητας CV για να επιλέξουμε ανάμεσα τους.

Ο συντελεστής μεταβλητότητας CV υπολογίζεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$CV = \sigma(R_i) / E(R_i) \quad (2.4)$$

Επιλέγουμε την μετοχή με τον μικρότερο συντελεστή μεταβλητότητας. Εάν ο συντελεστής μεταβλητότητας CV για δύο μετοχές είναι ακριβώς ο ίδιος, αυτό σημαίνει ότι η κανονική κατανομή δεν είναι ικανή να χαρακτηρίσει τις κατανομές αυτών των μετοχών. Τότε χρειάζεται λάβουμε υπόψιν την ασυμμετρία ακόμα και την κύρτωση των μετοχών. Θετική ασυμμετρία συνεπάγεται ότι πληρώνω ένα χρηματικό ποσό και μπορεί να έχω μεγάλο ποσό κερδών.

Για να εξετάσω την σχέση των αποδόσεων μεταξύ δύο μετοχών και εάν υπάρχει αλληλοεξάρτηση, χρησιμοποιώ την συνδιακύμανση που μας δείχνει την κατεύθυνση προς την οποία κινούνται οι αποδόσεις δύο μετοχών.

Η συνδιακύμανση υπολογίζεται βάσει του ακόλουθου τύπου:

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

p_k = η κοινή πιθανότητα εμφάνισης των αποδόσεων R_{ik} και R_{jk}

N = ο συνολικός αριθμός των πιθανών αποδόσεων

Από το αποτέλεσμα που λαμβάνουμε για τον συντελεστή μεταβλητότητας, καταλήγουμε στα εξής συμπεράσματα:

1. $Cov(R_1, R_2) = \sigma_{1,2} > 0$, οι αποδόσεις κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση. Όταν ανεβαίνει η απόδοση της μίας μετοχής ανεβαίνει και η άλλη. Το 99% των διακυμάνσεων μεταξύ δύο μετοχών είναι θετικές.
2. $Cov(R_1, R_2) = \sigma_{1,2} < 0$, οι αποδόσεις κινούνται προς αντίθετες κατευθύνσεις. Οι μετοχές του εγχώριου χρηματιστηρίου δεν έχουν αρνητική συσχέτιση.
3. $Cov(R_1, R_2) = \sigma_{1,2} = 0$, οι αποδόσεις δεν επηρεάζονται γραμμικά.

Οι μακροχρόνιες παρατηρήσεις δείχνουν ότι υπάρχει θετική συσχέτιση.

Η συνδιακύμανση παρόλο που μας δείχνει προς ποια κατεύθυνση κινούνται οι αποδόσεις, δεν μπορεί να αποτυπώσει την ισχύ της σχέσης αυτής.

Ως τελευταίο στατιστικό μέτρο χρησιμοποιείται ο συντελεστής συσχέτισης (correlation coefficient). Ο συντελεστής συσχέτισης παρέχει περισσότερες πληροφορίες, μας δείχνει και την κατεύθυνση προς την οποία κινούνται οι αποδόσεις των μετοχών, αλλά επίσης και την ισχύ της σχέσης μεταξύ δύο αποδόσεων.

Ο συντελεστής συσχέτισης υπολογίζεται βάσει του παρακάτω τύπου:

$$\rho_{1,2} = \frac{Cov(R_1, R_2)}{\sigma_1 \sigma_2} \quad (2.6)$$

Ο συντελεστής συσχέτισης λαμβάνει τιμές στο διάστημα $[-1, 1]$. Από το αποτέλεσμα που λαμβάνουμε, καταλήγουμε στα εξής συμπεράσματα:

1. $\rho_{1,2} = +1$, τέλεια θετική συσχέτιση. Είναι μία θεωρητική προσέγγιση πρακτικά δεν παρατηρείται, καθώς δεν γίνεται η μία μετοχή να είναι υποκατάστατο της άλλης
2. $0 < \rho_{1,2} < 1$, θετική συσχέτιση. Συμβαίνει στα περισσότερα χρηματιστήρια

3. $\rho_{1,2}=0$, δεν υπάρχει γραμμική σχέση. Οι αποδόσεις των μετοχών είναι γραμμικά ανεξάρτητες.
4. $-1 < \rho_{1,2} < 0$, αρνητική συσχέτιση. Φαινόμενο του ελληνικού χρηματιστηρίου με τα ξένα χρηματιστήρια.
5. $\rho_{1,2}=0$, τέλεια αρνητική συσχέτιση. Είναι μια θεωρητική προσέγγιση.

Ένας μικρός συντελεστής συσχέτισης συνεπάγεται και μικρό κίνδυνο για το χαρτοφυλάκιο.

2.2.2 Ανάλυση του χαρτοφυλακίου

Ένα χαρτοφυλάκιο μετοχών είναι ένα σύνολο μετοχών που ορίζεται από τα σταθμά επένδυσης στις μετοχές αυτές. Τα στοιχεία ενός χαρτοφυλακίου δεν είναι μόνο οι μετοχές που το αποτελούν, αλλά και τα σταθμά που αντιστοιχούν στις μετοχές του. Η διαφοροποίηση ασχολείται με τα κατάλληλα σταθμά και πραγματοποιείται για να μειώσουμε τον κίνδυνο της επένδυσης μας. Το σωστό χαρτοφυλάκιο είναι εκείνο που είναι καλά διαφοροποιημένο και έχει τα σωστά σταθμά.

Το κύριο χαρακτηριστικό του χαρτοφυλακίου που ενδιαφέρει τον επενδυτή είναι η απόδοση των κεφαλαίων που θα επενδυθούν. Η απόδοση χαρτοφυλακίου μπορεί να υπολογιστεί με δύο τρόπους:

1. Ως το άθροισμα της Κεφαλαιακής απόδοσης με την Μερισματική απόδοση.
2. Ως τη ποσοστιαία απόδοση: Η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου ισούται με τον σταθμικό μέσο όρο των αναμενόμενων αποδόσεων των αξιογράφων του. Ως σταθμά ορίζονται το ποσοστό της επένδυσης για κάθε περιουσιακό στοιχείο, σημειώνεται ότι τα σταθμά αθροίζουνε πάντα στην μονάδα.

Η απόδοση του χαρτοφυλακίου υπολογίζεται από τον ακόλουθο τύπο:

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

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i .

w_i = το ποσοστό της επένδυσης της μετοχής i

N = ο αριθμός των μετοχών του χαρτοφυλακίου

Επίσης ισχύει ότι $\sum_{i=1}^N w_i = 1$.

Οι αναμενόμενες αποδόσεις των μετοχών ακολουθούν κανονική κατανομή. Ο σταθμικός μέσος κανονικών μετοχών ακολουθεί κανονική κατανομή, άρα εξ 'ορισμού και η αναμενόμενη απόδοση χαρτοφυλακίου ακολουθεί και αυτή κανονική κατανομή.

Επόμενο βήμα είναι ο υπολογισμός της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου. Η διακύμανση της κατανομής μετράει τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου, την μεταβλητότητα των πιθανών αποδόσεων γύρω από την αναμενόμενη απόδοση διακύμανσης. Αρχικά πρέπει να υπολογιστούν οι διακυμάνσεις των αξιογράφων που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο καθώς και η συνδιακύμανση των αξιογράφων αυτών.

Η διακύμανση του χαρτοφυλακίου υπολογίζεται από τον τύπο:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_i w_j \sigma_{ij} \quad \text{με } i \neq j \quad (2.8)$$

w_i, w_j = το ποσοστό της επένδυσης στην μετοχή i και j ,

σ_i^2 = η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής i ,

σ_j^2 = η διακύμανση των αποδόσεων της μετοχής j ,

σ_{ij} = η συνδιακύμανση μεταξύ των μετοχών i, j .

Ο παραπάνω τύπος μπορεί να γραφτεί και ως ακολούθως

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

Όπου,

ρ_{ij} = ο συντελεστής συσχέτισης των μετοχών i και j .

Η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου, ορίζεται ως η τετραγωνική ρίζα της διακύμανσης του χαρτοφυλακίου.

Από τα παραπάνω παρατηρούμε ότι οι παράγοντες που επηρεάζουν τον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου είναι οι ακόλουθοι:

- ❖ Οι διακυμάνσεις των αποδόσεων του κάθε περιουσιακού στοιχείου που περιλαμβάνεται στο χαρτοφυλάκιο.
- ❖ Οι συνδιακυμάνσεις των αποδόσεων μεταξύ των περιουσιακών στοιχείων που περιλαμβάνονται στο χαρτοφυλάκιο.
- ❖ Το ποσοστό επένδυσης (τα σταθμά) σε κάθε περιουσιακό στοιχείο του χαρτοφυλακίου.

Όταν προσθέτουμε αξιόγραφα σε ένα χαρτοφυλάκιο, η συνδιακύμανση του με τα άλλα αξιόγραφα παίζει μεγαλύτερο ρόλο από ό,τι η τυπική απόκλιση του μεμονωμένου αξιογράφου στον κίνδυνο του χαρτοφυλακίου.

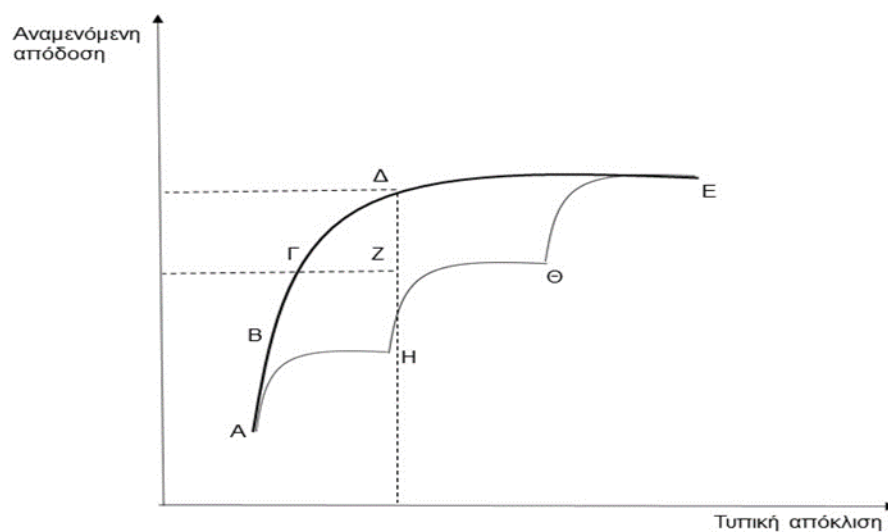
2.2.3 Επιλογή χαρτοφυλακίου

Στο τελευταίο στάδιο του μοντέλου ο επενδυτής επιλέγει το χαρτοφυλάκιο του. Ο επενδυτής θα επιλέξει εκείνο το αποδοτικό χαρτοφυλάκιο που ταιριάζει περισσότερο στις προσωπικές του προτιμήσεις και που μεγιστοποιεί την χρησιμότητα, αναμενόμενη ωφέλεια του. Θα επιλέξει το χαρτοφυλάκιο εκείνο, όπου η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας τέμνει το αποτελεσματικό σύνορο.

Αποτελεσματικό σύνορο

Αποτελεσματικό χαρτοφυλάκιο ονομάζεται το χαρτοφυλάκιο εκείνο όπου για δεδομένο κίνδυνο έχει την μέγιστη απόδοση και για δεδομένη απόδοση έχει τον ελάχιστο κίνδυνο. Αποτελεσματικό σύνορο ή σύνολο (efficient frontier) ονομάζεται το σύνολο όλων των αποτελεσματικών χαρτοφυλακίων για συγκεκριμένο αριθμό αξιογράφων (Σχήμα 2.1). Κάθε σημείο της καμπύλης παριστάνει ένα χαρτοφυλάκιο που έχει ελάχιστο κίνδυνο.

Σχήμα 2.1: Το σύνορο αποδοτικών χαρτοφυλακίων



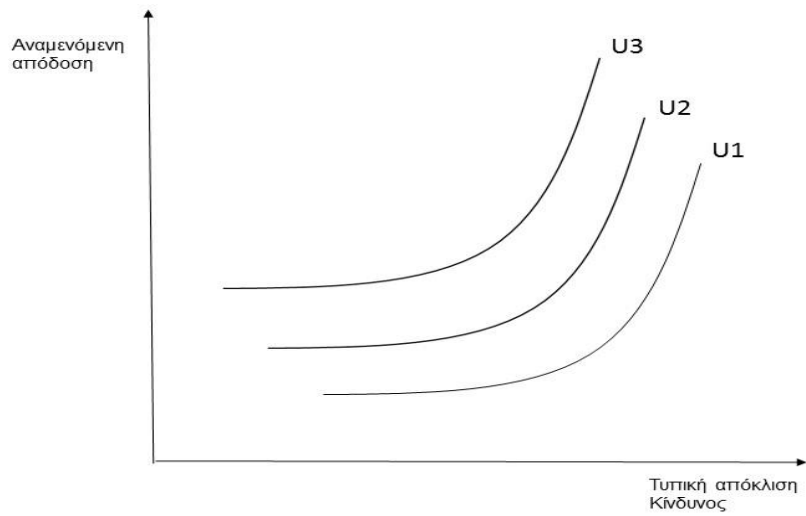
Τα σημεία A, B, Γ, Δ, E πάνω στο αποτελεσματικό σύνορο AE είναι αποδοτικοί συνδυασμοί, οι συνδυασμοί Z,H,Θ ονομάζονται εφικτοί συνδυασμοί. Όποιο χαρτοφυλάκιο βρίσκεται στο αποτελεσματικό σύνορο, θεωρείται καλύτερο από τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται κάτω και δεξιά από το σύνορο αυτό.

Το σφαιρικό χαρτοφυλάκιο έχει τον μικρότερο κίνδυνο (σημείο A) από όλα τα χαρτοφυλάκια ελαχίστου κινδύνου και αποτελεί το πρώτο σημείο του αποδοτικού συνόλου.

Το άριστο χαρτοφυλάκιο, είναι εκείνο όπου μεγιστοποιεί την χρησιμότητα του κάθε επενδυτή. Είναι το σημείο όπου η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του επενδυτή τέμνει το αποτελεσματικό σύνορο.

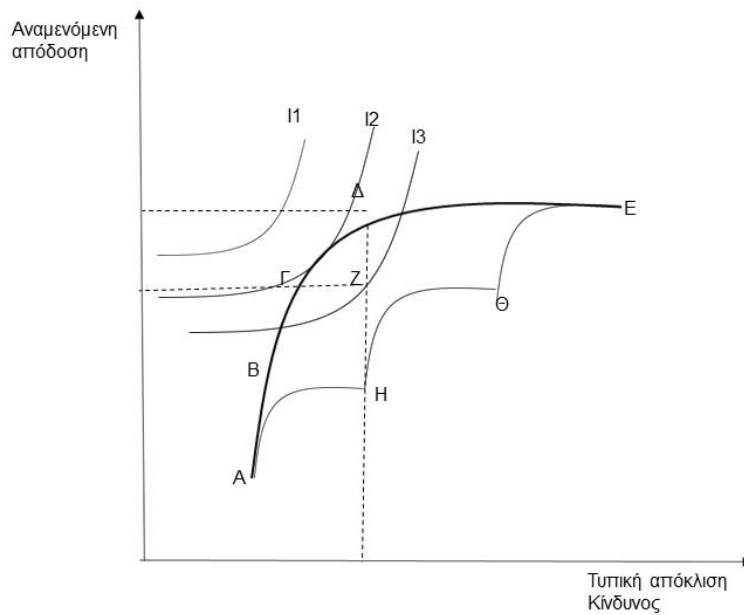
Οι καμπύλες αδιαφορίας του επενδυτή εκφράζουν η κάθε μία ισοδύναμους συνδυασμούς κινδύνου και ωφέλειας, όπως τις αντιλαμβάνεται ο επενδυτής (Σχήμα 2.2). Όλα τα χαρτοφυλάκια που βρίσκονται επάνω στην ίδια καμπύλη αδιαφορίας είναι το ίδιο επιθυμητά από τον επενδυτή. Ο επενδυτής επιθυμεί να μετατοπίζεται από την καμπύλη αδιαφορίας σε μια παράλληλο της που είναι υψηλότερη και εκφράζει βελτιωμένες σχέσεις κινδύνου-ωφέλειας, στο σχήμα μας αυτό απεικονίζεται από την καμπύλη U1 στην U2 και από την καμπύλη U2 στην U3. Ο επενδυτής επιλέγει την καμπύλη αδιαφορίας που βρίσκεται πιο αριστερά και ψηλά.

Σχήμα 2.2 Καμπύλες αδιαφορίας του επενδυτή.



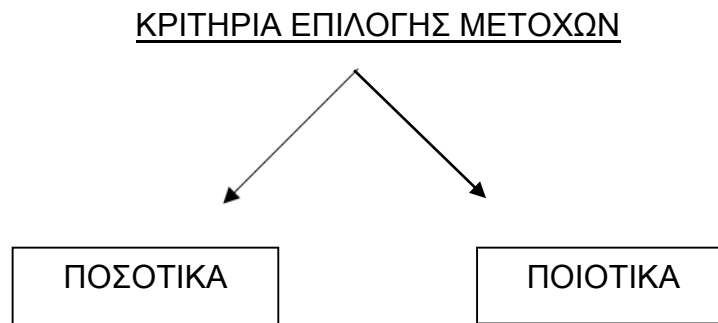
Όπως προαναφέραμε ο επενδυτής θα επιλέξει εκείνο το χαρτοφυλάκιο (άριστο χαρτοφυλάκιο) όπου η υψηλότερη καμπύλη αδιαφορίας του τέμνει το αποτελεσματικό σύνορο (Σχήμα 2.3). Στην συγκεκριμένη περίπτωση το σημείο Γ.

Σχήμα 2.3: Επιλογή του άριστου χαρτοφυλακίου



Ένα επίσης στατιστικό κριτήριο για την επιλογή χαρτοφυλακίου είναι ο συντελεστής μεταβλητότητας CV_P . Επιλέγονται εκείνα τα χαρτοφυλάκια που έχουν μικρό συντελεστή μεταβλητότητας. Αυτό δεν συνεπάγεται πάντα όμως ότι το χαρτοφυλάκιο είναι καλά διαφοροποιημένο ή ότι το χαρτοφυλάκιο είναι ελαχίστου κινδύνου. Ο συντελεστής μεταβλητότητας ενός χαρτοφυλακίου είναι ο σταθμικός μέσος των συντελεστών μεταβλητότητας των μετοχών του.

2.3 Αξιολόγηση μετοχών με διάφορα κριτήρια



Ποσοτικά κριτήρια:

- Χρηματοοικονομικοί δείκτες
- Χρηματιστηριακοί δείκτες
- Στατιστικά κριτήρια

Ποιοτικά κριτήρια:

- Φήμη εταιρείας
- Κερδοφορία
- Ανταγωνιστικότητα
- Διοίκηση- management
- Προϊόντα
- Μονοπώλιο
- Κλάδος, δραστηριότητα
- Τεχνολογία, τεχνογνωσία
- Πατέντες, ευρεσιτεχνίες
- Προτιμήσεις θεσμικών επενδυτών
- Εάν η εταιρεία καταβάλει μέρισμα, κα.

Για σωστή αξιολόγηση χρησιμοποιούνται όλα τα παραπάνω κριτήρια και λαμβάνονται όλες οι πλευρές της εταιρείας.

2.3.1 Χρηματοοικονομικοί δείκτες

Ίδια Κεφάλαια/Ξένα Κεφάλαια:

Ο συγκεκριμένος δείκτης μας δείχνει πόσο ρίσκο έχει η εταιρεία σε σχέση με τον δανεισμό της. Όσο πιο μεγάλος ο δείκτης τόσο το καλύτερο, ενώ όταν είναι μικρός υπάρχει υψηλός κίνδυνος. Εξαρτάται βέβαια και τον κλάδο που δραστηριοποιείται η εταιρεία.

2.3.2 Χρηματιστηριακοί δείκτες

1. Χρηματιστηριακή Αξία (Stock Market Ratio)

Χρηματιστηριακή αξία είναι αξία της επιχείρησης στο χρηματιστήριο και υπολογίζεται ως:

$$\text{Χρηματιστηριακή Αξία} = \text{Αριθμός κοινών μετοχών} * \text{Τιμή μετοχής}$$

Ο συγκεκριμένος δείκτης μετράει το μέγεθος της εταιρείας:

- Μικρή χρηματιστηριακή αξία συνεπάγεται μεγάλος κίνδυνος
- Μεσαία χρηματιστηριακή αξία συνεπάγεται μεσαίος κίνδυνος
- Μεγάλη χρηματιστηριακή αξία συνεπάγεται μικρός κίνδυνος

Χρησιμοποιούμε συνήθως τον μέσο όρο των χρηματιστηριακών αξιών ενός εύρους ημερομηνιών.

Η Χρηματιστηριακή Αξία κλάδου προκύπτει εάν προσθέσουμε τις χρηματιστηριακές αξίες των μετοχών του κλάδου. Η υψηλή κεφαλαιοποίηση συνεπάγεται συνήθως επιχειρήσεις με υψηλό κύκλο εργασιών με περιορισμένες διακυμάνσεις της χρηματιστηριακής τους τιμής.

2. Πολλαπλασιαστής κερδών P/E

Ο συγκεκριμένος δείκτης υπολογίζεται ως το πηλίκο της τρέχουσας τιμής της κοινής μετοχής με τα ετήσια κέρδη της τελευταίας χρήσης ανά μετοχή:

$$P/E = \text{Τρέχουσα Τιμή/Κέρδη ανά μετοχή}$$

Ο συγκεκριμένος δείκτης μας δείχνει τι ποσό χρημάτων πρέπει να πληρώσω για να αγοράσω 1€ του κέρδους ανά μετοχή της εταιρείας. Ταυτόχρονα δείχνει πόσα χρόνια πρέπει να περάσουν για να πάρω πίσω την τιμή αγοράς της μετοχής, όπου υποθέτω ότι το κέρδος ανά μετοχή παραμένει διαχρονικά το ίδιο. Ο συγκεκριμένος δείκτης είναι εύκολα συγκρίσιμος ανάμεσα σε εταιρείες ακόμα και διαφορετικού μεγέθους.

Το μειονέκτημα αυτού του μέτρου είναι ότι μιλάει για κέρδος ανά μετοχή, αλλά το κέρδος είναι στατικό και δεν λαμβάνει υπόψιν τα μελλοντικά κέρδη, καθώς και δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί όταν η εταιρεία έχει ζημιά. Επίσης ο συγκεκριμένος δείκτης δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε περίπτωση που εταιρείες ακολουθούν διαφορετικό τρόπο λογιστικής απεικόνισης.

Ο Κλαδικός δείκτης υπολογίζεται ως:

$$\left(\frac{P}{E}\right)_{\text{κλ}} = \frac{\sum_{i=1}^N P_i}{\sum_{i=1}^N E_i}$$

Επιλέγουμε μετοχές όπου έχουν μικρότερο P/E από αυτό του κλάδου. Οι εταιρείες με μικρό P/E έχουν συνήθως υψηλότερες αποδόσεις.

3. Δείκτης PEG (Price Earning Growth)

Ο συγκεκριμένος δείκτης αποτελεί μια βελτίωση του δείκτη P/E καθώς λαμβάνει υπόψιν και το μελλοντικό ρυθμό αύξησης κερδών.

Ο συγκεκριμένος δείκτης υπολογίζεται ως εξής:

$$PEG = (P/E)/g$$

g: ο μελλοντικός ρυθμός αύξησης των κερδών.

Ο δείκτης PEG μας δείχνει τι ποσό χρημάτων πρέπει να πληρώσω για να αγοράσω 1€ της μελλοντικής αύξησης του κέρδους ανά μετοχή της εταιρείας. Επιθυμούμε ο δείκτης να είναι μικρότερος από τη μονάδα.

Ο συντελεστής g μπορεί να υπολογιστεί με δύο τρόπους:

- Λαμβάνουμε υπόψιν το ρυθμό αύξησης των κερδών των προηγούμενων ετών και βρίσκουμε το μέσο όρο τους όπου το χρησιμοποιούμε ως g .
- Εκτιμούμε βάσει των προηγούμενων περιόδων μια παλινδρόμηση της μορφής: $gt = a + b \cdot t + ut$ και υπολογίζουμε αντίστοιχα τους συντελεστές a, b .

Βάσει του αποτελέσματος που λαμβάνουμε για τον δείκτη PEG, έχουμε:

- ❖ $PEG < 1$: εκφράζεται ως ότι το ποσό το οποίο πληρώνω είναι μικρότερο από την μελλοντική αύξηση που αναμένω (υποτιμημένες μετοχές).
- ❖ $PEG > 1$: εκφράζεται ως ότι το ποσό το οποίο πληρώνω είναι μεγαλύτερο από την μελλοντική αύξηση που αναμένω (υπερτιμημένες μετοχές).

Συνεπώς επιλέγουμε μετοχές με $PEG < 1$ καθώς πληρώνουμε μικρότερο ποσό για μεγαλύτερη αναμενόμενη αύξηση, η μετοχή είναι υποτιμημένη. Το μειονέκτημα του συγκεκριμένου δείκτη είναι ότι το g ο ρυθμός αύξησης μελλοντικών κερδών δεν μπορεί να προβλεφθεί επακριβώς καθώς πάντα μπορεί να προκύψουν απρόβλεπτα ενδεχόμενα και το g της εταιρείας να αλλάξει σημαντικά.

4. Μερισματική απόδοση

Μερισματική απόδοση = $D/P = \text{Μέρισμα} / \text{Τιμή ανά μετοχή}$.

Ο συγκεκριμένος δείκτης μας δείχνει τι πόσο κερδίζουμε όταν λάβουμε το μέρισμα. Επιλέγουμε τις μετοχές που έχουν μερισματική απόδοση μεγαλύτερη από τη μέση εταιρεία του κλάδου, όσο μεγαλύτερη η μερισματική απόδοση τόσο πιο επιθυμητή η μετοχή.

Το συγκεκριμένο μέτρο συνήθως το ερευνούν επενδυτές με μακροπρόθεσμο επενδυτικό ορίζοντα. Στον υπολογισμό του συγκεκριμένου δείκτη λαμβάνονται υπόψιν τα μερίσματα της προηγούμενης χρήσης και όχι τα προβλεπόμενα μερίσματα της τρέχουσας περιόδου. Συνήθως για να συγκρίνουμε μετοχές σε συνδυασμό με άλλους δείκτες αντί του D/P χρησιμοποιούμε τον δείκτη P/D, καθώς οι περισσότεροι δείκτες έχουν τις πωλήσεις στον αριθμητή τους.

5. Δείκτης P/S

Ο συγκεκριμένος δείκτης μας δείχνει τι ποσό χρημάτων πληρώνουμε για να αγοράσουμε 1€ των πωλήσεων ανά μετοχή.

$$P/S = \text{Τρέχουσα Τιμή} / \text{Πωλήσεις ανά μετοχή}$$

Επιλέγουμε τις μετοχές που έχουν μικρό δείκτη P/S ή μικρότερο από τον κλαδικό δείκτη.

6. Δείκτης P/BV

Ο συγκεκριμένος δείκτης μας δείχνει τι ποσό χρημάτων πληρώνουμε για να αγοράσουμε 1€ της λογιστικής αξίας της μετοχής.

$$P/BV = \text{Χρηματιστηριακή Τιμή} / \text{Λογιστική Αξία ανά μετοχή.}$$

Υπολογίζεται κάνοντας χρήση των στοιχείων του ισολογισμού της εκάστοτε εταιρείας. Η λογιστική αξία της εταιρείας ανά μετοχή υπολογίζεται με το να διαιρέσουμε τα ίδια κεφάλαια της εταιρείας με τον αριθμό των κοινών μετοχών της. Επιθυμούμε ο δείκτης να είναι μικρός, γιατί τόσο φθηνότερη η τιμή της μετοχής και συνήθως η μετοχή αυτή είναι υποτιμημένη.

Τα μειονεκτήματα του συγκεκριμένου δείκτη είναι ότι δεν λαμβάνει υπόψιν τις μελλοντικές προοπτικές της κάθε εταιρείας καθώς και ότι για τον υπολογισμό του χρησιμοποιεί μόνο συγκεκριμένα στοιχεία του ισολογισμού.

7. Δείκτης εμπορευσιμότητας

Ο συγκεκριμένος δείκτης μας δείχνει το ποσοστό των κοινών μετοχών που άλλαξαν χέρια για μια χρονική περίοδο. Υπολογίζεται ως ο αριθμός των κοινών μετοχών που εμπορεύονται σε μία ημέρα προς τον αριθμό των κοινών μετοχών που βρίσκονται σε κυκλοφορία. Οι τιμές που παίρνει ο συγκεκριμένος δείκτης είναι στο εύρος $[0, 1]$.

Οι επενδυτές συνήθως επιλέγουν μετοχές με μεγάλο δείκτη εμπορευσιμότητας. Η τιμή μια εταιρείας μεταβάλλεται καθημερινά. Εάν δεν συμβαίνει αυτό δεν μιλάμε για εμπορευσιμότητα, συνεπώς η μετοχή δεν εμπορεύεται σε καθημερινή βάση. Αυτό πιθανά συνεπάγεται ότι η μετοχή δεν είναι εύκολα ρευστοποιήσιμη.

Για να επιλέξουμε μετοχές πρέπει να συνδυάσουμε πολλούς δείκτες. Δεν λαμβάνονται μεμονωμένα στοιχεία-κριτήρια για να καταλήξουμε σε κάποια απόφαση. Λαμβάνουμε υπόψιν όχι μόνο τις τιμές των δεικτών αλλά και τους συντελεστές μεταβλητότητας τους.

2.3.3 Αξιολόγηση μετοχών βάσει στατιστικών κριτηρίων

Η αξιολόγηση των μετοχών βάσει στατιστικών κριτηρίων όπως προαναφέραμε και αναλύσαμε στο υπόδειγμα του Markowitz (βήμα 1ο) λαμβάνουν υπόψιν τους στατιστικά μέτρα όπως:

- ❖ Αναμενόμενη απόδοση
- ❖ Διακύμανση ή τυπική απόκλιση (όπου μετράει τον κίνδυνο της μετοχής).
- ❖ Συντελεστής μεταβλητότητας.
- ❖ Συντελεστής συσχέτισης.

2.4 Το μονοπαραγωγντικό υπόδειγμα (Single Index Model)

Βασικό στοιχείο της θεωρίας χαρτοφυλακίου, είναι να βρίσκει υποδείγματα παραγωγής αποδόσεων μετοχών ή χαρτοφυλακίων. Οι ερευνητές παρατήρησαν ότι όταν η αγορά ανεβαίνει τότε και οι τιμές των μετοχών έχουν την τάση να ανέβουν, αντιστοίχως όταν η αγορά κατεβαίνει τότε και οι τιμές των μετοχών έχουν την τάση να μειώνονται. Το υπόδειγμα της αγοράς περιγράφει αυτή την γραμμική σχέση της απόδοσης χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων με την απόδοση της αγοράς. Η απόδοση μιας μετοχής συνδέεται γραμμικά και όχι τέλεια με την απόδοση ενός χρηματιστηριακού δείκτη. Ο δείκτης αυτός, μπορεί να είναι οποιαδήποτε μεταβλητή αλλά συνήθως χρησιμοποιείται ο χρηματιστηριακός δείκτης.

Το υπόδειγμα έχει την παρακάτω μορφή:

$$R_i = a_i + \beta R_m + e_i \quad (2.10)$$

R_i = η απόδοση του χρεογράφου i

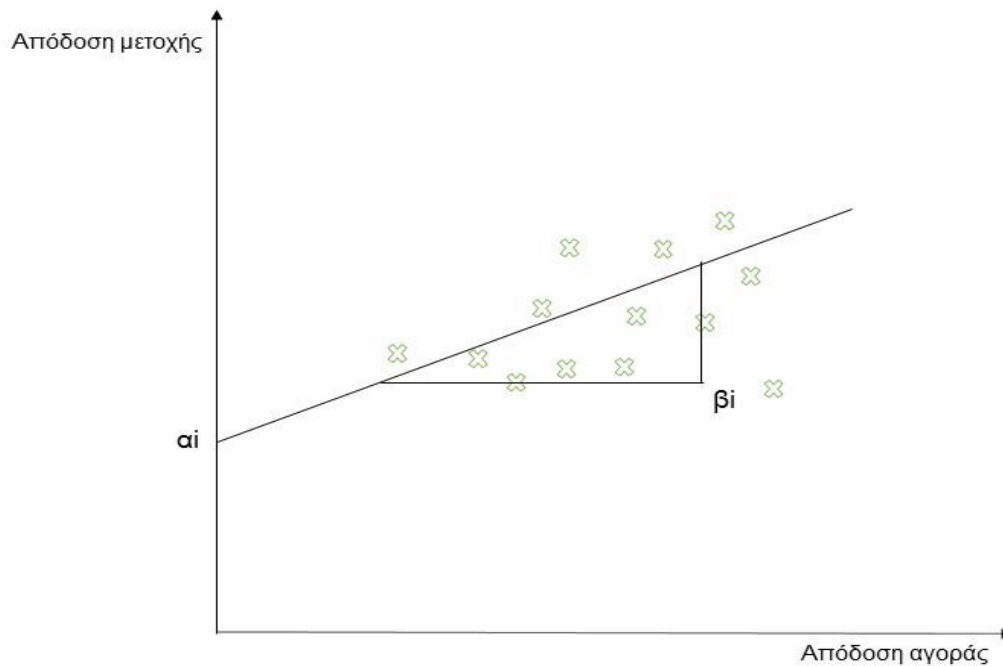
a_i = σταθερά, δεν επηρεάζεται από τις αποδόσεις της αγοράς

β_i = σταθερά, το βήτα του χρεογράφου i , μετρά την ευαισθησία της απόδοσης του χρεογράφου i στις αλλαγές της απόδοσης του δείκτη της αγοράς

R_m = η απόδοση του δείκτη της αγοράς, τυχαία μεταβλητή

e_i = το σφάλμα, τυχαία μεταβλητή

Σχήμα 2.4: Το μονοπαραγωγντικό Υπόδειγμα



Ο όρος e_i εκφράζει την επίδραση των μη αναμενόμενων γεγονότων, και πρέπει να διέπεται από τις συγκεκριμένες υποθέσεις:

- $E(e_i) = 0$, η αναμενόμενη τιμή του σφάλματος ισούται με το μηδέν.
- $\text{Cov}(e_i, R_m) = 0$, η συνδιακύμανση του δείκτη και του σφάλματος ισούται με το μηδέν. Οι παράγοντες που επηρεάζουν το σφάλμα δεν επηρεάζουν τον δείκτη και αντίστροφα.
- $\text{Cov}(e_i, e_{ij}) = 0$, δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση μεταξύ των σφαλμάτων.
- $\text{Var}(e_i) = \sigma_{e_i}^2$ ομοσκεδαστικότητα, η διακύμανση των σφαλμάτων παραμένει διαχρονικά σταθερή.

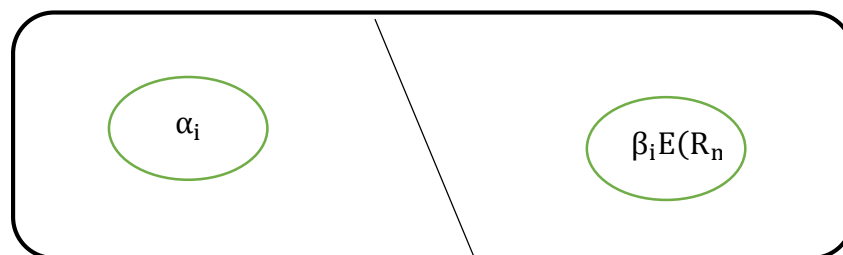
Όταν χρησιμοποιείται το μονοπαράγοντικό μοντέλο μπορούμε να υπολογίσουμε βάσει των ακόλουθων τύπων την αναμενόμενη απόδοση, τυπική απόκλιση και συνδιακύμανση:

- την αναμενόμενη απόδοση, $E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_m)$
- την διακύμανση, $\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2$
- την συνδιακύμανση, $\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2$

Σημειώνεται ότι η αναμενόμενη απόδοση αποτελείται από δύο συνιστώσες:

- Την απόδοση που φαίνεται από το συντελεστή α_i και είναι ανεξάρτητο από την απόδοση της αγοράς
- Το μέρος της εξίσωσης $\beta_i E(R_m)$ που είναι το συστηματικό μέρος και σχετίζεται με την απόδοση της αγοράς.

Σχήμα 2.5 Η αναμενόμενη απόδοση.

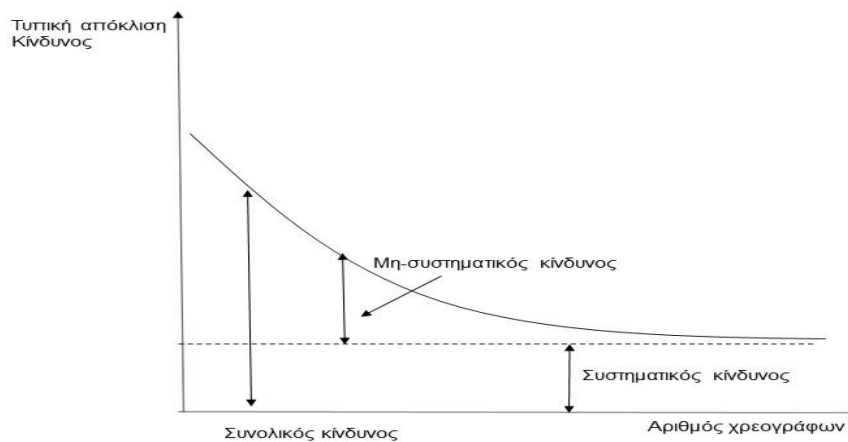


Αντίστοιχα για την διακύμανση, ο όρος $\beta_i^2 \sigma_m^2$ δίνει τον συστηματικό κίνδυνο του χρεογράφου i , ο συντελεστής β_i^2 δείχνει πόσο ευαίσθητη είναι η απόδοση του χρεογράφου i στις μεταβολές της απόδοσης της αγοράς. Ο δεύτερο όρος σ_{ei}^2 της διακύμανσης δίνει τον μη-συστηματικό ή ειδικό κίνδυνο του χρεογράφου i . Ο συστηματικός κίνδυνος ή αλλιώς κίνδυνος της αγοράς οφείλεται στους κοινούς παράγοντες που επηρεάζουν την αγορά και όλες τις μετοχές (πληθωρισμός, ΑΕΠ, συναλλαγματικές ισοτιμίες). Ο συστηματικός κίνδυνος δεν μπορεί να εξαλειφθεί μπορεί να μειωθεί όμως. Ο μη-συστηματικός κίνδυνος ή αλλιώς ειδικός κίνδυνος οφείλεται στις ίδιες τις επιχειρήσεις και κατ' επέκταση στις μετοχές. Οι παράγοντες που επηρεάζουν την εταιρεία επηρεάζουν και την

μετοχή της. Ο μη-συστηματικός κίνδυνος μπορεί να μειωθεί σημαντικά μέσω διαφοροποίησης του χαρτοφυλακίου ή ακόμα και να εξαλειφθεί εάν ο αριθμός των μετοχών είναι αρκετά μεγάλος, τείνει στο άπειρο. Σε ένα καλά διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο υπάρχει ο συστηματικός κίνδυνος και πολύ πιθανό να είναι μειωμένος ο μη-συστηματικός κίνδυνος.

