



**ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑ ΣΤΟ ΧΡΗΜΑΤΙΣΤΗΡΙΟ ΤΟΥ ΛΟΝΔΙΝΟΥ ΚΑΙ
ΑΠΟΤΙΜΗΣΗ ΠΕΡΙΟΥΣΙΑΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ**

ΧΑΝΖΑΡΑΣ ΑΡΙΣΤΕΙΔΗΣ

Εργασία υποβληθείσα στο

Τμήμα Λογιστικής & Χρηματοοικονομικής

του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών

ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση

Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης

Αθήνα

{Αύγουστος, 2017}

Εγκρίνουμε την εργασία του

ΧΑΝΖΑΡΑ ΑΡΙΣΤΕΙΔΗ

[ΟΝΟΜΑ ΕΠΙΒΛΕΠΟΝΤΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

ΧΑΛΑΜΑΝΔΑΡΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ

.....

[ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

ΤΣΕΚΡΕΚΟΣ ΑΝΔΡΙΑΝΟΣ

.....

[ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

ΛΕΛΕΔΑΚΗΣ ΓΕΩΡΓΙΟΣ

.....

[31 Αυγούστου, 2017]

ΒΕΒΑΙΩΣΗ ΕΚΠΟΝΗΣΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

«Δηλώνω υπεύθυνα ότι η συγκεκριμένη πτυχιακή εργασία για τη λήψη του Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης στη Λογιστική και Χρηματοοικονομική έχει συγγραφεί από εμένα προσωπικά και δεν έχει υποβληθεί ούτε έχει εγκριθεί στο πλαίσιο κάποιου άλλου μεταπτυχιακού ή προπτυχιακού τίτλου σπουδών, στην Ελλάδα ή στο εξωτερικό. Η εργασία αυτή έχοντας εκπονηθεί από εμένα, αντιπροσωπεύει τις προσωπικές μου απόψεις επί του θέματος. Οι πηγές στις οποίες ανέτρεξα για την εκπόνηση της συγκεκριμένης διπλωματικής αναφέρονται στο σύνολό τους, δίνοντας πλήρεις αναφορές στους συγγραφείς, συμπεριλαμβανομένων και των πηγών που ενδεχομένως χρησιμοποιήθηκαν από το διαδίκτυο».

[ΧΑΝΖΑΡΑΣ ΑΡΙΣΤΕΙΔΗΣ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

.....

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περίληψη	σελίδα 9
Κεφάλαιο1. Εισαγωγή	σελίδα 11
Κεφάλαιο2. Θεωρητικό υπόβαθρο	σελίδα 13
Ενότητα 2.1 «Τα μέτρα ρευστότητας μετρούν τη ρευστότητα»	σελίδα 14
Ενότητα2.1.1 Χαμηλής συχνότητας δείκτες επίδρασης της τιμής	σελίδα 14
Ενότητα 2.2 Αποτίμηση με Κίνδυνο Ρευστότητας	σελίδα 17
Ενότητα 2.2.1 Εισαγωγή	σελίδα 17
Ενότητα 2.2.2 Υποθέσεις	σελίδα 19
Ενότητα 2.2.3 Liquidity – adjusted capital asset pricing model	σελίδα 20
Ενότητα 2.2.4 Κίνδυνοι ρευστότητας	σελίδα 22
Ενότητα 2.2.5 Συνέπειες εμμοής της ρευστότητας	σελίδα 24
Ενότητα 2.2.6 Μη δεσμευμένο liquidity – adjusted CAPM	σελίδα 25
Κεφάλαιο 3 Μέτρα ρευστότητας	σελίδα 27
Ενότητα 3.1 Διαλογή δεδομένων	σελίδα 27
Ενότητα 3.2 Υπολογισμός μέτρων ρευστότητας	σελίδα 28
Κεφάλαιο 4. Εμπειρικά Αποτελέσματα	σελίδα 29
Ενότητα 4.1 Επιλογή μέτρου ρευστότητας	σελίδα 29
Ενότητα 4.2 Δημιουργία χαρτοφυλακίων αγοράς	σελίδα 31
Ενότητα 4.3 Δημιουργία χαρτοφυλακίων	σελίδα 33
Ενότητα 4.4 Υπολογισμός αποκλίσεων για τον υπολογισμό των beta	σελίδα 34
Ενότητα 4.5 Υπολογισμός beta και λ	σελίδα 40
Ενότητα 4.6 Επίδραση κινδύνου ρευστότητας στις αποδόσεις	σελίδα 47
Κεφάλαιο 5. Σύνοψη	σελίδα 53
Παράρτημα 1. Παλινδρομήσεις αυτοπαλινδρομου μοντέλου τάξης 1	σελίδα 55
Παράρτημα 2. Διατομεακές παλινδρομήσεις (cross sectional)	σελίδα 62
Βιβλιογραφικές αναφορές	σελίδα 76

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Το αντικείμενο της εργασίας αφορά την ανάλυση και εφαρμογή του υποδείγματος Liquidity adjusted CAPM στην χρηματιστηριακή αγορά του Λονδίνου και κατά πόσο η ρευστότητα μπορεί να χρησιμοποιηθεί, τόσο για να εξηγηθούν οι αποδόσεις των μετοχών αλλά, όσο και να χρησιμοποιηθεί ως εργαλείο πρόβλεψης μελλοντικών αποδόσεων. Χρησιμοποιούμε τις υποθέσεις και τη μεθοδολογία όπου χρησιμοποίησαν οι Viral V. Acharya και Lasse Heje Pedersen στην έρευνα τους με αντικείμενο «Asset Pricing With Liquidity Risk» (2005), δημοσιευμένη στο Journal of Financial Economics,. Προς αυτή την κατεύθυνση χρησιμοποιήθηκαν δεδομένα τιμών μετοχών, τιμών αγοράς (Bid), τιμών πώλησης (Ask), αριθμού μετοχών που συναλλάχτηκαν, τιμές του δείκτη FTSE100, όγκοι συναλλαγών καθώς και αποδόσεις του κυβερνητικού ομολόγου ενός μήνα της Μεγάλης Βρετανίας, μέσω της βάσης δεδομένων DataStream Advance, για την περίοδο 01 Ιανουαρίου 1985 έως 30 Δεκεμβρίου 2016. Με βάση τα δεδομένα αυτά πραγματοποιήθηκαν υπολογισμοί των αποδόσεων (returns), των όγκων συναλλαγών, των liquidity measures και της τυπικής απόκλισης του μέτρου Amihud. Στη συνέχεια μέσω διαδικασίας ταξινόμησης όπως αναλύεται σε επόμενα κεφάλαια δημιουργήθηκαν χαρτοφυλάκια, στα οποία πραγματοποιήθηκε υπολογισμός των μεταβλητών που απαρτίζουν το unconditional liquidity adjusted CAPM για κάθε χαρτοφυλάκιο. Σημειώνεται πως ως χαρτοφυλάκιο αγοράς χρησιμοποιήθηκε το σύνολο των μετοχών αλλά και ο FTSE 100, δημιουργώντας κατά αυτόν τον τρόπο 2 σενάρια. Για τις τελικές εκτιμήσεις πραγματοποιήθηκαν cross sectional παλινδρομήσεις, ώστε να εκτιμηθούν τα περιθώρια κινδύνου και να εξεταστεί εάν το μοντέλο περιλαμβάνει σε ικανοποιητικό βαθμό τους παράγοντες που εξηγούν και προβλέπουν τις αποδόσεις. Στα επόμενα κεφάλαια παρατίθεται η θεωρία από σχετική βιβλιογραφία που χρησιμοποιήθηκε και βασίζεται η τρέχουσα έρευνα, η ανάλυση της στρατηγικής που ακολουθήθηκε, τα εμπειρικά αποτελέσματα, η επεξήγηση αυτών, καθώς και τα συμπεράσματα που βγήκαν.

Κεφάλαιο1. Εισαγωγή

Στο τρέχον κεφάλαιο γίνεται προσπάθεια να δοθεί η ερμηνεία της έννοιας της ρευστότητας, ώστε να προκύψει μια σφαιρική εικόνα της έννοιας της. Ο όρος της ρευστότητας, συναντάται σε πολλές πτυχές της οικονομίας αποτελώντας μια από τις βασικές έννοιες τόσο για τις επιχειρήσεις όσο και για τους επενδυτές, ωστόσο δεν υπάρχει σαφής ορισμός. Στη παρούσα εργασία η ρευστότητα αναφέρεται αποκλειστικά στην ρευστότητα των οργανωμένων αγορών μετοχών καθώς και στη ρευστότητα των μετοχών. Τα τελευταία έτη παρατηρούμε πως η σημαντικότητα της ρευστότητας των μετοχών και της συμμετοχής της στην αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων, έχει δημιουργήσει την ανάγκη και το ενδιαφέρον σε ερευνητές, ώστε να διενεργήσουν σχετικές έρευνες. Όπως προαναφέρθηκε σαφής ορισμός του όρου δεν υπάρχει, ωστόσο αρκετοί ερευνητές έχουν προσπαθήσει να δώσουν μια ερμηνεία του όρου. Για παράδειγμα οι Pastor και Stambaugh το (2003), υποστηρίζουν ότι η ρευστότητα εκφράζει την δυνατότητα γρήγορων συναλλαγών μεγάλων ποσοτήτων μετοχών, σε χαμηλό κόστος και χωρίς να μεταβάλλεται η τιμή.

Συνοπτικά, θα μπορούσε να αναφερθεί πως ο κίνδυνος ρευστότητας αποτελεί κομμάτι των χρηματοοικονομικών κινδύνων που περιλαμβάνονται στις αγορές και μπορεί να προκύψει από την έλλειψη ρευστότητας στην αγορά ως προς ένα ή και περισσότερα περιουσιακά στοιχεία. Η ύπαρξη της επηρεάζει τις απαιτούμενες αποδόσεις των επενδυτών, το οποίο επηρεάζει τις τρέχουσες τιμές των μετοχών. Στη συνέχεια θα υπάρξει εκτεταμένη αναφορά στην ρευστότητα και το πως επηρεάζει την αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων.

Κεφάλαιο 2. Θεωρητικό υπόβαθρο

Η παρούσα έρευνα στηρίζεται στην δημοσίευση των Ruslan Y. Goyenko, Craig W. Holden και Charles A. Trzcinka, στο Journal of Financial Economics το 2009, με αντικείμενο «Do Liquidity Measures Measure Liquidity?», καθώς και στην δημοσίευση των Viral V. Acharya και Lasse Heje Pedersen στο Journal of Financial Economics το 2005, με αντικείμενο «Asset Pricing With Liquidity Risk».