Διαφοροποίηση είναι η ανάληψη κάποιων επενδύσεων με σκοπό την ελαχιστοποίηση του κινδύνου του χαρτοφυλακίου του, χωρίς όμως οι συγκεκριμένες επενδύσεις να μειώνουν την απόδοση που απολαμβάνει ο επενδυτής.

Σχήμα 2.6 Ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου.



Ο συντελεστής β_i (συστηματικού κινδύνου) υπολογίζεται με τον λόγο της συνδιακύμανσης μεταξύ της απόδοσης της μετοχής και του δείκτη προς τη διακύμανση της απόδοσης του δείκτη:

$$\beta_i = \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} \quad (2.11)$$

σ_{im} = η συνδιακύμανση μεταξύ των αποδόσεων του χρεογράφου i και των αποδόσεων της αγοράς.

σ_m^2 = η διακύμανση της απόδοσης της αγοράς.

Ο αριθμητής μας δίνει τον κίνδυνο της μετοχής μέσα στον δείκτη και ο παρονομαστής μας δίνει τον ολικό κίνδυνο του δείκτη.

Το βήτα δεν είναι απόλυτο μέτρο κινδύνου(όπως το σ^2), αλλά είναι ένα σχετικό μέτρο κινδύνου. Το βήτα συγκρίνεται με την μονάδα:

- Για $\beta > 1$: η μετοχή είναι επιθετική, στο μονοπαραγωγικό υπόδειγμα σε άνοδο της αγοράς υπάρχει υψηλότερη απόδοση για την μετοχή, ενώ σε κάθοδος της αγοράς υπάρχουν περισσότερες ζημιές για την μετοχή από αυτές τις αγορές.
- Για $\beta < 1$: η μετοχή είναι αμυντική, στο μονοπαραγωγικό υπόδειγμα σε άνοδο της αγοράς υπάρχει μικρότερη απόδοση για την μετοχή, ενώ σε κάθοδος της αγοράς υπάρχουν λιγότερες ζημιές για την μετοχή από αυτές τις αγορές.

Όταν έχουμε χαρτοφυλάκιο μετοχών το βήτα του χαρτοφυλακίου β_p ,είναι ο σταθμικός μέσος των συντελεστών β του κάθε χρεογράφου που περικλείεται στο χαρτοφυλάκιο και υπολογίζεται ως εξής:

$$\beta_p = \sum_{i=1}^N w_i \beta_i \quad (2.12)$$

w_i = τα σταθμά, το ποσοστό του χαρτοφυλακίου που έχουμε επενδύσει στην μετοχή i .

Εάν θέλουμε το μονοπαραγωγικό υπόδειγμα να γίνει εμπειρικό μοντέλο αρκεί να προσθέσουμε τον δείκτη του χρόνου:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}R_m + e_{it} \quad (2.13)$$

Μέσω της μεθόδου ελαχίστων τετραγώνων γίνεται ο υπολογισμών των συντελεστών α_i , β_i όπου υποθέτουμε ότι είναι διαχρονικά σταθεροί.

Το μονοπαραγωγικό υπόδειγμα μπορεί να χρησιμοποιηθεί στις εξής περιπτώσεις:

- Να απλοποιήσει εκτιμήσεις που γίνονται μέσω του υποδείγματος του Markowitz.
- Για άμεσο υπολογισμό της αναμενόμενης απόδοσης και κινδύνου ενός χαρτοφυλακίου.

2.5 Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM)

Το Υπόδειγμα Αποτίμησης Περιουσιακών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model, CAPM) δείχνει τον τρόπο με τον οποίο αποτιμώνται διάφορα περιουσιακά στοιχεία εάν η αγορά είναι σε ισορροπία και οι επενδυτές διαφοροποιούν βάσει του Markowitz. Το υποδείγματος συνδέει την αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου με το συντελεστή βήτα του χρεογράφου.

Το υπόδειγμα έχει την παρακάτω μορφή:

$$E(R_{it}) = R_{ft} + b_i[E(R_{mt}) - R_{ft}] \quad (2.14)$$

$E(R_{it})$ = η αναμενόμενη απόδοση i αξιογράφου την περίοδο t

R_{ft} = η απόδοση περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου.

b_i = το βήτα της μετοχής i , ο συντελεστής συστηματικού κινδύνου της μετοχής i

$E(R_{mt})$ = η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς την περίοδο t .

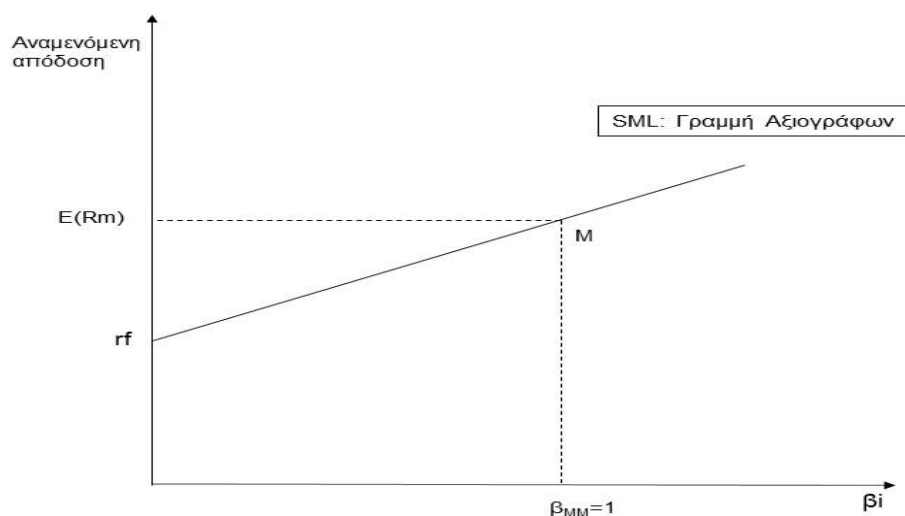
Οι βασικές υποθέσεις του CAPM είναι οι ακόλουθες:

- Οι επενδυτές, οι οποίοι θεωρούνται ορθολογικοί, έχουν ως σκοπό την μεγιστοποίηση της χρησιμότητας τους και επιλέγουν μεταξύ χαρτοφυλακίων, με κριτήρια τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοση.
- Οι επενδυτές προτιμούν το χαρτοφυλάκιο με μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση
- Οι επενδυτές προτιμούν το χαρτοφυλάκιο με μικρότερο κίνδυνο.
- Οι επενδυτές δεν μπορούν να επηρεάσουν τις τιμές, οι τιμές δίνονται εξωγενώς.

- Υπάρχει επιτόκιο μηδενικού κινδύνου (risk free rate) και όλοι οι επενδυτές μπορούν να δανείζουν και να δανείζονται με αυτό απεριόριστα.
- Όλοι οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες, έχουν τις ίδιες πιθανότητες για τις αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών.
- Η αγορά είναι τέλεια: δεν υπάρχει κόστος συναλλαγών, δεν υπάρχει φορολογία, ο πληθωρισμός είναι μηδενικός.
- Τα διάφορα χρεόγραφα μπορούν να διαιρεθούν και να αγοραστούν και σε κλάσματα του ενός μεριδίου
- Η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία.

Το CAPM εκφράζεται διαγραμματικά με τη γραμμή της αγοράς χρεογράφων (Σχήμα 2.7), όπου δημιουργείται από την ευθεία που ενώνει το σημείο που αντιπροσωπεύει το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου με το σημείο που βρίσκεται το χαρτοφυλάκιο της αγοράς M (ο συντελεστή βήτα της αγοράς στο σημείο M είναι πάντα ίσος με την μονάδα). Στη γραμμή αξιογράφων βρίσκονται όλες οι μετοχές που βρίσκονται σε ισορροπία. Μετοχές πάνω ή κάτω από τη γραμμή αξιογράφων δε βρίσκονται σε κατάσταση ισορροπίας.

Σχήμα 2.7 Η Γραμμή αγοράς χρεογράφων.



Οι εμπειρικές μελέτες του CAPM έδειξαν τα ακόλουθα σχετικά με την διαχρονική σταθερότητα του συντελεστή b (βήτα) :

- ❖ Οι συντελεστές βήτα για κάθε αξιόγραφο που εκτιμώνται με παρελθοντικά στοιχεία δεν παραμένουν διαχρονικά ίδιοι.
- ❖ Οι συντελεστές βήτα για μεγάλα χαρτοφυλάκια που εκτιμώνται με παρελθοντικά στοιχεία παραμένουν διαχρονικά ίδιοι.

Τέλος σύμφωνα με τον R. Roll το υπόδειγμα CAPM δεν έχει αποδειχθεί ως και σήμερα καθώς το χαρτοφυλάκιο αγοράς που χρησιμοποιείται στο υπόδειγμα διαφέρει από τους χρηματιστηριακούς δείκτες της αγοράς.

2.6 Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς (Capital Market Line)

Εφόσον δεν παραβιάζονται οι κανόνες του Markowitz και όλοι οι επενδυτές έχουν το ίδιο αποτελεσματικό σύνολο, συνδυάζουμε ένα περιουσιακό στοιχείο μηδενικού κινδύνου με τα χαρτοφυλάκια του αποτελεσματικού συνόλου και βρίσκουμε την εφαπτομένη με το αποτελεσματικό σύνολο, αυτή η γραμμή είναι η γραμμή της Κεφαλαιαγοράς. Το σημείο της γραμμής της Κεφαλαιαγοράς που εφάπτεται με το αποτελεσματικό σύνολο ή σύνολο υπερέχει έναντι οποιουδήποτε άλλου συνδυασμού. Το χαρτοφυλάκιο M (Σχήμα 2.8) υπερέχει έναντι των υπολοίπων καθώς περικλείει το ανώτερο χαρτοφυλάκιο δανεισμού μηδενικού κινδύνου.

Το υπόδειγμα CML έχει την παρακάτω μαθηματική μορφή:

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

$E(R_p)$ η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου,

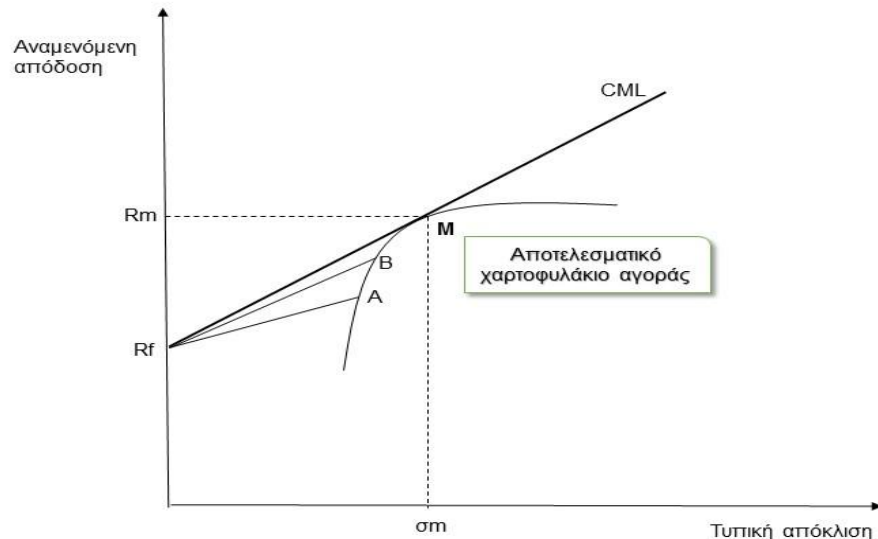
R_f = η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου

$E(R_m)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$\sigma(R_p)$ = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου p

$\sigma(R_m)$ = η τυπική απόκλιση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Σχήμα 2.8 Η γραμμή της Κεφαλαιαγοράς



Η κλίση της γραμμής κεφαλαιαγοράς ορίζεται ως η τιμή του κινδύνου και υπολογίζεται ως εξής:

$$(R_m - R_f)/\sigma_m \quad (2.16)$$

R_m = η απόδοση που αναμένεται από το χαρτοφυλάκιο της αγοράς

R_f = η απόδοση από το χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου

σ_m = ο κίνδυνος του χαρτοφυλακίου της αγοράς

Οι συνδυασμοί ανάμεσα στο χρεόγραφο μηδενικού κινδύνου και του χαρτοφυλακίου της αγοράς δημιουργούν τέλεια συσχέτιση και συνεπώς η γραμμή της κεφαλαιαγοράς δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για τον υπολογισμό αποδόσεων μεμονωμένων χρεογράφων ή χαρτοφυλακίων όπου δεν βρίσκονται στο αποτελεσματικό σύνορο.

2.7 Σύγκριση γραμμής κεφαλαιαγοράς και CAPM

Τα κύρια σημεία σύγκρισης της Γραμμής Κεφαλαιαγοράς και του CAPM είναι τα εξής:

- 1) Η γραμμή της κεφαλαιαγοράς ισχύει μόνο για αποδοτικά χαρτοφυλάκια, ενώ το CAPM ισχύει για χαρτοφυλάκια αποδοτικά ή μη αλλά και για μετοχές.
- 2) Στην γραμμή κεφαλαιαγοράς ο κίνδυνος μετριέται με την τυπική απόκλιση (ολικός κίνδυνος), ενώ στο CAPM ο κίνδυνος μετριέται με το βήτα (συστηματικός κίνδυνος).
- 3) Το risk premium είναι διαφορετικό για την γραμμή κεφαλαιαγοράς και διαφορετικό για το CAPM.
- 4) Και οι δύο τύποι εκφράζουν μια γραμμική και θετική σχέση ανάμεσα στην αναμενόμενη απόδοση και τον κίνδυνο.

2.8 Το μοντέλο των Fama–French

Οι Fama και French έθεσαν τις βάσεις για ένα μοντέλο με πολλαπλούς δείκτες που βασίζεται σε χαρακτηριστικά της εταιρείας. Βρήκαν ότι τόσο το μέγεθος της εταιρείας όσο και το book to market value ratio, παίζουν σημαντικό ρόλο στον καθορισμό της διαστρωματικής μέσης απόδοσης των κοινών μετοχών. Και τα δύο αυτά χαρακτηριστικά είναι εκτιμητές για τον κίνδυνο. Οι μικρές επιχειρήσεις και οι επιχειρήσεις με χαμηλό book to market είναι πιο επικίνδυνες από ό,τι άλλες επιχειρήσεις και τείνουν να έχουν μεγαλύτερες αποδόσεις.

Το μοντέλο των Fama και French έχει την ακόλουθη μορφή:

$$R_p = R_f + \alpha + b_i (R_m - R_f) + b_s * SMB + b_u * HML \quad (2.17)$$

R_p = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου

R_m = η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

b_i = ο συντελεστής ευαισθησίας του παράγοντα ($R_m - R_f$)

SMB = η διαφορά αποδόσεων των μετοχών της μικρής έναντι της μεγάλης κεφαλαιοποίησης (small minus big).

HML = η διαφορά αποδόσεων των μετοχών του χαμηλού έναντι του υψηλού book to market ratio (low minus high).

b_s = ο συντελεστής ευαισθησίας του παράγοντα SMB

b_u = ο συντελεστής ευαισθησίας του παράγοντα HML

Οι συντελεστές b μπορεί να είναι θετικοί ή αρνητικοί αριθμοί και υπολογίζονται μέσω παλινδρομήσεων.

Η ιδέα για τους δείκτες του μεγέθους και του book to market είναι να σχηματιστούν χαρτοφυλάκια, που θα έχουν αποδόσεις που μιμούνται την επίδραση των μεταβλητών. Με τη διαμόρφωση των χαρτοφυλακίων οι Fama και French μετέτρεψαν ένα σύνολο μη παρατηρήσιμων μεταβλητών σε ένα σύνολο διαπραγματεύσιμων περιουσιακών στοιχείων, που έχουν τιμές και αποδόσεις που είναι παρατηρήσιμες σε οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Το μοντέλο των Fama και French μπορεί να χρησιμοποιηθεί και με ιστορικές αποδόσεις του χαρτοφυλακίου.

Πρόσφατα, οι Fama και French (2015) επέκτειναν το μοντέλο τους, προσθέτοντας τους παράγοντες της κερδοφορία και των επενδύσεων. Ο παράγοντας της αποδοτικότητας (RMW) ορίστηκε ως η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των επιχειρήσεων υψηλά και χαμηλά λειτουργική κέρδη. Τέλος ο παράγοντας της επένδυσης (CMA) ορίστηκε ως η διαφορά μεταξύ των αποδόσεων των επιχειρήσεων που επενδύουν συντηρητικά και εταιρειών που επενδύουν επιθετικά.

2.9 Το μοντέλο αντιστάθμισης αποτίμησης κεφαλαιακών αγαθών (A.P.T.)

Η θεωρία δημοσιεύτηκε το 1976 από τον Stephen Ross και βασίζεται κατά βάση στην κερδοσκοπία. Το A.P.T. είναι ένα μοντέλο αποτίμησης κεφαλαιακών αγαθών όταν η αγορά βρίσκεται σε κατάσταση ισορροπίας. Πιο αναλυτικά βασίζεται στο νόμο της μοναδικής τιμής, ο οποίος υποστηρίζει ότι σε κατάσταση ισορροπίας δύο αγαθά με ίδια χαρακτηριστικά δεν μπορούν να πωλούνται σε διαφορετική τιμή καθώς και ότι ένα αγαθό δεν μπορεί να πωλείται σε διαφορετικές αγορές με διαφορετική τιμή.

Το μοντέλο του Ross έχει την ακόλουθη μορφή:

$$E(R_i) = R_f + \lambda_1\beta_{i1} + \lambda_2\beta_{i2} + \dots + \lambda_k\beta_{ik} \quad (2.18)$$

$E(R_i)$ = η αναμενόμενη απόδοση της μετοχής i

R_f = η απόδοση περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου

λ_k = το ασφάλιστρο κινδύνου του κάθε παράγοντα k

β_{ik} = ο συντελεστής ευαισθησίας ως προς τον παράγοντα k της i μετοχής

Στο APT δεν αποκαλύπτονται οι παράγοντες που επηρεάζουν το μοντέλο γιατί μπορεί να αλλάξουν κατά την διάρκεια της περιόδου. Οι Roll, Ross και Chen το 1986 προσδιόρισαν τους παρακάτω μακροοικονομικούς παράγοντες στην εξήγηση των αποδόσεων των αξιογράφων:

- Μη αναμενόμενη μεταβολή στα επιτόκια
- Μη αναμενόμενη μεταβολή στον πληθωρισμό
- Μη αναμενόμενη μεταβολή στην εμπιστοσύνη των επενδυτών
- Μη αναμενόμενη μεταβολή στο Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν
- Μη αναμενόμενη μεταβολή στην καμπύλη παραγωγής

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΣΕ ΠΡΟΗΓΟΥΜΕΝΕΣ ΜΕΛΕΤΕΣ

Στο παρόν κεφάλαιο γίνεται η επισκόπηση προηγούμενων μελετών με συναφές θέμα με την παρούσα έρευνα. Το κύριο θέμα τους είναι η σύνδεση των αποδόσεων των μετοχών με την ρευστότητα και τον κίνδυνο ρευστότητας. Αρχικά ακολουθεί μια συνολική παρουσίαση των μελετών και εν συνεχεία γίνεται παρουσίαση ανά μελέτη.

3.1 Σύγκριση προηγούμενων μελετών

Οι μελέτες που ακολουθούν έχουν ως σκοπό να εξετάσουν την σχέση ανάμεσα στις αποδόσεις μετοχών και την ρευστότητα κάνοντας χρήση διαφορετικών μέτρων για τον υπολογισμό της ρευστότητας καθώς γίνεται και προσπάθεια κατασκευής καινούργιων μέτρων. Οι μελέτες επικεντρώνονται κυρίως σε αναπτυγμένες και προηγμένες χώρες όπως ΗΠΑ, Ιαπωνία, Αυστραλία, Γερμανία κτλ. Και τα αποτελέσματα των μελετών συνήθως είναι συμβατά μεταξύ τους.

Ένα μέτρο το οποίο χρησιμοποιήθηκε στις έρευνες των Amihud και Mendelson (1986), Eleswarapu και Reinganum (1993) είναι το bid-ask spread. Και οι δύο μελέτες χρησιμοποίησαν δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου NYSE. Οι Amihud και Mendelson (1986), κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στις μετοχικές αποδόσεις και στο bid-ask spread και ότι η αναμενόμενη απόδοση είναι μια αύξουσα και κοίλη συνάρτηση του bid-ask spread. Ενώ οι Eleswarapu και Reinganum (1993), κατέληξαν ότι το ασφάλιστρο ρευστότητας ήταν θετικό μόνο τον μήνα Ιανουάριο και όχι για τους υπόλοιπους μήνες, οπότε ότι υπήρχε έντονη εποχικότητα.

Ο Lesmond (2002) χρησιμοποίησε ένα νέο μέτρο που αποτελεί αντικατοπτρισμό του bid ask spread και ερεύνησε 31 αναδυόμενες χώρες και τη σύνδεση των αποδόσεων με την ρευστότητα. Καταλήγοντας ότι το μέτρο αυτό είναι σημαντικά ανεξάρτητο από τις μεταβλητές στις 23 χώρες.

Οι Campell et al (1993), Hu (1997), Datar et al. (1998), Baker και Stein (2004) χρησιμοποίησαν ως μέτρο ρευστότητας το turnover ratio και όλες οι μελέτες επικεντρώθηκαν στο χρηματιστήριο NYSE, θέλοντας να εξετάσουν διαφορετικά ερωτήματα. Αναλυτικότερα οι Campell et al (1993), με την μελέτη τους

κατέληξαν ότι η ημερήσια αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών είναι χαμηλότερη στις ημέρες με υψηλό όγκο συναλλαγών. Οι Datar et al. (1998) έδειξαν ότι υπάρχει θετική σύνδεση των μετοχικών αποδόσεων και της ρευστότητας και ότι δεν παρουσιάζεται καμία εποχικότητα. Οι Baker και Stein (2004), εξέτασαν ως θεωρία σε ένα κόσμο με περιορισμό μικρών πωλήσεων αν η ρευστότητα της αγοράς μπορεί να λειτουργήσει ως ένας δείκτης επενδυτικού κλίματος και προσπάθησαν να εξηγήσουν τη σχέση ανάμεσα στη ρευστότητα και τις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις. Τέλος ο Hu (1997) με την μελέτη του, θέλησε να επιβεβαιώσει την υπόθεση συχνότητας συναλλαγών όπου θεωρεί ότι οι διαστρωματικά αναμενόμενες αποδόσεις είναι μια κοίλη συνάρτηση του turnover και διαχρονικά οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι μια αύξουσα συνάρτηση του turnover.

Οι Chordia et al. (2001), εκτός από το turnover ratio χρησιμοποίησαν και ως μέτρο και το dollar trading volume. Λάβανε δεδομένα για τα χρηματιστήρια NYSE και AMEX και κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι υπάρχει ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του επιπέδου ρευστότητας, καθώς και ότι δεν επιβεβαιώνεται ότι η δεύτερη στιγμή της ρευστότητας σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών.

Ο Amihud (2002) δημιούργησε ένα νέο μέτρο για την έλλειψη ρευστότητας, το ILLIQ, όπου εν συνεχεία χρησιμοποιήθηκε στις μελέτες των Acharya και Pedersen (2005), Chordia και Goyal A (2006), Li et al (2014). Ο Amihud (2002) χρησιμοποίησε δεδομένα του χρηματιστηρίου NYSE και κατέληξε ότι διαστρωματικά και διαχρονικά οι αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις είναι μια αύξουσα συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας, όπως επίσης ότι η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση αντανακλά την αποζημίωση του επενδυτή. Οι Acharya και Pedersen (2005) λάβανε δεδομένα επίσης για το χρηματιστήριο NYSE, και δημιούργησαν ένα μοντέλο όπου παρέχει ένα ενοποιημένο θεωρητικό πλαίσιο, το "προσαρμοζόμενο στη ρευστότητα" CAPM και τιμολογεί καλύτερα από το κλασικό CAPM τα περιουσιακά στοιχεία. Οι Chordia και Goyal A (2006), με την μελέτη τους κατέληξαν ότι η έλλειψη ρευστότητας για σημαντικές μεταβολές των τιμών για τις μετοχές των χρηματιστηρίων NYSE και AMEX προκαλεί διακυμάνσεις. Τέλος η μελέτη των Li et al (2014) στηρίχτηκε επίσης και στο CAPM των Acharya and Pedersen (2005). Χρησιμοποίησαν

χρονοσειρές και διαστρωματικά δεδομένα για το Χρηματιστήριο της Ιαπωνίας και απέδειξαν την ύπαρξη θετικής σχέσης της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας με τις αποδόσεις μετόχων, σε αντίθεση με την μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητα όπου έχει αρνητική σχέση. Επίσης κατέληξαν ότι ο κίνδυνος ρευστότητας παίζει σημαντικό ρόλο στην επίδραση του επιπέδου έλλειψης ρευστότητας.

Οι Brennan και Subrahmanyam (1996) εισήγαγαν ως νέο μέτρο την μεταβλητή και σταθερή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών. Με την μελέτη τους για το χρηματιστήριο NYSE, έδειξαν ότι υπάρχει έντονη και σημαντική θετική σχέση ανάμεσα στις υπερβάλλουσες αποδόσεις και στις συνιστώσες του σταθερού και μεταβλητού κόστους.

Οι Pastor, και Stambaugh (2003) χρησιμοποίησαν ως μέτρο το $γ_{i,t}$, τον εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων μίας συγκεκριμένης παλινδρόμησης και εξέτασαν μετοχές των χρηματιστηρίων NYSE και AMEX. Κατέληξαν ότι το νέο μέτρο ρευστότητας αποτυπώνει την διάσταση της ρευστότητας που σχετίζεται με την ισχύ των ανατροπών των αποδόσεων λόγω του όγκου συναλλαγών και ότι η ρευστότητα είναι καταστατική μεταβλητή για την τιμολόγηση των μετοχών.

Οι Chan και Faff (2005) χρησιμοποίησαν το τριπαραγοντικό μοντέλο των Fama και French επαυξημένο με τον συντελεστή ρευστότητας. Κατέληξαν ότι ο κύκλος εργασιών για μετοχές του χρηματιστηρίου της Αυστραλίας, παίζει σημαντικό ρόλο στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων και αντανakλά αξιόπιστα το φαινόμενο της ρευστότητας.

Ο Liu (2006) στην μελέτη του, χρησιμοποίησε ένα καινούργιο μέτρο για την ρευστότητα για να εμπλουτίσει το κλασικό CAPM και το τριπαραγοντικό μοντέλο Fama και French (1993). Χρησιμοποίησε μετοχές των χρηματιστηρίων NYSE, AMEX και Nasdaq και απέδειξε ότι το νέο μοντέλο εξηγεί επιτυχώς διαστρωματικά τις μετοχικές αποδόσεις.

Οι Chai και Gharghori (2009) χρησιμοποίησαν ένα νέο μέτρο το άθροισμα των κανονικοποιημένων μεγεθών τριών μηνιαίων εμπορικών χαρακτηριστικών και κατέληξαν στην ύπαρξη σχέσης ανάμεσα στη ρευστότητα και τις μετοχικές αποδόσεις του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας.

Ο Koch (2010) στην μελέτη του χρησιμοποίησε ως μέτρα το turnover, τον αριθμό των ημερών με μηδενικό όγκο συναλλαγών, το μέτρο που σχετίζεται με τη διαφορά των τιμών σε ποσοστό του κόστους συναλλαγών του bid ask spread και το μέτρο του Amihud (2002). Κατέληξε ότι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στην έλλειψη ρευστότητας και στις μετοχικές αποδόσεις του Χρηματιστηρίου της Γερμανίας αλλά χωρίς να είναι αύξουσα μονοτονικά και ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ έλλειψης ρευστότητας με το ασφάλιστρο ρευστότητας.

Τέλος οι Florakis et al (2011) χρησιμοποίησαν ένα καινούργιο μέτρο για την έλλειψη ρευστότητας το RtoTR και έδειξαν ότι για τις μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών του Λονδίνου το νέο μέτρο έλλειψης ρευστότητας είναι απαλλαγμένο από την επίδραση της κεφαλαιοποίησης, επομένως εξαλείφεται το πιθανό πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας.

3.2 Η Μελέτη των Bo Li, Qian Sun & Changyun Wang (2014)

Bo Li, Qian Sun and Changyun Wang (2014) Liquidity, Liquidity Risk and Stock Returns: Evidence from Japan, *European Financial Management*, 20, 126–151.

Η μελέτη τους στηρίχτηκε στο μέτρο έλλειψης ρευστότητας του Amihud (2002) καθώς και στο liquidity-adjusted capital asset pricing model (CAPM) των Acharya and Pedersen (2005). Στο πρώτο μέρος χρησιμοποιούν διαστρωματικά δεδομένα και στο δεύτερο χρονοσειρές. Κύριος στόχος τους ήταν να εξετάσουν την ρευστότητα και τον κίνδυνο ρευστότητας της αγοράς της Ιαπωνίας, όπου είναι η δεύτερη μεγαλύτερη αγορά μετοχών μετά τις ΗΠΑ, και πως αυτά συνδέονται με τις αποδόσεις μετοχών της.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα από τον Ιούνιο 1975 έως το Δεκέμβριο 2006 (πηγή Pacific-Basin Capital Markets Database(PACAP) Japan Database) . Οι μετοχές όπου συμπεριλήφθηκαν στο δείγμα βρίσκονταν στην πρώτη κλίμακα του Tokyo Stock Exchange (TSE) γιατί συνήθως έχουν μεγαλύτερη εμπορευσιμότητα από τις άλλες. Λόγω της συνεχής αύξησης της ρευστότητας της αγοράς έως το 1990 και της μετέπειτα μείωσης της χώρισαν το δείγμα τους στις υποκατηγορίες από το 1975-1989 και από το 1990-2006.

Το αποτέλεσμα στο οποίο κατέληξαν μέσω της εμπειρικής μελέτης είναι η θετική σύνδεση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας με τις αποδόσεις μετόχων αντίθετα με την μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητα όπου έχει αρνητική σχέση.

Σύμφωνα με τον Amihud (2002), η μηνιαία έλλειψη ρευστότητας για τη μετοχή i υπολογίζεται ως:

$$ILL_{im} = \sqrt{\left(\frac{1}{D_{im}}\right) \sum_{d=1}^{Dim} \frac{|R_{md}^i|}{VAL_{md}^i}} \quad (1)$$

D_{im} = αριθμός εμπορεύσιμων ημερών της μετοχής i για το μήνα m .

R_{md}^i = απόδοση της μετοχής i την ημέρα d το μήνα m

VAL_{md}^i = όγκος συναλλαγών της μετοχής i την ημέρα d το μήνα m

Για τα διαστρωματικά δεδομένα έλαβαν την ακόλουθη παλινδρόμηση (Amihud):

$$R_m^i = k_{0m} + k_{1m} ILLM_{m-1}^i + k_{2m} \beta_{m-1}^i + k_{3m} R_{-Q1}^i + k_{4m} R_{-Q2}^i + k_{5m} BM_{m-1}^i + k_{6m} \ln CAP_{m-1}^i + k_{7m} STD_{m-1}^i + k_{8m} CP_{m-1}^i + \varepsilon_m^i \quad (2)$$

$ILLM_m^i = \frac{ILL_m^i}{ILL_M^i}$ το μέτρο έλλειψης ρευστότητας της i μετοχής το μήνα m

β_{m-1}^i = συντελεστής β της i μετοχής, συστηματικός κίνδυνος.

R_{-Q1}^i = απόδοση της i μετοχής το προηγούμενο τρίμηνο

R_{-Q2}^i = απόδοση της i μετοχής το προ-προηγούμενο τρίμηνο

BM_{m-1}^i = η πιο πρόσφατη λογιστική αξία της μετοχής για την προηγούμενη χρονιά (Ιούνιο)/ την αγοραία τιμή της i μετοχής το μήνα $m-1$

$\ln CAP_{m-1}^i$ = λογάριθμος της συνολικής κεφαλαιοποίησης της i μετοχής το μήνα $m-1$

STD_{m-1}^i = τυπική απόκλιση των αποδόσεων της i μετοχής το μήνα $m-1$

CP_{m-1}^i = μέτρο ταμειακής ροής της i μετοχής το μήνα $m-1$

ε_m^i = τα κατάλοιπα

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για το δείγμα τους ήταν η θετική σχέση μεταξύ έλλειψης ρευστότητας και απόδοσης μετοχών είτε το μοντέλο τους υπολογιστεί μόνο με τις πρώτες τέσσερις ανεξάρτητες μεταβλητές είτε και με τις οκτώ ανεξάρτητες μεταβλητές (συμπεριλαμβανομένου και μη του μήνα Ιανουαρίου). Στο μόνο δείγμα όπου δεν ισχύει αυτό είναι για την δεύτερη υποπερίοδο 1990-2006 όπου ο συντελεστής της έλλειψης ρευστότητας εμφανίζεται μη στατιστικά σημαντικός δηλαδή ίσος με το μηδέν (έλεγχος μέσω t test). Μια πιθανή εξήγηση που θέλησαν να δώσουν είναι κάποια αρνητικά premium της αγοράς την περίοδο εκείνη $R_m - R_f < 0$, γνωρίζουμε ότι το ασφάλιστρο αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας ορίζεται ως θετικός αριθμός. Παρόλα αυτά και αφού εξαίρεσαν από το δείγμα τους τους μήνες με αρνητικά premium της αγοράς το αποτέλεσμα για την δεύτερη υποπερίοδο παραμένει το ίδιο καθώς ο συντελεστής της έλλειψης ρευστότητας και πάλι δεν είναι στατιστικά σημαντικός.

Στη συνέχεια έκαναν χρήση του κάτωθι αυτοπαλίνδρομου πρώτης τάξης

$$ILL_m^M P_{m-1}^M = c_0 + c_1 ILL_{m-1}^M P_{m-1}^M + v_m \quad (3)$$

ILL_m^M = το μέτρο έλλειψης μηνιαίας ρευστότητας της αγοράς.

v_m = τα κατάλοιπα, η μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας της αγοράς

P_{m-1}^M = ο λόγος της συνολικής κεφαλαιοποίησης της αγοράς τον μήνα m-1 με τη συνολική κεφαλαιοποίηση της αγοράς στον πρώτο μήνα των παρατηρήσεων.

Πολλαπλασίασαν τον όρο ILL_{m-1}^M με το P_{m-1}^M ώστε οι σειρές τους να γίνουν σχετικά στάσιμες για να αποφύγουν το πρόβλημα ότι το μέτρο Amihud μπορεί

να μην είναι στάσιμο και δεν θα μπορούσε να υπάρξει σωστή ανάλυση των χρονοσειρών.

$$R_m^M - R_f^m = g_0 + g_1 AILL_{m-1}^M + g_2 AILLU_m^M + g_3 JAN_m + w_m \quad (4)$$

$AILL_m^M = ILL_m^M P_{t-1}^M$ Η προσαρμοσμένη έλλειψη ρευστότητας για μήνα m,

$AILLE_m^M = c_0 + c_1 AILL_{m-1}^M$ Η αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας για μήνα m μετά την προσαρμογή,

$$g_0 = f_0 + f_1 c_0, \quad g_1 = f_1 c_1,$$

R_m^M = απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς M για μήνα m

R_f^m = μηνιαίο επιτόκιο απόδοσης μηδενικού κινδύνου για μήνα m

$AILLU_m^M$ = μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας

w_m = τα κατάλοιπα.

JAN_m = το φαινόμενο του Ιανουαρίου

Και με την ακόλουθη παλινδρόμηση έλεγξαν εάν η έλλειψη ρευστότητας έχει μεγαλύτερη επίδραση σε μετοχές με μικρότερο μέγεθος από ότι σε μετοχές με μεγαλύτερο μέγεθος. Χώρισαν το δείγμα τους σε 10 χαρτοφυλάκια, διατάσσοντας τις μετοχές σε μια σειρά από αυτή με τη χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση σε αυτή με την υψηλότερη.

$$R_m^P - R_f^f = g_0^P + g_1^P AILL_{m-1}^P + g_2^P AILLU_m^P + g_3^P JAN_m + w_m^P \quad (5)$$

Για να υπάρχει θετική σχέση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας της αγοράς με την αναμενόμενη απόδοση της αγοράς έκαναν τον έλεγχο ότι θα πρέπει να προκύψει $g_1 > 0$ και αντίστοιχα $g_2^1 > g_4^1 > g_6^1 > g_8^1 > g_{10}^1 > 0$ όπου

για $p=10$ το χαρτοφυλάκιο με τις μεγαλύτερες εταιρείες. Αντίστοιχα για να υπάρχει αρνητική σχέση της μη αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας της αγοράς με την αναμενόμενη απόδοση της αγοράς πρέπει να προκύψει $g_2 < 0$ και $g^2_2 < g^4_2 < g^6_2 < g^8_2 < g^{10}_2 < 0$.

Κατέληξαν μέσω της ανάλυσης στο αποτέλεσμα ότι ισχύουν όλα τα παραπάνω και όλες οι υποθέσεις όπου είχαν θέσει, εκτός από το ότι όσο μικρότερο το μέγεθος της εταιρείας τόσο μεγαλύτερος ο συντελεστής αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας

Στο τέλος ελέγξαν μέσω της μεθοδολογίας των Acharya and Pedersen (2005) του προσαρμοσμένου CAPM, εάν ο κίνδυνος ρευστότητας υπολογίζεται επιπλέον του κινδύνου της αγοράς και αν τιμολογείται στις αποδόσεις των μετοχών:

$$E(R_{it} - R_{ft}) = E(C_{it}) + \lambda\beta^{1i} + \lambda\beta^{2i} - \lambda\beta^{3i} - \lambda\beta^{4i} \quad (6)$$

C_{it} = σχετικό κόστος έλλειψης ρευστότητας της μετοχής i το μήνα t

R_{it} = αναμενόμενη μικτή απόδοση της μετοχής i

Ο κίνδυνος της ρευστότητας περικλείεται στους όρους $\lambda\beta^{2i} - \lambda\beta^{3i} - \lambda\beta^{4i}$

Εξέτασαν εάν ένα μεγαλύτερο επίπεδο έλλειψης ρευστότητας συνεπάγεται μεγαλύτερο κίνδυνο έλλειψης ρευστότητας. Μέσω της ανάλυσης τους επιβεβαίωσαν το συγκεκριμένο εκτός από την δεύτερη υποπερίοδο 1990-2006, αυτό συμβαδίζει με το γεγονός ότι ο συντελεστής έλλειψης ρευστότητας για αυτή την περίοδο δεν ήταν στατιστικά σημαντικός. Τέλος κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι ο κίνδυνος ρευστότητας παίζει σημαντικό ρόλο από την επίδραση του επιπέδου έλλειψης ρευστότητας και από τον κίνδυνο της αγοράς.