Στις επόμενες σελίδες του κεφαλαίου παρατίθενται αναλυτικά το θεωρητικό υπόβαθρο των δυο ερευνών τους καθώς και των εμπειρικών μελετών όπου στηρίχθηκαν για να προχωρήσουν στις ανωτέρω έρευνες. Η ανάλυση τους λαμβάνει χώρα στην παρούσα έρευνα, ώστε να περιγραφούν τα μέτρα ρευστότητας που χρησιμοποιήθηκαν από την έρευνα των Ruslan Y. Goyenko, Craig W. Holden και Charles A. Trzcinka, καθώς και να τεθούν οι υποθέσεις και η θεωρία στην οποία βασίστηκαν οι Viral V. Acharya και Lasse Heje Pedersen. Απώτερος σκοπός της παρούσας εργασίας είναι η εφαρμογή των παραπάνω ερευνών στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου, αντί των αγορών των Ηνωμένων Πολιτειών.

2.1 «Τα μέτρα ρευστότητας μετρούν τη ρευστότητα?»

Στη πρώτη περίπτωση παρουσιάζεται η έρευνα των Ruslan Y. Goyenko, Craig W. Holden και Charles A. Trzcinka, «Do Liquidity Measures Measure Liquidity?». Μέσω αυτής της δημοσίευσης αναλύονται τα μέτρα μέτρησης ρευστότητας με χρήση δεδομένων υψηλής και χαμηλής συχνότητας, δηλαδή με ημερήσια και ενδοημερήσια δεδομένα αντίστοιχα. Λόγω ότι η ρευστότητα διαδραματίζει όλο και περισσότερο σημαντικό ρόλο στην αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων, η χρήση δεικτών ρευστότητας υψηλής ποιότητας με χρήση ημερήσιων παρατηρήσεων θα επέτρεπε, η ρευστότητα να εξεταστεί για μεγάλα χρονικά διαστήματα και σε διαφορετικές χώρες. Συνήθως στις μελέτες λαμβάνεται ως υπόθεση ότι τα μέτρα ρευστότητας περιλαμβάνουν τα κόστη συναλλαγών. Οι δείκτες που θα περιγραφούν στη συνέχεια δεν ικανοποιούν την υπόθεση αυτή καθώς στην αγορά των Ηνωμένων Πολιτειών δεν ήταν διαθέσιμα τα αντίστοιχα στοιχεία από το 1983. Ομοίως δεν βρέθηκαν και για την αγορά του Λονδίνου που εξετάζουμε.

Σημειώνεται πως το δείγμα των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών που χρησιμοποιήθηκαν για τους σκοπούς της εργασίας αποτελείται από ημερήσιες παρατηρήσεις. Συνεπώς η μελέτη και χρήση των δεικτών υψηλής συχνότητας δεν είναι εφικτή και δεν κρίθηκε σκόπιμο να αναφερθούν. Στις επόμενες υποενότητες αναφέρονται τα μέτρα μέτρησης της ρευστότητας στα οποία χρησιμοποιούνται ημερήσιες παρατηρήσεις.

2.1.1 Χαμηλής συχνότητας δείκτες επίδρασης της τιμής.

Στη συνέχεια περιγράφονται τρία μέτρα χαμηλής συχνότητας. Κατά τον υπολογισμό κάθε μέτρου προκύπτει αριθμητικό αποτέλεσμα.

-Amihud

Ο Amihud (2002), αναπτύσσει ένα μέτρο επίδρασης της τιμής, το οποίο απεικονίζει πως η ημερήσια επίδραση της τιμής σχετίζεται με ένα δολάριο όγκου συναλλαγής. Συγκεκριμένα χρησιμοποιεί τον παρακάτω λόγο:

$$\text{Illiquidity} = \text{Average}\left(\frac{|r_t|}{\text{volume}_t}\right) \quad (1)$$

όπου,

$|r_t|$: η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής την ημέρα t

$volume_t$: ο όγκος συναλλαγών σε νομισματική μονάδα την ημέρα t

Ο μέσος όρος υπολογίζεται στις ημέρες με θετικό όγκο συναλλαγών, ενώ δεν ορίζεται στις μέρες με μηδενικό όγκο συναλλαγών.

-Εκτεταμένος δείκτης Amihud

Το μέτρο αυτό βασίζεται στο αρχικό μοντέλο του Amihud, ωστόσο διαφοροποιείται με την διάσπαση του αριθμητή (της απόδοσης) σε δύο μέρη, τον παράγοντα της ρευστότητας και αυτόν της μη ρευστότητας, μοντέλο των Huang και Stoll (1997). Αυτή η ενέργεια πραγματοποιείται με την διαίρεση των παραγόντων του αριθμητή με την τιμή P_{t-1} .

Συγκεκριμένα η απόδοση ορίζεται ως:

$$r_t = \frac{\frac{1}{2}S_t Q_t - (1-\lambda)\frac{1}{2}S_{t-1}Q_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{e_t}{P_{t-1}} \quad (A)$$

Ο πρώτος όρος είναι ο συντελεστής ρευστότητας και ο δεύτερος όρος ο συντελεστής μη ρευστότητας. Ο αριθμητής $\frac{1}{2} S_t Q_t - (1 - \lambda) \frac{1}{2} S_{t-1} Q_{t-1}$ αποκαλείται effective half spread, το οποίο περιλαμβάνει κόστη λοιπών επιλογών (adverse selection costs), κόστη εντολών εκτέλεσης (order processing costs) και κόστη απογραφής (inventory costs) στον χρόνο t και t-1.

S_t : αποτελεσματικό περιθώριο (effective spread)

Q_t : δείκτης αγοράς με τιμή +1 ή δείκτης πώλησης με τιμή -1

Όσον αφορά το e_t , είναι ο μέσος μηδέν και περιλαμβάνει τη μη συσχετιζόμενη δημόσια πληροφορία την ημέρα t.

Το μοντέλο αυτό περιλαμβάνει το μοντέλο του Glosten (1987) ως ειδική περίπτωση, το οποίο εμφανίζεται όταν τα κόστη απογραφής είναι μηδενικά.

Αντικαθιστώντας την εξίσωση A στην εξίσωση 1 και αφαιρώντας το e_t λόγω ανεξαρτησίας με τη ρευστότητα, προκύπτει το κόστος ρευστότητας που συνδέεται με μια νομισματική μονάδα όγκου συναλλαγών.

$$\text{Average} \left(\frac{\frac{1}{2}S_t Q_t - (1-\lambda)\frac{1}{2}S_{t-1}Q_{t-1}}{Volume_t} \right) \quad (B)$$

Ωστόσο λόγω ότι δεν παρατηρείται ο αριθμητής σε δεδομένα χαμηλής συχνότητας, κατασκευάστηκε ο παρακάτω δείκτης για το χρονικό διάστημα i , χρησιμοποιώντας έναν δείκτη spread στο χρονικό διάστημα i και τον μέσο όρο του όγκου συναλλαγών σε νομισματική μονάδα για το ίδιο χρονικό διάστημα .

$$\text{Extended Amihud Proxy}_i = \frac{\text{Spread Proxy}_i}{\text{Average Daily Volume}_i} \quad (2)$$

Στη προκειμένη περίπτωση το effective half spread αντικαταστήθηκε πλήρως από ένα συμβατό περιθώριο. Ο παραπάνω λόγος ερμηνεύεται ως το μέσο ημερήσιο περιθώριο προς τον μέσο ημερήσιο όγκο συναλλαγών.

Amivest Liquidity

Το μέτρο του Amivest αποτελεί μέτρο επίδρασης της τιμής. Ο μέσος όρος υπολογίζεται σε όλες τις ημέρες με μη μηδενικές αποδόσεις, ενώ για τις ημέρες με μηδενικές αποδόσεις δεν ορίζεται ο δείκτης. Η ερμηνεία που μπορεί να δοθεί στον δείκτη είναι πως μια υψηλότερη τιμή της ρευστότητας ερμηνεύεται ως μικρότερη επίδραση στη τιμή του περιουσιακού στοιχείου.

$$\text{Liquidity} = \text{Average} \left(\frac{\text{Volume}_t}{|r_t|} \right) \quad (3)$$

Το παραπάνω μέτρο έχει χρησιμοποιηθεί από τους Cooper, Groth και Avera (1985), Amihud, Mendelson και Lauterback (1997) και Berkman και Eleswarapu (1998) και άλλους.

2.2 Αποτίμηση με Κίνδυνο Ρευστότητας

2.2.1 Εισαγωγή

Στη δεύτερη περίπτωση παρουσιάζεται το Liquidity adjusted capital asset pricing model, όπου η απαιτούμενη απόδοση ενός αξιόγραφου εξαρτάται από την αναμενόμενη ρευστότητα του και τις συνδιακυμάνσεις της απόδοσης και της ρευστότητας του με την απόδοση και τη ρευστότητα της αγοράς. Με βάση το θεωρητικό πλαίσιο του μοντέλου εξηγούνται ευρήματα όπως, η τιμολόγηση της ευαισθησίας της απόδοσης στην ρευστότητα της αγοράς (Pastor and Staubaugh, 2003), η τιμολόγηση της μέσης ρευστότητας (Amihud and Mendelson, 1986), η παράλληλη συμπεριφορά της ρευστότητας με την απόδοση και η πρόβλεψη μελλοντικών αποδόσεων μέσω της ρευστότητας (Amihud, 2002; Chordia et al., 2001a; Jones, 2001; Bekaert et al., 2003).

Οι επενδυτές χαρακτηρίζονται από αποστροφή στον κίνδυνο, οι οποίοι εμπορεύονται χρεόγραφα των οποίων η ρευστότητα είναι τυχαία στον χρόνο. Το liquidity-adjusted capital asset pricing model συμπληρώνει την υφιστάμενη βιβλιογραφία στην αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων με σταθερούς εμπορικούς περιορισμούς (Amihud and Mendelson, 1986; Constantinides, 1986; Vayanos, 1998; Vayanos and Villa, 1999; Duffie et al., 2000, 2003; Huang, 2003; Garleanu and Pedersen, 2004). Σε αυτό το μοντέλο η αναμενόμενη απόδοση ενός χρεογράφου αυξάνεται με την αναμενόμενη ρευστότητα και το καθαρό beta.