3.3 Η Μελέτη των Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986)

Amihud, Y. and Mendelson, H., 'Asset pricing and the bid-ask spread', *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, 1986, pp. 223-49

Στην μελέτη τους προσπάθησαν να μελετήσουν την επίδραση του bid-ask spread στις αποδόσεις της αγοράς. Η κύρια υπόθεση τους ήταν ότι η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς είναι μια αύξουσα συνάρτηση του bid-ask spread (διαφοράς τιμών αγοράς και πώλησης) και ότι η συνάρτηση αυτή είναι κοίλη. Η έλλειψη ρευστότητας μπορεί να μετρηθεί από το πόσο κοστίζει μια άμεση συναλλαγή ενός περιουσιακού στοιχείου στην τρέχουσα τιμή προσφοράς (bid price) ή πώλησης και στην τιμή ζήτησης (ask price). Όταν πρόκειται για άμεση αγορά προκύπτει υπεραξία του περιουσιακού στοιχείου και για άμεση πώληση προκύπτει απομείωση αξίας του. Πραγματοποίησαν έλεγχο της συγκεκριμένης υπόθεσης βάσει της μεθοδολογίας των Fama και MacBeth (1973) για διαστρωματικά στοιχεία. Δημιούργησαν χαρτοφυλάκια ομαδοποιημένα βάσει του beta και του bid-ask spread των μετοχών και με την παλινδρόμηση εκτίμησαν την σχέση μεταξύ των αποδόσεων, του κινδύνου της αγοράς και του spread των χαρτοφυλακίων.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (NYSE) για την περίοδο από το 1961 έως το 1980 (πηγή των δεδομένων, Center for Research in Security Prices) και το σχετικό bid-ask spread που συλλέγεται για τις αντίστοιχες μετοχές (πηγή Fitch's Stock Quotations on the NYSE).

Ακολούθησαν την μεθοδολογία βασιζόμενοι στους Black, Jensen and Scholes (1972), Fama and MacBeth (1973) και Black and Scholes (1974), Αρχικά χώρισαν τα δεδομένα τους σε είκοσι αλληλεπικαλυπτόμενες περιόδους των έντεκα ετών, με μια πενταετή περίοδο εκτίμησης beta, μια πενταετή περίοδο εκτίμησης beta του χαρτοφυλακίου και τέλος μια ενός έτους περίοδο δοκιμών (διαστρωματικών δεδομένων). Αφού κατέταξαν τα δεδομένα τους βάσει των spread τους χώρισαν το δείγμα τους σε επτά χαρτοφυλάκια ίδιου μεγέθους και στην συνέχεια για κάθε χαρτοφυλάκιο βάσει των υπολογισθέντων beta των μετοχών δημιούργησαν επτά χαρτοφυλάκια ίδιου μεγέθους. Το αποτέλεσμα ήταν η δημιουργία 49 (7*7) ισομεγεθών χαρτοφυλακίων. Στη συνέχεια

υπολόγισαν τα beta των χαρτοφυλακίων για τα επόμενα πέντε έτη. Η διαφορά του bid-ask spread στην αρχή και στο τέλος της περιόδου ορίστηκε ως ένα μέτρο ορισμού της έλλειψης ρευστότητας του χαρτοφυλακίου.

Στη συνέχεια κάνοντας χρήση ψευδομεταβλητών για κάθε χαρτοφυλάκιο έκαναν χρήση της γενικευμένης μεθόδου των ελαχίστων τετραγώνων (GLS) για να εκτιμήσουν το μοντέλο τους και να εξετάσουν την βασική υπόθεση, δηλαδή αν η αναμενόμενη απόδοση είναι αύξουσα συνάρτηση του spread και ότι αυτή η συνάρτηση είναι κοίλη.

Οι παλινδρομήσεις οι οποίες εκτίμησαν είναι οι ακόλουθες

$$R_{pn}^e = 0.0040 + 0.00947\beta_{pn} + \sum_{n=1}^{19} dnDYn + e_{pn} \quad (1)$$

DYn = ψευδομεταβλητή έτους, ένα για το έτος n , μηδέν για τα υπόλοιπα

$$R_{pn}^e = 0.0036 + 0.00672 \beta_{pn} + 0.211S_{pn} + \sum_{n=1}^{19} dnDYn + e_{pn} \quad (2)$$

S_{pn} = spread του p χαρτοφυλακίου για την αντίστοιχη n χρονιά

Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις των μετοχών έχουν θετική σχέση με το spread, καθώς μια αύξηση του bid-ask spread κατά 1% συνδέεται με αύξηση 0.211% της προσαρμοσμένης μηνιαίας απόδοσης. Συνεπώς υπάρχει θετική σύνδεση ανάμεσα στις αναμενόμενες αποδόσεις και την έλλειψη ρευστότητας. Επιπλέον προέκυψε ότι η κλίση των συντελεστών σε σχέση με το spread είναι μια αύξουσα συνάρτηση με φθίνοντα ρυθμό, συνεπώς είναι μια κοίλη συνάρτηση.

Για να αποκλείσουν ότι τα αποτελέσματα τους επηρεάζονται από το φαινόμενο των μικρών επιχειρήσεων (small firm effect) και όχι από το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας πρόσθεσαν έναν καινούργιο όρο στην παλινδρόμηση τους όπου αφορούσε το μέγεθος της επιχείρησης.

$$R_{pn}^e = 0.0082 + 0.0060 \beta_{pn} + 0.158 S_{pn} + 0.0006 \log(\text{SIZE})_{pn} + \sum_{n=1}^{19} dnDYn + e_{pn} \quad (3)$$

$\log(\text{SIZE})_{pn}$ = λογάριθμος του μέσου όρου των market value των μετοχών του χαρτοφυλακίου p την αντίστοιχη χρονιά n

Το αποτέλεσμα που έλαβαν ήταν και πάλι το ίδιο, καθώς η μεταβλητή $\log(\text{SIZE})_{pn}$ κατά την εκτίμηση δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική.

Το συμπέρασμα στο οποίο κατέληξαν είναι ότι οι επενδυτές με μακροπρόθεσμο ορίζοντα για να επιτύχουν μεγαλύτερες αποδόσεις επιλέγουν μετοχές με υψηλότερο spread και λιγότερο ρευστοποιήσιμες μετοχές για να ζητήσουν ασφάλιστρο έλλειψης ρευστότητας και να αποκομίσουν κέρδος.

3.4 Η Μελέτη των Campel, Grossman, Wang (1993)

Campell John, Grossman Sanford J, Jiang Wang (1993), "Trading and Serial Correlation in Stock Returns", *The Quarterly Journal of Economics* 108, 905-939

Στην συγκεκριμένη έρευνα μελέτησαν τη σχέση μεταξύ του συνολικού όγκου συναλλαγών της χρηματιστηριακής αγοράς και της συσχέτισης των ημερήσιων μετοχικών αποδόσεων. Για μεμονωμένες μετοχές μεγάλων εταιρειών αλλά και για χρηματιστηριακούς δείκτες η πρώτη τάξης αυτοσυσχέτιση των ημερήσιων αποδόσεων τείνει να μειώνεται με τον όγκο συναλλαγών. Η μελέτη αυτή εξηγεί το φαινόμενο αυτό χρησιμοποιώντας το μοντέλο όπου οι "market makers" που αποστρέφονται τον κίνδυνο απορροφούν τις πιέσεις για αγορά ή πώληση μετοχών που προκαλούνται από τους μη ενημερωμένους (liquidity or noninformational) επενδυτές. Οι αλλαγές στην αναμενόμενη απόδοση των μετοχών είναι η αποζημίωση για το ρόλο που παίζουν οι market makers. Το μοντέλο αυτό υπονοεί ότι 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.

Στη μελέτη χρησιμοποιήσαν ημερήσια δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (πηγή η βάση δεδομένων CRSP) για την περίοδο από το έτος 1962 έως το 1988. Χρησιμοποίησαν τον δείκτη ισοσταθμισμένου χαρτοφυλακίου των εν λόγω μετοχών και ελέγχθηκε για όλη την περίοδο αλλά και για υποπεριόδους. Εξαιρέθηκε από το δείγμα ο Οκτώβρης του 1987 λόγω της χρηματιστηριακής κατάρρευσης.

Σαν μέτρο ρευστότητας αρχικά χρησιμοποίησαν τον σχετικό όγκο συναλλαγών (turnover ή relative volume) που είναι ο λόγος του αριθμού των μετοχών που συναλλάσσονται ημερησίως προς τον αριθμό των μετοχών σε κυκλοφορία. Λόγω του γεγονότος ότι ο σχετικός όγκος συναλλαγών έχει μια αυξητική τάση μέσα στο χρόνο και λόγω της ανάγκης να μετρήσουν τον όγκο συναλλαγών σχετικά με την ικανότητα της αγοράς να τον απορροφήσει, χρησιμοποίησαν τον λογάριθμο \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. Το νέο μέτρο που προέκυψε το ονόμασαν detrended volume measure

Στη συνέχεια έτρεξαν το παρακάτω μοντέλο παλινδρόμησης:

$$r_{t+1} = \alpha + \left(\sum_{i=1}^5 \beta_i D_i + \gamma_1 V_t + \gamma_2 V_t^2 + \gamma_3 (1000 \sigma_t^2) \right) r_t, i = 1 \dots 5 \quad (1)$$

$\sum_{i=1}^5 \beta_i D_i$ = οι πέντε ψευδομεταβλητές της ημέρας της εβδομάδας

V_t = το μέτρο ρευστότητας, detrended volume measure

V_t^2 = το τετράγωνο του μέτρου ρευστότητας

σ_t^2 = η διακύμανση

Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι ο συντελεστής της ρευστότητας γ_1 είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός που σημαίνει ότι για το ισοσταθμισμένο χαρτοφυλάκιο της αγοράς για όλη την περίοδο αλλά και για τις υποπεριόδους, οι ημερήσιες αποδόσεις τείνουν να μειώνονται με την αύξηση του όγκου συναλλαγών. Τα αποτελέσματα επαληθεύτηκαν και για τον χρηματιστηριακό δείκτη Dow Jones.

Το κύριο αποτέλεσμα της μελέτης αυτής είναι ότι τεκμηριώνουν πως η ημερήσια αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών είναι χαμηλότερη στις ημέρες με υψηλό όγκο συναλλαγών από ότι στις ημέρες με χαμηλό όγκο συναλλαγών. Το φαινόμενο αυτό παρατηρείται και στις αποδόσεις μεγάλων χαρτοφυλακίων αλλά και μεμονωμένων μετοχών οπότε είναι απίθανο να εξηγείται από την μη σύγχρονη αγοραπωλησία των μετοχών. Στη μελέτη αυτή πρότειναν μια εναλλακτική εξήγηση που βασίζεται στην ιδέα ότι ο σημαντικός όγκος συναλλαγών εμφανίζεται από τις τυχαίες αλλαγές στην προσφορά και στην ζήτηση μετοχών από τους μη ενημερωμένους (liquidity or noninformational) επενδυτές η οποία απορροφάται από τους market makers οι οποίοι αποστρέφονται τον κίνδυνο.

3.5 Η Μελέτη των Eleswarapu & Reinganum (1993)

Eleswarapu, V.R., Reinganum M., 1993, The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing, *Journal of Financial Economics* 34 373~386

Στην μελέτη τους είχαν ως σκοπό να ερευνήσουν την εποχιακή συμπεριφορά του ασφάλιστρου ρευστότητας (liquidity premium) στην τιμολόγηση των μετοχών. Σκοπός τους ήταν να ερευνήσουν την σύνδεση μεταξύ της απόδοσης των μετοχών και του bid-ask spread κατά τον μήνα Ιανουάριο και για τις υπόλοιπους μήνες εκτός του Ιανουαρίου (φαινόμενο εποχικότητας). Επίσης θέλησαν να εξετάσουν εάν τα εμπειρικά αποτελέσματα των Amihud και Mendelson (1986) είναι ευαίσθητα στα περιοριστικά κριτήρια επιλογής του χαρτοφυλακίου τους.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (NYSE) από το έτος 1961 έως το 1990 (πηγή δεδομένων, Center for Research in Security Prices). Για να συμπεριληφθούν στο δείγμα οι μετοχές έπρεπε να πληρούν τα κριτήρια που είχαν θέσει και οι Amihud και Mendelson (1986). Τα δεδομένα για το relative bid-ask spread (σχετική διαφορά τιμών προσφοράς και ζήτησης) για την περίοδο 1960-1979 αντλήθηκαν από το

Stoll & Whaley και για την περίοδο 1980-1990 από την εταιρεία Fitch Investor Service, Inc..

Αυτό που ήθελαν να εξετάσουν ήταν η διαστρωματική σχέση της απόδοσης των μετοχών με το relative bid-ask spread και με το beta. Το relative bid-ask spread χρησιμοποιήθηκε ως μέτρο ρευστότητας και υπολογίζεται ως το bid-ask spread σε δολάρια δια τον μέσο όρο των τιμών αυτού. Από τις μετοχές όπου επιλέχθηκαν για το δείγμα δημιουργήθηκαν 49 χαρτοφυλάκια με βάση το relative bid-ask spread και το beta τους. Ο διαχωρισμός έγινε αρχικά σε επτά ίσες ομάδες βάσει του relative bid-ask spread και ύστερα για κάθε ομάδα σε άλλες επτά ισομεγέθους ομάδες βάσει του beta. Διαπίστωσαν ότι οι μετοχές με χαμηλό bid-ask spread συνήθως έχουν αντίστοιχα και χαμηλό beta καθώς και πως όσο μικρότερο το bid-ask spread τόσο μεγαλύτερο το μέγεθος, δηλαδή η αξία της εταιρίας.

Ακολούθησαν την μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973). Εκτίμησαν την διαστρωματική παλινδρόμηση, όπου η μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου p τον μήνα t υπολογίζονται ως εξής

$$R_{pt} = c_0 + c_1\beta_{pt} + c_2S_{pt} + c_3\text{Log}(\text{size}) + e_{pt} \quad (1)$$

β_{pt} = το unconditional beta

S_{pt} = bid ask spread του p χαρτοφυλακίου τον αντίστοιχο t μήνα

$\text{Log}(\text{size})$ = λογάριθμος του μέσου όρου των market value των μετοχών του p χαρτοφυλακίου, το μέγεθος της εταιρίας.

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι για την περίοδο 1961-1990 το ασφάλιστρο ρευστότητας ήταν θετικό κατά τον μήνα Ιανουάριο και όχι για τους υπόλοιπους, συνεπώς παρουσιάζεται έντονη εποχικότητα. Αντίθετα από την μελέτη των Amihud & Mendelson (1986) εδώ η επίδραση του μεγέθους αναδεικνύεται σημαντική ακόμα και μετά τον έλεγχο του bid-ask και του beta. Συνεπώς κατέληξαν στο συμπέρασμα, ότι τα περιοριστικά κριτήρια επιλογής των χαρτοφυλακίων των Amihud & Mendelson (1986) έχουν επίδραση στα εμπειρικά αποτελέσματα. Τα στοιχεία αποκαλύπτουν ότι μόνο κατά την περίοδο του Ιανουαρίου υπάρχει θετική σύνδεση ανάμεσα στο bid-ask spread και τις

μέσες αποδόσεις των μετοχών. Επίσης, ενώ η ρευστότητα παίζει σημαντικό ρόλο στην αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων, δεν μπορεί να εξηγηθεί γιατί η επίδραση της ισχύει μόνο για τον μήνα Ιανουάριο.

3.6 Η Εμπειρική Μελέτη των Brennan & Subrahmanyam (1996)

Brennan, M. and Subrahmanyam, A., 'Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns', *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, 1996, pp. 441–64

Στην μελέτη τους θέλησαν να ελέγξουν την πρόταση ότι οι απαιτούμενες αποδόσεις οφείλουν να είναι υψηλές για μετοχές με σχετική έλλειψη ρευστότητας λόγω του γεγονότος ότι ιδιωτικά ενημερωμένοι επενδυτές δημιουργούν σημαντικά κόστη έλλειψης ρευστότητας για τους μη ενημερωμένους επενδυτές. Σκοπός τους ήταν να εξεταστεί η σχέση μεταξύ απαιτούμενων μετοχικών αποδόσεων και μέτρων έλλειψης ρευστότητας που ανακτήθηκαν από χρηματιστηριακά δεδομένα και να ελεγχθεί αν η σχέση αυτή είναι θετική.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (NYSE) από το έτος 1984 έως το 1991 (πηγή Center for Research in Security Prices). Χώρισαν το δείγμα τους σε δύο υποπεριόδους από το έτος 1984 έως το 1987 και από το έτος 1988 έως το 1991. Επίσης για να εκτιμήσουν κάποια μέτρα για την έλλειψη ρευστότητας έκαναν χρήση ενδοσυνεδριακών χρηματιστηριακών δεδομένων (πηγή δεδομένων, Institute for the Study of securities Market) κατά την περίοδο 1984 έως 1988 όπου με την χρήση τους υπολόγισαν το μεταβλητό και το σταθερό κόστος κάθε συναλλαγής.

Χρησιμοποίησαν διάφορες τεχνικές από παλαιότερες μελέτες που αφορούσαν την τιμολόγηση των μετοχών καθώς και την εσωτερική δομή των χρηματιστηριακών αγορών. 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. Για να εκτιμήσουν τις παραμέτρους ψ και λ που σχετίζονται με την σταθερή και μεταβλητή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών χρησιμοποίησαν μεθόδους των Glosten-Harris και των Hasbrouck Foster-

Viswanathan. Στη συνέχεια έθεσαν νέα μέτρα για την έλλειψη ρευστότητας τη μεταβλητή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών $Cq=\lambda q/P$, όπου q το μέσο μέγεθος των συναλλαγών και P η μέση τιμή κλεισίματος της μετοχής και την σταθερή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών ψ/P . Επίσης έκαναν χρήση του μέτρου proportional spread, που υπολογίζεται ως το quoted spread προς τον μέσο όρο των τιμών προσφοράς και ζήτησης.

Στη συνέχεια για να εισάγουν την υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς χρησιμοποίησαν το μοντέλο των τριών παραγόντων των Fama & French (1993). Οι τρεις αυτοί παράγοντες κινδύνου είναι η επιπλέον απόδοση της αγοράς, ένας size παράγοντα: η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου long σε μικρές μετοχές και short σε μεγάλες μετοχές (SMB) και ένας book to market παράγοντας: η απόδοση ενός χαρτοφυλακίου που είναι long σε μετοχές με μεγάλο book to market ratio και short σε μετοχές με μικρό book to market (HML). Τα 30 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια ταξινομήθηκαν με βάση το μέγεθος της επιχείρησης και με την παράμετρο «λ», η οποία υπολογίστηκε χρησιμοποιώντας την Glosten-Harris μέθοδο, για την περίοδο 1984-1991.

Η μεθοδολογία η οποία ακολούθησαν ήταν η γενικευμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (GLS) για διαστρωματικά στοιχεία και χρησιμοποίησαν το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης:

$$R_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^N \gamma_k L_{iK} + \beta_1 MKT_t + \delta_1 SMB_t + \kappa_1 HML_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

R_{it} = υπερβάλλουσα απόδοση του χαρτοφυλακίου i τον μήνα t

L_{iK} = μεταβλητές έλλειψης ρευστότητας, όπου k είναι ο αριθμός των μεταβλητών

MKT_t, SMB_t, HML_t = οι παράγοντες του μοντέλου Fama και French

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα πως υπάρχει μία έντονη και σημαντική θετική σχέση ανάμεσα στις υπερβάλλουσες αποδόσεις και στις συνιστώσες του σταθερού και μεταβλητού κόστους συναλλαγών. Η υπερβάλλουσα απόδοση

προκύπτει κοίλη συνάρτηση της συνιστώσας του μεταβλητού κόστους, το οποίο είναι σύμφωνο με το φαινόμενο της πελατειακότητας που προκαλείται από μικρούς επενδυτές που επικεντρώνονται σε μετοχές με μικρότερη ρευστότητα. Αντίθετα η υπερβάλλουσα απόδοση προκύπτει κυρτή συνάρτηση της συνιστώσας του σταθερού κόστους συναλλαγών που δεν συμφωνεί με το φαινόμενο της πελατειακότητας που πρότειναν οι Amihud και Mendelson (1986). Πιθανά αυτό το αποτέλεσμα οφείλεται στο υπόδειγμα των τριών παραγόντων των Fama και French και της ατελούς προσαρμογής του στο κίνδυνο. Ένας έλεγχος του λόγου πιθανοφάνειας τους έκανε να καταλήξουν στην μη ύπαρξη εποχικότητας στις υπερβάλλουσες αποδόσεις σε σχέση με τις μεταβλητές του κόστους συναλλαγών και το bid ask spread. Ακόμα μετά από έλεγχο του μεγέθους της εκάστοτε εταιρείας, κατέληξαν ότι φαίνεται να υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ του μεταβλητού και σταθερού κόστους συναλλαγών.

3.7 Η Μελέτη του Shing-yang Hu (1997)

Hu, Shing-yang (1997), "Trading Turnover and Expected Stock Returns: The Trading Frequency Hypothesis and Evidence from the Tokyo Stock Exchange" Working Paper

Στην συγκεκριμένη έρευνα προσπάθησε να βρει ένα μέτρο για την ρευστότητα το οποίο να είναι προσιτό και εξέτασε την επιρροή του συγκεκριμένου μέτρου στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων. Χρησιμοποίησε ως μέτρο ρευστότητας το turnover και κατέληξαν στο ότι διαστρωματικά οι μετοχές με υψηλό turnover έχουν μικρές αναμενόμενες αποδόσεις. Επίσης προσπάθησε να επιβεβαιώσει την υπόθεση συχνότητας συναλλαγών (trading frequency hypothesis), όπου θεωρεί ότι οι διαστρωματικά αναμενόμενες αποδόσεις είναι μια κοίλη συνάρτηση του turnover και διαχρονικά οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι μια αύξουσα συνάρτηση του turnover.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου Tokyo Stock Exchange από το έτος 1976 έως το έτος 1993 (πηγή PACAP).

Το μέτρο που χρησιμοποίησε ως μέτρο ρευστότητας είναι το lagged monthly turnover, ο μηνιαίος όγκος συναλλαγών με υστέρηση, που είναι ο αριθμός μετοχών που συναλλάχθηκαν για κάθε δέκα μετοχές σε κυκλοφορία κατά την διάρκεια του προηγούμενου μήνα. Επέλεξε το συγκεκριμένο μέτρο έναντι άλλων, όπως το bid ask spread, γιατί το συγκεκριμένο είναι προσιτό και εύκολα ανακτήσιμο και μπορεί να εξετάσει την ρευστότητα σε διεθνές επίπεδο.

Η μεθοδολογία όπου ακολούθησε ήταν των Fama and MacBeth (1973) σε δύο βήματα για να εξετάσει την σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και του turnover.

Στο πρώτο βήμα εκτίμησε μια παλινδρόμηση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) μεταξύ των διαστρωματικών μετοχικών επιπλέον αποδόσεων και του turnover:

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

Στο δεύτερο βήμα υπολόγισε τον απλό μέσο όρο και τον σταθμισμένο μέσο όρο των χρονοσειρών των παραμέτρων.

Το αποτέλεσμα της εκτίμησης έδειξε ότι ο συντελεστής β_{1t} είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, πράγμα που σημαίνει ότι διαστρωματικά οι μετοχές με υψηλό turnover τείνουν να έχουν μικρότερη αναμενόμενη απόδοση.

Στη συνέχεια για να εξεταστεί η αλληλεπίδραση του turnover με άλλες μεταβλητές εκτίμησε και άλλες παλινδρομήσεις με περισσότερες μεταβλητές όπως το μέγεθος της εταιρείας, τον δείκτη book to market ratio και τον δείκτη χρηματικών ροών προς τιμή (cash-flows-to-price-ratio):

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

Κατέληξε στο αποτέλεσμα ότι ο συντελεστής β_{Turn} , του turnover, είναι και πάλι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός αλλά με μικρότερη ισχύ. Επίσης η μεταβλητή που έχει την μεγαλύτερη ισχύ είναι αυτή του cash flows to price ratio.

Με την εκτίμηση και άλλων παλινδρομήσεων έλεγξε το φαινόμενο της εποχικότητας, την μη γραμμική σχέση μεταξύ επιπλέον απόδοσης ή του ασφάλιστρου ρευστότητας και του turnover, τη διαχρονική σχέση μεταξύ του turnover και επιπλέον απόδοσης της αγοράς. Τέλος τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το ασφάλιστρο ρευστότητας είναι μια κοίλη συνάρτηση του όγκου συναλλαγών, γεγονός που στηρίζει την υπόθεση της συχνότητας των συναλλαγών. Επίσης οι παλινδρομήσεις με χρονοσειρές σε επίπεδο αγοράς έδειξαν ότι ο συντελεστής του όγκου συναλλαγών είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός γεγονός που στηρίζει και πάλι την υπόθεση της συχνότητας των συναλλαγών. Κατέληξε επίσης στο συμπέρασμα ότι το turnover μπορεί να προβλέψει τις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την τιμολόγηση μετοχών.

3.8 Η Εμπειρική Μελέτη των Datar, Naik & Radcliffe (1998)

Datar Vinay, Naik Narayan, Radcliffe Robert (1998), " Liquidity and stock returns: An alternative test", Journal of Financial Markets 1, 203-219

Στην μελέτη τους είχαν ως σκοπό ως να εξετάσουν την σχέση των αποδόσεων των μετοχών και της ρευστότητας – εμπορευσιμότητας. Ως μέτρο ρευστότητας για την έρευνα τους, αντί να κάνουν χρήση του bid-ask spread, υιοθέτησαν το Share Turnover ή αλλιώς Turnover rate που ισούται με τον λόγο του πλήθους των μετοχών που διαπραγματεύονται στην αγορά προς το πλήθος των μετοχών σε κυκλοφορία της εν λόγω μετοχής. Η μελέτη τους ήταν μια εναλλακτική προσέγγιση του μοντέλου των Amihud και Mendelson (1986).

Οι λόγοι όπου χρησιμοποίησαν το turnover rate αντί του bid-ask spread (διαφορά προσφοράς-ζήτησης) ως μέτρο ρευστότητας είναι οι ακόλουθοι. Πρώτον τα δεδομένα για το bid-ask spread είναι δύσκολο να ανακτηθούν σε μηνιαία βάση για μεγάλο χρονικό διάστημα. Δεύτερον, οι Peterson και Fialkowski (1994) δείχνουν ότι το spread είναι ένα μη ικανοποιητικό υποκατάστατο για το πραγματικό κόστος των συναλλαγών των επενδυτών.

Βάσει του μοντέλου των Amihud and Mendelson (1986) η απόδοση των περιουσιακών στοιχείων πρέπει να είναι μια φθίνουσα συνάρτηση της ρευστότητας συνεπώς και του turnover rate των εν λόγω περιουσιακών στοιχείων. Επίσης εξέτασαν αν αυτό συνεχίζει να ισχύει και μετά από τον έλεγχο για το μέγεθος της εταιρείας, το book to market ratio (λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστικής αξίας) και το beta της μετοχής.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (NYSE) εξαιρουμένων των χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων και το διάστημα που εξετάστηκε ήταν από 31/07/1962 έως 31/12/1991. Τα δεδομένα για τα μηνιαία στοιχεία για τις αποδόσεις και τον όγκο συναλλαγών συλλέχθηκαν από το Center for Research in Security Prices. Στο δείγμα υπήρχαν περίπου 880 μετοχές για κάθε μήνα. Το μέτρο ρευστότητας τους κυμάνθηκε από 0.0013% έως 110%, για να αποκλείσουν ακραίες τιμές από το δείγμα τους απέρριψαν το χαμηλότερο 1% και το υψηλότερο 1% από τις παρατηρήσεις του μέτρου ρευστότητας.

Η μεθοδολογία η οποία ακολούθησαν ήταν η γενικευμένη μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων (GLS) για διαστρωματικά στοιχεία ώστε να εξετάσουν κατά πόσο η μεταβολή των αποδόσεων των μετοχών μπορεί να εξηγηθεί από τις διαφορές του turnover rate που ορίζεται ως μέτρο ρευστότητας. Βασιζόμενοι στην μέθοδο των Litzenberger και Ramaswaramy (1979) χρησιμοποίησαν το ακόλουθο μοντέλο παλινδρόμησης:

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

R_{it} = απόδοση της μετοχής i τον μήνα t ,

X_{it} = μεταβλητές turnover ratio, μέγεθος εταιρείας, book to market ratio, beta μετοχής,

$k = 4$ πλήθος μεταβλητών

ε_{it} = τα κατάλοιπα.

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι η μεταβλητή share turnover είναι στατιστικά σημαντική και έχει αρνητική σχέση με την απόδοση των μετοχών, αυτό επιβεβαιώνει την πρόβλεψη του μοντέλου των Amihud and Mendelson (1986), επιβεβαιώνει ότι οι μετοχές με μικρότερη ρευστότητα έχουν υψηλότερες μέσες αποδόσεις από ότι οι μετοχές με μεγαλύτερη ρευστότητα. Η σχέση αυτή παραμένει και μετά τον έλεγχο για το μέγεθος της επιχείρησης, το book to market ratio και το beta της μετοχής.

Αντίθετα με την μελέτη των Eleswarapu & Reinganum (1993) δεν εμφανίζεται το φαινόμενο της εποχικότητας του Ιανουαρίου στη σχέση αποδόσεων των μετοχών και ρευστότητας. Για να δοκιμαστεί η ευρωστία των αποτελεσμάτων τους διαίρεσαν το δείγμα σε δύο μη επικαλυπτόμενες υποπεριόδους περίπου ίσου διαστήματος. Η πρώτη υποπερίοδος από τον Ιούλιο 1963 έως τον Σεπτέμβριο 1977 και η δεύτερη υποπερίοδος από τον Οκτώβριο 1977 έως τον Δεκέμβριο 1991. Το αποτέλεσμα το οποίο κατέληξαν ήταν και πάλι το ίδιο και για τις δυο υποπεριόδους, η ρευστότητα παραμένει σημαντική και πάλι δεν παρουσιάζεται καμία εποχικότητα του μήνα Ιανουαρίου.

3.9 Η Εμπειρική Μελέτη Chordia, Subrahmanyam & Anshuman (2001)

Chordia, T., A. Subrahmanyam and V. R. Anshuman (2001), "Trading activity and expected stock returns". *Journal of Financial Economics* 59, 3-32.

Στην μελέτη τους, λαμβάνοντας ως δεδομένο ότι το επίπεδο της ρευστότητας επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών, είχαν ως σκοπό να επιβεβαιώσουν μια λογική υπόθεση ότι η δεύτερη στιγμή της ρευστότητας θα πρέπει να σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών καθώς οι επενδυτές ενδιαφέρονται για τον κίνδυνο που συνδέεται με την ρευστότητα. Ανέλυσαν τη σχέση της αναμενόμενης απόδοσης τόσο στο επίπεδο αλλά και στη μεταβλητότητα της

συναλλακτικής δραστηριότητας, ως μέτρο της ρευστότητας. Τεκμηρίωσαν ως αποτέλεσμα σε αντίθεση με την αρχική τους υπόθεση, μια αρνητική και σημαντικά ισχυρή σχέση διαστρωματικά μεταξύ των μετοχικών αποδόσεων και της μεταβλητότητας της συναλλακτικής δραστηριότητας, μετά από έλεγχο για το μέγεθος της εταιρείας, το book to market (λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστικής αξίας), και τα αποτελέσματα της ορμής (momentum), καθώς και το επίπεδο των τιμών και την μερισματική απόδοση. 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 αποστρέφονται την μεταβλητότητα της ρευστότητας, έτσι ώστε για μετοχές με μεγαλύτερη μεταβλητότητα ζητούνται μεγαλύτερες αναμενόμενες αποδόσεις.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν δεδομένα για κοινές μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (NYSE) και AMEX από τον Ιανουάριο 1966 έως το Δεκέμβριο 1995. Στη συνέχεια επεκτάθηκαν και σε μετοχές του Nasdaq. Τα βασικά στοιχεία συλλέχθηκαν από τις βάσεις δεδομένων το Center for Research in Security Prices (CRSP) και COMPUTSTAT.

Ως μέτρα για την ρευστότητα αντί του bid-ask spread (διαφορά προσφοράς ζήτησης) χρησιμοποίησαν δύο μέτρα συναλλακτικής δραστηριότητας, το dollar trading volume (δολαριακό όγκο συναλλαγών) και τον turnover ratio (δείκτη του κύκλου συναλλαγών). Η μέτρηση της μεταβλητότητας της συναλλακτικής δραστηριότητας πραγματοποιήθηκε με τον συντελεστή μεταβλητότητας CV των δύο παραπάνω μέτρων.

Στην εμπειρική τους έρευνα ακολούθησαν την μεθοδολογία των Brennan, Chordia και Subrahmanyam (BCS) (1998) για να συνδέσουν τις αποδόσεις των μετοχών με την μεταβλητότητα της ρευστότητας.

Στη συνέχεια η μεθοδολογία η οποία ακολούθησαν είναι των Fama και French (1993) με τους παράγοντες κινδύνου στο πλαίσιο της διαδικασίας ρύθμισης κινδύνου. Υποθέτοντας ότι οι αποδόσεις παράγονται από μια L-παραγόντων προσέγγιση ενός υποδείγματος παραγόντων:

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

R_{jt} = απόδοση για την μετοχή j τη χρονική στιγμή t

f_{kt} = η απόδοση στον παράγοντα k την στιγμή t

Εκτίμησαν κάθε χρόνο από το 1966 έως το 1995 τους συντελεστές β_{jk} , για όλες τις μετοχές που είχαν τουλάχιστον 24 παρατηρήσεις αποδόσεων τους προηγούμενους 60 μήνες.

Η παρόμοια έκδοση του APT στις οποίες το χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι καλά διαφοροποιημένο σε σχέση με τους παράγοντες μπορεί να γραφτεί:

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

R_{ft} = η απόδοση περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου

λ_{kt} = το ασφάλιστρο κινδύνου για τον παράγοντα k .

Η εκτιμώμενη (risk-adjusted) απόδοση για κάθε αξιόγραφο, R_{jt}^* , για κάθε μήνα t , τον επόμενο χρόνο υπολογίζεται:

$$R_{jt}^* = R_{jt} - R_{ft} - \sum_{k=1}^L \beta_{jk} F_{kt} \quad (3)$$

Όπου $F_{kt} = \lambda_{kt} + f_{kt}$, το άθροισμα της υλοποίησης του παράγοντα f και του ασφαλίστρου κινδύνου.

Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας την μέθοδο των Fama MacBeth (1973) και την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) έτρεξαν παλινδρομήσεις της μορφής:

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

Όπου τα Z και M είναι 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), το book to market ratio, το επίπεδο της τιμής (price level), η μερισματική απόδοση (dividend yield), η ορμή(momentum).

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι υπάρχει ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του επιπέδου ρευστότητας όσο και της μεταβλητότητας της συναλλακτικής δραστηριότητας και ότι είναι στατιστικά σημαντική. Επίσης δεν επιβεβαιώνεται από το αποτέλεσμα ότι η δεύτερη στιγμή της ρευστότητας σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών. Η αρνητική σχέση των συντελεστών μεταβλητότητας των μέτρων της συναλλακτικής δραστηριότητας με τις αποδόσεις μετοχών παραμένει και μετά από ελέγχους όπου πραγματοποίησαν.

Μία πιθανή επεξήγηση που θέλησαν να δώσουν για το αποτέλεσμα τους είναι ότι η μεταβλητότητα της συναλλακτικής δραστηριότητας χρησιμεύει ως υποκατάστατο για την ετερογένεια από τους επενδυτές που έχουν τη μετοχή, τότε σύμφωνα και με τον Merton (1987) μια αύξηση αυτή της ανομοιογένειας θα μείωνε το απαιτούμενο ποσοστό απόδοσης της μετοχής, κάτι το οποίο είναι συνεπές με τα αποτελέσματά της εργασίας τους. Επίσης κατέληξαν ότι οι μεταβλητές που σχετίζονται με την συναλλακτική δραστηριότητα παίζουν σημαντικότερο ρόλο στις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις διαστρωματικά, από τους γνωστούς προσδιοριστικούς παράγοντες όπως το μέγεθος (size), το book to market ratio, το επίπεδο της τιμής (price level), τη μερισματική απόδοση (dividend yield), και την ορμή (momentum).

3.10 Η Μελέτη του Amihud, Y. (2002)

Amihud, Y., 'Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects', *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, 2002, pp. 31–56

Στην μελέτη του προσπάθησε να επιβεβαιώσει τα ήδη υπάρχοντα αποτελέσματα άλλων μελετών αλλά και να εξετάσει διαχρονικά την θετική σχέση της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών με την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας καθώς και ότι η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση αντικατοπτρίζεται με ένα ασφάλιστρο (premium) έλλειψης ρευστότητας. Αντιθέτως οι αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητικά συνδεδεμένες με την μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας. Το μέτρο για την έλλειψη ρευστότητας (ILLIQ) που χρησιμοποίησε είναι εύκολα υπολογίσιμο και είναι ο μέσος όρος του λόγος του απόλυτου των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών δια τον όγκο συναλλαγών της σε δολάρια σε μια χρονική περίοδο.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν ημερήσια και μηνιαία δεδομένα από το έτος 1963 έως το 1997 για διαπραγματεύσιμες μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (πηγή δεδομένων, Center for Research in Security Prices).

Αρχικά υπολόγισε κάποια μέτρα των μετοχών όπου χρησιμοποιήθηκαν στην συνέχεια ως χαρακτηριστικά τους για την παλινδρόμηση την οποία εκτίμησε.

Ο ετήσιος μέσος όρος του μέτρου έλλειψης ρευστότητας για κάθε μετοχή i :

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

D_{iy} = αριθμός εμπορεύσιμων ημερών της i μετοχής για το y έτος.

R_{iyd} = απόδοση της i μετοχής την d ημέρα το αντίστοιχο y έτος.

$VOLD_{iyd}$ = ημερήσιος όγκος συναλλαγών σε δολάρια για την i μετοχή το y έτος

Η μέση έλλειψη ρευστότητας στην αγορά σε όλες τις μετοχές υπολογίζεται με τον ακόλουθο τύπο

$$AILLIQ_y = \frac{1}{N_y} \sum_{t=1}^{N_y} ILLIQ_{iy} \quad (2)$$

Όπου, N_y είναι ο αριθμός των μετοχών το y έτος.