Το καθαρό Beta διαχωρίζεται στο Beta της αγοράς και σε τρία Beta όπου αντιπροσωπεύουν διαφορετικούς τύπους κινδύνου ρευστότητας και συνδέονται με:

- $\text{cov}(r_i - c_i, r_m - c_m)$: συνδιακύμανση καθαρής απόδοσης χρεογράφου, καθαρής απόδοσης αγοράς

- $\text{cov}(c_i, c_m)$: συνδιακύμανση ρευστότητας χρεογράφου και αγοράς

- $\text{cov}(r_i, c_m)$: συνδιακύμανση απόδοσης χρεογράφου και ρευστότητας αγοράς

- $\text{cov}(c_i, r_m)$: συνδιακύμανση ρευστότητας χρεογράφου και απόδοσης αγοράς.

Στη μελέτη των Acharya και Pedersen, 2005, ερευνήθηκαν οι διατομεακές (cross sectional) προβλέψεις του μοντέλου την περίοδο 1963 και 1999 των μετοχών των NYSE και AMEX. Χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης του Amihud (2002), για να προσεγγιστεί το κόστος ρευστότητας c_i . Προέκυψε ότι το Liquidity adjusted CAPM

συμπεριφέρεται καλύτερα από το CAPM σε όρους R^2 και P Value. Το μοντέλο έχει καλή εφαρμογή σε χαρτοφυλάκια ταξινομημένα με βάση την ρευστότητα, την διακύμανση της ρευστότητας και το μέγεθος. Ωστόσο δεν φαίνεται η ίδια προσαρμογή του μοντέλου στη ταξινόμηση με βάση τη λογιστική αξία προς την αγοραία αξία.

Ένα ενδιαφέρον αποτέλεσμα που ανέδειξε η μελέτη τους είναι ότι τα χρεόγραφα με μειωμένη ρευστότητα, έχουν υψηλό κίνδυνο ρευστότητας, σε περιόδους πτωτικής αγοράς ή αγοράς χαμηλής ρευστότητας. Συγκεκριμένα, ένα χρεόγραφο με χαμηλή μέση ρευστότητα c_i τείνει να έχει υψηλή συσχέτιση με την ρευστότητα αγοράς, υψηλή ευαισθησία των αποδόσεων στην αγοραία ρευστότητα και υψηλή ευαισθησία της ρευστότητας στις αποδόσεις της αγοράς.

Η συγγραμμικότητα που προκύπτει είναι ενδιαφέρον, ωστόσο περιπλέκει την στατιστική ανάλυση των επιδράσεων στις αποδόσεις, από τη ρευστότητα, τον κίνδυνο ρευστότητας και τον κίνδυνο αγοράς. Από την εκτίμηση των premiums των αποδόσεων που συνδέονται με τα $\text{cov}(c_i, c_m)$, $\text{cov}(r_i, c_m)$ και $\text{cov}(c_i, r_m)$ προέκυψε θετική σχέση στην ανάλυση τους.

Στη πρώτη περίπτωση ο επενδυτής απαιτεί επιπλέον απόδοση σε ένα αξιόγραφο με μειωμένη ρευστότητα σε μια αγορά με μειωμένη ρευστότητα. Το ασφάλιστρο κινδύνου εκτιμήθηκε σε 0,08%. Η σύνδεση με την ρευστότητα καταγράφηκε από τους Chordia et al. (2001), Huberman και Halka (1999), Hasbrouck και Seppi (2001).

Στη δεύτερη περίπτωση προκύπτει επιπλέον απόδοση από τις προτιμήσεις των επενδυτών σε μετοχές με υψηλές αποδόσεις σε αγορά χαμηλής ρευστότητας, καθώς το ασφάλιστρο κινδύνου εκτιμήθηκε σε 0,16%. Εμπειρική υποστήριξη βρέθηκε από τους Pastor και Stambaugh (2003).

Στη τρίτη περίπτωση οι επενδυτές προτιμούν να πληρώσουν premium σε αξιόγραφα με ρευστότητα σε αγορές με χαμηλή απόδοση, με την εκτίμηση του ασφαλιστρού κινδύνου να ανέρχεται σε 0,82% .

Το μοντέλο δείχνει ότι εφόσον η ρευστότητα είναι συνεχής¹, προβλέπει τις μελλοντικές αποδόσεις και η ρευστότητα κινείται παράλληλα με αυτές. Αυτό συμβαίνει καθώς μια μείωση στην ρευστότητα, προβλέπει υψηλότερη μείωση στην μελλοντική ρευστότητα, η οποία με τη σειρά της αυξάνει την απαιτούμενη απόδοση και μειώνει τις τρέχουσες τιμές.

¹ Amihud (2002), Chordia et al.(2000,2001a,b), Hasbrouck και Seppi (2001), Huberman και Halka (1999), Jones (2001), and Pastor and Stambaugh (2003).

2.2.2 Υποθέσεις

Το μοντέλο υποθέτει μια οικονομία στην οποία μια καινούργια γενιά επενδυτών γεννιέται για κάθε χρονική στιγμή $t = \{\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}$ (Samuelson, 1958). Κάθε γενιά αποτελείται από N επενδυτές, οι οποίοι δραστηριοποιούνται για $t=t$ και $t=t+1$. Για την αντίστοιχη περίοδο δεν υπάρχει κανένα εισόδημα, εκτός από το κεφάλαιο αρχικής επένδυσης, και στο $t=t+1$ από τις αγοραπωλησίες θα προέλθει η χρησιμότητα μέσω της κατανάλωσης. Υφίσταται απόλυτη αποστροφή στον κίνδυνο A^n , ώστε οι προτιμήσεις να παρουσιάζονται μέσω της αναμενόμενης συνάρτησης χρησιμότητας $-Et \exp(-A^n x_{t+1})$ όπου x_{t+1} είναι η κατανάλωση στο $t+1$. Από την παραπάνω υπόθεση μπορούν να παρατηρηθούν επαναλαμβανόμενα μοτίβα, ή βραχυχρόνιοι επενδυτικοί ορίζοντες.