Η έλλειψη ρευστότητας διαφοροποιείται σημαντικά με την πάροδο των ετών, κατά την εκτίμηση διαστρωματικών δεδομένων, αντικατέστησαν το $ILLIQ_{iy}$ με την μέση προσαρμοσμένη τιμή της:

$$ILLIQMA_{iy} = \frac{ILLIQ_{iy}}{AILLIQ_y} \quad (3)$$

Ακολούθησαν την εξής μεθοδολογία, στο τέλος κάθε έτους οι μετοχές κατατάχθηκαν ανάλογα με το μέγεθος τους, με μέτρο την κεφαλαιοποίηση τους, και διαιρέθηκαν σε δέκα ισομεγέθη χαρτοφυλάκια. Στη συνέχεια υπολογίστηκε η απόδοση (R_{pty}) του κάθε p χαρτοφυλακίου κατά την ημέρα t το έτος y , ως σταθμισμένος μέσος όρος των αποδόσεων. Και τέλος εκτιμήθηκε το μοντέλο της αγοράς για κάθε χαρτοφυλάκιο p , $p=1,2,3,\dots,10$.

$$R_{pty} = a_{py} + BETA_{py} RM_{ty} + e_{pty} \quad (4)$$

RM_{ty} = ισοσταθμισμένη απόδοση της αγοράς

$BETA_{py}$ = συντελεστής κλίσης, υπολογίστηκε με τη μέθοδο Scholes και Williams (1977).

Τέλος ακολούθησαν την μεθοδολογία των Fama and MacBeth (1973). Εκτίμησαν τη διαστρωματική παλινδρόμηση για κάθε m μήνα το έτος y , όπου οι μηνιαίες αποδόσεις των μετοχών υπολογίζονται ως εξής

$$R_{imy} = k_{omy} + \sum_{j=1}^J k_{jmy} X_{j,y-1} + U_{imy} \quad (5)$$

R_{imy} = απόδοση της μετοχής i του μήνα m τον χρόνο y

$X_{j,y-1}$ = το j χαρακτηριστικό της i μετοχής, βάσει των δεδομένων κατά το y-1 έτος. (γνωστό στους επενδυτές κατά την έναρξη του έτους y όπου λαμβάνουν επενδυτικές αποφάσεις τους)

k_{jmy} = συντελεστής που μετράει την επίδραση των χαρακτηριστικών στην αναμενόμενη απόδοση,

Για το μοντέλο τους έλαβαν 408 εκτιμήσεις για κάθε k_{jmy} συντελεστή. Από αυτές τις μηνιαίες εκτιμήσεις υπολογίστηκε ο μέσος όρος τους και έγινε έλεγχος εάν οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί. Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι ο συντελεστής της μεταβλητής $ILLIQMA_{iy}$, με συμβολισμό $kILLIQ_{my}$, είναι στατιστικά σημαντικός είτε συμπεριληφθεί ο μήνας Ιανουάριος (φαινόμενο Ιανουαρίου) είτε όχι και έχει θετική σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών.

Εν συνέχεια με την παρακάτω παλινδρόμηση εξέτασαν εάν διαχρονικά η αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας στην αγορά επηρεάζει θετικά την αναμενόμενη επιπλέον απόδοση της αγοράς:

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

R_{my} = ετήσια απόδοση του ισοσταθμισμένου χαρτοφυλακίου της αγοράς

R_{fy} = ετήσια απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου στην αρχή του έτους

$\ln AILLIQ_{y-1}$ = έλλειψη ρευστότητας της αγοράς το y-1 έτος

$\ln AILLIQ_y^u$ = μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, όπου υπολογίζονται ως τα κατάλοιπα ενός αυτοπαλίνδρομου μοντέλου του $\ln AILLIQ_y$.

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι ο συντελεστής g_1 είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός, συνεπώς η αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας έχει θετική επίδραση στην επιπλέον απόδοση των μετοχών. Αντίθετα ο συντελεστής g_2 είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός, οπότε η μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας έχει αρνητική επίδραση στις αποδόσεις των μετοχών. Αφού σχηματίστηκαν χαρτοφυλάκια βάσει του μεγέθους των εταιρειών, υπολογίστηκαν εκ νέου οι παλινδρομήσεις όπου φάνηκε ότι η επίδραση της

έλλειψης ρευστότητας, αναμενόμενης και μη αναμενόμενης, είναι μεγαλύτερη στις μετοχές των εταιρειών μικρότερου μεγέθους έναντι των μετοχών μεγαλύτερου μεγέθους. Η έρευνα και η εκτίμηση επαναλήφθηκε και με μηνιαία δεδομένα και τα αποτελέσματα ήταν και πάλι τα ίδια.

Τόσο διαστρωματικά όσο και διαχρονικά οι αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις είναι μια αύξουσα συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας και το μέτρο ILLIQ, έχει σημαντική θετική επίδραση στις αναμενόμενες αποδόσεις. Η μελέτη αυτή παρουσιάζει ότι η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση αντανακλά επίσης την αποζημίωση του επενδυτή για την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας στην μετοχική αγορά και συνεπώς μια αύξουσα συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας στην αγορά. Κατέληξαν ότι η μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας μειώνει ταυτόχρονα τις τιμές των μετοχών. Βάσει των αποτελεσμάτων της έρευνας, η επίδραση της έλλειψης ρευστότητας φαίνεται να είναι μεγαλύτερη σε μετοχές επιχειρήσεων μικρού μεγέθους. Επίσης κατέληξαν, ότι οι υπερβάλλουσες αποδόσεις απεικονίζουν όχι μόνο τον υψηλότερο κίνδυνο, αλλά και την χαμηλότερη ρευστότητα των μετοχών έναντι των ομόλογων (μηδενικού κινδύνου).

3.11 Η Μελέτη του Lesmond, D (2002)

Lesmond, D., 'Liquidity of emerging markets', Working Paper (New Orleans: Tulane University A.B. Freeman School of Business, 2002).

Στόχος της μελέτης είναι να ερευνήσουν τις αναδυόμενες αγορές καθώς χαρακτηρίζονται από μεγάλες αποδόσεις και ένας εξισορροπητικός παράγοντας είναι η ανησυχία των επενδυτών για την ρευστότητα αυτών των αγορών. Χρησιμοποίησαν το μοντέλο για αποδόσεις περιουσιακών στοιχείων που αναπτύχθηκε από τους Lesmond, Ogden, και Trzcinka (1999) για να ορίσουν το μέτρο ρευστότητας. Παρατήρησαν ότι υπάρχει σημαντική

διαφοροποίηση και διαστρωματικά αλλά και διαχρονικά στις τιμές του μέτρου ρευστότητας.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα για μετοχές από 31 χώρες από το έτος 1991 έως το έτος 2000 (πηγή δεδομένων Datastream). Για να είναι εφικτή η σύγκριση έγινε μετατροπή των τοπικών νομισμάτων σε δολάριο βάσει της ισοτιμίας όπου υπάρχει στο Emerging Markets Database. Επίσης αντλήθηκαν κάποιες τιμές μεταβλητών από το Bloomberg Terminals.

Χρησιμοποίησαν ένα μοντέλο για αποδόσεις με εξαρτημένη μεταβλητή (LDV) βασισμένο στον Lesmond (1999) για να υπολογίσουν τον εκτιμητή της ρευστότητας για τις παραπάνω χώρες. Και στην συνέχεια εκτίμησαν εξισώσεις όπως οι ακόλουθες:

$$LDV_{i,t} = \eta_{TC0} + \eta_{TC1}Price_{i,t} + \eta_{TC2}Volume_{i,t} + \eta_{TC3}Volatility_{i,t} + \varepsilon \quad (1)$$

$$Volume_{i,t} = \eta_{V0} + \eta_{V1}Price_{i,t} + \eta_{V2}Market\ Cap_{i,t} + \eta_{V3}LDV + \varepsilon \quad (2)$$

Οι τιμές των εκτιμητών της ρευστότητας είχαν εύρος από 2,37% από την εγχώρια αγορά της Κίνας ως 34% για την αγορά της Ρωσίας. Επιπλέον παρατήρησαν ότι οι εκτιμήσεις ποικίλουν σημαντικά ανάμεσα σε κάποια έτη που αντιστοιχίζονται με χρηματοπιστωτικές κρίσεις των αντίστοιχων χωρών.

Από την μελέτη τους επίσης παρατήρησαν ότι για 23 από τις 31 υπό εξέταση χώρες, υπάρχει συσχέτιση άνω του 80% του εκτιμητή ρευστότητας με το bid-ask spread. Έλεγχοι παλινδρομήσεων του bid-ask spread και της LDV εκτίμησης δείχνουν ότι ο προτεινόμενος εκτιμητής ρευστότητας συνδέεται ιδιαίτερα με την εκτίμηση της ρευστότητας μέσω του LDV μοντέλου ανεξάρτητα την χώρα. Το πλεονέκτημα του LDV εκτιμητή είναι ότι είναι υπολογίσιμος ακόμα και για τις χώρες που δεν υπάρχουν διαθέσιμα στοιχεία για το περιθώριο κέρδους (spread).

Μέσω της μελέτης τους αναφέρουν ότι ο συγκεκριμένος εκτιμητής, ουσιαστικά είναι ένας αντικατοπτρισμός του bid ask spread. Ελέγξαν με παλινδρομήσεις το bid-ask spread πλέον την προμήθεια κόστους και τον LDV εκτιμητή και τους υπολόγισαν μαζί με τους καθοριστικούς παράγοντες της ρευστότητας την τιμή,

τον όγκο, την μεταβλητότητα και το μέγεθος της εταιρείας ή τον κύκλο εργασιών. Έδειξαν ότι το LDV μέτρο παραμένει σημαντικά ανεξάρτητο από τις μεταβλητές και στις 23 χώρες εξαιρουμένης μίας από τις αναδυόμενες χώρες όπου έχουν και διαθέσιμα στοιχεία για το bid ask spread.

Το αποτέλεσμα της τεχνικής του Lesmond ήταν ότι επέτρεψε να αξιολογηθεί η ρευστότητα των αναδυόμενων αγορών όπου υπάρχουν λίγοι εκτιμητές ρευστότητας. Επίσης εμπλουτίστηκε η κατανόηση για το ποιοι είναι οι καθοριστικοί παράγοντες της ρευστότητας στις συγκεκριμένες αγορές.

3.12 Η Μελέτη των Pastor, L. & Stambaugh, R. (2003)

Pastor, L. and Stambaugh, R., 'Liquidity risk and expected stock returns', *Journal of Political Economy*, Vol. 111, 2003, pp. 642–85

Στην έρευνα τους μελέτησαν αν η ρευστότητα σε επίπεδο αγοράς είναι μία καταστατική μεταβλητή για την τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων. Μελέτησαν αν οι αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις σχετίζονται διαστρωματικά με τις ευαισθησίες των αποδόσεων στις διακυμάνσεις της συνολικής ρευστότητας. Το μηνιαίο μέτρο ρευστότητας που χρησιμοποίησαν ήταν ο μέσος όρος κάποιων μέτρων μεμονωμένων μετοχών υπολογισμένο με ημερήσια στοιχεία, όπου στηρίζεται στην αρχή ότι προκαλούνται μεγαλύτερες αποδόσεις όταν η ρευστότητα είναι χαμηλότερη. Εστίασαν σε μία πτυχή της ρευστότητας όπου σχετίζεται με την προσωρινή διακύμανση των τιμών που προκαλείται από την ροή των χρηματιστηριακών εντολών. Στη μελέτη τους επίσης ερεύνησαν αν οι αποδόσεις σχετίζονται με τον συστηματικό κίνδυνο ρευστότητας στις αποδόσεις, σε αντίθεση με την ρευστότητα.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν δεδομένα για κοινές μετοχές των χρηματιστηρίων New York Stock Exchange (NYSE) και American Stock Exchange (AMEX) από το έτος 1966 έως το έτος 1999 (πηγή Center for Research in Security Prices). Εξαιρέσαν τις μετοχές του δείκτη Nasdaq γιατί δεν υπήρχαν διαθέσιμα στοιχεία για όλο το χρονικό εύρος.

Στη μελέτη τους χρησιμοποίησαν ως μέτρο ρευστότητας $\gamma_{i,t}$, για την μετοχή i τον μήνα t τον εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων της παρακάτω παλινδρόμησης:

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_{i,t} + \varphi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \text{sign}(r_{i,d,t}^e) * v_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t} \quad d = 1, \dots, D \quad (1)$$

$r_{i,d,t}$ = η απόδοση της μετοχής i την ημέρα d τον μήνα t

$r_{i,d+1,t}^e = r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$, όπου $r_{m,d,t}$ η απόδοση του CRSP χαρτοφυλακίου της αγοράς την ημέρα d τον μήνα t

$v_{i,d,t}$ = ο δολαριακός όγκος συναλλαγών της μετοχής i την ημέρα d τον μήνα t

Ακολουθώντας η μηνιαία συνολική ρευστότητα είναι ο διαστρωματικός μέσος των μέτρων ρευστότητας των μεμονωμένων μετοχών και υπολογίζεται ως:

$$\gamma_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \gamma_{i,t} \quad (2)$$

Όπου, N είναι ο αριθμός των μετοχών

Ακολουθώντας ίδια μεθοδολογία υπολόγισαν επίσης την εξέλιξη στην ρευστότητα L_t (innovation in liquidity) και το beta της ρευστότητας β^L .

Στη συνέχεια χρησιμοποιώντας οικονομετρικές τεχνικές καθώς και τη μέθοδο Generalized Method of Moments (GMM) μελέτησαν την σχέση μεταξύ αναμενόμενων μετοχικών αποδόσεων και των μέτρων ρευστότητας.

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι οι μετοχές των οποίων οι αποδόσεις είναι πιο εκτεθειμένες στις διακυμάνσεις της ρευστότητας σε επίπεδο αγοράς απαιτούν μεγαλύτερη αναμενόμενη απόδοση. Οι μετοχές που είναι πιο ευαίσθητες στην συνολική ρευστότητα έχουν υψηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις, ακόμα και

μετά την επίδραση και άλλων παραγόντων όπως το μέγεθος, την αξία και τη δυναμική (momentum).

Το νέο μέτρο ρευστότητας αποτυπώνει εκείνη την διάσταση της ρευστότητας που σχετίζεται με την ισχύ των ανατροπών των αποδόσεων λόγω του όγκου συναλλαγών. Ακόμα χαρακτηρίζεται από κοινά στοιχεία ανάμεσα στις μετοχές που το καθιστούν ως καταστατική μεταβλητή για την τιμολόγηση των μετοχών. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του νέου μέτρου των ερευνητών, οι μετοχές μικρότερου μεγέθους είναι λιγότερο ρευστοποιήσιμες και οι ακόμα μικρότερες έχουν μεγάλη ευαισθησία στην συνολική ρευστότητα.

Μια κατεύθυνση όπου δίνει η συγκεκριμένη έρευνα για μελλοντικές μελέτες είναι να διερευνηθεί ο ρόλο που να παίζει ο κίνδυνος της ρευστότητας στις διάφορες ανωμαλίες τιμολόγησης που παρουσιάζονται στις χρηματοπιστωτικές αγορές.

3.13 Η Μελέτη των Baker Malcolm, Stein C. Jeremy (2004)

Baker Malcolm, Stein C. Jeremy (2004), "Market liquidity as a sentiment indicator", National Bureau of Economic Research, Working paper 8816, 1-48

Στην έρευνα τους δημιούργησαν μια διαφορετική θεωρία για να εξηγήσουν τη σχέση ανάμεσα στη ρευστότητα και τις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις. Συγκεντρώθηκαν στο να κατανοήσουν γιατί διαχρονικά η ρευστότητα είτε σε επίπεδο εταιρείας είτε αγοράς μπορεί να προβλέψει αλλαγή στις αποδόσεις. Η κύρια ιδέα της θεωρίας τους είναι ότι σε ένα κόσμο με περιορισμό μικρών πωλήσεων, η ρευστότητα της αγοράς μπορεί να λειτουργήσει ως ένας δείκτης επενδυτικού κλίματος.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (NYSE) για την περίοδο από το έτος 1927 έως το έτος 1998 (πηγή η βάση δεδομένων CRSP), χρησιμοποιώντας διάφορες υποπεριόδους λόγω της ευαισθησίας της περιόδου του Κραχ του 1929.

Ως μέτρο ρευστότητας χρησιμοποιήθηκε το turnover ratio, που ορίζεται ως το πηλίκο των μετοχών που έγινε αγοραπωλησία προς το μέσο αριθμό των 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 (πηγή δεδομένων the Federal Reserve Bulletin).

Το μοντέλο δημιουργήθηκε με την υπόθεση ότι στην αγορά υπάρχει μια ομάδα «παράλογων» επενδυτών οι οποίοι λαμβάνουν πληροφορίες στις οποίες υπεραντιδρούν και αυτό 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. Κατέληξαν στο ότι υπάρχουν τρεις περιοχές επενδυτικού κλίματος. Στην πρώτη περιοχή (με χαμηλό αίσθημα επένδυσης) συμμετέχουν μόνο οι λογικοί επενδυτές, στη δεύτερη περιοχή (με μέτριο αίσθημα επένδυσης) συμμετέχουν και οι δύο τύποι επενδυτών και στην τρίτη περιοχή (με υψηλό αίσθημα επένδυσης) μόνο οι παράλογοι επενδυτές. Έτσι όταν η αγορά έχει υψηλή ρευστότητα σημαίνει ότι υπάρχουν πολλοί παράλογοι επενδυτές, αυτό το υψηλό αίσθημα επένδυσης έχει ως αποτέλεσμα χαμηλότερες αναμενόμενες αποδόσεις. Επίσης επιβεβαίωσαν ότι η ρευστότητα αυξάνεται όσο αυξάνεται το αίσθημα επένδυσης και ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις μειώνονται όσο αυξάνεται η ρευστότητα. Τέλος ανέφεραν ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι μικρότερες σε εκείνες τις αγορές στις οποίες υπάρχει έντονη εποχιακή προσφορά μετοχών (seasoned equity offerings, SEOs).

Το μοντέλο το οποίο χρησιμοποίησαν για να στηρίξουν την ιδέα τους είναι αρκετά απλοϊκό. Για παράδειγμα, δεν διαθέτει κανένα δυναμικό στοιχείο, και ως εκ τούτου δεν μπορεί να μιλήσει για θέματα όπως ο ορίζοντας επένδυσης πάνω στον οποίο η προβλεψιμότητα των αποδόσεων μπορεί να λειτουργήσει μόνη της. Το μοντέλο, επίσης απαιτεί εκτός από τους περιορισμούς μικρών πωλήσεων μια ισχυρή υπόθεση, ότι οι ίδιοι οι επενδυτές οι οποίοι υπόκεινται σε συναισθηματικές διακυμάνσεις είναι επίσης πιο επιρρεπείς να αντιδράσουν λιγότερο σε ορισμένες ειδήσεις.

Ειδικότερα, το μοντέλο τους είναι σε θέση να παρέχει μία ενοποιημένη εξήγηση για ένα ευρύ φάσμα φαινομένων που σχετίζονται με την ρευστότητα στις χρηματιστηριακές αγορές. Πολλά από τα επιμέρους αποτελέσματα από τη δύναμη πρόβλεψης της απόδοσης των μέτρων της συναλλακτικής δραστηριότητας και το κόστος των συναλλαγών και την ύπαρξη σημαντικών ζητημάτων για αγορές έχουν εξορθολογιστεί ξεχωριστά, το καθένα με τον δικό του τρόπο. Αλλά όπως και η προκαταρκτική εμπειρική εργασία προτείνει, αυτά τα γεγονότα συνδέονται στενά μεταξύ τους. Έτσι είναι φυσικό να θέλουν να είναι σε θέση να υπάρξει κατανόηση μέσα στο πλαίσιο μιας συνολικής έννοιας. Αυτή η μελέτη όπως αναφέρουν οι ερευνητές ήταν μια πρώτη προσπάθεια στην ανάπτυξη ενός τέτοιου πλαισίου.

3.14 Η Εμπειρική Μελέτη των Acharya & Pedersen (2005)

Acharya, V. and Pedersen, L., 'Asset pricing with liquidity risk', *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, 2005, pp. 375–410.

Στην μελέτη τους θέλησαν να ασχοληθούν με το πως η τιμολόγηση ενός περιουσιακού στοιχείου επηρεάζεται από τον κίνδυνο ρευστότητας, στόχος τους ήταν η δημιουργία ένα μοντέλο όπου να παρέχει ένα ενοποιημένο θεωρητικό πλαίσιο το οποίο μπορεί να εξηγήσει τα ευρήματα προγενέστερων εμπειρικών μελετών όπως την επίδραση της ρευστότητας στην ευαισθησία των αποδόσεων, ότι η μέση ρευστότητα τιμολογείται και ότι η ρευστότητα συμβαδίζει με τις αποδόσεις και προβλέπει τις μελλοντικές αποδόσεις καθώς και να προβλέψει μελλοντικές αποδόσεις.

Οι Acharya & Pedersen παρουσίασαν ένα απλό θεωρητικό μοντέλο, το CAPM αφού πρώτα το προσάρμοσαν με την ρευστότητα και τα κοινά χαρακτηριστικά της ρευστότητας. Στο "προσαρμοζόμενο στη ρευστότητα" CAPM μοντέλο οι

αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις έχουν θετική σχέση με την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας και το καθαρό beta, το οποίο με τη σειρά του είναι ανάλογο της συνδιακύμανσης της απόδοσης r^i , χωρίς τα εξωγενή κόστη έλλειψης ρευστότητας c^i , με την "καθαρή" απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς $r^M - c^M$. Τα καθαρά beta μπορούν να διαχωριστούν στο κλασικό beta της αγοράς και στα τρία beta που αντιπροσωπεύουν διαφορετικές μορφές του κινδύνου ρευστότητας, πιο συγκεκριμένα: α) κοινά χαρακτηριστικά της ρευστότητας με την ρευστότητα της αγοράς $\text{cov}(c^i, c^M)$, β) ευαισθησία της απόδοσης στη ρευστότητα της αγοράς $\text{cov}(r^i, c^M)$ και γ) ευαισθησία της ρευστότητας στις αποδόσεις της αγοράς $\text{cov}(c^i, r^M)$.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν ημερήσια δεδομένα για όλες τις κοινές μετοχές του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE, AMEX) εκτός από μετοχές του δείκτη Nasdaq για την περίοδο 01/07/1962 έως τις 31/12/1999 (πηγή Center for Research in Security Prices, CRSP). Επίσης, χρησιμοποίησαν δεδομένα από την βάση COMPUSTAT για τον δείκτη book to market ratio (Λογιστική αξία προς Χρηματιστηριακή αξία).

Στη μεθοδολογία όπου ακολούθησαν αρχικά χρησιμοποίησαν ως μέτρο ρευστότητας το μέτρο του Amihud (2002) ILLIQ, όμως λόγω ότι το συγκεκριμένο μέτρο μετράει "ποσοστό ανά δολάριο" ενώ το μοντέλο τους μετράει το "κόστος ανά δολάριο επένδυσης" καθώς και ότι δεν υπολογίζει άμεσα το κόστος συναλλαγής, όρισαν ένα κανονικοποιημένο μέτρο έλλειψης ρευστότητας το c_t^i :

$$c_t^i = \min(0.25 + 0.30ILLIQ_t^i PM_{t-1}, 30,00) \quad (1)$$

PM_{t-1} = δείκτης κεφαλαιοποίησης της αγοράς.

Στη συνέχεια ακολούθησαν την μεθοδολογία της ταξινόμησης χαρτοφυλακίων. Σχημάτισαν ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια ανάλογα με το μέτρο έλλειψης ρευστότητας, την διακύμανση της και το book to market ratio. Για κάθε χαρτοφυλάκιο υπολογίστηκε η μηνιαία απόδοση του και το νέο μέτρο έλλειψης ρευστότητας. Στη συνέχεια πρότειναν το "προσαρμοζόμενο στη ρευστότητα" CAPM μοντέλο:

$$E(r_t^P - r_t^f) = \alpha + k E(c_t^P) + \lambda \beta^{\text{net,p}} \quad (2)$$

$$\lambda = E(\lambda_t) = E(r_t^M - c_t^M - r^f) \quad (2.1)$$

$$\beta^{\text{net,p}} = \beta^{1i} + \beta^{2i} + \beta^{3i} + \beta^{4i}, \quad (2.2)$$

$$\beta^{1i} = \frac{\text{cov}(r_t^i, r_t^M - E_{t-1}(r_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M)) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)]}, \quad (2.3)$$

$$\beta^{2i} = \frac{\text{cov}(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M)) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)]}, \quad (2.4)$$

$$\beta^{3i} = \frac{\text{cov}(r_t^i, c_t^M - E_{t-1}(c_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M)) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)]}, \quad (2.5)$$

$$\beta^{4i} = \frac{\text{cov}(c_t^i - E_{t-1}(c_t^i), r_t^M - E_{t-1}(r_t^M))}{\text{var}(r_t^M - E_{t-1}(r_t^M)) - [c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)]} \quad (2.6)$$

Από την μελέτη τους κατέληξαν ότι το "προσαρμοζόμενο στη ρευστότητα" CAPM είναι καλύτερο μέτρο από το κλασσικό CAPM και τιμολογεί καλύτερα τα περιουσιακά στοιχεία σε όρους του R^2 για διαστρωματικές αποδόσεις, παρόλο που και τα δύο μοντέλα έχουν ένα βαθμό ελευθερίας. Το συγκεκριμένο μοντέλο παρέχει ένα ενοποιημένο πλαίσιο, για την κατανόηση των διάφορων καναλιών μέσω των οποίων ο κίνδυνος έλλειψης ρευστότητας επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών, επίσης δείχνει ότι οι θετικές μεταβολές συνδέονται με χαμηλές άμεσες αποδόσεις και υψηλές αναμενόμενες αποδόσεις.

3.15 Η Μελέτη των Chan, H. W. and R. W. Faff (2005),

Chan, H. W. and R. W. Faff (2005), "Asset pricing and the illiquidity premium".
The Financial Review 40, 429-458

Στη μελέτη τους ερευνούν τον ρόλο που παίζει η ρευστότητα στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων, όπως προσεγγίζεται από τον κύκλο εργασιών μιας μετοχής, στο πλαίσιο του τριπαραγοντικού μοντέλου των Fama και French (1993). Το κύριο ερώτημα είναι εάν η έλλειψη ρευστότητας δίνει ένα ασφάλιστρο (premium) στην αγορά μετοχών. Το κύριο εύρημα της έρευνας είναι ότι η κύρια εξέταση δεν είναι σε θέση να απορρίψει τον έλεγχο του περιορισμού του υπερ-εντοπισμού, στηρίζοντας έτσι το διαδεδομένο μοντέλο Fama και French. Επιπλέον διαπίστωσαν ότι η τιμολόγηση έχοντας συντελεστή την ρευστότητα είναι αρκετά ισχυρή σε ένα ευρύ φάσμα ελέγχων ευαισθησίας.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν μηνιαία δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου της Αυστραλίας από τον Ιανουάριο 1989 έως το Δεκέμβριο 1998. Χρησιμοποιήθηκαν δύο πηγές για να αντλήσουν τα στοιχεία τους, η βάση δεδομένων Integrated Real Time Equity System (IRESS) και το Australian Graduate School of Management (AGSM).

Ακολούθησαν την παρακάτω μεθοδολογία, αρχικά χρησιμοποίησαν το τριπαραγοντικό μοντέλο Fama French για την τιμολόγηση επαυξημένο με τον συντελεστή ρευστότητας:

$$E(R_i) - R_f = b_i[E(R_m) - R_f] + s_iE(\text{SMB}) + h_iE(\text{HML}) + l_iE(\text{IMV}) \quad (1)$$

SMB = μιμούμενο χαρτοφυλάκιο για τον συντελεστή του μεγέθους (size)

HML = μιμούμενο χαρτοφυλάκιο για τον συντελεστή book to market.

IMV = μιμούμενο χαρτοφυλάκιο για τον συντελεστή της ρευστότητας.

Μια εμπειρική αντιστάθμιση του παραπάνω είναι η ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$r_{it} = \alpha_i + b_i(r_{mt} - \mu_m) + s_i(SMB_t - \mu_s) + h_i(HML_t - \mu_h) + l_i(IMV_t - \mu_l) + \text{error}_{it} \quad (2)$$

$$r_{it} = R_{it} - R_f$$

SMB_t = η απόδοση “ενός μικρού μείον ενός μεγάλου” μιμούμενου χαρτοφυλακίου το μήνα t

HML_t = η απόδοση “ενός υψηλού μείον ενός χαμηλού” μιμούμενου χαρτοφυλακίου το μήνα t

IMV_t = η απόδοση “ενός μη ρευστοποιήσιμου μείον ενός αρκετά ρευστοποιήσιμου” μιμούμενου χαρτοφυλακίου το μήνα t

Οι παράμετροι μ_m , μ_s , μ_h , και μ_l είναι οι μέσοι όροι των αντίστοιχων συντελεστών.

Χρησιμοποίησαν διάφορες οικονομετρικές τεχνικές και παλινδρομήσεις. Με τη μέθοδο Generalized Method of Moments (GMM) μελέτησαν την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$r_{it} = b_i \lambda_m + s_i \lambda_{SMB} + h_i \lambda_{HML} + l_i \lambda_{IMV} + b_i(r_{mt} - \mu_m) + s_i(SMB_t - \mu_s) + h_i(HML_t - \mu_h) + l_i(IMV_t - \mu_l) + \text{error}_{it} \quad (3)$$

Οι κύριες δοκιμές GMM απέτυχαν να απορρίψουν τον υπερ-εντοπισμό του περιορισμού που επιβάλλεται από το μοντέλο Fama και French επαυξημένο με το συντελεστή ρευστότητας. Αυτό δείχνει ότι υπάρχει ισχυρή υποστήριξη παράγοντα για τον κύκλο εργασιών της μετοχής. Τα αποτελέσματα δείξαν ότι οι συντελεστές των εκτιμώμενων ασφάλιστρων της αγοράς για το μέγεθος, το book to market και το κύκλο εργασιών (turnover) είναι θετικοί και στατιστικά σημαντικοί. Η εκτεταμένη ανάλυση δείχνει ότι ο κύκλος εργασιών παίζει σημαντικό ρόλο στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων και αντιπροσωπεύει αξιόπιστα το φαινόμενο της ρευστότητας. Παρόλα αυτά, τα αποτελέσματα της ανάλυσης τους είναι ανάμεικτα και για αυτό συστήνουν και περαιτέρω έρευνα σε χώρες εκτός των Ηνωμένων Πολιτειών.

3.16 Η Μελέτη των Avramov D, Chordia T, Goyal A (2006)

Avramov D, Chordia T, Goyal A, 2006, Liquidity and Autocorrelations in Individual Stock Returns, The Journal of Finance, VOL.LXI, NO 5

Στην μελέτη τους καταγράφεται μια ισχυρή σχέση μεταξύ των βραχυπρόθεσμων ανατροπών και της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών, ακόμα και μετά τον έλεγχο για τον όγκο των συναλλαγών. Οι μεγαλύτερες ανατροπές και πιθανά κέρδη συμβαίνουν σε μεγάλους κύκλους συναλλαγών, σε μετοχές με χαμηλή ρευστότητα όπου υπάρχουν πιέσεις από μη ενημερωμένους επενδυτές όπου ασκούν πιέσεις στις τιμές. Ωστόσο οι αντιθετικές στρατηγικές έχουν μεγαλύτερα κόστη από κέρδη. Αυτή η έλλειψη κέρδους και ότι τα αποτελέσματα είναι συνεπή υποδηλώνουν ότι η παραβίαση της ισορροπίας της αποτελεσματικής αγοράς λόγω βραχυπρόθεσμων ανατροπών δεν είναι τόσο συχνή. Διερεύνησαν την αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών με την ρευστότητα και θέλησαν να εξετάσουν την επίδραση του κόστους των αγορών στις τιμές και την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς.

Στη μελέτη χρησιμοποίησαν δεδομένα για μετοχές των χρηματιστηρίων New York Stock Exchange (NYSE) και AMEX από το έτος 1962 ως το 2002 (πηγή δεδομένων, Center for Research in Security Prices).

Ως μέτρο ρευστότητας χρησιμοποίησαν τον δείκτη του κύκλου εργασιών και ως μέτρο έλλειψης ρευστότητας χρησιμοποίησαν το μέτρο του Amihud (2002):

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{t=1}^{D_{it}} \frac{|R_{itd}|}{DVOL_{itd}} * 10^6 \quad (1)$$

R_{itd} = η ημερήσια απόδοση

$DVOL_{itd}$ = ο δολαριακός όγκος συναλλαγών της μετοχής i την ημέρα d την εβδομάδα (ή μήνα) t

D_{it} = ο αριθμός των ημερών την εβδομάδα (ή το μήνα) t όπου υπάρχουν διαθέσιμα δεδομένα για την μετοχή i

Η μεθοδολογία η οποία ακολούθησαν ήταν η δημιουργία και ταξινόμηση χαρτοφυλακίων βάσει των αποδόσεων τους, του όγκου συναλλαγών τους και της έλλειψης ρευστότητας. Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν διάφορες παλινδρομήσεις, για να εξετάσουν την αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών και την επίδραση της ρευστότητας.

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι υπάρχει αρνητική σχέση και στις μηνιαίες και στις εβδομαδιαίες αποδόσεις αλλά κυρίως περιορίζεται στις μετοχές με ζημιές. Επίσης σε εβδομαδιαία βάση μετοχές με υψηλό κύκλο συναλλαγών είχαν υψηλή αρνητική συσχέτιση σε σύγκριση με τις μετοχές με χαμηλό κύκλο συναλλαγών. Ενώ σε μηνιαία βάση ισχύει το αντίστροφο. Επιπροσθέτως κατέληξαν ότι η αρνητική σχέση των αποδόσεων είναι πιο έντονη σε μετοχές με χαμηλή ρευστότητα έναντι των μετοχών με υψηλή ρευστότητα. Το συμπέρασμα αυτό ισχύει για τις εβδομαδιαίες αλλά και για τις μηνιαίες αποδόσεις. Τέλος οι μετοχές με υψηλό κύκλο συναλλαγών αλλά χαμηλή ρευστότητα έχουν περισσότερη αρνητική αυτοσυσχέτιση στις αποδόσεις τους διαστρωματικά.

Συνεπώς η έλλειψη ρευστότητας για σημαντικές μεταβολές των τιμών προκαλεί διακυμάνσεις γιατί στις μεταβολές αυτές ο κύκλος συναλλαγών είναι υψηλός λόγω της ζήτησης από τους μη ενημερωμένους επενδυτές. Κατέληξαν όμως ότι θα ήταν δύσκολο να εκμεταλλευτεί κάποιος αυτή την αρνητική αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων μέσω μιας στρατηγικής λόγω του μεγάλου κόστους συναλλαγών. Το συμπέρασμα της μελέτης του είναι ότι δεν μπορεί κάποιος να εκμεταλλευτεί την κερδοφορία και ότι τα αποτελέσματα της έρευνας είναι συνεπή με τα αποτελέσματα προηγούμενων μελετών περί μη παραβίασης της υπόθεσης της αποτελεσματικής αγοράς.

3.17 Η Μελέτη του Weimin Liu (2006)

Weimin Liu, 'A liquidity-augmented capital asset pricing model', *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, 2006, pp. 637–71.

Στη μελέτη του χρησιμοποιώντας ένα καινούργιο μέτρο για την ρευστότητα τεκμηριώνει ένα ασφάλιστρο ρευστότητας για να εμπλουτίσει το κλασικό CAPM και το τριπαραγωγικό μοντέλο Fama και French (1993) καθώς αποδεικνύεται ότι η ρευστότητα είναι μια καταστατική μεταβλητή. Δημιούργησε ένα μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων δύο παραγόντων (αγοράς και ρευστότητας) το ονομαζόμενο two-factor model. Η ρευστότητα θεωρείται ότι έχει τέσσερις διαστάσεις, την ποσότητα των συναλλαγών, την ταχύτητα των συναλλαγών, το κόστος των συναλλαγών και την επίπτωση στην τιμή. Συνήθως οι παλαιότερες έρευνες επικεντρωνόντουσαν σε μία διάσταση της ρευστότητας για αυτό χρησιμοποίησε ένα νέο μέτρο όπου να συμπεριλαμβάνει και άλλες διαστάσεις. Το νέο μέτρο ρευστότητας για μεμονωμένες μετοχές ορίζεται ως ο αριθμός των μηδενικών ημερήσιων όγκων συναλλαγών προσαρμοσμένος στο δείκτη του κύκλου συναλλαγών για τους προηγούμενους 12 μήνες. Το μέτρο αυτό καταγράφει πολλαπλές διαστάσεις της ρευστότητας, όπως την ταχύτητα των συναλλαγών, την ποσότητα των συναλλαγών, και το κόστος των συναλλαγών, με ιδιαίτερη έμφαση στην ταχύτητα των συναλλαγών.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για κοινές μετοχές των χρηματιστηρίων New York Stock Exchange, AMEX και Nasdaq (πηγή η βάση δεδομένων CCM, όπου δημιουργήθηκε από συγχώνευση των CRSP και COMPUSTAT) για την περίοδο από το έτος 1960 έως το έτος 2003.

Η μεθοδολογία η οποία ακολουθήθηκε ήταν η ταξινόμηση των μετοχών κατά αύξουσα σειρά και η δημιουργία δέκα ισοσταθμισμένων χαρτοφυλακίων. Οι μετοχές με τις χαμηλότερες τιμές του μέτρου ρευστότητας τοποθετήθηκαν σε ένα χαρτοφυλάκιο με το όνομα S και αυτές με τις υψηλότερες τιμές του μέτρου ρευστότητας σε ένα χαρτοφυλάκιο με το όνομα B. Τα χαρτοφυλάκια

μελετήθηκαν για περιόδους διακράτησης 6, 12 και 24 μηνών. Προχωρώντας από το S στο B παρατηρήθηκε μια αύξουσα απόδοση και ένα στατιστικά σημαντικό ασφάλιστρο ρευστότητας και πριν και μετά την εξέταση και άλλων παραγόντων όπως η ανθεκτικότητα.

Στη συνέχεια για να ελέγξουν τα αποτελέσματα υπολόγισαν τον συντελεστή α των χαρτοφυλακίων βάσει του CAPM και του τριπαραγοντικού μοντέλου Fama και French (1993) αλλά και στις δύο περιπτώσεις δεν μπόρεσε να εξηγηθεί ο κίνδυνος ρευστότητας.

Για να λυθεί αυτό το πρόβλημα δημιουργήθηκε ένα νέο μοντέλο το οποίο μπορεί να εισάγει τον κίνδυνο ρευστότητας, το ονομαζόμενο two-factor model. Το μοντέλο αυτό σχηματίστηκε από δύο χαρτοφυλάκια. Το LL με χαμηλή ρευστότητα και το HL με υψηλή ρευστότητα, αποκλείοντας τις μετοχές του δείκτη Nasdaq.

Η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση του αξιογράφου ή χαρτοφυλακίου i για το μοντέλο δύο παραγόντων είναι:

$$E(r_i) - r_f = \beta_{m,i}(E(r_m) - r_f) + \beta_{l,i}E(LIQ) \quad (1)$$

$E(r_m)$ = η αναμενόμενη απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς

$E(LIQ)$ = η αναμενόμενη αξία του μιμούμενου συντελεστή της ρευστότητας.

$\beta_{m,i}$ $\beta_{l,i}$ = οι κλίσεις της ακόλουθης παλινδρόμησης:

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{m,i}(r_{mt} - r_{ft}) + \beta_{l,i} LIQ_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Το παραπάνω μοντέλο ουσιαστικά αναφέρει ότι η επιπλέον αναμενόμενη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου εξηγείται από την συνδιακύμανση των αποδόσεων με τους παράγοντες της αγοράς και με τους παράγοντες της ρευστότητας. Επίσης ο συντελεστής α_i είναι η προσαρμοσμένη στον κίνδυνο απόδοση του περιουσιακού στοιχείου i συσχετισμένη με το μοντέλο δυο παραγόντων. Εάν το μοντέλο δύο παραγόντων ερμηνεύει τις μετοχικές αποδόσεις, η σταθερά στην παραπάνω παλινδρόμηση δεν θα ήταν σημαντικά διαφορετική από το μηδέν.

Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι το νέο αυτό μέτρο ρευστότητας δείχνει ότι οι μη ρευστοποιήσιμες μετοχές τείνουν να έχουν χαμηλή αξία και χαμηλό turnover ενώ αντίθετα τείνουν να έχουν υψηλό bid-ask spread και υψηλό δείκτη απόλυτης απόδοσης προς όγκο συναλλαγών. Επίσης οι μη ρευστοποιήσιμες μετοχές με υψηλό μέτρο ρευστότητας δεν περιορίζονται σε αυτά τα χαρακτηριστικά. Έτσι το νέο μέτρο ρευστότητας είναι διαφορετικό από τα υφιστάμενα, το turnover, το bid ask spread κ.α. Πιο συγκεκριμένα συλλαμβάνει πολλαπλές διαστάσεις της ρευστότητας όπως η ποσότητα των συναλλαγών, η ταχύτητα και το κόστος, με μεγαλύτερη έμφαση στην κυκλοφοριακή ταχύτητα. Με βάση το νέο μέτρο της ρευστότητας, η παρούσα έρευνα τεκμηριώνει ένα σημαντικό και ισχυρό ασφάλιστρο ρευστότητας κατά την περίοδο του 1963 έως το 2003. Τέλος κατέληξαν ότι το νέο μοντέλο δύο παραγόντων (two-factor model) εξηγεί επιτυχώς διαστρωματικά τις μετοχικές αποδόσεις. Επίσης όχι μόνο εξηγεί τον κίνδυνο ρευστότητας κάτι που αποτυγχάνουν τα προηγούμενα μοντέλα αποτίμησης του CAPM και των Fama και French(1993) αλλά επιπλέον παρέχει επιπλέον στοιχεία που εξηγούν καλύτερα τις ανωμαλίες της αγοράς μέσω του κινδύνου ρευστότητας.

3.18 Η Μελέτη των Chai & Faff & Gharghori (2009)

Chai & Faff & Gharghori (2009) «Liquidity in asset pricing: New evidence using low-frequency data», Working Paper, Monash University

Στη μελέτη τους εξέτασαν την επίδραση της ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών στο πλαίσιο των Fama και French (1993) για την αγορά της Αυστραλίας. Οι προηγούμενες μελέτες για την αγορά της Αυστραλίας είχαν ανάμεικτα αποτελέσματα, στην συγκεκριμένη μελέτη επεκτείνουν την έρευνα με το να αυξήσουν την περίοδο του δείγματος αλλά και με το να εισάγουν ένα νέο μέτρο ρευστότητας.

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν μηνιαία δεδομένα για μετοχές του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας για την περίοδο από το Ιανουάριο 1982 έως τον Δεκέμβριο 2006.

Στην μεθοδολογία που χρησιμοποιήσαν ακολουθήθηκε το επαυξημένο μοντέλο του Carhart (1997) με τέσσερις παράγοντες: την απόδοση της αγοράς, την κεφαλαιοποίηση, το book to market value της επιχείρησης και την τάση της επιχείρησης στην αγορά στη συνέχεια πρόσθεσαν επιπλέον έναν παράγοντα ρευστότητας.

Το νέο μέτρο ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκε είναι το άθροισμα των κανονικοποιημένων μεγεθών τριών μηνιαίων εμπορικών χαρακτηριστικών:

$$IM_{jt} = \left(\frac{1}{PRICE_{jt}} \right)^S + ABSR_{jt}^S + BEEDLES_{jt}^S \quad (1)$$

$PRICE_{jt}$ = η τιμή κλεισίματος της μετοχής j τον μήνα t

$ABSR_{jt}$ = η απόλυτη τιμή της μηνιαίας απόδοσης για την μετοχή j τον μήνα t

$BEEDLES_{jt}$ = 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.

Στη συνέχεια το μοντέλο των πέντε παραγόντων χρησιμοποιήσαν είναι το εξής:

$$RP_{jt} - RF_t = \alpha_j + \beta_j(RM_t - RF_t) + s_jSMB_t + h_jHML_t + m_jMOM_t + i_jIML_t + e_{jt} \quad (2)$$

RP_{jt} = η σταθμισμένη βάσει αξίας μηνιαία απόδοση του χαρτοφυλακίου j

RF_t = η μηνιαία απόδοση περιουσιακού στοιχείου μηδενικού κινδύνου

RM_t = η σταθμισμένη βάσει αξίας μηνιαία απόδοση της αγοράς

$SMB_t, HML_t, MOM_t, IML_t$ = οι παράγοντες των μιμούμενων χαρτοφυλακίων του μεγέθους, του book to market ratio, της τάσης και της ρευστότητας.

Τα αποτελέσματα έδειξαν την ύπαρξη αιτιώδους σχέσης ανάμεσα στη ρευστότητα και τις μετοχικές αποδόσεις του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας, ακόμα και με την επίδραση της κεφαλαιοποίησης, του book to market value και της τάσης της επιχείρησης στην αγορά. Ωστόσο το συγκεκριμένο υπόδειγμα δεν μπορεί να εξηγήσει πλήρως την μεταβλητότητα των αποδόσεων της Αυστραλιανής αγοράς, οπότε υπάρχουν και άλλοι παράγοντες που τις επηρεάζουν.

3.19 Η Μελέτη του Koch Stefan (2010)

Koch Stefan, 2010, Illiquidity and Stock Returns: Evidence from the German Stock Market, Working paper

Στη μελέτη αυτή εξετάζεται η επίδραση που ασκεί η έλλειψη ρευστότητας στις μετοχικές αποδόσεις του Χρηματιστηρίου της Γερμανίας. Επειδή η έλλειψη ρευστότητας είναι πολυδιάστατη ανέλυσε όλες τις πτυχές της: κυκλοφοριακή ταχύτητα, κόστη συναλλαγών, ποσότητα συναλλαγών και επίδραση της τιμής. Βασιζόμενος σε αυτά τα μέτρα της έλλειψης ρευστότητας κατασκεύασε συντελεστές μιμούμενων χαρτοφυλακίων όπου αντικατοπτρίζουν τον κίνδυνο ρευστότητας. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η έλλειψη ρευστότητας επηρεάζει τις μετοχικές αποδόσεις και ενέχει ένα ασφάλιστρο κινδύνου ανεξάρτητα από το ποιο μέτρο θα επιλέξουμε.

Τα μέτρα για την έλλειψη ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκαν ήταν τα εξής:

1) το μέτρο turnover, TQ (Trading Quantity) που προτάθηκε από τον Datar et al. (1998) και εκφράζει τη διάσταση της ρευστότητας που αφορά τον όγκο συναλλαγών.

2)) ο αριθμός των ημερών με μηδενικό όγκο συναλλαγών για τους τελευταίους 12 μηνές, TS (Trading speed) όπως προτάθηκε από τον Liu (2006) και εκφράζει τη διάσταση της ρευστότητας που αφορά την ταχύτητα των συναλλαγών.

3) το μέτρο που σχετίζεται με τη διαφορά των τιμών σε ποσοστό του κόστους συναλλαγών TC (Trading Costs) του bid ask spread που εκφράστηκε από τον Lesmond (1999) και εκφράζει τη διάσταση της ρευστότητας που αφορά του όγκου των συναλλαγών.

4) το μέτρο του Amihud που εκφράζει τη διάσταση της ρευστότητας σχετικά με την επίδραση της τιμής και το συμβόλισε με PI (Price Impact).

Στη μελέτη χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα για μετοχές του χρηματιστηρίου της Φρανκφούρτης συμπεριλαμβανομένων και των τμημάτων Amittlicher Handel και Neuer Markt (πηγή Deutsche Kapitalmarktdatenbank in Karlsruhe) για την περίοδο από τον Ιανουάριο 1974 έως τον Δεκέμβριο 2006. Οι τιμές μετοχών προσαρμόστηκαν για τα μερίσματα και τις αυξήσεις κεφαλαίου ενώ η λογιστική αξία των εταιριών αντλήθηκε από τη βάση δεδομένων Hoppenstedt Aktienfuhrer.

Η μεθοδολογία που ακολουθήθηκε ήταν αρχικά η δημιουργία και ταξινόμηση των μετοχών σε χαρτοφυλάκια βάσει των μέτρων έλλειψης ρευστότητας, με σκοπό να ερευνηθεί αν οι αποδόσεις μετοχών με μεγαλύτερη έλλειψη ρευστότητας ξεπερνούν τις αποδόσεις μετοχών με μικρότερη έλλειψη ρευστότητας. Επίσης με την μέθοδο των Patton και Timmerman (2010), εξέτασε την ύπαρξη μονοτονικής σχέσης μεταξύ έλλειψης ρευστότητας και αποδόσεων. Στη συνέχεια χρησιμοποίησε την μεθοδολογία των Litzenberger και Ramaswamy (1979), πραγματοποιώντας παλινδρομήσεις για να εξετάσει την σχέση των μέτρων ρευστότητας με τις μετοχικές αποδόσεις, με ταυτόχρονο έλεγχο με άλλους παράγοντες όπως η χρηματιστηριακή αξία, book to market, παρελθοντικές αποδόσεις. Τέλος με τη βοήθεια χαρτοφυλακίων προσομοίωσης υπολόγισε το ασφάλιστρο έλλειψης ρευστότητας για να κατανοήσει τον κίνδυνο ρευστότητας.

Στην μελέτη αυτή εξετάστηκε ο ρόλος που παίζει η ρευστότητα διαστρωματικά στο χρηματιστήριο της Γερμανίας. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι όλα τα μέτρα

έλλειψης ρευστότητας έχουν υψηλή αυτοσυσχέτιση. Κατέληξαν ότι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στην έλλειψη ρευστότητας και στις αποδόσεις αλλά χωρίς να είναι αύξουσα μονοτονικά. Επιπλέον έδειξαν θετική σχέση μεταξύ έλλειψης ρευστότητας με το ασφάλιστρο ρευστότητας. Τέλος αναδείχθηκε η αρνητική σχέση της έλλειψης ρευστότητας με το μέγεθος της εταιρίας.

3.20 Η Μελέτη των Florakis C., Georgiou A., Kostakis A. (2011)

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

Στη μελέτη τους χρησιμοποίησαν ένα καινούργιο μέτρο για την έλλειψη ρευστότητας για την τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων που το ονόμασαν δείκτη απόδοσης προς κύκλο συναλλαγών (Return-to-Turnover ratio) με το συμβολισμό RtoTR. Το μέτρο αυτό είναι μια μετατροπή του διαδεδομένου μέτρου του Amihud (2002) ILLIQ, καθώς στον παρανομαστή αντί του χρηματικού όγκου συναλλαγών χρησιμοποιούν τον δείκτη του κύκλου συναλλαγών (turnover ratio).

Το νέο μέτρο RtoTR υπολογίζεται από τον παρακάτω τύπο:

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

$D_{i,t}$ = ο αριθμός των ημερών με έγκυρες παρατηρήσεις για την μετοχή i τον μήνα t

R_{itd} = η απόδοση της μετοχής i την ημέρα d τον μήνα t

TR_{itd} = ο ημερήσιος δείκτης του κύκλου εργασιών της μετοχής i την ημέρα d τον μήνα t

Τα πλεονεκτήματα που παρουσιάζει το συγκεκριμένο μέτρο έναντι του μέτρου του Amihud, είναι ότι έχοντας τον δείκτη του κύκλου συναλλαγών στον

παρανομαστή το μέτρο γίνεται συγκρίσιμο ανάμεσα σε μετοχές και σε διαφορετικές χρηματιστηριακές αγορές ενώ ενσωματώνει τόσο την συχνότητα αλλά και το κόστος των συναλλαγών. Το προτεινόμενο μέτρο εκ κατασκευής του, δεν δεσμεύεται από την προκατάληψη του μεγέθους, διότι δεν υπάρχει κάποιος μηχανισμός που να ορίζει ότι οι μετοχές με μεγάλη κεφαλαιοποίηση έχουν και υψηλότερο όγκο συναλλαγών.

Στη μελέτη τους χρησιμοποίησαν δεδομένα για κοινές μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών του Λονδίνου για την περίοδο από το έτος 1991 έως το έτος 2008 (πηγή δεδομένων η βάση Thomson Datastream). Συλλέχθηκαν επίσης στοιχεία για τις μετοχές όπως όγκος συναλλαγών, χρηματιστηριακή αξία, bid ask spread, ο λόγος χρηματιστηριακής προς λογιστική αξία κ.α.

Αρχικά με τη μέθοδο Spearman rank correlations υπολόγισαν τους συντελεστές συσχέτισης των μέτρων έλλειψης ρευστότητας (Amihud και Return-to-Turnover ratio) με την χρηματιστηριακή αξία. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το νέο μέτρο έχει συντελεστή συσχέτισης σχεδόν μηδενικό ενώ το μέτρο του Amihud έχει συντελεστή συσχέτισης αρνητικό και στατιστικά σημαντικό, συνεπώς το νέο μέτρο δεν λαμβάνει υπόψιν το μέγεθος της εταιρείας (size bias).

Μετάπειτα ταξινόμησαν τις μετοχές κατά αύξουσα σειρά με βάση τα δύο μέτρα έλλειψης ρευστότητας και κατασκεύασαν 10 ισοσταθμισμένα χαρτοφυλάκια. Στο χαρτοφυλάκιο P1 συμπεριέλαβαν τις μετοχές με χαμηλότερες τιμές των μέτρων και στο P10 τις μετοχές με τις υψηλότερες τιμές. Κάνοντας σύγκριση των χαρτοφυλακίων παρατήρησαν ότι οι αποδόσεις αυξάνουν όσο κινούμαστε από το χαρτοφυλάκιο P1 προς το P10, καθώς και ότι οι μετοχές με χαμηλό RtoTR με όλα τα άλλα σταθερά έχουν υψηλότερες αποδόσεις από αυτές με υψηλό RtoTR.

Στη συνέχεια χρησιμοποίησαν το μοντέλο CAPM, το τριπαραγοντικό μοντέλο Fama and French(1993) και το επαυξημένο μοντέλο του Carhart (1997) και υπολόγισαν τους συντελεστές α των χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν με βάση τις τιμές των μέτρων έλλειψης ρευστότητας. Κατέληξαν ότι η επιπλέον απόδοση δεν μπορεί να τιμολογηθεί με βάση αυτά τα μοντέλα. Για αυτό το λόγο πρόσθεσαν έναν επιπλέον παράγοντα, τον Price Impact (PI) που ορίζεται ως η διαφορά των αποδόσεων του πρώτου και τελευταίου χαρτοφυλακίου. Με την

μέθοδο Fama and MacBeth δύο βημάτων έδειξαν ότι ο παράγοντας PI τιμολογείται και το μοντέλο μαζί με αυτήν την παράμετρο λειτουργεί καλά στην τιμολόγηση των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν με το μέτρο R_{toTR} .

Κατέληξαν ότι το νέο μέτρο έλλειψης ρευστότητας είναι απαλλαγμένο από την επίδραση της κεφαλαιοποίησης, επομένως εξαλείφεται το πιθανό πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας. Επίσης οι μετοχικές αποδόσεις δεν επηρεάζονται μόνο από τα έξοδα συναλλαγής, αλλά και από την συχνότητα εμφάνισης της συναλλαγής, καθώς και ότι οι μικρές μετοχές είναι συνήθως μη ρευστοποιήσιμες. Από τα κύρια πλεονεκτήματα του νέου μέτρου είναι ότι είναι εύκολα υπολογίσιμο και συγκρίσιμο ανάμεσα και σε διαφορετικές αγορές.

3.21. Συνοπτικός πίνακας παρουσίασης μελετών

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται οι παραπάνω μελέτες με συνοπτικό τρόπο αναφέροντας τους ερευνητές, τη χρονολογία, το στόχο, τα δεδομένα, την μεθοδολογία, τα μέτρα ρευστότητας και τα αποτελέσματα.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Amihud and Mendelson (1986)	Έλεγχος αν το bid-ask spread επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών επίσης έλεγξαν αν η αναμενόμενη απόδοση είναι αύξουσα και κοίλη συνάρτηση του bid-ask spread	Μετοχές του χρηματιστηρίου NYSE για την περίοδο 1961 έως 1980	Bid-ask spread	Θετική σχέση ανάμεσα στις υπερβάλλουσες αποδόσεις και στο bid-ask spread και ότι η αναμενόμενη απόδοση είναι αύξουσα και κοίλη συνάρτηση του bid-ask spread
Campbell, Grossman, Wang (1993)	Έρευνα για τη σχέση μεταξύ του συνολικού όγκου συναλλαγών της χρηματιστηριακής αγοράς και της σειριακής συσχέτισης των ημερήσιων μετοχικών αποδόσεων.	Μετοχές του χρηματιστηρίου NYSE για την περίοδο 1962 έως 1988	Turnover ratio (detrended volume measure)	Αρνητική συσχέτιση. Η ημερήσια αυτοσυσχέτιση των αποδόσεων των μετοχών είναι χαμηλότερη στις ημέρες με υψηλό όγκο συναλλαγών

Ερευνητές-Ετος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Eleswarapu and Reinganum (1993)	Η έρευνα της εποχικής συμπεριφοράς του ασφάλιστρου ρευστότητας στην τιμολόγηση αξιογράφων και να μελετήσουν την σύνδεση μεταξύ της απόδοσης των μετοχών και του bid-ask spread κατά τον μήνα Ιανουάριο και εκτός του μήνα αυτού	Μετοχές του χρηματιστηρίου NYSE για την περίοδο 1961 έως 1990	Bid-ask spread	Το ασφάλιστρο ρευστότητας ήταν θετικό τον μήνα Ιανουάριο αλλά όχι για τους υπόλοιπους, οπότε παρουσιάζεται έντονη εποχικότητα. Μόνο κατά τον Ιανουάριο υπάρχει θετική σύνδεση ανάμεσα στο bid-ask spread και τις μέσες αποδόσεις των μετοχών.
Brennan and Subrahmanyam (1996)	Στόχος τους να ελέγξουν ότι οι απαιτούμενες αποδόσεις οφείλουν να είναι υψηλές για μετοχές με σχετική έλλειψη ρευστότητας λόγω της ασυμμετρίας πληροφόρησης. Σκοπός τους ήταν να εξεταστεί η σχέση μεταξύ απαιτούμενων μετοχικών αποδόσεων και μέτρων έλλειψης ρευστότητας.	Μετοχές του χρηματιστηρίου NYSE για την περίοδο 1984 ως 1991. Για να εκτιμήσουν κάποια μέτρα για την έλλειψη ρευστότητας έκαναν χρήση ενδοσυνεδριακών χρηματιστηριακών δεδομένων.	Η μεταβλητή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών $Cq = \lambda q/P$, Η σταθερή συνιστώσα του κόστους συναλλαγών ψ/P . Proportional spread.	Έντονη και σημαντική θετική σχέση ανάμεσα στις υπερβάλλουσες αποδόσεις και στις συνιστώσες του σταθερού και μεταβλητού κόστους. Η υπερβάλλουσα απόδοση προκύπτει κοίλη συνάρτηση της συνιστώσας του μεταβλητού κόστους, ενώ αντίθετα προκύπτει κυρτή συνάρτηση της συνιστώσας του σταθερού κόστους.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Shing-yang Hu (1997)	Προσπάθησε να βρει ένα μέτρο για την ρευστότητα το οποίο να είναι προσιτό και να επιβεβαιώσει την υπόθεση συχνότητας συναλλαγών όπου θεωρεί ότι οι διαστρωματικά αναμενόμενες αποδόσεις είναι μια κοίλη συνάρτηση του turnover και διαχρονικά οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι μια αύξουσα συνάρτηση του turnover.	Μετοχές του χρηματιστηρίου Tokyo Stock Exchange από το έτος 1976 έως το έτος 1993	Lagged monthly turnover	Το νέο μέτρο μπορεί να προβλέψει τις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι το ασφάλιστρο ρευστότητας είναι μια κοίλη συνάρτηση του όγκου συναλλαγών, γεγονός που στηρίζει την υπόθεση της συχνότητας των συναλλαγών.
Datar, Naik, Radcliffe (1998)	Να εξετάσουν την σχέση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων και της ρευστότητας – εμπορευσιμότητας.	Μετοχές μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange (NYSE) από 31/07/1962 έως το 31/12/1991	Turnover rate	Οι μετοχικές αποδόσεις συνδέονται θετικά με την έλλειψη ρευστότητας. Κατέληξαν στο αποτέλεσμα ότι η ρευστότητα παραμένει σημαντική και ότι δεν παρουσιάζεται καμία εποχικότητα του μήνα Ιανουαρίου.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Chordia, T., A. Subrahmanyam and V. R. Anshuman (2001)	Στόχος τους να επιβεβαιώσουν μια λογική υπόθεση ότι η δεύτερη στιγμή της ρευστότητας θα πρέπει να σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών καθώς οι επενδυτές ενδιαφέρονται για τον κίνδυνο που συνδέεται με την ρευστότητα.	Μετοχές των χρηματιστηρίων New York Stock Exchange (NYSE) και AMEX από τον Ιανουάριο 1966 έως το Δεκέμβριο 1995.	Dollar trading volume, Turnover ratio.	Υπάρχει ισχυρή αρνητική σχέση μεταξύ των μέσων αποδόσεων και του επιπέδου ρευστότητας όσο και της μεταβλητότητας της συναλλακτικής δραστηριότητας. Επίσης δεν επιβεβαιώνεται ότι η δεύτερη στιγμή της ρευστότητας σχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών.
Amihud, Y (2002)	Προσπάθησε να εξετάσει διαχρονικά την θετική σχέση της αναμενόμενης απόδοσης των μετοχών με την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας καθώς και ότι η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση αντικατοπτρίζεται με ένα ασφάλιστρο (premium) έλλειψης ρευστότητας	Μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange από το έτος 1963 έως το έτος 1997.	ILLIQ	Τόσο διαστρωματικά όσο και διαχρονικά οι αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις είναι μια αύξουσα συνάρτηση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας και το μέτρο ILLIQ έχει σημαντική θετική επίδραση στις αναμενόμενες αποδόσεις. η αναμενόμενη επιπλέον απόδοση αντανακλά επίσης την αποζημίωση του επενδυτή.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Lesmond, D (2002)	Η έρευνα των αναδυόμενων χωρών και η σύνδεση των αποδόσεων με την ρευστότητα.	Μετοχές από 31 αναδυόμενες χώρες από το έτος 1991 έως το έτος 2000.	Χρησιμοποίησαν ένα μοντέλο για αποδόσεις με περιορισμένη εξαρτημένη μεταβλητή (LDV) βασισμένο στον Lesmond (1999) για να υπολογίσουν το μέτρο ρευστότητας. Το νέο μέτρο είναι ένας αντικατοπτρισμός του bid ask spread.	Το LDV μέτρο παραμένει σημαντικά ανεξάρτητο από τις μεταβλητές και στις 23 χώρες εξαιρουμένης μίας από τις αναδυόμενες χώρες όπου υπάρχουν και διαθέσιμα στοιχεία για το bid ask spread.
Pastor, L. and Stambaugh (2003)	Μελέτησαν αν η ρευστότητα σε επίπεδο αγοράς είναι μία καταστατική μεταβλητή για την τιμολόγηση των περιουσιακών στοιχείων και αν οι αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις σχετίζονται διαστρωματικά με τις ευαισθησίες των αποδόσεων στις διακυμάνσεις της συνολικής ρευστότητας	Μετοχές των χρηματιστηρίων New York Stock Exchange (NYSE) και American Stock Exchange (AMEX) από το έτος 1966 έως το έτος 1999.	Ως μέτρο ρευστότητας χρησιμοποίησαν το $\gamma_{i,t}$ για την μετοχή i τον μήνα t τον εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων μίας συγκεκριμένης παλινδρόμησης.	Το νέο μέτρο ρευστότητας συλλαμβάνει εκείνη την διάσταση της ρευστότητας που σχετίζεται με την ισχύ των ανατροπών των αποδόσεων λόγω του όγκου συναλλαγών, επίσης το καθιστούν ως καταστατική μεταβλητή για την τιμολόγηση των μετοχών.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Baker Malcolm, Stein C. Jeremy (2004)	Η κύρια ιδέα της θεωρίας τους είναι ότι σε ένα κόσμο με περιορισμό μικρών πωλήσεων, η ρευστότητα της αγοράς μπορεί να λειτουργήσει ως ένας δείκτης επενδυτικού κλίματος. Προσπάθησαν να εξηγήσουν τη σχέση ανάμεσα στη ρευστότητα και τις αναμενόμενες μετοχικές αποδόσεις	Μετοχές του χρηματιστηρίου New York Stock Exchange για την περίοδο από το έτος 1927 έως το έτος 1998	Turnover ratio	Το μοντέλο τους μπόρεσε να παρέχει μία ενοποιημένη εξήγηση για ένα ευρύ φάσμα φαινομένων που σχετίζονται με την ρευστότητα στις χρηματιστηριακές αγορές
Acharya, V. and Pedersen (2005)	Η δημιουργία ένα μοντέλο όπου να παρέχει ένα ενοποιημένο θεωρητικό πλαίσιο το οποίο μπορεί να εξηγήσει τα ευρήματα προγενέστερων εμπειρικών μελετών. Θέλησαν να δείξουν πως η τιμολόγηση ενός περιουσιακού στοιχείου επηρεάζεται από τον κίνδυνο ρευστότητας.	Μετοχές του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE, AMEX) εκτός από μετοχές του δείκτη Nasdaq για την περίοδο 01/07/1962 έως τις 31/12/1999	Το μέτρο του Amihud (2002) ILLIQ, και όρισαν ένα κανονικοποιημένο μέτρο έλλειψης ρευστότητας το c_t^i	Το "προσαρμοζόμενο στη ρευστότητα" CAPM είναι καλύτερο μέτρο από το κλασσικό CAPM και τιμολογεί καλύτερα τα περιουσιακά στοιχεία. Το μοντέλο δείχνει ότι οι θετικές μεταβολές συνδέονται με χαμηλές άμεσες αποδόσεις και υψηλές αναμενόμενες μελλοντικές αποδόσεις.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Chan, H. W. and R. W. Faff (2005)	Εξέτασαν τον ρόλο που παίζει η ρευστότητα στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων, όπως προσεγγίζεται από τον κύκλο εργασιών μιας μετοχής, στο πλαίσιο του τριπαραγοντικού μοντέλου των Fama και French. Το κύριο ερώτημα είναι εάν η έλλειψη ρευστότητας δίνει ένα ασφάλιστρο στην αγορά μετοχών.	Μετοχές του χρηματιστηρίου της Αυστραλίας από τον Ιανουάριο 1989 έως το Δεκέμβριο 1998.	Fama French επαυξημένο με τον συντελεστή ρευστότητας.	Οι συντελεστές των εκτιμώμενων ασφάλιστρων της αγοράς για το μέγεθος, το book to market και το κύκλο εργασιών (turnover) είναι θετικοί και στατιστικά σημαντικοί. Ο κύκλος εργασιών παίζει σημαντικό ρόλο στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων και αντανakλά αξιόπιστα το φαινόμενο της ρευστότητας.
Avramov D, Chordia T, Goyal A (2006)	Διερεύνησαν την αυτοσυσχέτιση τις αποδόσεις των μετοχών με την ρευστότητα και θέλησαν να εξετάσουν την επίδραση του κόστους των αγορών στις τιμές και την υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς.	Μετοχές των χρηματιστηρίων New York Stock Exchange (NYSE) και AMEX από το έτος 1962 ως το 2002.	Το μέτρο του Amihud, ILLIQ	Κατέληξαν ότι υπάρχει αναστροφή και στις μηνιαίες και στις εβδομαδιαίες αποδόσεις αλλά κυρίως περιορίζεται στις μετοχές με ζημιές. Η έλλειψη ρευστότητας για σημαντικές μεταβολές των τιμών προκαλεί διακυμάνσεις γιατί στις μεταβολές αυτές ο κύκλος συναλλαγών είναι υψηλός.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Weimin Liu (2006)	Στη μελέτη του χρησιμοποιώντας ένα καινούργιο μέτρο για την ρευστότητα τεκμηριώνει ένα ασφάλιστρο ρευστότητας για να εμπλουτίσουν το κλασικό CAPM και το τριπαραγωγνικό μοντέλο Fama και French	Μετοχές των χρηματιστηρίων New York Stock Exchange, AMEX και Nasdaq από το έτος 1960 έως το έτος 2003.	Ένα καινούργιο μέτρο για την ρευστότητα για να εμπλουτίσει το κλασικό CAPM και το τριπαραγωγνικό μοντέλο Fama και French (1993)	Το νέο μέτρο ρευστότητας είναι διαφορετικό από τα υφιστάμενα και συλλαμβάνει πολλαπλές διαστάσεις της ρευστότητας. Το νέο μοντέλο δύο παραγόντων εξηγεί επιτυχώς διαστρωματικά τις μετοχικές αποδόσεις.
Chai & Faff & Gharghori (2009)	Εξέτασαν την επίδραση της ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών στο πλαίσιο των Fama και French (1993) για την αγορά της Αυστραλίας.	Μετοχές του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας για την περίοδο από το Ιανουάριο 1982 έως τον Δεκέμβριο 2006.	Το νέο μέτρο ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκε είναι το άθροισμα των κανονικοποιημένων μεγεθών τριών μηνιαίων εμπορικών χαρακτηριστικών: $IM_{jt} = (1 / PRICE_{jt})^S + ABSR_{jt}^S + BEEDLES_{jt}^S$	Ύπαρξη αιτιώδους σχέσης ανάμεσα στη ρευστότητα και τις μετοχικές αποδόσεις του Χρηματιστηρίου της Αυστραλίας. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα δεν μπορεί να εξηγήσει πλήρως την μεταβλητότητα των αποδόσεων της Αυστραλιανής αγοράς.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Koch Stefan (2010)	Εξέτασε την επίδραση που ασκεί η έλλειψη ρευστότητας στις μετοχικές αποδόσεις του Χρηματιστηρίου της Γερμανίας. Επειδή η έλλειψη ρευστότητας είναι πολυδιάστατη ανέλυσε όλες τις πτυχές της: κυκλοφοριακή ταχύτητα, κόστη συναλλαγών, ποσότητα συναλλαγών και επίδραση της τιμής.	Μετοχές του χρηματιστηρίου της Φρανκφούρτης συμπεριλαμβανομένων και των τμημάτων Amitlicher Handel και Neuer Markt για την περίοδο από τον Ιανουάριο 1974 έως τον Δεκέμβριο 2006	1) turnover, 2) ο αριθμός των ημερών με μηδενικό όγκο συναλλαγών για τους τελευταίους 12 μήνες, 3) το μέτρο που σχετίζεται με τη διαφορά των τιμών σε ποσοστό του κόστους συναλλαγών του bid ask spread 4) το μέτρο του Amihud	Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι όλα τα μέτρα έλλειψης ρευστότητας έχουν υψηλή αυτοσυσχέτιση. Κατέληξαν ότι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στην έλλειψη ρευστότητας και στις αποδόσεις αλλά χωρίς να είναι αύξουσα μονοτονικά. Επιπλέον έδειξαν θετική σχέση μεταξύ έλλειψης ρευστότητας με το ασφάλιστρο ρευστότητας.
Florakis C., Georgiou A., Kostakis A. (2011)	Χρησιμοποίησαν ένα καινούργιο μέτρο για την έλλειψη ρευστότητας για την τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων που το ονόμασαν δείκτη απόδοσης προς κύκλο συναλλαγών (Return-to-Turnover ratio) με το συμβολισμό RtoTR.	Μετοχές του Χρηματιστηρίου Αξιών του Λονδίνου για την περίοδο από το έτος 1991 έως το έτος 2008.	Return-to-Turnover ratio, με το συμβολισμό RtoTR	Το νέο μέτρο έλλειψης ρευστότητας είναι απαλλαγμένο από την επίδραση της κεφαλαιοποίησης, επομένως εξαλείφεται το πιθανό πρόβλημα πολυσυγγραμικότητας.

Ερευνητές-Έτος	Στόχος	Δεδομένα	Μέτρο Ρευστότητας	Αποτελέσματα
Bo Li, Qian Sun and Changyun Wang (2014)	Στο πρώτο μέρος χρησιμοποιούν διαστρωματικά δεδομένα και στο δεύτερο χρονοσειρές. Κύριος στόχος τους ήταν να εξετάσουν την ρευστότητα και τον κίνδυνο ρευστότητας της αγοράς της Ιαπωνίας και πως αυτά συνδέονται με τις αποδόσεις μετοχών της.	Μετοχές της πρώτης κλίμακας του Tokyo Stock Exchange (TSE) από τον Ιούνιο 1975 έως το Δεκέμβριο 2006.	Το μέτρο του Amihud, ILLIQ	Κατέληξαν ότι τόσο διαχρονικά όσο και διαστρωματικά η έλλειψη ρευστότητας σχετίζεται θετικά με τις αναμενόμενες αποδόσεις. Ο κίνδυνος ρευστότητας παίζει σημαντικό ρόλο στην επίδραση του επιπέδου έλλειψης ρευστότητας και από τον κίνδυνο της αγοράς.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ ΕΡΕΥΝΑΣ

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζεται η μεθοδολογία έρευνας που ακολουθήθηκε για το εμπειρικό κομμάτι της εργασίας. Παρουσιάζεται το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε για την έρευνα καθώς και το οικονομετρικό μοντέλο που αναπτύχθηκε προκειμένου να διερευνηθούν οι ερευνητικές υποθέσεις.

4.1 Δεδομένα μετοχών - Δείγμα

Για την παρούσα έρευνα χρησιμοποιήθηκαν όλες οι μετοχές των Χρηματιστηρίων της Γαλλίας και της Ιταλίας, εξαιρουμένων των μετοχών που αφορούν χρηματοπιστωτικές εταιρείες (π.χ. Τράπεζες). Από το αρχικό μας δείγμα επίσης εξαιρέθηκαν οι μετοχές για τις οποίες δεν υπήρχαν διαθέσιμα στοιχεία των τιμών των μετοχών, του μέτρου έλλειψης ρευστότητας και άλλων λογιστικών και αγοραίων στοιχείων που χρειάζονται για να κατασκευαστούν οι επιμέρους μεταβλητές των οικονομετρικών μοντέλων. Το διάστημα το οποίο θα εξεταστεί είναι από τον Ιανουάριο του 2000 έως και τον Δεκέμβριο του 2011.

Τα δεδομένα αντλήθηκαν σε ημερήσια συχνότητα από την βάση δεδομένων Thomson's Datastream, που υπάρχει διαθέσιμη στο εργαστήριο του Τμήματος Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής. Τα δεδομένα αφορούσαν την τιμή των μετοχών (P), τον όγκο συναλλαγών (VO), τον αριθμό των κοινών μετοχών (NOSH), την χρηματιστηριακή τιμή (MV), την λογιστική τιμή (WC05476) και τη ταμειακή ροή ανά μετοχή (WC05507). Ο υπολογισμός των παλινδρομήσεων γίνεται με μηνιαία δεδομένα, αλλά τα δεδομένα μας αντλήθηκαν σε ημερήσια συχνότητα ώστε να μπορέσουμε να κατασκευάσουμε κάποια μέτρα που απαιτούνται για τα μοντέλα μας και ύστερα κάναμε αναγωγή σε μηνιαία συχνότητα. Επίσης αντλήθηκαν για κάθε χώρα οι τιμές των Γενικών Δεικτών για τις χρηματιστηριακές αγορές και συγκεκριμένα για την Γαλλία ο Γ.Δ. FRANCE CAC 40 και για την Ιταλία ο Γ.Δ. FTSE MIB ITALY. Τέλος για την απόδοση μηδενικού κινδύνου, αντλήθηκε από την βάση το τριμηνιαίο κρατικό ομόλογο της εκάστοτε χώρας, και πιο συγκεκριμένα για την Γαλλία το FRTBL3M(IB) και για την Ιταλία το ITBT03G(IR).

Το τελικό δείγμα μας μετά από τα παραπάνω κριτήρια για την Γαλλία περιλαμβάνει 229 μετοχές και για την Ιταλία αντίστοιχα περιλαμβάνει 102 μετοχές.

Για τον υπολογισμό κάποιων μεταβλητών (συντελεστής β και τυπική απόκλιση) χρειάστηκαν κάποια στοιχεία από τις αρχικές ημερομηνίες. Έτσι, τα διαθέσιμα στοιχεία για τις παλινδρομήσεις υπολογίστηκαν τελικά για 132 μήνες, από τον Ιανουάριο 2001 έως και τον Δεκέμβριο 2011.

4.2. Οικονομετρική Μεθοδολογία

Ως μέτρο ρευστότητας για την έρευνα μας θα χρησιμοποιηθεί το μέτρο του Amihud (2002), όπου η μηνιαία έλλειψη ρευστότητας για τη μετοχή i δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

$$ILL_{im}^i = \sqrt{\left(\frac{1}{D_{im}}\right) \sum_{d=1}^{D_{im}} \frac{|R_{md}^i|}{VO_{md}^i}} \quad (4.1)$$

D_{im} = ο αριθμός εμπορεύσιμων ημερών της μετοχής i για το μήνα m .