Υπάρχουν I χρεόγραφα με δείκτη $i=1, 2, \dots, I$ με σύνολο μετοχών S^i του χρεογράφου i . Στο χρόνο t , το χρεόγραφο i πληρώνει μέρισμα D_t^i , με τιμή P_t^i πριν την αποκοπή και έχει κόστος ρευστότητας C_t^i . Το κόστος ρευστότητας περιλαμβάνει την αμοιβή του χρηματιστή, bid – ask spread και λοιπά κόστη πραγματοποίησης της συναλλαγής. Το D_t^i και το C_t^i αποτελούν τυχαίες μεταβλητές, με πιθανοχώρο (Ω, F, P) , παρουσιάζοντας την διαθέσιμη πληροφορία στους επενδυτές. Το κόστος ρευστότητας C_t^i προκύπτει ως το κόστος πώλησης ανά μετοχή του χρεογράφου i . Συνεπώς οι αντιπρόσωποι μπορούν να αγοράσουν στη τιμή P_t^i , αλλά πρέπει να πουλήσουν στο $P_t^i - C_t^i$. Σημειώνεται πως δεν επιτρέπονται οι ανοιχτές πωλήσεις.

Η αβεβαιότητα για το κόστος ρευστότητας δημιουργεί τον κίνδυνο ρευστότητας σε αυτό το μοντέλο.

Υποθέτουν ότι τα D_t^i και C_t^i ακολουθούν AR(1) αυτοπαλίνδρομη διαδικασία τάξης 1 AR(1). Συγκεκριμένα:^{2,3}

$$D_t = D + \rho^D (D_{t-1} - D) + e_t, \text{ όπου } D \in \mathbb{R}_+, \rho^D \in [0, 1] \text{ και } e_t \text{ iid (1)}$$

$$C_t = C + \rho^C (C_{t-1} - C) + \eta_t, \text{ όπου } C \in \mathbb{R}_+, \rho^C \in [0, 1] \text{ και } \eta_t \text{ iid (2)}$$

Όπου iid: ανεξάρτητη και όμοια κανονικά κατανεμημένη διαδικασία.

² Προς διευκόλυνση, υφίσταται η υπόθεση ότι όλα τα χρεόγραφα έχουν την ίδια αυτοσυσχέτιση στα μερίσματα και στη ρευστότητα.

³ Στο σημείο αυτό να σημειωθεί πως αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης 1 θα χρησιμοποιηθεί, για τον προσδιορισμό των $E_{t-1}(r_t^M)$, $E_{t-1}(C_t^M)$, $E_{t-1}(C_t^i)$ με απώτερο σκοπό τον υπολογισμό των β^1 , β^2 , β^3 και β^4 όπου θα χρησιμοποιηθούν στην παλινδρόμηση της εξίσωσης $E(r^i - r^f) = E(c_t^i) + \lambda \beta^1 + \lambda \beta^2 + \lambda \beta^3 - \lambda \beta^3 - \lambda \beta^4$. Σε επόμενη ενότητα σας παραθέτω αναλυτική περιγραφή της διαδικασίας.

Επιπλέον υποθέτουν ότι οι αντιπρόσωποι μπορούν να δανείσουν και να δανειστούν σε πραγματική απόδοση άνευ κινδύνου $r^f > 1$, ώστε μια μονάδα κατανάλωσης στο χρόνο t να ισούται με r^f μονάδες κατανάλωσης το χρόνο $t+1$.

2.2.3 Liquidity – adjusted capital asset pricing model

Αφορά μια παραλλαγή του μοντέλου Capital Asset Pricing Model, προσαρμοσμένο στον όρο της ρευστότητας. Συγκεκριμένα ενδιαφερόμαστε στο πως η αναμενόμενη ακαθάριστη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου,

$$R_t^i = \frac{Dt_i + Pt_i}{Pt_{-1,i}} \quad (3)$$

εξαρτάται από το κόστος ρευστότητας του, την απόδοση της αγοράς και κόστος ρευστότητας της αγοράς

$$C_t^i = \frac{Ct_i}{Pt_{-1,i}}, \quad r_t^M = \frac{\sum_i S_i(Dt_i + Pt_i)}{\sum_i S_i Pt_{-1,i}} \quad \text{και} \quad C_t^M = \frac{\sum_i S_i C_t^i}{\sum_i S_i Pt_{-1,i}} \quad \text{αντίστοιχα. (4),(5) και (6)}$$

Σε μια ανταγωνιστική ισορροπία του μοντέλου, οι επενδυτές επιλέγουν την κατανάλωση και τα χαρτοφυλάκια τους, με τέτοιο τρόπο ώστε να μεγιστοποιείται η αναμενόμενη χρησιμότητα με τις τιμές των περιουσιακών στοιχείων να δημιουργούνται από τις συνθήκες της αγοράς.

Για να προσδιοριστούν οι τιμές ισορροπίας, η οικονομία περιλαμβάνει τους ίδιους επενδυτές και κάθε περιουσιακό στοιχείο i , έχει μέρισμα $D_t^i - C_t^i$ και μηδενικό κόστος χαμηλής ρευστότητας. Σε αυτή τη υποθετική οικονομία, τα αποτελέσματα υπονοούν ότι το CAPM ισχύει (Markowitz 1952, Sharpe 1964, Lintner 1965, Mossin 1966).

Ισχυρίζονται ότι οι τιμές ισορροπίας στην πραγματική οικονομία με περιορισμούς, είναι οι ίδιες με αυτές της υποθετικής οικονομίας. Αυτό προκύπτει από δύο στοιχεία.

α) Η καθαρή απόδοση σε θέση αγοράς είναι ίδια και στις δυο οικονομίες.

β) Όλοι οι επενδυτές στην υποθετική οικονομία έχουν θέση αγοράς στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς και θέση αγοράς ή πώλησης στο περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο. Συνεπώς, η απόδοση ισορροπίας του επενδυτή στην ομαλή οικονομία, είναι εφικτή και βέλτιστη, δίνοντας τις περισσότερες περιορισμένες επενδυτικές ευκαιρίες, με δεδομένο τον περιορισμό των ανοιχτών πωλήσεων. Υποθέτουμε περιορισμό των ανοιχτών πωλήσεων διότι το C μπορεί να είναι αρνητικό σε μια κανονική κατανομή.

Τα παραπάνω δείχνουν ότι το CAPM σε μια υποθετική με περιορισμούς οικονομία μετατρέπεται σε CAPM καθαρών αποδόσεων για την πραγματική οικονομία με

κόστος χαμηλής ρευστότητας. Επαναδιατυπώνοντας το 1 BETA CAPM των καθαρών αποδόσεων, σε όρους ακαθάριστων αποδόσεων, λαμβάνουμε το liquidity-adjusted CAPM για ακαθάριστες αποδόσεις. Αυτό αποτελεί και το κύριο μέρος της παρούσας έρευνας.⁴

Πρόταση 1

Η εξαρτημένη αναμενόμενη καθαρή απόδοση ενός χρεογράφου i , σε μοναδική γραμμική ισορροπία, είναι:

$$E_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i) = r^f + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i - c_{t+1}^i, r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (7), \text{ όπου } \lambda_t = E_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M - r^f)$$

είναι το ασφάλιστρο κινδύνου.

Αντιστοίχως η εξαρτημένη αναμενόμενη ακαθάριστη απόδοση είναι:

$$E_t(r_{t+1}^i) = r^f + E_t(c_{t+1}^i) + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} + \lambda_t \frac{\text{cov}_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{cov}_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} - \lambda_t \frac{\text{cov}_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)}{\text{var}_t(r_{t+1}^M - c_{t+1}^M)} \quad (8)$$

Η παραπάνω εξίσωση δηλώνει ότι η απαιτούμενη υπερβάλλουσα απόδοση είναι το άθροισμα του αναμενόμενου κόστους ρευστότητας όπως βρέθηκε θεωρητικά και εμπειρικά⁵ από τους Amihud και Mendelson 1986, και των γινομένων των 4 βήτα με τα ασφάλιστρα κινδύνων. Στο CAPM η απαιτούμενη απόδοση αυξάνεται γραμμικά με το beta της αγοράς, δηλαδή τη συνδιακύμανση της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου και της απόδοσης της αγοράς. Στο νέο μοντέλο που παρουσιάστηκε ανωτέρω προσθέτονται τρία ακόμη βήτα, που μπορούν να χαρακτηριστούν ως μορφές κινδύνου ρευστότητας.

⁴ Hansen και Richard (1987), Cochrane (2001). Η (8) θα τεθεί σε αυστηρότερες υποθέσεις σε επόμενη ενότητα.

⁵ Εμπειρικά οι Amihud και Mendelson (1986,1989) βρίσκουν ότι η απαιτούμενη απόδοση στις μετοχές του NYSE αυξάνεται με το relative bid-ask spread. Ομοίως υποστηρίχθηκε για τις μετοχές του NYSE από τους Chalmers και Kadlec (1998), και για τις μετοχές του Nasdaq από τον Eleswarapu (1997). Οι Garleanu και Pedersen (2004) δείχνουν θεωρητικά ότι τα κόστη αλλαγής επιλογής, αποτιμούνται στον βαθμό που αφήνουν τις τοποθετήσεις αναποτελεσματικές. Η ικανότητα μιας αγοράς να τοποθετεί σε περιουσιακά στοιχεία αποτελεσματικά, μπορεί να σχετίζεται με το βάθος της αγοράς, και δεδομένου αυτού έχει βρεθεί ότι η απαιτούμενη απόδοση μειώνεται με το μέγεθος της. (Brennan και Subrahmanyam, 1996; Amihud, 2002). Ο Esley et al. (2002), βρίσκει ότι οι αποδόσεις αυξάνονται με την πιθανότητα ύπαρξης πληροφορίας.