R_{md}^i = η απόδοση της μετοχής i την ημέρα d το μήνα m

VO_{md}^i = ο όγκος συναλλαγών της μετοχής i την ημέρα d το μήνα m

Στο πλαίσιο της εκτίμησης σε διαστρωματικό επίπεδο, θα χρησιμοποιηθεί το μοντέλο των Amihud (2002) και Li et al (2014), το οποίο εξειδικεύεται με βάση την παρακάτω μορφή:

$$R_m^i = k_{0m} + k_{1m} ILLM_{m-1}^i + k_{2m} \beta_{m-1}^i + k_{3m} R_{-Q1}^i + k_{4m} R_{-Q2}^i + k_{5m} BM_{m-1}^i + k_{6m} \ln CAP_{m-1}^i + k_{7m} STD_{m-1}^i + k_{8m} CP_{m-1}^i + \varepsilon_m^i \quad (4.2)$$

R_m^i = η απόδοση της i μετοχής το μήνα m

$ILLM_{m-1}^i$ = το μέτρο έλλειψης ρευστότητας της i μετοχής το μήνα $m-1$

β_{m-1}^i = συντελεστής β της i μετοχής το μήνα $m-1$

R_{-Q1}^i = απόδοση της i μετοχής το προηγούμενο τρίμηνο

R_{-Q2}^i = απόδοση της i μετοχής το προ-προηγούμενο τρίμηνο

$\ln CAP_{m-1}^i$ = λογάριθμος της συνολικής κεφαλαιοποίησης της i μετοχής το μήνα $m-1$

STD_{m-1}^i = τυπική απόκλιση των αποδόσεων της i μετοχής το μήνα $m-1$

CP_{m-1}^i = μέτρο ταμειακής ροής της i μετοχής το μήνα $m-1$

ε_m^i = τα κατάλοιπα

Η λογική του μοντέλου είναι ότι η απόδοση μιας μετοχής είναι συνάρτηση της έλλειψης ρευστότητας, αλλά και μιας σειράς άλλων παραγόντων, όπως ο συστηματικός και ο ολικός κίνδυνος, οι παρελθοντικές αποδόσεις, η κεφαλαιοποίηση, η αγοραία προς λογιστική αξία αλλά και η ταμειακή ροή, οι οποίες χρησιμοποιούνται ως μεταβλητές ελέγχου, έτσι ώστε η επίδραση της έλλειψης ρευστότητας να εκτιμηθεί ακόμη πιο αξιόπιστα.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι καθώς σύμφωνα με τους Amihud (2002) και Li et al (2014), η έλλειψη ρευστότητας μιας μετοχής μεταβάλλεται σημαντικά μήνα με τον μήνα, για αυτό ως μέτρο έλλειψης ρευστότητας χρησιμοποιείται το πηλίκο της έλλειψης ρευστότητας της κάθε μετοχής με την έλλειψη ρευστότητας της αγοράς τον ίδιο μήνα. Αυτό γίνεται προκειμένου να προσαρμοστεί η έλλειψη ρευστότητας της κάθε μετοχής στο γενικότερο επίπεδο έλλειψης ρευστότητας της αγοράς.

$$ILLM_m^i = \frac{ILL_m^i}{ILL_m^M} \quad (4.3)$$

Ο συντελεστής β υπολογίστηκε για κάθε μετοχή με βάση το μοντέλο της αγοράς και ιστορικές παρατηρήσεις των αποδόσεων της μετοχής και της αγοράς (δείκτη χρηματιστηρίου) για τις προηγούμενες 150 εργάσιμες ημέρες, σύμφωνα με την πρακτική των Li et al (2014), ή ισοδύναμα για τους προηγούμενους 7 μήνες.

Αντίστοιχα, με ιστορικά στοιχεία αποδόσεων για το ίδιο χρονικό διάστημα υπολογίζονταν και η μεταβλητή STD_{m-1} η οποία μετράει τον ολικό κίνδυνο. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι μετά τον υπολογισμό της κάθε τιμής, πολλαπλασιαζόταν επί 100 για να μετράται σε ποσοστιαίες μονάδες. Τέλος, θα πρέπει να αναφερθεί ότι, σύμφωνα με τους Li et al (2014), η μεταβλητή που μετράει τον ολικό κίνδυνο περιλαμβάνεται στο μοντέλο για να λαμβάνεται υπόψη η τυχόν μη διαφοροποίηση που υπάρχει στο πλαίσιο της κάθε μεμονωμένης μετοχής.

Οι παρελθοντικές αποδόσεις των δύο προηγούμενων τριμήνων χρησιμοποιούνται, σύμφωνα με τους Li et al (2014), προκειμένου να ληφθεί υπόψη κάποια πιθανή χρονική τάση στις αποδόσεις ή ακόμα και κάποια αντίστροφη τυχόν επίδραση των παρελθοντικών αποδόσεων στις τρέχουσες.

Η μεταβλητή BM_{m-1} προέκυψε διαιρώντας τη λογιστική αξία, όπως είχε αυτή πρόσφατα δημοσιευτεί (δηλαδή για κάθε μήνα λαμβανόταν η πιο πρόσφατη δημοσιευμένη λογιστική αξία στο τέλος του πρόσφατου έτους) με την τρέχουσα αγοραία αξία του αμέσως προηγούμενου μήνα.

Προκειμένου να υπολογιστεί η μεταβλητή CP_{m-1} διαιρούμαι την ταμειακή ροή (καθαρά κέρδη συν αποσβέσεις) που είχε δημοσιευτεί στην πρόσφατη χρήση, στο τέλος του πιο πρόσφατου έτους με την τρέχουσα χρηματιστηριακή αξία του προηγούμενου μήνα. Οι μεταβλητές αυτές θεωρούνται σύμφωνα με τους Li et al (2014) ότι είναι σημαντικοί προσδιοριστικοί παράγοντες της αποδοτικότητας μιας μετοχής και για αυτό κρίνεται ότι πρέπει να χρησιμοποιηθούν ως μεταβλητές ελέγχου.

Αντίστοιχα, ο λογάριθμος της τρέχουσας αυτής αξίας ήταν αυτός που δίνει και το μέγεθος της κάθε μετοχής για κάθε μήνα, δηλαδή τη μεταβλητή $\ln CAP_{m-1}$. Οι Li et al (2014) επισημαίνουν ότι η μεταβλητή του μεγέθους χρησιμοποιείται για να ληφθεί υπόψη η γνωστή χρηματιστηριακή ανωμαλία της επίδρασης του μεγέθους. Εντούτοις υπάρχει ο κίνδυνος η μεταβλητή να συσχετίζεται υψηλά με το μέτρο έλλειψης ρευστότητας και να προκληθεί πολυσυγγραμμικότητα. Αυτό θα εξεταστεί κατά την εκτίμηση του μοντέλου και θα γίνουν τυχόν απαραίτητες διορθώσεις.

Ως προς τη διαδικασία εκτίμησης, ακολουθείται αυτή των Fama and MacBeth (1973) όπου το μοντέλο εκτιμάται με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων σε διαστρωματικό επίπεδο για κάθε μήνα. Έτσι η εκτίμηση του μοντέλου σε κάθε χώρα πραγματοποιείται για κάθε μήνα που υπάρχουν διαθέσιμες όλες οι παρατηρήσεις των σχετικών εξαρτημένων και ανεξάρτητων μεταβλητών.

Καθώς η κάθε εκτίμηση είναι διαστρωματική, δεν χρειάστηκε να εξεταστεί η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης των τυχαίων σφαλμάτων. Εντούτοις, σε τέτοια δεδομένα υπάρχει κίνδυνος ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας. Για να ληφθεί υπόψη αυτή η τυχόν ύπαρξη, οι εκτιμήσεις των συντελεστών έγιναν με την μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων, αλλά οι εκτιμήσεις των τυπικών σφαλμάτων έγιναν με την μέθοδο White προκειμένου να ληφθούν υπόψη τα εύρωστα για ετεροσκεδαστικότητα τυπικά σφάλματα (White heteroscedasticity robust standard errors) και να προκύψουν, έτσι, αξιόπιστες t-statistic για τον έλεγχο σημαντικότητας των συντελεστών των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Μετά την εκτίμηση προέκυψαν 132 εκτιμήσεις για κάθε συντελεστή του μοντέλου. Η τελική εκτίμηση του συντελεστή της κάθε μεταβλητής είναι ο μέσος όρος των σχετικών εκτιμήσεων. Σε κάθε μία από τις 132 εκτιμήσεις προέκυπτε εκτός από την εκτίμηση του κάθε συντελεστή, το τυπικό του σφάλμα και η σχετική t-statistic για τον έλεγχο εάν είναι μηδενικός ο συντελεστής. Για να εξεταστεί, λοιπόν, εάν ο κάθε συντελεστής μετά την τελική του εκτίμηση είναι μηδενικός (μη στατιστικά σημαντικός) λαμβάνεται υπόψη ο μέσος όρος των t-statistic που υπολογίστηκαν..

Ένας άλλος τρόπος να εξεταστεί η σημαντικότητα του κάθε συντελεστή είναι να μετρηθεί σε πόσες από τις 132 παλινδρομήσεις προέκυψε στατιστικά σημαντικός, σύμφωνα με τα υπολογισμένα t-statistic σε κάθε εκτίμηση.

Για κάθε μια εκτίμηση προέκυψε επίσης, και ένας συντελεστής προσδιορισμού R^2 , που μετράει την ερμηνευτικότητα της κάθε παλινδρόμησης. Έτσι, για να υπολογιστεί η ερμηνευτικότητα γενικά, όλων των εκτιμήσεων, λήφθηκε υπόψη ο μέσος όρος όλων των συντελεστών προσδιορισμού.

Μετά την εκτίμηση των 132 παλινδρομήσεων για κάθε χώρα, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα στο σύνολο του δείγματος, στο σύνολο όπου εξαιρείται ο

μήνας Ιανουάριος ώστε να ληφθεί υπόψη η τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, αλλά και σε δύο υποπεριόδους, όπου η μία είναι η περίοδος των ανοδικών αγορών, όπου η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς ($R_M - R_f$) είναι θετική, και η άλλη η περίοδος των καθοδικών αγορών, όπου η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς είναι καθοδική.

Στο πλαίσιο της εκτίμησης σε επίπεδο χρονολογικών σειρών, θα χρησιμοποιηθεί η μεθοδολογία των Amihud (2002) την οποία ακολούθησαν και οι Li et al (2014).

$$R_m^M - R_m^f = g_0 + g_1 AILL_{m-1}^M + g_2 AILLU_{m-1}^M + g_3 JAN_m + w_m \quad (4.4)$$

$R_m^M - R_m^f$ = υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς το μήνα m

R_m^M = απόδοση της αγοράς το μήνα m

R_m^f = επιτόκιο χωρίς κίνδυνο το μήνα m

$AILL_{m-1}^M$ = μέτρο αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας της αγοράς το μήνα m

$AILLU_{m-1}^M$ = μέτρο μη αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας της αγοράς το μήνα m

JAN_m = το φαινόμενο του Ιανουαρίου

w_m = τα κατάλοιπα

Η λογική του μοντέλου είναι ότι η υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς εξαρτάται από την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας της αγοράς, αλλά και από την μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας σε επίπεδο αγοράς. Επίσης έχει προστεθεί και η μεταβλητή JAN, προκειμένου να ληφθεί υπόψη η χρηματιστηριακή ανωμαλία του φαινομένου του Ιανουαρίου.

Οι ερευνητικές υποθέσεις που θα εξεταστούν είναι:

H1: Η αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας στην αγορά σχετίζεται θετικά με την αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς, $g_1 > 0$

H2: Η μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας στην αγορά σχετίζεται αρνητικά με την αναμενόμενη υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς, $g_2 < 0$

Οι μετοχές διατάσσονται σε μια σειρά από αυτή με τη χαμηλότερη κεφαλαιοποίηση (κατά μέσο όρο διαχρονικά) σε αυτή με την υψηλότερη κεφαλαιοποίηση και κατασκευάζονται 10 χαρτοφυλάκια, όπου το χαρτοφυλάκιο 1 έχει τις μετοχές με το χαμηλότερο μέγεθος και το χαρτοφυλάκιο 10 έχει τις μετοχές με το υψηλότερο και λαμβάνονται υπόψη τα χαρτοφυλάκια με τη ζυγή αρίθμηση. Εξετάζονται οι ακόλουθες υποθέσεις:

H3: Η επίδραση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών είναι θετική και αυξάνεται όσο μειώνεται το μέγεθος ενός χαρτοφυλακίου, $g_1^2 > g_1^4 > g_1^6 > g_1^8 > g_1^{10} > 0$

H4: Η επίδραση της μη αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών είναι αρνητική και αυξάνεται όσο μειώνεται το μέγεθος ενός χαρτοφυλακίου, $g_2^2 < g_2^4 < g_2^6 < g_2^8 < g_2^{10} < 0$

Στα παραπάνω μοντέλα οι υπερβάλλουσες αποδόσεις κατασκευάζονται εύκολα από ιστορικά στοιχεία αποδόσεων της αγοράς και των μετοχών που απαρτίζουν τα χαρτοφυλάκια, ενώ και η έλλειψη ρευστότητας AILL κατασκευάζεται εύκολα βάσει ιστορικών στοιχείων που αφορούν ρευστότητα αγοράς και των μετοχών του κάθε χαρτοφυλακίου. Η μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας προκύπτει από ένα αυτοπαλίνδρομο AR(1):

$$AILL_m^M = c_0 + c_1 AILL_{m-1}^M + v_m \quad (4.5)$$

Όπου,

$$AILL_m^M = ILL_m^M P_{m-1}^M$$

$$AILL_{m-1}^M = ILL_{m-1}^M P_{m-1}^M$$

v_m = κατάλοιπα

Σύμφωνα με την μεθοδολογία αυτή, η προσαρμοσμένη έλλειψη ρευστότητας της αγοράς, $AILL^M$, πολλαπλασιάζεται με τη μεταβλητή P^M η οποία είναι ο λόγος της συνολικής κεφαλαιοποίησης της αγοράς τον μήνα m με τη συνολική κεφαλαιοποίηση της αγοράς στον πρώτο μήνα των παρατηρήσεων. Καθώς αυτός ο λόγος αντιπροσωπεύει αποδόσεις της αγοράς που είναι στάσιμες, επιτυγχάνει να μετατρέψει και την προσαρμοσμένη έλλειψη ρευστότητας μια σχετικά στάσιμη διαδικασία που είναι απαραίτητη σε δεδομένα χρονολογικών σειρών για να προκύψουν αξιόπιστες εκτιμήσεις. Να σημειωθεί ότι έχει πραγματοποιηθεί έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τις αποδόσεις των μετοχών του Χρηματιστηρίου της Γαλλίας και το Χρηματιστηρίου της Ιταλίας, ώστε να ελεγχθεί εάν οι αποδόσεις είναι στάσιμες (παράρτημα 1 και παράρτημα 2). Επίσης, επιλέγεται να πολλαπλασιαστεί και η τρέχουσα έλλειψη ρευστότητας τον μήνα m και η έλλειψη ρευστότητα τον προηγούμενο μήνα $m-1$ με τον ίδιο λόγο P_{m-1}^M , προκειμένου να λαμβάνεται υπόψη η τυχόν μεταβολή στη ρευστότητα και όχι η μεταβολή στο δείκτη.

Σύμφωνα, λοιπόν, με το μοντέλο το μέρος $c_0 + c_1 AILL_{m-1}^M$, αποτελεί την αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας (AILLE), και ο v_m , που είναι τα κατάλοιπα του υποδείγματος, αποτελεί την μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας (AILLU).

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι η εκτίμηση του μοντέλου με χρονολογικές σειρές γίνεται λαμβάνοντας υπόψη το μέσο όρο των επιμέρους ILL των μετοχών που απαρτίζουν κάθε χαρτοφυλάκιο, καθώς του αθροίσματος των κεφαλαιοποιήσεων για να προκύψει το μέγεθος P_{m-1} . Η σχετική εκτίμηση πραγματοποιείται 5 φορές όσα και τα χαρτοφυλάκια.

Για κάθε εκτίμηση λαμβάνονται υπόψη τα τυπικά σφάλματα κατά White προκειμένου να αντιμετωπιστεί τυχόν ετεροσκεδαστικότητα των τυχαίων σφαλμάτων και να υπολογιστούν στατιστικά ελέγχου. Εξετάζεται επίσης και η ύπαρξη αυτοσυσχέτισης η οποία είναι σύνηθες φαινόμενο σε στοιχεία χρονολογικών σειρών, όπου εάν προκύψει τέτοια διορθώνεται κατάλληλα.

Τέλος, εξετάζεται και η συσχέτιση των ανεξάρτητων μεταβλητών για τυχόν ύπαρξη πολυσυγγραμμικότητας.

Για την εκτίμηση του κινδύνου ρευστότητας ως προς το πώς επιδρά στις αποδόσεις των μετοχών και στο αν τελικά η αγορά τιμολογεί και τον κίνδυνο αυτό, εκτός από τον κίνδυνο αγοράς, θα χρησιμοποιηθεί η μεθοδολογία των Acharya και Pedersen (2005) του προσαρμοσμένου CAPM για τον κίνδυνο ρευστότητας:

$$E(R_t^i) = R_t^f + E(C_t^i) + \lambda_t \frac{\text{Cov}(R_t^i, R_t^M)}{\text{Var}(R_t^M - C_t^M)} + \lambda_t \frac{\text{Cov}(C_t^i, C_t^M)}{\text{Var}(R_t^M - C_t^M)} - \lambda_t \frac{\text{Cov}(R_t^i, C_t^M)}{\text{Var}(R_t^M - C_t^M)} - \lambda_t \frac{\text{Cov}(C_t^i, R_t^M)}{\text{Var}(R_t^M - C_t^M)} \quad (4.6)$$

C_t^i = σχετικό κόστος έλλειψης ρευστότητας της μετοχής i το μήνα t

λ_t = πριμ κινδύνου της αγοράς του μήνα t μετά το κόστος έλλειψης ρευστότητας

C_t^M = σχετικό κόστος ρευστότητας της αγοράς το μήνα t

Θεωρώντας σταθερές συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων και του σχετικού κόστους έλλειψης ρευστότητας, αλλά και σταθερά πριμ κινδύνου διαχρονικά, η εξίσωση διαμορφώνεται ως εξής:

$$E(R_t^i - R_t^f) = E(C_t^i) + \lambda\beta^{1i} + \lambda\beta^{2i} - \lambda\beta^{3i} - \lambda\beta^{4i} \quad (4.7)$$

Από την εξίσωση προκύπτει, λοιπόν, ότι η υπερβάλλουσα απόδοση μιας μετοχής εξαρτάται και από το αναμενόμενο επίπεδο σχετικού κόστους έλλειψης ρευστότητας ($E(C_t^i)$), αλλά και από τους άλλους τέσσερεις παράγοντες που περιλαμβάνουν τον κίνδυνο αγοράς (β^{1i}), την κοινή επίδραση έλλειψης

ρευστότητας της μετοχής και της αγοράς (β^{2i}), την ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής στην έλλειψη ρευστότητας της αγοράς (β^{3i}) και την ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας της μετοχής στην απόδοση της αγοράς (β^{4i}). Επιτρέποντας, τα πριμ κινδύνου να διαφέρουν για κάθε διαφορετικό βήτα, η εξειδίκευση της έχει ως εξής:

$$E(R_t^i - R_t^f) = \alpha + kE(C_t^i) + \lambda^1\beta^{1i} + \lambda^2\beta^{2i} + \lambda^3\beta^{3i} + \lambda^4\beta^{4i} + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

Για να εκτιμηθεί η παλινδρόμηση θα κατασκευαστούν 25 χαρτοφυλάκια μετοχών, με κριτήριο την έλλειψη ρευστότητας. Το χαρτοφυλάκιο 1 θα είναι αυτό με τη μικρότερη έλλειψη ρευστότητας και το χαρτοφυλάκιο 25 αυτό με την υψηλότερη. Τα ιστορικά στοιχεία του μέτρου ρευστότητας ILL που χρησιμοποιήθηκε και προηγουμένως, θα αποτελέσουν το κριτήριο κατάταξης των μετοχών και του σχηματισμού χαρτοφυλακίων.

Από εκεί και ύστερα θα εκτιμηθούν οι ιστορικές μηνιαίες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και θα αφαιρεθεί το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για να προκύψουν οι ιστορικές μηνιαίες υπερβάλλουσες αποδόσεις για κάθε χαρτοφυλάκιο, οι οποίες αποτελούν και τις παρατηρήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής στην εξίσωση.

Το σχετικό κόστος έλλειψης ρευστότητας, σε επίπεδο χαρτοφυλακίου και αγοράς, που θα χρειαστεί να υπολογιστούν οι συνδιακυμάνσεις τους με τις υπερβάλλουσες αποδόσεις των χαρτοφυλακίων και της αγοράς, υπολογίζεται με βάση τον παρακάτω τύπο:

$$C_t^P = \frac{\sum S_t^i c_t^i}{\sum S_t^i p_{t-1}^i} \quad (4.9)$$

S_t^i = πλήθος μετοχών της εταιρείας i τον μήνα t που συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο P

$c_t^i = \min(0,25 + 0,30ILL_t^i P_{t-1}^M, 30)$ – κανονικοποιημένο μέτρο έλλειψης ρευστότητας της μετοχής i τον μήνα t που συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο P

p_{t-1}^i = τιμή της μετοχής i τον μήνα t i τον μήνα $t-1$ i τον μήνα t που συμμετέχει στο χαρτοφυλάκιο P

Εάν στον τύπο όπου $P = M$, τότε υπολογίζεται το σχετικό κόστος έλλειψης ρευστότητας της αγοράς, C_t^M .

Για να προκύψουν ιστορικές παρατηρήσεις για τις ερμηνευτικές μεταβλητές της εξίσωσης, δηλαδή τα τέσσερα βήτα, θα πρέπει να υπολογιστούν συνδιακυμάνσεις και διακυμάνσεις μεταξύ των μεγεθών $R_t^P, C_t^P, R_t^M, C_t^M$. Για κάθε μήνα χρειάζονται παρελθοντικά ιστορικά στοιχεία των μεγεθών αυτών, έτσι ακολουθείται η πρακτική που ακολουθήθηκε και στην εκτίμηση των συντελεστών βήτα στο πρώτο υπόδειγμα.

Αφού υπολογίστηκαν και οι ιστορικές παρατηρήσεις των μεταβλητών για κάθε χαρτοφυλάκιο, εκτιμάται η εξίσωση διαστρωματικά για κάθε μήνα που είναι διαθέσιμες οι μεταβλητές. Για να ληφθεί υπόψη τυχόν ετεροσκεδαστικότητα θα χρησιμοποιηθούν τα τυπικά σφάλματα κατά White, προκειμένου να προκύψουν αξιόπιστα t -statistics. Τέλος, θα εξεταστεί και η τυχόν επίδραση πολυσυγγραμμικότητας. Η τελική εκτίμηση του κάθε συντελεστή θα προκύψει ως ο μέσος όρος όλων των διαστρωματικών εκτιμήσεων και θα υπολογιστεί το σχετικό μέσο t -statistic για να διεξαχθούν οι έλεγχοι σημαντικότητας.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΕΡΜΗΝΕΙΑ ΤΟΥΣ

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται τα αποτελέσματα σχετικά τη διερεύνηση της σχέσης ανάμεσα στις αποδόσεις μετοχών και την έλλειψη ρευστότητα τους, όπως αυτή μετρήθηκε με το μέτρο του Amihud (2002). Το δείγμα που χρησιμοποιήθηκε είναι για την περίοδο 2000-2011 από τα χρηματιστήρια της Γαλλίας και της Ιταλίας.

5.1. Αποτελέσματα του Χρηματιστηρίου της Γαλλίας

Για τις 229 μετοχές του χρηματιστηρίου της Γαλλίας εκτιμήθηκαν το υπόδειγμα με διαστρωματικά δεδομένα, το υπόδειγμα με χρονολογικές σειρές και το υπόδειγμα κινδύνου ρευστότητας.

5.1.1 Εκτίμηση Υποδείγματος με Διαστρωματικά Δεδομένα – Γαλλία

Παρουσιάζονται πρώτα ορισμένα περιγραφικά στοιχεία των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση των διαστρωματικών παλινδρομήσεων. Τα περιγραφικά αυτά στοιχεία υπολογίστηκαν ως μέσοι όροι για κάθε μήνα για το σύνολο των μετοχών του δείγματος.

Πίνακας 5.1, Περιγραφικά Στοιχεία Μεταβλητών

	Μέσος	Τυπική Απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο
R_m	-0.0025	0.1233	-2.0571	2.0794
ILLM	1.0000	1.0085	0.0000	8.0966
β	0.8512	1.3019	-13.3076	29.6777
R_Q1	-0.0024	0.0719	-0.7762	0.7861
R_Q2	-0.0011	0.0715	-0.7762	0.7861
BM	0.2252	0.6448	-2.6400	10.3562
lnCAP	12.48	2.3943	4.3220	18.7866
STD	2.2235	1.6959	0.0000	63.8498
CP	0.0477	1.1325	-15.2506	19.1280

Ακολουθεί για το σύνολο του δείγματος ο πίνακας συσχετίσεων των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Πίνακας 5.2, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Σύνολο Δείγματος

Σύνολο Δείγματος							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	lnCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1662	1					
R_Q1	-0.0116	-0.0498	1				
R_Q2	-0.0058	-0.0744	0.0543	1			
BM	0.2354	-0.1211	-0.0294	-0.0309	1		
lnCAP	-0.4533	0.1494	0.0063	0.0113	-0.2525	1	
STD	0.2032	0.1577	-0.0932	-0.0806	0.0190	-0.1619	1
CP	-0.0207	0.0245	0.0268	0.0333	-0.0168	0.0069	-0.0623

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι χαμηλές για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας κάτι που είναι πολύ συχνό φαινόμενο σε διαστρωματικά στοιχεία, και να υπολογιστούν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.3, Εκτίμηση Διαστρωματικής Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Σύνολο Δείγματος

Σύνολο Δείγματος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0155	1.17	0.1212
ILLM	-0.0017	1.18	0.1194
β	-0.0003	1.13	0.1288
R_Q1	-0.0330*	1.30	0.0978
R_Q2	0.0868	1.27	0.1036
BM	-0.0022	1.05	0.1473
lnCAP	0.0009	1.20	0.1154
STD	0.0046***	2.37	0.0093
CP	0.0017**	1.98	0.0244
R ²	19.60%		
F-statistic	6.70		
p-τιμή	0.0000		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%, *** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα για το σύνολο του δείγματος και με την τιμή της F-στατιστικής προκύπτει ότι οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 19,60% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται από κάποιους από τους σχετικούς παράγοντες. Αναλυτικότερα η απόδοση το προηγούμενο τρίμηνο σε επίπεδο 10%, ο συνολικός κίνδυνος σε επίπεδο 1% και η ταμειακή ροή σε επίπεδο 5%, βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με αρνητικό πρόσημο, αλλά προέκυψε μη στατιστικά σημαντική ακόμη και σε επίπεδο 10%. Αξίζει να σημειωθεί ότι από τις 132 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν, η έλλειψη ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής μόνο στις 34, δηλαδή στο 25% των μηνών.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της διαστρωματικής παλινδρόμησης αφού εξαιρέθηκε ο μήνας Ιανουάριος προκειμένου να ληφθεί υπόψη η χρηματιστηριακή ανωμαλία γνωστή και ως φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Πίνακας 5.4, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

Εξαιρείται ο Ιανουάριος							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	lnCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1626	1					
R_Q1	-0.0022	-0.0689	1				
R_Q2	-0.0063	-0.0673	0.0642	1			
BM	0.2371	-0.1215	-0.0248	-0.0330	1		
lnCAP	-0.4529	0.1470	-0.0026	0.0127	-0.2526	1	
STD	0.2006	0.1616	-0.0942	-0.0838	0.0196	-0.1583	1
CP	-0.0203	0.0255	0.0288	0.0359	-0.0173	0.0080	-0.0653

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες έως χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων

σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας κάτι που είναι πολύ συχνό φαινόμενο σε διαστρωματικά στοιχεία, και να υπολογιστούν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.5, Εκτίμηση Διαστρωματικής Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

Σύνολο Δείγματος - Εξαιρείται Ιανουάριος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0170	1.16	0.1244
ILLM	-0.0018	1.21	0.1136
β	-0.0009	1.11	0.1331
R_Q1	-0.0139	1.28	0.1004
R_Q2	0.0800	1.22	0.1128
BM	-0.0021	1.02	0.1537
lnCAP	0.0011	1.22	0.1124
STD	0.0031**	2.32	0.0107
CP	0.0017**	1.88	0.0306
R ²	19.45%		
F-statistic	6.64		
p-τιμή	0.0000		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της διαστρωματικής παλινδρόμησης και με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος, επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R², το 19,45% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται από κάποιους από τους σχετικούς παράγοντες. Συγκεκριμένα οι παράγοντες του συνολικού κινδύνου σε επίπεδο 5% και της ταμειακής ροής σε επίπεδο 5% βρέθηκαν να επηρεάζουν τις τιμές στο χρηματιστήριο της Γαλλίας όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος. Η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με αρνητικό πρόσημο, αλλά και πάλι προέκυψε μη στατιστικά σημαντική ακόμη και σε επίπεδο 10%. Από τις 121 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν ο

συντελεστής της έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός μόνο στις 33 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 27% των μηνών.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων που αφορούν την εκτίμηση ξεχωριστά για περιόδους ανοδικών αγορών και για περιόδους καθοδικών αγορών. Μια περίοδος θεωρείται ανοδική εάν η απόδοση της αγοράς ήταν υψηλότερη από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου, ενώ θεωρείται καθοδική εάν η απόδοση της αγοράς ήταν χαμηλότερη από το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου.

Πίνακας 5.6, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Περίοδος Ανοδικών Αγορών

Περίοδος Ανοδικής Αγοράς							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	lnCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1655	1					
R_Q1	-0.0208	-0.0046	1				
R_Q2	-0.0039	-0.0358	0.0372	1			
BM	0.2414	-0.1202	-0.0275	-0.0313	1		
lnCAP	-0.4624	0.1479	-0.0050	0.0045	-0.2506	1	
STD	0.2302	0.1287	-0.0681	-0.0573	0.0300	-0.2069	1
CP	-0.0227	0.0347	0.0207	0.0335	-0.0156	0.0074	-0.0583

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών στις ανοδικές αγορές είναι μέτριες έως χαμηλές για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να υπολογιστούν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.7, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Περίοδος Ανοδικών Αγορών

Ανοδική Αγορά ($R_m - R_f > 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0263	1.09	0.1380
ILLM	-0.0065*	1.32	0.0937
β	0.0057	1.04	0.1501
R_Q1	-0.1421*	1.32	0.0934
R_Q2	0.0816*	1.34	0.0912
BM	-0.0067	1.05	0.1467
lnCAP	0.0025*	1.32	0.0936
STD	0.0156***	2.36	0.0095
CP	0.0033**	1.86	0.0325
R ²	20.43%		
F-statistic	7.06		
p-τιμή	0.0000		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα για την περίοδο ανοδικών αγορών και με την τιμή της F-στατιστικής, οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με την τιμή του συντελεστή προσδιορισμού R², το 20,43% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται από κάποιους από τους σχετικούς παράγοντες. Σε αυτή την περίπτωση αρκετοί παράγοντες βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών, συγκεκριμένα οι αποδόσεις του προηγούμενου και του προ-προηγούμενου τριμήνου σε επίπεδο 10%, η κεφαλαιοποίηση σε επίπεδο 10%, ο συνολικός κίνδυνος σε επίπεδο 1% και η ταμειακή ροή σε επίπεδο 5%. Η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με αρνητικό πρόσημο και προέκυψε στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Αξίζει να σημειωθεί ότι από τις 69 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν, ο συντελεστής της έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός στις 23 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 33% των μηνών. Συνεπώς, η έλλειψη ρευστότητας βρέθηκε να επηρεάζει με αρνητικό τρόπο τις αποδόσεις των

μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας για την περίοδο ανοδικών αγορών. Καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι όταν η χρηματιστηριακή αγορά ήταν ανοδική, τότε η αυξημένη έλλειψη ρευστότητας είχε τάση να μειώνει τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας.

Πίνακας 5.8, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Περίοδος Καθοδικών Αγορών

Περίοδος Καθοδικής Αγοράς							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	lnCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1669	1					
R_Q1	-0.0016	-0.0994	1				
R_Q2	-0.0079	-0.1167	0.0731	1			
BM	0.2289	-0.1220	-0.0314	-0.0305	1		
lnCAP	-0.4434	0.1511	0.0187	0.0189	-0.2546	1	
STD	0.1737	0.1894	-0.1207	-0.1062	0.0069	-0.1125	1
CP	-0.0186	0.0133	0.0334	0.0331	-0.0182	0.0064	-0.0666

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών στις πτωτικές αγορές είναι μέτριες έως χαμηλές για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να υπολογιστούν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.9, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Περίοδος Καθοδικών Αγορών

Καθοδική Αγορά ($R_m - R_f < 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0037	1.26	0.1044
ILLM	0.0036	1.03	0.1528
β	-0.0068	1.24	0.1080
R_Q1	0.0865	1.27	0.1028
R_Q2	0.0925	1.19	0.1186
BM	0.0027	1.05	0.1481
lnCAP	-0.0009	1.07	0.1433
STD	-0.0074***	2.38	0.0090
CP	-0.0001**	2.12	0.0175
R ²	18.70%		
F-statistic	6.32		
p-τιμή	0.0000		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα για την περίοδο καθοδικών αγορών και με την τιμή της F-στατιστικής, οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με την τιμή του συντελεστή προσδιορισμού R², το 18,70% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από κάποιους από τους σχετικούς παράγοντες. Συγκεκριμένα ο συνολικός κίνδυνος σε επίπεδο 1% και η ταμειακή ροή σε επίπεδο 5% βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου της Γαλλίας για την περίοδο των καθοδικών αγορών. Η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με θετικό πρόσημο, αλλά προέκυψε μη στατιστικά σημαντική ακόμη και σε επίπεδο 10%. Από τις 63 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν ο παράγοντας της έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής μόνο στις 11, δηλαδή στο 17% των μηνών.

5.1.2 Εκτίμηση Υποδείγματος με Χρονολογικές Σειρές – Γαλλία

Στο τμήμα αυτό παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του υποδείγματος με στοιχεία χρονολογικών σειρών. Αρχικά παρουσιάζεται η εκτίμηση που αφορά τη χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας στο σύνολο της και έπειτα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που αφορούν τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν με βάση το μέγεθος των μετοχών, όπως αυτό θεωρείται με βάση την κεφαλαιοποίηση κατά μέσο όρο στην περίοδο 2001-2011.

Για την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων που θα λάβουμε, αρχικά πρέπει να ελεγχθεί η στασιμότητα των υπερβαλλουσών αποδόσεων των χαρτοφυλακίων που θα χρησιμοποιηθούν για την εκτίμηση των παλινδρομήσεων. Όπως εμφανίζεται και στα κάτωθι αποτελέσματα η υπόθεση της μη στασιμότητας απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1% ή 5% σε όλες τις περιπτώσεις. Η στασιμότητα των μεταβλητών μαζί με την ομοσκεδαστικότητα και τη μη αυτοσυσχέτιση εξασφαλίζει αξιόπιστα αποτελέσματα.

Πίνακας 5.10, Έλεγχος Στασιμότητας Μεταβλητών των Παλινδρομήσεων

Χαρτοφυλάκιο 2		
Μεταβλητή ή	ADF Statistic	p-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-9.04***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 4		
Μεταβλητή	ADF Statistic	p-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-8.62***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 6		
Μεταβλητή ή	ADF Statistic	p-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-9.17***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 8		
Μεταβλητή	ADF Statistic	p-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-9.16***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 10		
Μεταβλητή	ADF Statistic	p-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-10.05***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο Αγοράς		
Μεταβλητή	ADF Statistic	p-τιμή
$E(R_M) - R_F$	-9.97***	0.0000

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Πριν την εκτίμηση των παλινδρομήσεων, εξετάζονται οι επιμέρους συσχετίσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών για να διαπιστωθεί εάν τυχόν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας, το οποίο θα προέκυπτε από μια υψηλή συσχέτιση.

Πίνακας 5.11, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Χαρτοφυλάκιο Αγοράς

	$AILLM_{m-1}$	$AILLUM_m$
$AILLM_{m-1}$	1	
$AILLUM_m$	-0.0005	1
JAN	-0.1277	0.1389

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.12, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Χρονολογική Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Χαρτοφυλάκιο Αγοράς

Χαρτοφυλάκιο Αγοράς			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	0.0581***	2.73	0.0036
$AILLM_{m-1}$	-1.5926***	-3.20	0.0009
$AILLUM_m$	-8.0348***	-9.32	0.0000
JAN	-0.0035	-0.21	0.4159
R^2	40.13%		
F-statistic	28.38		
p-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.89		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%,

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Περιοχή Αποδοχής της Μη Αυτοσυσχέτισης για την DW-Statistic [1.75 – 2.25] σε 5%

Σύμφωνα με την στατιστική DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%, και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για χρονολογικές σειρές για το σύνολο της αγοράς και με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 40,13% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι και αυτή στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Ακολούθως παρουσιάζονται και τα αντίστοιχα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν βάσει της κεφαλαιοποίησης τους, όπου το χαρτοφυλάκιο 2 αντιστοιχεί σε μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο 10 σε μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Πίνακας 5.13, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών ανά Χαρτοφυλάκιο

	$AILL2_{m-1}$	$AILLU2_m$
$AILL2_{m-1}$	1	
$AILLU2_m$	0.0006	1
JAN	-0.1499	0.0354

	$AILL4_{m-1}$	$AILLU4_m$
$AILL4_{m-1}$	1	
$AILLU4_m$	-0.0002	1
JAN	-0.0866	0.1179

	$AILL6_{m-1}$	$AILLU6_m$
$AILL6_{m-1}$	1	
$AILLU6_m$	-0.0003	1
JAN	-0.0976	0.1112

	$AILL8_{m-1}$	$AILLU8_m$
$AILL8_{m-1}$	1	
$AILLU8_m$	0.0000	1
JAN	-0.1655	0.0670

	AILL10 _{m-1}	AILLU10 _m
AILL10 _{m-1}	1	
AILLU10 _m	-0.0139	1
JAN	-0.1161	0.0471

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών για όλα τα χαρτοφυλάκια είναι χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στις εκτιμήσεις των παλινδρομήσεων δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.14, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Χρονολογική Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας ανά Χαρτοφυλάκιο

Χαρτοφυλάκιο 2			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.0461**	1.68	0.0475
AILLM _{m-1}	-1.0390**	-2.08	0.0197
AILLUM _m	-3.9106***	-5.73	0.0000
JAN	0.0359**	2.15	0.0167
R ²	31.59%		
F-statistic	19.55		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.52		
TR ² Statistic	1.55		
ρ-τιμή	0.4617		

Χαρτοφυλάκιο 4			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.0487**	1.77	0.0397
AILLM _{m-1}	-0.7821**	-1.95	0.0270
AILLUM _m	-	-4.65	0.0000
JAN	0.0196	1.02	0.1539
R ²	17.00%		
F-statistic	8.67		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.41		
TR ² Statistic	1.73		
ρ-τιμή	0.4210		

Χαρτοφυλάκιο 6			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.0368**	2.04	0.0217
AILLM _{m-1}	-1.3349***	-2.54	0.0061
AILLUM _m	-6.3080***	-4.70	0.0000
JAN	0.0206	0.91	0.1832
R ²	19.13%		
F-statistic	10.01		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.72		
TR ² Statistic	3.16		
ρ-τιμή	0.2062		

Χαρτοφυλάκιο 8			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.0405*	1.41	0.0811
AILLM _{m-1}	-1.4122*	-1.64	0.0522
AILLUM _m	6.3200***	-6.36	0.0000
JAN	0.0138	0.73	0.2348
R ²	23.66%		
F-statistic	13.12		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.62		
TR ² Statistic	3.43		
ρ-τιμή	0.1801		

Χαρτοφυλάκιο 10			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.04867**	2.26	0.0129
AILLM _{m-1}	-18.748***	-2.59	0.0054
AILLUM _m	-66.121***	-4.59	0.0000
JAN	-0.0056	-0.29	0.3877
R ²	18.42%		
F-statistic	9.56		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	2.03		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Περιοχή Αποδοχής της Μη Αυτοσυσχέτισης για την DW-Statistic [1.75 – 2.25]
σε 5%

Για το Χαρτοφυλάκιο 2, σύμφωνα με την στατιστική DW υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%. Για αυτό το λόγο προστέθηκε στο αρχικό υπόδειγμα και σχετικός όρος αυτοσυσχέτισης προκειμένου να διορθωθεί η σχετική παραβίαση. Πράγματι, σύμφωνα με την TR^2 Statistic, δεν υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση σε επίπεδο 5%. Έτσι, οι σχετικές εκτιμήσεις και οι έλεγχοι σημαντικότητας είναι αξιόπιστοι. Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 , δείχνει ότι το 31,59% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου 2 ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Για το Χαρτοφυλάκιο 4, σύμφωνα με την στατιστική DW υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%. Για αυτό το λόγο προστέθηκε στο αρχικό υπόδειγμα και σχετικός όρος αυτοσυσχέτισης προκειμένου να διορθωθεί η σχετική παραβίαση. Πράγματι, σύμφωνα με την TR^2 Statistic, δεν υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση σε επίπεδο 5%. Συνεπώς, οι σχετικές εκτιμήσεις και οι έλεγχοι σημαντικότητας είναι αξιόπιστοι. Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου 4 επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Βάσει του συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 17,00% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 5%, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη

ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Για το Χαρτοφυλάκιο 6, σύμφωνα με την στατιστική DW φαίνεται να υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%. Εντούτοις, σύμφωνα με την TR^2 Statistic, δεν προκύπτει τελικά σημαντική αυτοσυσχέτιση σε επίπεδο 5% ($p > 0,05$). Έτσι, δε χρειάζεται καμία διόρθωση και οι σχετικές εκτιμήσεις και οι έλεγχοι σημαντικότητας είναι αξιόπιστοι. Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου 6 επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, το 19,13% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Για το Χαρτοφυλάκιο 8, σύμφωνα με την στατιστική DW υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%. Για αυτό το λόγο προστέθηκε στο αρχικό υπόδειγμα και σχετικός όρος αυτοσυσχέτισης προκειμένου να διορθωθεί η σχετική παραβίαση. Πράγματι, σύμφωνα με την TR^2 Statistic, δεν υπάρχει σημαντική αυτοσυσχέτιση σε επίπεδο 5%. Έτσι, οι σχετικές εκτιμήσεις και οι έλεγχοι σημαντικότητας είναι αξιόπιστοι. Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου 8 επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, το 23,66% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%, εύρημα

ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Τέλος για το Χαρτοφυλάκιο 10, σύμφωνα με την στατιστική DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%, και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση. Σύμφωνα με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, το 18,42% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Πιο συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Σε σχέση τα χαρτοφυλάκια, βρέθηκε ότι η επίδραση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας είναι αρνητική, αντίθετα από ότι αναμενόταν. Επίσης έχει και τάση να γίνεται ακόμη πιο αρνητική, όσο αυξάνει το μέγεθος των μετοχών, κάτι που επίσης είναι αντίθετο σύμφωνα με τη σχετική υπόθεση καθώς όσο αυξάνει το μέγεθος του χαρτοφυλακίου θεωρείτο ότι μειώνεται η ένταση της επίδρασης της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας.

Αντίστοιχα, η επίδραση της μη αναμενόμενης ρευστότητας βρέθηκε αρνητική, όπως αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Βρέθηκε επίσης να έχει τάση να γίνεται ακόμη πιο αρνητική όσο αυξάνει το μέγεθος των μετοχών, κάτι που είναι ακριβώς το αντίθετο, σύμφωνα με την σχετική υπόθεση.

5.1.3 Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας - Γαλλία

Παρακάτω παρουσιάζονται τα βασικά περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που εμπλέκονται στην εξίσωση παλινδρόμησης, για κάθε χαρτοφυλάκιο που δημιουργήθηκε για τις ανάγκες εκτίμησης του υποδείγματος κινδύνου ρευστότητας.

Πίνακας 5.15, Περιγραφικά Στατιστικά Μεταβλητών που Εμπλέκονται στο Υπόδειγμα Κινδύνου Ρευστότητας

Χαρτοφυλάκιο	β^1	β^2	β^3	β^4	$E(R_p) - R_F$	$\sigma[E(R_p) - R_F]$	$E(C_t)$	$\sigma[E(C_t)]$
1	0.9672	0.00014	0.0025	0.0024	-0.95%	7.35%	0.0107	0.0026
2	0.8888	0.00007	0.0015	0.0024	-0.17%	6.63%	0.0054	0.0010
3	0.9909	0.00014	0.0009	0.0058	-0.56%	7.73%	0.0089	0.0022
4	1.0496	0.00133	0.0047	-0.0113	0.06%	8.14%	0.0083	0.0050
5	1.0869	0.00007	0.0005	0.0012	-0.54%	8.77%	0.0052	0.0026
6	0.8656	0.00043	0.0041	0.0029	-0.25%	7.19%	0.0130	0.0063
7	0.9375	0.00017	0.0018	0.0035	-0.12%	8.52%	0.0100	0.0030
8	0.8963	0.00220	0.0036	0.0520	-0.59%	8.78%	0.0321	0.0165
9	1.0838	0.00065	0.0031	0.0241	-1.16%	9.41%	0.0189	0.0132
10	0.7222	0.00008	0.0012	0.0041	0.27%	6.72%	0.0064	0.0048
11	0.8793	0.00037	0.0043	0.0074	-0.39%	7.96%	0.0161	0.0063
12	0.8039	0.00013	0.0016	0.0050	-0.13%	7.24%	0.0102	0.0026
13	0.7464	0.00007	0.0012	0.0006	0.12%	7.30%	0.0049	0.0013
14	0.8205	0.00007	-0.0012	0.0032	-0.54%	7.67%	0.0079	0.0022
15	0.5515	0.00007	-0.0003	0.0021	0.51%	5.34%	0.0066	0.0014
16	0.5879	0.00018	-0.0009	0.0053	-0.55%	6.47%	0.0142	0.0041
17	0.7373	0.00013	0.0013	0.0043	0.15%	7.08%	0.0094	0.0033
18	0.4820	0.00008	0.0038	0.0024	-0.17%	5.52%	0.0088	0.0015
19	0.4281	0.00011	0.0016	0.0005	0.41%	6.18%	0.0087	0.0022
20	0.7817	0.00020	0.0031	0.0058	-1.06%	8.89%	0.0093	0.0056
21	0.5979	0.00010	0.0048	0.0003	0.06%	6.02%	0.0056	0.0023
22	0.4206	0.00010	0.0011	0.0021	-0.18%	4.66%	0.0164	0.0049
23	0.4940	0.00001	0.0016	0.0013	0.03%	6.53%	0.0043	0.0009
24	0.4746	0.00001	0.0001	0.0002	-0.20%	5.22%	0.0024	0.0009
25	0.4627	0.00003	0.0000	0.0010	-0.17%	5.82%	0.0044	0.0014

Στο σύνολο του δείγματος τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για το μοντέλο του κινδύνου ρευστότητας παρουσιάζονται στους πίνακες αμέσως παρακάτω.

Πίνακας 5.16 Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Σύνολο Δείγματος

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	0.1335	1.0000			
β^2	0.5073	0.2617	1.0000		
β^3	0.1040	0.4450	0.1879	1.0000	
β^4	0.4433	0.2205	0.4348	0.0998	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας, κάτι που είναι πολύ συχνό φαινόμενο σε διαστρωματικά στοιχεία, και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.17, Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Σύνολο Δείγματος

Σύνολο Δείγματος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0030*	1.76	0.0474
C_t	-0.2408	1.18	0.1265
β^1	0.0009	1.23	0.1170
β^2	41.7272	1.06	0.1510
β^3	-0.5279	1.01	0.1626
β^4	0.6338	0.96	0.1744
R^2	29.59%		
F-statistic	1.60		
p-τιμή	0.2088		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%,

** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα και σε επίπεδο 10%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 29,59% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγοράς και ρευστότητας.

Αναλυτικότερα για τις 124 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5% προέκυψαν τα ακόλουθα. Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 27 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 22% των περιπτώσεων (μηνών). Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής και με θετικό πρόσημο στις 34, δηλαδή στο 27% των μηνών. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής και με θετικό πρόσημο στις 25, δηλαδή στο 20% των μηνών. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής και με αρνητικό πρόσημο στις 21, δηλαδή στο 17% των μηνών. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής και με αρνητικό πρόσημο στις 22 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 17% των μηνών.

Συνεπώς, το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας. Πάντως, όπου βρέθηκε να επηρεάζει, ο κίνδυνος αγοράς και η κοινή επίδραση ρευστότητας έχουν θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν, ενώ, τέλος η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει θετική επίδραση, κάτι που δεν αναμενόταν.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα σχετικά αποτελέσματα εξαιρουμένου του μήνα Ιανουαρίου σε όλες τις διαστρωματικές εκτιμήσεις προκειμένου να ληφθεί υπόψη, εάν υπάρχει βέβαια, η χρηματιστηριακή ανωμαλία γνωστή και ως φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Πίνακας 5.18, Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	0.1296	1.0000			
β^2	0.5244	0.2661	1.0000		
β^3	0.1112	0.4438	0.1843	1.0000	
β^4	0.4321	0.2138	0.4355	0.1005	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες και όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας.

Πίνακας 5.19 Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

Σύνολο Δείγματος - Εξαιρείται Ιανουάριος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0064	1.60	0.0632
C_t	-0.1728	1.16	0.1301
β^1	0.0038	1.23	0.1167
β^2	37.9559	1.00	0.1644
β^3	-0.7317	0.98	0.1699
β^4	0.6643	0.97	0.1711
R^2	29.88%		
F-statistic	1.62		
p-τιμή	0.2030		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%,

** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας, όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος, δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα και σε επίπεδο 10%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 29,88% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγοράς και ρευστότητας, όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος.

Αναλυτικότερα για τις 124 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5%, προκύπτουν τα ακόλουθα. Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής μόνο στις 24 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των μηνών. Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής μόνο στις 31 παλινδρομήσεις, στο 27% των μηνών. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής μόνο στις 19 παλινδρομήσεις, στο 17% των μηνών. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής μόνο στις 18 παλινδρομήσεις, στο 16% των μηνών. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής μόνο στις 21 παλινδρομήσεις, στο 18% των μηνών.

Συνοψίζοντας καταλήγουμε ότι το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκε να επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας, όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος. Πάντως, όπου βρέθηκε να επηρεάζει παρατηρήθηκε ότι ο κίνδυνος αγοράς και η κοινή επίδραση ρευστότητας έχουν θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν, ενώ τέλος η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει θετική επίδραση, κάτι που δεν αναμενόταν.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων που αφορούν την εκτίμηση ξεχωριστά για περιόδους ανοδικών αγορών και για περιόδους καθοδικών αγορών.

Πίνακας 5.20, Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Ανοδικής Αγοράς

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	0.1049	1.0000			
β^2	0.4908	0.2579	1.0000		
β^3	0.1210	0.4133	0.2053	1.0000	
β^4	0.4520	0.2540	0.4568	0.1328	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες και την περίοδο ανοδικών αγορών. Αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.21, Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Ανοδικής Αγοράς

Ανοδική Αγορά ($R_m - R_f > 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	0.0179	1.44	0.0825
C_t	-0.3211	1.18	0.1268
β^1	0.0248	1.24	0.1158
β^2	69.5940	1.02	0.1600
β^3	-0.3559	1.06	0.1515
β^4	0.2570	0.92	0.1838
R^2	29.07%		
F-statistic	1.56		
p-τιμή	0.2197		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας, την περίοδο των ανοδικών αγορών, δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα

και σε επίπεδο 10%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, το 29,07% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγορά και ρευστότητας.

Αναλυτικότερα για τις 67 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5%, προκύπτουν τα ακόλουθα. Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 14 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των μηνών. Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 18 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 27%) των μηνών. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 13 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 19% των μηνών. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 13 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 19% των μηνών. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 10 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 15% των μηνών.

Συνεπώς, το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκε να επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας, την περίοδο ανοδικών αγορών. Πάντως παρατηρήθηκε ότι όπου βρέθηκε να επηρεάζει, ο κίνδυνος αγοράς και η κοινή επίδραση ρευστότητας έχουν θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν, ενώ, τέλος η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει θετική επίδραση, κάτι που δεν αναμενόταν.

Πίνακας 5.22, Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Καθοδικής Αγοράς

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	0.1670	1.0000			
β^2	0.5267	0.2660	1.0000		
β^3	0.0840	0.4823	0.1674	1.0000	
β^4	0.4330	0.1812	0.4089	0.0611	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες και την περίοδο καθοδικών αγορών, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.23, Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Καθοδικής Αγοράς

Καθοδική Αγορά ($R_m - R_f < 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0277	2.13	0.0233
C_t	-0.1464	1.18	0.1262
β^1	-0.0273	1.22	0.1185
β^2	8.9715	1.11	0.1410
β^3	-0.7300	0.95	0.1763
β^4	1.0767	1.01	0.1637
R^2	30.20%		
F-statistic	1.64		
p-τιμή	0.1966		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα και με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας, την περίοδο των καθοδικών αγορών, δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα και σε επίπεδο 10%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 30,20% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγοράς και ρευστότητας.

Αναλυτικότερα για τις 57 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5%, προκύπτουν τα ακόλουθα. Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 13 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 23% των μηνών. Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 16 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 28% των μηνών. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 12 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των μηνών. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 8 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 14% των μηνών. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 12 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των μηνών.

Συνοψίζοντας, το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκε να επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Γαλλίας, την περίοδο ανοδικών αγορών. Πάντως παρατηρήθηκε ότι όπου βρέθηκε να επηρεάζει, ο κίνδυνος αγοράς έχει αρνητική επίδραση, η κοινή επίδραση ρευστότητας έχει θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν, ενώ, τέλος η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει θετική επίδραση, κάτι που δεν αναμενόταν.

5.2. Αποτελέσματα στο Χρηματιστήριο της Ιταλίας

Για τις 102 μετοχές του χρηματιστηρίου της Ιταλίας εκτιμήθηκαν το υπόδειγμα με διαστρωματικά δεδομένα, το υπόδειγμα με βάση τις χρονολογικές σειρές, και το υπόδειγμα κινδύνου ρευστότητας ακριβώς με τον ίδιο τρόπο όπως έγινε και στην περίπτωση της Γαλλίας προκειμένου να διαπιστωθεί τι ισχύει και για την Ιταλία και να πραγματοποιηθούν οι σχετικές συγκρίσεις.

5.2.1 Εκτίμηση Υποδείγματος με Διαστρωματικά Δεδομένα – Ιταλία

Παρουσιάζονται ορισμένα περιγραφικά στοιχεία των μεταβλητών που χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση των διαστρωματικών παλινδρομήσεων. Τα περιγραφικά αυτά στοιχεία υπολογίστηκαν ως μέσοι όροι για κάθε μήνα για το σύνολο των μετοχών του δείγματος.

Πίνακας 5.24, Περιγραφικά Στοιχεία Μεταβλητών

	Μέσος	Τυπική Απόκλιση	Ελάχιστο	Μέγιστο
R_m^i	-0.0103	0.1093	-0.7092	1.1230
ILLM	1.0000	1.2425	0.0000	16.3789
β	0.8296	0.9820	-9.1294	8.3264
R_Q1	-0.0103	0.0651	-0.4114	0.4218
R_Q2	-0.0089	0.0645	-0.4114	0.4218
BM	0.0471	0.1726	-0.7350	7.1675
lnCAP	12.63	2.0474	4.5555	20.0965
STD	2.0416	1.3053	0.0000	35.8182
CP	-0.0092	1.0355	-9.8694	30.8995

Στο σύνολο του δείγματος τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης παρουσιάζονται στους πίνακες αμέσως παρακάτω.

Πίνακας 5.25, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Σύνολο Δείγματος

Σύνολο Δείγματος							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	InCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1527	1					
R_Q1	-0.0659	-0.0802	1				
R_Q2	-0.0512	-0.0632	0.0861	1			
BM	0.5783	-0.0535	-0.0790	-0.0839	1		
InCAP	-0.3447	0.1112	0.0634	0.0600	-0.2104	1	
STD	0.0610	0.1507	-0.0924	-0.1048	0.0546	-0.1151	1
CP	-0.0429	0.0026	0.0403	0.0341	-0.0749	0.0803	-0.0507

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες έως χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας, κάτι που είναι πολύ συχνό φαινόμενο σε διαστρωματικά στοιχεία, και να υπολογιστούν, έτσι, αξιόπιστα t-στατιστικά.

Πίνακας 5.26, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Σύνολο Δείγματος

Σύνολο Δείγματος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0719*	1.46	0.0744
ILLM	-0.0030*	1.37	0.0862
B	-0.0052	1.17	0.1231
R_Q1	0.0195	1.13	0.1312
R_Q2	0.1099	1.08	0.1422
BM	0.0179	1.14	0.1278
lnCAP	0.0029	1.25	0.1067
STD	0.0206***	2.86	0.0026
CP	0.0108*	1.45	0.0757
R ²	30.17%		
F-statistic	5.02		
p-τιμή	0.0000		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα και με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιες μεταβλητές της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, το 30,17% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από κάποιες από τις σχετικές μεταβλητές. Οι μεταβλητές αυτές είναι ο συνολικός κίνδυνος σε επίπεδο 1% και η ταμειακή ροή σε επίπεδο 10%. Η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με αρνητικό πρόσημο και προέκυψε στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Αξίζει να σημειωθεί ότι από τις 132 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν, στις 43 προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής, δηλαδή στο 33% των μηνών. Συνεπώς, η έλλειψη ρευστότητας βρέθηκε να επηρεάζει με αρνητικό τρόπο, τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα σχετικά αποτελέσματα όπου εξαιρέθηκε ο μήνας Ιανουάριος σε όλες τις διαστρωματικές εκτιμήσεις προκειμένου να ληφθεί υπόψη, εάν υπάρχει βέβαια, η χρηματιστηριακή ανωμαλία γνωστή και ως φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Πίνακας 5.27, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

Εξαιρείται ο Ιανουάριος							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	lnCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1508	1					
R_Q1	-0.0628	-0.1017	1				
R_Q2	-0.0536	-0.0588	0.0926	1			
BM	0.5775	-0.0544	-0.0743	-0.0853	1		
lnCAP	-0.3464	0.1095	0.0554	0.0614	-0.2101	1	
STD	0.0584	0.1474	-0.0876	-0.1056	0.0538	-0.1121	1
CP	-0.0414	0.0076	0.0413	0.0360	-0.0742	0.0808	-0.0517

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες έως χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας, κάτι που είναι πολύ συχνό φαινόμενο σε διαστρωματικά στοιχεία, και να υπολογιστούν, έτσι, αξιόπιστα t-στατιστικά.

Πίνακας 5.28, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

Σύνολο Δείγματος - Εξαιρείται Ιανουάριος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0721*	1.48	0.0717
ILLM	-0.0027*	1.39	0.0837
β	-0.0056	1.16	0.1253
R_Q1	0.0187	1.17	0.1220
R_Q2	0.1123	1.07	0.1429
BM	0.0099	1.13	0.1312
lnCAP	0.0030	1.25	0.1066
STD	0.0203***	2.91	0.0023
CP	0.0112*	1.44	0.0767
R ²	30.61%		
F-statistic	5.13		
p-τιμή	0.0000		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%,

** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Από τα αποτελέσματα προκύπτει σύμφωνα με την τιμή της F-στατιστικής ότι οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος, επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 30,61% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από κάποιους από τους σχετικούς παράγοντες. Συγκεκριμένα ο συνολικός κίνδυνος σε επίπεδο 1% και η ταμειακή ροή σε επίπεδο 10% βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις μετοχών. Η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με αρνητικό πρόσημο και προέκυψε στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Αξίζει να σημειωθεί ότι ο συντελεστής της έλλειψης ρευστότητας από τις 121 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν μόνο στις 39 προέκυψε στατιστικά σημαντικός, στο 32% των περιπτώσεων. Συνεπώς, η έλλειψη ρευστότητας βρέθηκε να επηρεάζει με αρνητικό τρόπο, τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας, ακόμα και όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων που αφορούν την εκτίμηση ξεχωριστά για περιόδους ανοδικών αγορών και για περιόδους καθοδικών αγορών.

Πίνακας 5.29, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Περίοδος Ανοδικών Αγορών

Περίοδος Ανοδικής Αγοράς							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	lnCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1501	1					
R_Q1	-0.0599	-0.0266	1				
R_Q2	-0.0348	-0.0524	0.0717	1			
BM	0.5713	-0.0687	-0.0535	-0.0560	1		
lnCAP	-0.3412	0.1278	0.0574	0.0595	-0.2276	1	
STD	0.0994	0.1387	-0.0632	-0.0938	0.0579	-0.1415	1
CP	-0.0433	0.0315	0.0113	-0.0136	-0.0650	0.0704	-0.0317

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών για την περίοδο ανοδικών αγορών είναι μέτριες έως χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της

παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.30, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Περίοδος Ανοδικών Αγορών

Ανοδική Αγορά ($R_m - R_f > 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0772*	1.57	0.0594
ILLM	-0.0088*	1.42	0.0799
β	-0.0012	1.13	0.1305
R_Q1	-0.0583	1.02	0.1559
R_Q2	0.0612	1.00	0.1603
BM	0.0459	1.08	0.1420
InCAP	0.0041*	1.35	0.0904
STD	0.0385***	3.77	0.0001
CP	0.0097*	1.44	0.0769
R ²	35.56%		
F-statistic	6.42		
p-τιμή	0.0000		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Για την περίοδο ανοδικών αγορών σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 δείχνει ότι το 35,56% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από κάποιους από τους σχετικούς παράγοντες. Αρκετοί παράγοντες βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών, η κεφαλαιοποίηση σε επίπεδο 10%, ο συνολικός κίνδυνος σε επίπεδο 1% και η ταμειακή ροή σε επίπεδο 5%. Επίσης η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με αρνητικό πρόσημο και προέκυψε στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10%. Από τις 64 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν, στις 21 ο συντελεστής της έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής, δηλαδή στο 33% των περιπτώσεων. Συνεπώς για

την περίοδο ανοδικών αγορών, η έλλειψη ρευστότητας βρέθηκε να επηρεάζει με αρνητικό τρόπο, τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας.

Πίνακας 5.31, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Περίοδος Καθοδικών Αγορών

Περίοδος Καθοδικής Αγοράς							
	ILLM	β	R_Q1	R_Q2	BM	InCAP	STD
ILLM	1						
β	-0.1556	1					
R_Q1	-0.0724	-0.1389	1				
R_Q2	-0.0691	-0.0751	0.1018	1			
BM	0.5860	-0.0370	-0.1069	-0.1144	1		
InCAP	-0.3485	0.0931	0.0699	0.0606	-0.1916	1	
STD	0.0191	0.1640	-0.1243	-0.1169	0.0510	-0.0861	1
CP	-0.0423	-0.0292	0.0721	0.0864	-0.0859	0.0912	-0.0715

Οι συσχετίσεις για την περίοδο καθοδικών αγορών μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών μέτριες έως χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.32, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Περίοδος Καθοδικών Αγορών

Καθοδική Αγορά ($R_m - R_f < 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0670*	1.34	0.0911
ILLM	0.0025*	1.33	0.0926
β	-0.0090	1.20	0.1165
R_Q1	0.0927	1.23	0.1107
R_Q2	0.1558	1.15	0.1265
BM	-0.0085	1.21	0.1153
lnCAP	0.0019	1.16	0.1239
STD	0.0036**	2.00	0.0243
CP	0.0119*	1.45	0.0745
R^2	25.10%		
F-statistic	3.90		
p-τιμή	0.0005		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Για την περίοδο των πτωτικών αγορών σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 , δείχνει ότι το 25,10% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από κάποιους από τους σχετικούς παράγοντες. Οι παράγοντες όπως ο συνολικός κίνδυνος σε επίπεδο 5% και η ταμειακή ροή σε επίπεδο 10% βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών. Η έλλειψη ρευστότητας εκτιμήθηκε με θετικό πρόσημο και προέκυψε στατιστικά σημαντική, σε επίπεδο 10%. Από τις 68 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν, ο συντελεστής της έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός στις 22 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 32% των περιπτώσεων. Συνεπώς για την περίοδο των καθοδικών αγορών, η έλλειψη ρευστότητας βρέθηκε να επηρεάζει θετικά τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας.

5.2.2 Εκτίμηση Υποδείγματος με Χρονολογικές Σειρές – Ιταλία

Στο τμήμα αυτό παρουσιάζονται οι εκτιμήσεις του υποδείγματος με στοιχεία χρονολογικών σειρών. Αρχικά παρουσιάζεται η εκτίμηση που αφορά τη χρηματιστηριακή αγορά της Ιταλίας στο σύνολο της και έπειτα παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που αφορούν τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν με βάση το μέγεθος των μετοχών, όπως αυτό θεωρείται με βάση την κεφαλαιοποίηση κατά μέσο όρο στην περίοδο 2001-2011.

Για την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων που θα λάβουμε, αρχικά πρέπει να ελεγχθεί η στασιμότητα των υπερβαλλουσών αποδόσεων που θα χρησιμοποιηθούν για την εκτίμηση των παλινδρομήσεων. Η στασιμότητα των μεταβλητών εξασφαλίζει αξιόπιστα αποτελέσματα, δεδομένου ότι θα ισχύουν και οι κλασικές υποθέσεις των τυχαίων σφαλμάτων (ομοσκεδαστικότητα, μη αυτοσυσχέτιση). Όπως εμφανίζεται και στα κάτωθι αποτελέσματα η υπόθεση της μη στασιμότητας απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1% ή 5% σε όλες τις περιπτώσεις.

Πίνακας 5.33, Έλεγχος Στασιμότητας Μεταβλητών των Παλινδρομήσεων

Χαρτοφυλάκιο 2		
Μεταβλητή	ADF Statistic	ρ-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-10.42***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 4		
Μεταβλητή	ADF Statistic	ρ-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-10.19***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 6		
Μεταβλητή	ADF Statistic	ρ-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-9.40***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 8		
Μεταβλητή	ADF Statistic	ρ-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-10.03***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο 10		
Μεταβλητή	ADF Statistic	ρ-τιμή
$E(R_p) - R_F$	-10.55***	0.0000

Χαρτοφυλάκιο Αγοράς		
Μεταβλητή	ADF Statistic	ρ-τιμή
$E(R_M) - R_F$	-5.12***	0.0000

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%,

** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Αρχικά εξετάζονται οι επιμέρους συσχετίσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών για να διαπιστωθεί εάν τυχόν υπάρχει πρόβλημα πολυσυγγραμμικότητας, το οποίο θα προέκυπτε από μια πολύ υψηλή συσχέτιση.

Πίνακας 5.34, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών – Χαρτοφυλάκιο Αγοράς

	$AILLM_{m-1}$	$AILLUM_m$
$AILLM_{m-1}$	1	
$AILLUM_m$	-0.0037	1
JAN	-0.0958	0.1324

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι χαμηλές για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.35, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Χρονολογική Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας – Χαρτοφυλάκιο Αγοράς

Χαρτοφυλάκιο Αγοράς			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	0.0044	0.41	0.6808
$AILLM_{m-1}$	-1.8539	-1.59	0.1150
$AILLUM_m$	-22.22***	-6.35	0.0000
JAN	0.0086	0.44	0.6627
R^2	27.85%		
F-statistic	16.34		
p-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.85		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5% *** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Περιοχή Αποδοχής της Μη Αυτοσυσχέτισης για την DW-Statistic [1.75 – 2.25] σε 5%

Σύμφωνα με την στατιστική DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%, και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση.

Σύμφωνα με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου της αγοράς στο χρηματιστήριο της Ιταλίας επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιες μεταβλητές της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, μόλις το 27,85% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου της αγοράς ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας. Πιο συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι όμως μη στατιστικά σημαντική. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα αντίστοιχα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων για τα χαρτοφυλάκια που κατασκευάστηκαν βάσει της κεφαλαιοποίησης τους, όπου το χαρτοφυλάκιο 2 αντιστοιχεί σε μετοχές χαμηλής κεφαλαιοποίησης και το χαρτοφυλάκιο 10 σε μετοχές υψηλής κεφαλαιοποίησης.

Πίνακας 5.36, Συσχετίσεις Ανεξάρτητων Μεταβλητών ανά Χαρτοφυλάκιο

	$AILL2_{m-1}$	$AILLU2_m$
$AILL2_{m-1}$	1	
$AILLU2_m$	0.0005	1
JAN	-0.1128	-0.0628

	$AILL4_{m-1}$	$AILLU4_m$
$AILL4_{m-1}$	1	
$AILLU4_m$	-0.0001	1
JAN	-0.1337	0.0850

	AILL6 _{m-1}	AILLU6 _m
AILL6 _{m-1}	1	
AILLU6 _m	-0.0001	1
JAN	-0.1269	0.0028

	AILL8 _{m-1}	AILLU8 _m
AILL8 _{m-1}	1	
AILLU8 _m	-0.0025	1
JAN	-0.1054	-0.0116

	AILL10 _{m-1}	AILLU10 _m
AILL10 _{m-1}	1	
AILLU10 _m	-0.0030	1
JAN	-0.1018	0.1138

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών για όλα τα χαρτοφυλάκια είναι χαμηλές, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση των παλινδρομήσεων δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων υπολογίζονται με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.37, Εκτίμηση Παλινδρόμησης για Χρονολογική Συσχέτιση Μεταξύ Αποδόσεων και Ρευστότητας ανά Χαρτοφυλάκιο

Χαρτοφυλάκιο 2			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	0.0413***	3.08	0.0025
AILLM _{m-1}	-2.4208***	-4.00	0.0001
AILLUM _m	-7.5273***	-6.26	0.0000
JAN	-0.0050	-0.28	0.7821
R ²	37.46%		
F-statistic	25.35		
p-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	2.10		

Χαρτοφυλάκιο 4			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	0.0277**	2.55	0.0120
AILLM _{m-1}	-2.5141***	-3.76	0.0003
AILLUM _m	-10.1117***	-7.54	0.0000
JAN	0.0049	0.45	0.6571
R ²	39.60%		
F-statistic	27.76		
p-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.96		

Χαρτοφυλάκιο 6			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.0727***	2.04	0.0217
AILLM _{m-1}	-7.9955***	-2.54	0.0061
AILLUM _m	-	-4.70	0.0000
JAN	-0.0185	0.91	0.1832
R ²	47.91%		
F-statistic	38.93		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.99		

Χαρτοφυλάκιο 8			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.0195	1.01	0.3125
AILLM _{m-1}	-4.5242	-1.52	0.1300
AILLUM _m	-23.8646***	-5.11	0.0000
JAN	-0.0066	-0.56	0.5752
R ²	25.14%		
F-statistic	14.21		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	1.78		

Χαρτοφυλάκιο 10			
	Εκτίμηση	t-statistic	ρ-τιμή
Σταθερά	0.0128	0.97	0.3328
AILLM _{m-1}	-22.0485*	-1.67	0.0965
AILLUM _m	-	-3.52	0.0006
JAN	0.0099	0.51	0.6109
R ²	20.58%		
F-statistic	10.97		
ρ-τιμή	0.0000		
DW-Statistic	2.04		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Περιοχή Αποδοχής της Μη Αυτοσυσχέτισης για την DW-Statistic [1.75 – 2.25]
σε 5%

Για το Χαρτοφυλακίου 2, σύμφωνα με την τιμή της στατιστικής DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5% και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση. Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις του επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιες μεταβλητές της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 25,35% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1% , εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Για το Χαρτοφυλάκιο 4, σύμφωνα με την στατιστική DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%, και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση. Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου 4 επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 39,60% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Αναλυτικότερα η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Για το Χαρτοφυλάκιο 6 σύμφωνα με την στατιστική DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%, και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση. Η τιμή της F-στατιστικής μας δείχνει ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε

επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 47,91% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Αναλυτικότερα η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική, εύρημα ακριβώς αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι και στατιστικά σημαντική, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Για το Χαρτοφυλάκιο 8, σύμφωνα με την στατιστική DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%, και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση. Η τιμή της F-στατιστικής μας δείχνει ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 25,14% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Πιο συγκεκριμένα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι μη στατιστικά σημαντική ακόμα και σε επίπεδο 10%. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει μια αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Τέλος για το Χαρτοφυλάκιο 10, σύμφωνα με την στατιστική DW δεν υπάρχει ένδειξη ύπαρξης της παραβίασης της αυτοσυσχέτισης των σφαλμάτων σε επίπεδο 5%, και έτσι δεν χρειάζεται να γίνει κάποια σχετική διόρθωση. Η τιμή της F-στατιστικής μας δείχνει ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από κάποιους παράγοντες της παλινδρόμησης αυτής σε επίπεδο 1%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 20,58% της μεταβλητότητας των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου ερμηνεύεται από την αναμενόμενη ή τη μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας, έχοντας λάβει υπόψη την τυχόν επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου. Αναλυτικότερα, η αναμενόμενη ρευστότητα έχει αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 10% ,

εύρημα αντίθετο από αυτό που αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Αντίστοιχα, η μη αναμενόμενη ρευστότητα έχει αρνητική επίδραση η οποία είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο 1%, εύρημα που επιβεβαιώνει τη σχετική υπόθεση.

Συνολικά για όλα τα χαρτοφυλάκια, βρέθηκε ότι η επίδραση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας είναι αρνητική, αντίθετα από ότι αναμενόταν σύμφωνα με τη σχετική υπόθεση. Επίσης βρέθηκε να αυξομειώνεται η ένταση της όσο αυξάνει το μέγεθος των μετοχών κάτι που επίσης δεν αναμενόταν σύμφωνα με τη σχετική υπόθεση, καθώς όσο αυξάνει το μέγεθος του χαρτοφυλακίου θεωρείτο ότι μειώνεται η ένταση της επίδρασης της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας.

Αντίστοιχα, η επίδραση της μη αναμενόμενης ρευστότητας βρέθηκε αρνητική, όπως αναμενόταν βάσει της σχετικής υπόθεσης. Βρέθηκε επίσης να έχει τάση αυξομείωσης όσο αυξάνει το μέγεθος των μετοχών, κάτι που δεν αναμενόταν ακριβώς σύμφωνα με την σχετική υπόθεση.

5.2.3 Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Ιταλίας

Αρχικά παρουσιάζονται τα βασικά περιγραφικά στατιστικά των μεταβλητών που εμπλέκονται στην εξίσωση παλινδρόμησης, για κάθε χαρτοφυλάκιο που δημιουργήθηκε για τις ανάγκες εκτίμησης του υποδείγματος κινδύνου ρευστότητας.

Πίνακας 5.38, Περιγραφικά Στατιστικά Μεταβλητών που Εμπλέκονται
στο Υπόδειγμα Κινδύνου Ρευστότητας

Χαρτοφυλάκιο	β^1	β^2	β^3	β^4	$E(R_p) - R_F$	$\sigma[E(R_p) - R_F]$	$E(C_t)$	$\sigma[E(C_t)]$
1	0.6771	0.0014	0.0073	0.0090	0.02%	6.47%	0.0284	0.0061
2	1.0596	0.0025	0.0268	0.0134	-1.89%	8.22%	0.0361	0.0152
3	0.7794	0.0043	0.0132	0.0336	-0.32%	7.09%	0.0591	0.0127
4	1.0342	0.0049	0.0163	0.0165	-0.95%	9.23%	0.0443	0.0234
5	0.9514	0.0046	0.0167	0.0214	-0.85%	7.84%	0.0578	0.0228
6	0.6665	0.0022	0.0112	0.0172	0.18%	6.60%	0.0488	0.0167
7	0.6887	0.0130	0.0070	0.0437	-1.93%	7.46%	0.1949	0.0975
8	0.8847	0.0024	0.0060	0.0161	-1.15%	8.34%	0.0312	0.0182
9	0.8459	0.0069	0.0127	0.0411	-0.47%	8.28%	0.0837	0.0275
10	0.8737	0.0132	0.0124	0.0884	-0.87%	8.94%	0.1474	0.0740
11	0.8245	0.0040	0.0039	0.0000	-1.37%	8.61%	0.0330	0.0366
12	0.9024	0.0048	0.0140	0.0276	-1.37%	8.29%	0.0728	0.0390
13	0.6752	0.0097	0.0169	0.0619	-0.28%	7.58%	0.1278	0.0543
14	0.6138	0.0062	0.0017	0.0185	-0.69%	7.04%	0.1313	0.0698
15	0.6352	0.0038	0.0042	-0.0078	-1.44%	7.41%	0.1163	0.0513
16	0.6242	0.0069	0.0138	0.0284	-1.45%	7.41%	0.1147	0.0336
17	0.5520	0.0041	0.0093	0.0388	-1.27%	6.83%	0.1036	0.0258
18	0.8322	0.0026	0.0040	0.0220	-1.57%	8.47%	0.0297	0.0183
19	0.6582	0.0033	0.0103	0.0164	-0.80%	6.36%	0.0623	0.0340
20	0.6410	0.0083	0.0033	0.0439	-1.04%	7.82%	0.1158	0.0862
21	0.3719	0.0020	0.0001	0.0118	-0.22%	6.30%	0.0426	0.0105
22	0.6821	0.0043	0.0119	0.0200	-1.11%	7.56%	0.0645	0.0360
23	0.7139	0.0020	0.0030	0.0129	-1.31%	8.43%	0.0448	0.0142
24	0.3859	0.0027	0.0023	0.0405	-0.15%	4.55%	0.0402	0.0198
25	0.5404	0.0012	-0.0013	0.0072	-2.04%	7.88%	0.0140	0.0173

Στο σύνολο του δείγματος τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης για το μοντέλο του κινδύνου ρευστότητας παρουσιάζονται στους πίνακες αμέσως παρακάτω.

Πίνακας 5.39, Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του
Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Σύνολο Δείγματος

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	-0.0455	1.0000			
β^2	0.4326	0.1703	1.0000		
β^3	0.0327	0.4183	0.1207	1.0000	
β^4	0.2795	0.0904	0.2945	-0.0093	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας, κάτι που είναι πολύ συχνό φαινόμενο σε διαστρωματικά στοιχεία, και να υπολογιστούν, έτσι, αξιόπιστα t-στατιστικά.

Πίνακας 5.40, Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Σύνολο Δείγματος

Σύνολο Δείγματος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0097*	1.57	0.0662
C_t	0.0318	0.99	0.1678
β^1	0.0018	1.07	0.1491
β^2	1.4729	1.20	0.1223
β^3	-0.2516	0.97	0.1731
β^4	-0.0931	1.10	0.1421
R^2	26.50%		
F-statistic	1.37		
p-τιμή	0.2793		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα και σε επίπεδο 10%. Ο συντελεστή προσδιορισμού R^2 δείχνει ότι το 26,50% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγοράς και ρευστότητας.

Αναλυτικά για τις 124 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5%, προκύπτουν τα ακόλουθα. Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 23 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 19% των περιπτώσεων. Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 22 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 18% των περιπτώσεων. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2)

προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 26 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των περιπτώσεων. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 19 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 15% των περιπτώσεων. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 26 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των περιπτώσεων.

Συνεπώς, το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκαν να επηρεάζουν τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας. Πάντως παρατηρήθηκε ότι όπου βρέθηκε να επηρεάζει, ο κίνδυνος αγοράς και η κοινή επίδραση ρευστότητας έχουν θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν, ενώ, τέλος και η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει αρνητική επίδραση, όπως αναμενόταν.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα σχετικά αποτελέσματα όπου εξαιρέθηκε ο μήνας Ιανουάριος σε όλες τις διαστρωματικές εκτιμήσεις προκειμένου να ληφθεί υπόψη, εάν υπάρχει βέβαια, η χρηματιστηριακή ανωμαλία γνωστή και ως φαινόμενο του Ιανουαρίου.

Πίνακας 5.41, Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	-0.0388	1.0000			
β^2	0.4390	0.1709	1.0000		
β^3	0.0347	0.4352	0.1243	1.0000	
β^4	0.2742	0.0911	0.3009	-0.0038	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος είναι μέτριες, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι

υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.42, Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Εξαιρείται ο Ιανουάριος

Σύνολο Δείγματος - Εξαιρείται Ιανουάριος			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0098*	1.57	0.0661
C_t	0.0203	0.98	0.1694
β^1	0.0020	1.01	0.1616
β^2	1.6320	1.20	0.1225
β^3	-0.2688	0.95	0.1779
β^4	-0.0884	1.08	0.1464
R^2	26.39%		
F-statistic	1.36		
p-τιμή	0.2820		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας, όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος, δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα και σε επίπεδο 10%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 , το 26,39% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγοράς και ρευστότητας. Αναλυτικότερα για τις 114 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5% προέκυψαν τα ακόλουθα. Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 22 παλινδρομήσεις, στο 19% των περιπτώσεων. Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 19 παλινδρομήσεις, στο 17% των περιπτώσεων. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 23 παλινδρομήσεις, στο 20% των περιπτώσεων. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 16 παλινδρομήσεις, στο 14% των περιπτώσεων. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε

σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 23 παλινδρομήσεις, στο 20% των περιπτώσεων.

Συνεπώς, το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκαν να επηρεάζουν σε μεγάλο βαθμό τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας, όταν εξαιρείται ο Ιανουάριος. Πάντως παρατηρήθηκε ότι όπου βρέθηκε να επηρεάζει, ο κίνδυνος αγοράς και η κοινή επίδραση ρευστότητας έχουν θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν και τέλος η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει αρνητική επίδραση, κάτι που επίσης αναμενόταν.

Ακολούθως παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των παλινδρομήσεων που αφορούν την εκτίμηση ξεχωριστά για περιόδους ανοδικών αγορών και για περιόδους καθοδικών αγορών.

Πίνακας 5.43, Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Ανοδικής Αγοράς

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	-0.0549	1.0000			
β^2	0.3722	0.1898	1.0000		
β^3	0.0628	0.3911	0.1071	1.0000	
β^4	0.2490	0.1314	0.2782	0.0171	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες και την περίοδο ανοδικών αγορών, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.44, Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Ανοδικής Αγοράς

Ανοδική Αγορά ($R_m - R_f > 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	0.0251*	1.36	0.0948
C_t	-0.0223	1.14	0.1343
β^1	0.0170	1.10	0.1424
β^2	2.0533*	1.35	0.0972
β^3	-0.2922	1.00	0.1646
β^4	-0.1188	1.06	0.1503
R^2	27.06%		
F-statistic	1.41		
p-τιμή	0.2654		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με την τιμή της F-στατιστικής οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας, την περίοδο των ανοδικών αγορών, δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα και σε επίπεδο 10%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, το 27,06% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγοράς και ρευστότητας, την περίοδο ανοδικών αγορών.

Αναλυτικότερα για τις 62 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5% προέκυψαν τα ακόλουθα. Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 15 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 24% των μηνών. Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 10, δηλαδή στο 16% των μηνών. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 16 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 26% των μηνών. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 11 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 18% των περιπτώσεων. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) προέκυψε

στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 13 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των μηνών.

Συνεπώς, το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκε να επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας, την περίοδο ανοδικών αγορών. Πάντως παρατηρήθηκε ότι όπου βρέθηκε να επηρεάζει, ο κίνδυνος αγοράς και η κοινή επίδραση ρευστότητας έχουν θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν, ενώ, τέλος η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει αρνητική επίδραση, όπως αναμενόταν.

Πίνακας 5.45, Συσχετίσεις Ανεξαρτήτων Μεταβλητών για την Εκτίμηση του Μοντέλου Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Καθοδικής Αγοράς

	$E(C_t)$	β^1	β^2	β^3	β^4
$E(C_t)$	1.0000				
β^1	-0.0343	1.0000			
β^2	0.5037	0.1473	1.0000		
β^3	-0.0027	0.4504	0.1367	1.0000	
β^4	0.3154	0.0422	0.3138	-0.0404	1.0000

Οι συσχετίσεις μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών είναι μέτριες και την περίοδο καθοδικών αγορών, αυτό σημαίνει ότι στην εκτίμηση της παλινδρόμησης δεν παρατηρείται το φαινόμενο της πολυσυγγραμμικότητας. Τα τυπικά σφάλματα των εκτιμήσεων σε κάθε διαστρωματική παλινδρόμηση είναι υπολογισμένα με τη μέθοδο White για να ληφθεί υπόψη η τυχόν ύπαρξη της παραβίασης της ετεροσκεδαστικότητας και να προκύψουν αξιόπιστα t στατιστικά.

Πίνακας 5.46 Εκτίμηση Υποδείγματος Κινδύνου Ρευστότητας – Περίοδος Καθοδικής Αγοράς

Καθοδική Αγορά ($R_m - R_f < 0$)			
	Εκτίμηση	t-statistic	p-τιμή
Σταθερά	-0.0445	1.78	0.0452
C_t	0.0859	0.84	0.2066
β^1	-0.0134	1.04	0.1561
β^2	0.8926	1.06	0.1520
β^3	-0.2110	0.93	0.1819
β^4	-0.0673	1.14	0.1344
R^2	25.94%		
F-statistic	1.33		
p-τιμή	0.2936		

* Στατιστικά σημαντικό σε 10%, ** Στατιστικά σημαντικό σε 5%

*** Στατιστικά σημαντικό σε 1%

Σύμφωνα με την F-στατιστική οι αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας, την περίοδο των καθοδικών αγορών, δεν επηρεάζονται στατιστικά σημαντικά από τις ευαισθησίες του κινδύνου αγοράς και ρευστότητας, ακόμα και σε επίπεδο 10%. Σύμφωνα με τον συντελεστή προσδιορισμού, το 25,94% της μεταβλητότητας των αποδόσεων των μετοχών επηρεάζονται από τον κίνδυνο αγοράς και ρευστότητας, την περίοδο καθοδικών αγορών.

Αναλυτικότερα για τις 62 διαστρωματικές παλινδρομήσεις που εκτιμήθηκαν και για επίπεδο σημαντικότητας 5% προέκυψαν τα ακόλουθα . Το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 8 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 13% των μηνών. Ο κίνδυνος αγοράς (β^1) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 12 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 19% των μηνών. Η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας (β^2) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 10 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 16% των μηνών. Η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς (β^3) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 8 παλινδρομήσεις, στο 13% των μηνών. Τέλος, η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς (β^4) βρέθηκε στατιστικά σημαντικός συντελεστής στις 13 παλινδρομήσεις, δηλαδή στο 21% των περιπτώσεων.

Συνεπώς, το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, ο κίνδυνος αγοράς και ο κίνδυνος ρευστότητας δε βρέθηκε να επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών στο χρηματιστήριο της Ιταλίας, την περίοδο ανοδικών αγορών. Πάντως παρατηρήθηκε ότι όπου βρέθηκε να επηρεάζει, ο κίνδυνος αγοράς έχει αρνητική επίδραση κάτι που αναμένεται, η κοινή επίδραση ρευστότητας έχει θετική επίδραση, όπως αναμενόταν, η ευαισθησία της απόδοσης των μετοχών στην έλλειψη ρευστότητα της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως επίσης αναμενόταν, ενώ, τέλος η ευαισθησία της έλλειψης ρευστότητας των μετοχών σε σχέση με την απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει αρνητική επίδραση, όπως αναμενόταν.

5.3. Σύγκριση αποτελεσμάτων με προηγούμενες μελέτες

Και στις δύο χώρες βρέθηκαν αρκετά παρόμοια αποτελέσματα ως προς την επίδραση της ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών τα οποία, σε γενικές γραμμές δεν είναι και απολύτως συμβατά με εκείνα παλαιότερων ερευνών σε επίπεδο διαστρωματικών και χρονολογικών εκτιμήσεων.

Πιο συγκεκριμένα, τα αποτελέσματα με βάση τις διαστρωματικές εκτιμήσεις όπου προέκυψε πολύ χαλαρή έως μηδαμινή αρνητική σχέση δεν είναι ακριβώς απολύτως συμβατά με ευρήματα παλαιότερων ερευνών που είχαν δείξει μια θετική σχέση και οι οποίες είχαν διεξαχθεί σε προηγμένες χρηματιστηριακές αγορές, όπως στις ΗΠΑ, Αυστραλία, Γερμανία και Ιαπωνία (Amihud & Mendelson, 1986, Brennan & Subrahmanyam, 1996, Datar et al 1998, Chordia et al, 2001, Amihud, 2002, Acharya & Pedersen, 2005, Chan & Faff, 2005, Liu, 2006, Koch, 2010, Li et al, 2014), ενώ προέκυψαν σχετικά συμβατά με ευρήματα ερευνών των Campbell et al (1993) όπου έδειξαν αρνητική σχέση και των Eleswarapu & Reinganum (1993), Lesmond (2002) όπου έδειξαν χαλαρή έως καθόλου σχέση και είχαν διεξαχθεί και σε ανεπτυγμένες αλλά και σε αναδυόμενες αγορές.

Τα αποτελέσματα με βάση τις εκτιμήσεις σε επίπεδο χρονολογικών σειρών έδειξαν ότι δεν υπάρχει καμία επίδραση Ιανουαρίου (εποχικότητα), όπως βρέθηκε και στην έρευνα των Datar et al (1998) σε αντίθεση, όμως, με την έρευνα των Eleswarapu & Reinganum (1993) όπου προέκυψε σχετική επίδραση, όπου και οι δύο έρευνες έγιναν στις ΗΠΑ. Τα ίδια αποτελέσματα έδειξαν επίσης μια αρνητική επίδραση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας, κάτι αντίθετο και σε σχέση με τα ευρήματα ερευνών όπως του Amihud (2002), Avramov et al (2006), Koch, (2010) και Li et al (2014) που έγιναν σε προηγμένες χρηματιστηριακές αγορές, κυρίως στις ΗΠΑ. Το αποτέλεσμα της αρνητικής επίδρασης της μη αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας, είναι συμβατό με το αποτέλεσμα της μελέτης των Li et al (2014), όπου και αποτελεί και το κύριο άρθρο της συγκεκριμένης μελέτης..

Τέλος, τα αποτελέσματα με το υπόδειγμα κινδύνου ρευστότητας ήταν σχετικά συμβατά με τη σχετική θεωρία αν και σε πιο χαλαρό επίπεδο. Και πάλι δεν προέκυψε κάποια επίδραση του φαινομένου του Ιανουαρίου, όπως και στην έρευνα των Datar et al (1998) αλλά σε αντίθεση με την έρευνα των Eleswarapu & Reinganum (1993). Προέκυψε, επίσης, ένα θετικό ασφάλιστρο κινδύνου για την έλλειψη ρευστότητας, έστω και σε πολύ πιο χαλαρό βαθμό όμως, όπως είχε προκύψει θετικό αντίστοιχα και στις έρευνες των Hu (1997), Amihud (2002), Chan & Faff (2005), Acharya & Pedersen (2005), Liu (2006), Koch (2010) και Li et al (2014) οι οποίες έγιναν σε ανεπτυγμένες χρηματιστηριακές αγορές στις ΗΠΑ αλλά και στην Ιαπωνία.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 6: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται τα τελικά συμπεράσματα που προκύπτουν από την έρευνα μας για την επίδραση της έλλειψης ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών που έγινε για τα χρηματιστήρια της Γαλλίας και της Ιταλίας με δεδομένα για την περίοδο 2001-2011. Παρουσιάζεται μια σχετική συζήτηση των αποτελεσμάτων και επιχειρείται να δοθούν ορισμένες ερμηνείες για τα αποτελέσματα που προέκυψαν σε κάθε μια από τις χρηματιστηριακές αγορές της Γαλλίας και της Ιταλίας. Επίσης γίνεται πρόταση για περαιτέρω έρευνα με το συγκεκριμένο θέμα μελέτης.

6.1. Συζήτηση Αποτελεσμάτων

Από τα αποτελέσματα φαίνεται ότι τόσο στη Γαλλική όσο και στην Ιταλική χρηματιστηριακή αγορά η έλλειψη ρευστότητας δεν παίζει και τόσο μεγάλο ρόλο στις αποδόσεις των μετοχών όταν η σύγκριση γίνεται μεταξύ μετοχών. Η πολύ χαλαρή αρνητική επίδραση που βρέθηκε σημαίνει ότι όσο αυξάνεται η έλλειψη ρευστότητας σε μια μετοχή, αυτό συνδυάζεται έστω και σε πολύ χαμηλό βαθμό με μια αρνητική απόδοση. Διαφαίνεται μια πολύ χαλαρή τάση ότι μετοχές με υψηλότερη έλλειψη ρευστότητας να αυξάνεται η τάση πώλησης για αυτές, με συνέπεια την πτώση της τιμής τους και της απόδοσης τους για μια δεδομένη στιγμή. Ομοίως διαφαίνεται και η αντίστοιχη χαλαρή τάση, μετοχές με υψηλότερη ρευστότητα να αυξάνεται η τάση αγοράς για αυτές, με συνέπεια την άνοδο της τιμής και της απόδοσης για μια δεδομένη στιγμή. Με άλλα λόγια από όλα τα παραπάνω προκύπτει ότι και στη Γαλλία αλλά και στην Ιταλία οι μετοχές που έχουν υψηλότερη ρευστότητα τείνουν, έστω και σε μικρό βαθμό να είναι πιο ελκυστικές και το αντίστροφο.

Το ότι η σχέση αυτή γίνεται κάπως πιο έντονη σε περιόδους ανοδικών αγορών, στη Γαλλική χρηματιστηριακή αγορά δείχνει ότι οι επενδυτές ψάχνοντας για τις καλύτερες επενδυτικές ευκαιρίες πιθανά τείνουν πιο έντονα να ζητούν μετοχές με υψηλή ρευστότητα θεωρώντας τις πιο ελκυστικές, και επιθυμούν να χρηματοδοτήσουν μια τέτοια αγορά με πώληση μετοχών που έχουν λιγότερη

ρευστότητα. Επίσης, το ότι η αρνητική σχέση ανάμεσα σε έλλειψη ρευστότητας και απόδοσης εξαλείφεται σε περιόδους καθοδικών αγορών, σε αυτήν την αγορά σημαίνει ότι τότε οι επενδυτές ζητούν να πωλήσουν τις μετοχές άσχετα από το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας τους, διότι απλά θέλουν να μετριάσουν τις απώλειες τους, με την έννοια ότι πιστεύουν ότι θα πέσουν οι τιμές όλων των μετοχών, ανεξάρτητα από το πόσο ρευστές ή όχι είναι.

Στην περίοδο των καθοδικών αγορών στην Ιταλική χρηματιστηριακή αγορά, η θετική σχέση που προέκυψε ανάμεσα στην έλλειψη ρευστότητας και τις αποδόσεις των μετοχών, υπονοεί ότι μετοχές με μειωμένη ρευστότητα ήταν αυτές με υψηλότερη απόδοση, διότι μάλλον αυτές τις μετοχές αναζητούσαν οι επενδυτές προκειμένου να προστατευτούν από τη γενική πτώση, ενώ μετοχές με αυξημένη ρευστότητα ήταν αυτές με την μικρότερη απόδοση, διότι προχωρούσαν στην πώληση τους για να χρηματοδοτήσουν τις αγορές τους.

Η αρνητική επίδραση της έλλειψης ρευστότητας φαίνεται ακόμη πιο έντονα στη Γαλλική, αλλά και στην Ιταλική χρηματιστηριακή αγορά ως η επίδραση της αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας σε ένα πλαίσιο χρονολογικών σειρών. Θα μπορούσε να πει κάποιος ότι αυτό το εύρημα, σε επίπεδο χρονολογικών σειρών, επιβεβαιώνει το αντίστοιχο εύρημα, σε επίπεδο διαστρωματικών στοιχείων. Το ότι η επίδραση της μη αναμενόμενης ρευστότητας βρέθηκε και αυτή αρνητική αλλά αρκετά πιο έντονη και πιο ισχυρή σημαίνει ότι οι επενδυτές, σε Γαλλία και Ιταλία, την εκλαμβάνουν ως ένα σοκ στις αγορές αυτές και αντιδρούν πιο έντονα τότε εκλαμβάνοντας μια μη αναμενόμενη έλλειψη ρευστότητας για μια μετοχή ως μια αρκετά κακή είδηση, πράγμα που τους κάνει να λαμβάνουν πιο δραστικές αποφάσεις ως προς τη διακράτηση τέτοιων μετοχών. Ουσιαστικά, και στο Γαλλικό αλλά και στο Ιταλικό χρηματιστήριο βρέθηκε ότι περισσότερο έχει σημασία για τους επενδυτές η έλλειψη ρευστότητας ως ένα έκτακτο γεγονός για μια μετοχή, παρά κάτι πιο μόνιμο που λαμβάνεται ανά πάσα στιγμή υπόψη για την αποτίμηση των μετοχικών τίτλων.

Τέλος, το ότι το επίπεδο έλλειψης ρευστότητας, βρέθηκε να έχει αρνητική σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών είναι και αυτό συμβατό με τις αρνητικές σχέσεις που βρέθηκαν με τα προηγούμενα δύο μοντέλα για τη Γαλλική χρηματιστηριακή αγορά. Αντίθετα, το ίδιο εύρημα βρέθηκε για την Ιταλική χρηματιστηριακή αγορά

μόνο σε περιόδους ανοδικών αγορών. Συνεπώς, μόνο τότε στην Ιταλία, οι επενδυτές απαιτούσαν υψηλότερες αποδόσεις για να καλύψουν ένα αυξανόμενο επίπεδο έλλειψης ρευστότητας. Στη Γαλλία και στις άλλες περιπτώσεις στην Ιταλία, οι επενδυτές φαίνεται ότι συνδύαζαν ένα υψηλότερο επίπεδο ρευστότητας με χαμηλές αποδόσεις μετοχών για τις οποίες εξέφραζαν χαμηλή ζήτηση (υψηλή προσφορά) και προκαλούσαν μείωση στις τιμές και αρνητικές αποδόσεις μια δεδομένη στιγμή.

Πάντως, το ότι η κοινή επίδραση έλλειψης ρευστότητας βρέθηκε, έστω και πολύ χαλαρά, να έχει μια θετική επίδραση, σημαίνει ότι οι επενδυτές στη Γαλλική και την Ιταλική χρηματιστηριακή αγορά όντως αναγνωρίζουν τον κίνδυνο ρευστότητας και απαιτούν μια παραπάνω απόδοση για αυτόν, αλλά όχι σε τόσο υψηλό βαθμό.

Το ότι η ευαισθησία της απόδοσης της μετοχής στην έλλειψη ρευστότητας της αγοράς έχει αρνητική επίδραση, όπως αναμενόταν, σημαίνει ότι σε Γαλλία και Ιταλία όταν η έλλειψη ρευστότητας στην αγορά είναι έντονη, τότε υπάρχει τάση να αναζητούνται μετοχές ακόμη και με χαμηλότερες αποδόσεις εκείνη τη στιγμή, αρκεί να έχουν υψηλή σχετικά ρευστότητα.

Τέλος, το ότι η ευαισθησία έλλειψης ρευστότητας της μετοχής στην απόδοση της αγοράς βρέθηκε να έχει θετική επίδραση, στη Γαλλική αγορά, σημαίνει ότι όταν η αγορά έχει αρνητικές αποδόσεις, τότε αναζητούνται μετοχές με χαμηλή έλλειψη ρευστότητας, διότι αυτές πιστεύεται ότι θα έχουν την μικρότερη πτώση. Ουσιαστικά, αυτό το τελευταίο εύρημα είναι σχετικά συμβατό με το εύρημα ότι στην περίπτωση των καθοδικών αγορών, ουσιαστικά η ρευστότητα δεν παίζει και τόσο ρόλο στο ποιες μετοχές αναζητούνται, κυρίως για πώληση. Η επίδραση αυτή, αντίθετα, ήταν αρνητική, όπως αναμενόταν βάσει θεωρίας, στην Ιταλική αγορά. Δηλαδή όταν η αγορά έχει αρνητικές αποδόσεις τότε αναζητούνται μετοχές με υψηλή έλλειψη ρευστότητας διότι αυτές πιστεύεται ότι θα έχουν υψηλότερες αποδόσεις δηλαδή λιγότερο αρνητικές για να προστατευτούν από τη γενικότερη πτώση.

Αυτό το τελευταίο εύρημα είναι το μοναδικό που διαφοροποιείται ανάμεσα στις δύο αγορές. Ουσιαστικά, το γενικό συμπέρασμα που προκύπτει είναι ότι η έλλειψη ρευστότητας και στις δύο αγορές δεν παίζει και τόσο μεγάλο ρόλο και

λειτουργεί, έστω και σε μέτριο έως χαμηλό βαθμό, αρνητικά στην επιλογή των μετοχών και στις αποδόσεις τους, ενώ αυτό που φαίνεται να παίζει μεγαλύτερη σημασία είναι η επίδραση της μη αναμενόμενης ρευστότητας, καθώς φαίνεται ξεκάθαρα, και στις δύο αγορές, ότι εκλαμβάνεται ως ένα σοκ το οποίο επηρεάζει σημαντικά τους επενδυτές στην βραχυχρόνια επιλογή των μετοχών και στη διαμόρφωση των αποδόσεων τους μια δεδομένη στιγμή.

6.2. Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Όπως αναφέρθηκε και στο προηγούμενο κεφάλαιο τα αποτελέσματα που καταλήξαμε δεν φαίνεται να συμβαδίζουν με τα αποτελέσματα των προηγούμενων μελετών της βιβλιογραφίας μας. Παρόλο που η έλλειψη ρευστότητας δεν παίζει τόσο σημαντικό ρόλο ως παράγοντας στα χρηματιστήρια της Γαλλίας και της Ιταλίας, εμφανίζει να έχει αρνητική σχέση με τις αποδόσεις των μετοχών. Αντιθέτως στις προηγούμενες έρευνες εμφανίζεται ότι υπάρχει θετική σχέση ανάμεσα στην έλλειψη ρευστότητας και των μετοχικών αποδόσεων. Προτείνεται περαιτέρω μελέτη και σε χρηματιστήρια άλλων ευρωπαϊκών χωρών καθώς οι περισσότερες έρευνες της βιβλιογραφίας μας γίνονται με δεδομένα χρηματιστηρίων μεγαλύτερων οικονομιών. Επίσης προτείνεται να γίνει έρευνα για την χρονική περίοδο και μετά την οικονομική κρίση σε προηγμένες χρηματιστηριακές αγορές, όπως στις ΗΠΑ, Αυστραλία, Γερμανία και Ιαπωνία, ώστε να εξακριβωθεί αν τελικά τα αποτελέσματα παραμένουν συνεπή με τα αποτελέσματα στα οποία έχουν καταλήξει στις έρευνες τους.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Παράρτημα 1

Έλεγχος Στασιμότητας για αποδόσεις μετοχών Χρηματιστηρίου Γαλλίας

Μετοχή	ADF Statistic	p-τιμή
1	-5.4745	0.0000
2	-10.471	0.0000
3	-11.3561	0.0000
4	-10.6864	0.0000
5	-11.1305	0.0000
6	-12.6118	0.0000
7	-10.5403	0.0000
8	-10.3457	0.0000
9	-4.37972	0.0023
10	-6.13019	0.0000
11	-12.4135	0.0000
12	-13.5285	0.0000
13	-11.5664	0.0000
14	-5.04311	0.0001
15	-6.45298	0.0000
16	-15.2489	0.0000
17	-6.30439	0.0000
18	-8.71343	0.0000
19	-9.2058	0.0000
20	-10.1998	0.0000
21	-10.6586	0.0000
22	-7.37373	0.0000
23	-8.02833	0.0000
24	-4.33205	0.0027
25	-11.4964	0.0000
26	-9.99267	0.0000
27	-6.62763	0.0000
28	-12.4366	0.0000
29	-11.7124	0.0000
30	-10.1062	0.0000
31	-10.7271	0.0000
32	-11.3927	0.0000
33	-9.90592	0.0000
34	-6.14621	0.0000
35	-10.0209	0.0000
36	-5.87402	0.0000
37	-9.96621	0.0000

38	-4.74107	0.0006
39	-12.9411	0.0000
40	-11.1293	0.0000
41	-5.62218	0.0003
42	-14.4309	0.0000
43	-7.1508	0.0000
44	-11.0729	0.0000
45	-12.5186	0.0000
46	-15.8124	0.0000
47	-4.31147	0.0030
48	-10.7118	0.0000
49	-8.94358	0.0000
50	-10.7596	0.0000
51	-4.22009	0.0041
52	-9.26601	0.0000
53	-12.7991	0.0000
54	-9.1862	0.0000
55	-11.8626	0.0000
56	-11.0624	0.0000
57	-11.9334	0.0000
58	-4.36729	0.0024
59	-14.4498	0.0000
60	-9.82619	0.0000
61	-10.3178	0.0000
62	-12.3116	0.0000
63	-6.96808	0.0000
64	-12.9496	0.0000
65	-9.83734	0.0000
66	-10.2897	0.0000
67	-10.4924	0.0000
68	-6.45127	0.0000
69	-11.486	0.0000
70	-11.5017	0.0000
71	-5.66462	0.0000
72	-10.8387	0.0000
73	-10.7964	0.0000
74	-11.0171	0.0000
75	-11.7167	0.0000
76	-6.52983	0.0000
77	-11.045	0.0000
78	-4.12488	0.0020
79	-5.06653	0.0001
80	-10.5643	0.0000
81	-4.20922	0.0028
82	-4.72481	0.0006

83	-10.9739	0.0000
84	-11.1099	0.0000
85	-6.45293	0.0000
86	-10.8724	0.0000
87	-4.48715	0.0015
88	-5.30329	0.0000
89	-5.97822	0.0000
90	-11.1912	0.0000
91	-11.7988	0.0000
92	-11.7406	0.0000
93	-10.9466	0.0000
94	-7.78904	0.0000
95	-3.66111	0.0047
96	-11.4594	0.0000
97	-4.93319	0.0002
98	-9.63913	0.0000
99	-12.3637	0.0000
100	-11.7587	0.0000
101	-12.7265	0.0000
102	-12.8388	0.0000
103	-11.5628	0.0000
104	-11.5269	0.0000
105	-10.6961	0.0000
106	-11.0565	0.0000
107	-5.67048	0.0000
108	-4.69519	0.0007
109	-11.7511	0.0000
110	-9.75734	0.0000
111	-9.43378	0.0000
112	-11.9137	0.0000
113	-4.27001	0.0034
114	-6.49485	0.0000
115	-10.3595	0.0000
116	-5.79133	0.0000
117	-5.53689	0.0000
118	-11.6923	0.0000
119	-10.1901	0.0000
120	-5.99354	0.0000
121	-10.9485	0.0000
122	-14.8943	0.0000
123	-11.934	0.0000
124	-12.816	0.0000
125	-10.0383	0.0000
126	-4.09994	0.0062
127	-11.9403	0.0000

128	-5.66716	0.0000
129	-11.8509	0.0000
130	-6.62407	0.0000
131	-11.9388	0.0000
132	-9.61027	0.0000
133	-8.78701	0.0000
134	-12.5157	0.0000
135	-13.152	0.0000
136	-13.8418	0.0000
137	-7.12259	0.0000
138	-13.5649	0.0000
139	-12.0833	0.0000
140	-12.6928	0.0000
141	-8.42594	0.0000
142	-11.3333	0.0000
143	-11.9735	0.0000
144	-13.1924	0.0000
145	-13.173	0.0000
146	-10.2809	0.0000
147	-10.2675	0.0000
148	-10.1781	0.0000
149	-10.8251	0.0000
150	-4.08074	0.0067
151	-12.8092	0.0000
152	-8.06688	0.0000
153	-9.25762	0.0000
154	-9.99482	0.0000
155	-7.87368	0.0000
156	-4.28103	0.0033
157	-6.31872	0.0000
158	-6.1301	0.0000
159	-12.1736	0.0000
160	-8.01102	0.0000
161	-8.55878	0.0000
162	-11.2758	0.0000
163	-11.9371	0.0000
164	-12.1899	0.0000
165	-13.5478	0.0000
166	-12.9259	0.0000
167	-11.7569	0.0000
168	-9.47153	0.0000
169	-10.0916	0.0000
170	-9.78922	0.0000
171	-7.69362	0.0000
172	-8.5863	0.0000

173	-10.453	0.0000
174	-10.3205	0.0000
175	-4.11923	0.0058
176	-4.63096	0.0009
177	-6.3468	0.0000
178	-12.3349	0.0000
179	-6.98797	0.0000
180	-5.37048	0.0000
181	-11.4055	0.0000
182	-9.71129	0.0000
183	-13.1033	0.0000
184	-4.85573	0.0003
185	-4.76644	0.0005
186	-12.196	0.0000
187	-13.6534	0.0000
188	-12.2307	0.0000
189	-10.0888	0.0000
190	-12.2722	0.0000
191	-10.109	0.0000
192	-4.0195	0.0082
193	-12.898	0.0000
194	-11.5394	0.0000
195	-11.1563	0.0000
196	-5.65408	0.0000
197	-9.28999	0.0000
198	-13.6888	0.0000
199	-12.9335	0.0000
200	-4.83623	0.0004
201	-4.89013	0.0003
202	-5.10681	0.0001
203	-11.7428	0.0000
204	-11.9033	0.0000
205	-12.5923	0.0000
206	-5.89951	0.0000
207	-8.90497	0.0000
208	-9.99105	0.0000
209	-10.0171	0.0000
210	-11.7135	0.0000
211	-11.304	0.0000
212	-13.7152	0.0000
213	-11.5465	0.0000
214	-9.93699	0.0000
215	-5.18391	0.0001
216	-5.00843	0.0002
217	-7.51182	0.0000

218	-10.3696	0.0000
219	-10.0962	0.0000
220	-6.10574	0.0000
221	-12.7197	0.0000
222	-10.6161	0.0000
223	-7.04672	0.0000
224	-8.98914	0.0000
225	-6.58312	0.0000
226	-5.21239	0.0001
227	-5.70188	0.0000
228	-11.5524	0.0000
229	-10.3737	0.0000

Παράρτημα 2

Έλεγχος Στασιμότητας αποδόσεων μετοχών Χρηματιστηρίου Ιταλίας

Μετοχή	ADF Statistic	p-τιμή
1	-10.4506	0.0000
2	-10.6225	0.0000
3	-9.83446	0.0000
4	-10.7502	0.0000
5	-4.76429	0.0005
6	-11.9334	0.0000
7	-10.0539	0.0000
8	-4.50988	0.0014
9	-10.8205	0.0000
10	-11.744	0.0000
11	-12.3232	0.0000
12	-10.0259	0.0000
13	-9.87424	0.0000
14	-10.3622	0.0000
15	-12.4679	0.0000
16	-11.567	0.0000
17	-11.8844	0.0000
18	-9.53531	0.0000
19	-4.28189	0.0033
20	-10.3023	0.0000
21	-5.43415	0.0000
22	-9.76491	0.0000
23	-4.3732	0.0003
24	-10.7379	0.0000

25	-4.99205	0.0002
26	-9.10976	0.0000
27	-10.8514	0.0000
28	-3.68001	0.0236
29	-10.8243	0.0000
30	-4.70448	0.0006
31	-9.82152	0.0000
32	-9.5723	0.0000
33	-9.72406	0.0000
34	-11.0634	0.0000
35	-5.51704	0.0000
36	-10.256	0.0000
37	-10.4732	0.0000
38	-7.51777	0.0000
39	-10.2435	0.0000
40	-10.4227	0.0000
41	-9.39894	0.0000
42	-9.87943	0.0000
43	-9.2449	0.0000
44	-10.4425	0.0000
45	-4.45084	0.0018
46	-12.9559	0.0000
47	-11.4614	0.0000
48	-7.10376	0.0000
49	-10.8434	0.0000
50	-6.0067	0.0000
51	-12.4892	0.0000
52	-9.33429	0.0000
53	-10.0169	0.0000
54	-6.52289	0.0000
55	-10.3294	0.0000
56	-10.6575	0.0000
57	-12.024	0.0000
58	-10.5832	0.0000
59	-12.3708	0.0000
60	-4.45914	0.0017
61	-10.4451	0.0000
62	-4.35957	0.0025
63	-12.7457	0.0000
64	-10.495	0.0000
65	-11.5681	0.0000
66	-4.97749	0.0002
67	-10.1431	0.0000
68	-5.25446	0.0001
69	-10.2888	0.0000

70	-11.5314	0.0000
71	-9.52336	0.0000
72	-4.1412	0.0054
73	-12.5937	0.0000
74	-11.8338	0.0000
75	-9.70002	0.0000
76	-12.1729	0.0000
77	-9.66477	0.0000
78	-12.8232	0.0000
79	-10.392	0.0000
80	-10.5293	0.0000
81	-11.0751	0.0000
82	-11.4245	0.0000
83	-10.6893	0.0000
84	-11.971	0.0000
85	-10.8499	0.0000
86	-11.5397	0.0000
87	-5.97722	0.0000
88	-10.9234	0.0000
89	-6.02624	0.0000
90	-10.7137	0.0000
91	-12.0728	0.0000
92	-7.33596	0.0000
93	-14.4247	0.0000
94	-10.4097	0.0000
95	-6.62496	0.0000
96	-10.9059	0.0000
97	-10.8185	0.0000
98	-10.6295	0.0000
99	-9.27216	0.0000
100	-10.698	0.0000
101	-4.70867	0.0006
102	-10.9342	0.0000

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Βιβλία- Σημειώσεις

- ❖ Edwin J. Elton, Martin J Gruber, Stephen J. Brown and William N. Goetzmann ‘Modern Portfolio Theory and Investments Analysis’, Wiley, 9th Edition
- ❖ Διακογιάννης Γεώργιος, Πανεπιστήμιο Πειραιώς, ΠΜΣ Τμήμα Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής, Σημειώσεις Μαθήματος «Ανάλυση και Διαχείριση Χαρτοφυλακίου»
- ❖ Δριτσάκη Χάιδω Ν., Δριτσάκη Μελίνα Ν., ‘Εισαγωγή στην Οικονομετρία με τη χρήση του λογισμικού Eviews’. Εκδόσεις Κλειδάριθμος.

Άρθρα

- ❖ Acharya, V. and Pedersen, L., ‘Asset pricing with liquidity risk’, Journal of Financial Economics, Vol. 77, 2005, pp. 375–410.
- ❖ Amihud, Y., ‘Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects’, Journal of Financial Markets, Vol. 5, 2002, pp. 31–56
- ❖ Amihud, Y. and Mendelson, H., ‘Asset pricing and the bid–ask spread’, Journal of Financial Economics, Vol. 17, 1986, pp. 223–49
- ❖ Avramov D, Chordia T, Goyal A, 2006, Liquidity and Autocorrelations in Individual Stock Returns, The Journal of Finance, VOL.LXI, NO 5
- ❖ Baker Malcolm, Stein C. Jeremy (2004), "Market liquidity as a sentiment indicator", National Bureau of Economic Research, Working paper 8816, 1-48
- ❖ Bo Li, Qian Sun and Changyun Wang (2014) Liquidity, Liquidity Risk and Stock Returns: Evidence from Japan, European Financial Management, 20, 126–151.
- ❖ Brennan, M. and Subrahmanyam, A., ‘Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns’, Journal of Financial Economics, Vol. 41, 1996, pp. 441–64

- ❖ Campell John, Grossman Sanford J, Jiang Wang (1993), "Trading and Serial Correlation in Stock Returns", *The Quarterly Journal of Economics* 108, 905-939
- ❖ Chai & Faff & Gharghori (2009) «Liquidity in asset pricing: New evidence using low-frequency data», Working Paper, Monash University
- ❖ Chan, H. W. and R. W. Faff (2005), “Asset pricing and the illiquidity premium”. *The Financial Review* 40, 429-458
- ❖ Chordia, T., A. Subrahmanyam and V. R. Anshuman (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, V.R., Reinganum M.,1993, The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing, *Journal of Financial Economics* 34 373~386
- ❖ 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
- ❖ Hu, Shing-yang (1997), "Trading Turnover and Expected Stock Returns: The Trading Frequency Hypothesis and Evidence from the Tokyo Stock Exchange" Working Paper
- ❖ Koch Stefan, 2010, Illiquidity and Stock Returns: Evidence from the German Stock Market, Working paper
- ❖ Lesmond, D., ‘Liquidity of emerging markets’, Working Paper (New Orleans: Tulane University A.B. Freeman School of Business, 2002).
- ❖ Pastor, L. and Stambaugh, R., ‘Liquidity risk and expected stock returns’, *Journal of Political Economy*, Vol. 111, 2003, pp. 642–85
- ❖ Weimin Liu, ‘A liquidity-augmented capital asset pricing model’, *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, 2006, pp. 637–71.

Internet sites

- ❖ www.wikipedia.org