2.2.4 Κίνδυνοι ρευστότητας

α) $cov_t(c_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$: Η απόδοση αυξάνεται με την συνδιακύμανση του κόστους μειωμένης ρευστότητας, του περιουσιακού στοιχείου και της αγοράς. Αυτό συμβαίνει καθώς οι επενδυτές πρέπει να αντισταθμίσουν το γεγονός ότι ένα περιουσιακό στοιχείο μεταβάλλεται σε μειωμένης ρευστότητας όταν η αγορά μεταβάλλεται σε μειωμένης ρευστότητας. Συνεπώς οι επενδυτές απαιτούν επιπλέον ασφάλιστρο κινδύνου για να αντισταθμίσουν τον κίνδυνο αυτόν. Η πιθανή εμπειρική σημαντικότητα αυτής της τιμολόγησης προκύπτει από την παρουσία ενός παράγοντα ρευστότητας μεταβαλλόμενου στο χρόνο, το οποίο είναι αποδεδειγμένο από τους Chordia et al. 2000, Hasbrouck και Seppi 2001, και Huberman και Halka 1999. Αυτές οι έρευνες βρίσκουν ότι οι μειωμένες ρευστότητες των μετοχών σχετίζονται θετικά με τη μειωμένη ρευστότητα της αγοράς, συνεπώς η απαιτούμενη απόδοση θα πρέπει να αυξάνεται με την επίδραση αυτή. Αυτό το ασφάλιστρο κινδύνου θα μπορούσε να εφαρμοστεί σε μια οικονομία όπου ο επενδυτής θα μπορούσε να επιλέξει ποια χρεόγραφα θα πουλήσει ανάλογα με το κόστος, ανάλογα με το πώς μεταβάλλεται η ρευστότητα τους σε σύγκριση με την αγορά. Για παράδειγμα να προτιμήσει να πουλήσει ένα περιουσιακό στοιχείο με χαμηλότερο κόστος ρευστότητας από ένα άλλο, το οποίο δεν κινείται παράλληλα με την ρευστότητα της αγοράς. Στη συνέχεια θα ερευνήσουμε την επίδραση αυτή για την αγορά του χρηματιστήριου του Λονδίνου.

Συνεπώς όπως προαναφέρθηκε οι επενδυτές επιζητούν επιπλέον απόδοση για περιουσιακά στοιχεία όπου έχουν θετική συνδιακύμανση της ρευστότητας τους και αυτής της αγοράς.

β) $cov_t(r_{t+1}^i, c_{t+1}^M)$: Η δεύτερη επίδραση στην αναμενόμενη απόδοση, προκύπτει εξαιτίας της συνδιακύμανσης της μεταξύ της απόδοσης του χρεογράφου και της ρευστότητας της αγοράς. Η συγκεκριμένη επίδραση είναι αρνητική καθώς οι επενδυτές είναι διατεθειμένοι να αποδεχθούν μια χαμηλότερη απόδοση σε ένα περιουσιακό στοιχείο με υψηλή απόδοση τη στιγμή που η αγορά έχει μειωμένη απόδοση. Εμπειρική υποστήριξη για αυτή την επίδραση, δίνεται από τους Pastor και Stambaugh 2003, που βρίσκουν ότι η μέση απόδοση μετοχών με υψηλή συσχέτιση στην αγοραία ρευστότητα, υπερβαίνει τη μέση απόδοση μετοχών με χαμηλή

συσχέτιση. Επιπλέον οι Sadka και Wang 2002, παρουσιάζουν σταθερές ενδείξεις για αυτή την επίδραση χρησιμοποιώντας εναλλακτικά μέτρα ρευστότητας.

γ) $cov_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)$: Η τρίτη επίδραση της απαιτούμενης απόδοσης προέρχεται από την συνδιακύμανση μεταξύ της ρευστότητας του χρεογράφου και της απόδοσης της αγοράς. Απορρέει από την προθυμία των επενδυτών να αποδεχθούν μια χαμηλότερη αναμενόμενη απόδοση σε ένα αξιόγραφο το οποίο είναι ρευστοποιήσιμο σε μια καθοδική αγορά. Όταν η αγορά είναι καθοδική, η ικανότητα εύκολης πώλησης είναι ιδιαίτερα πολύτιμη. Συνεπώς ένας επενδυτής είναι πρόθυμος να αποδεχθεί χαμηλότερη απόδοση σε χρεόγραφο με χαμηλό κόστος ρευστότητας σε καταστάσεις χαμηλών αποδόσεων στην αγορά.

Γενικώς οι χαμηλές αποδόσεις δημιουργούν προβλήματα πλούτου σε μερικούς επενδυτές, και τότε αυτοί επιθυμούν να πουλήσουν. Ωστόσο εάν τα χρεόγραφα αυτά χαρακτηρίζονται και από μειωμένη ρευστότητα, το πρόβλημα του μεγεθύνεται. Σε συνάρτηση με αυτή τη λογική οι Lynch και Tan (2003) βρήκαν ότι το ασφάλιστρο ρευστότητας είναι υψηλό όταν τα κόστη συναλλαγών συσχετίζονται αρνητικά με τις μεταβολές του πλούτου. Αυτό συνάδει με την επίδραση της $cov_t(c_{t+1}^i, r_{t+1}^M)$. Επί της ουσίας το ασφάλιστρο ρευστότητας ορίζεται ως η μείωση στην αναμενόμενη απόδοση, που κάνει τον επενδυτή αδιάφορο μεταξύ ενός χρεογράφου χωρίς κόστη συναλλαγών και ενός χρεογράφου με κόστη συναλλαγών. (Constantinides 1986).

Οι παραπάνω συνδιακυμάνσεις μπορούν να υπολογιστούν με βάση την παραπάνω εξίσωση του conditional CAPM (7) σε καθαρές αποδόσεις. Ωστόσο είναι χρήσιμη η χρησιμοποίηση της ακαθάριστης απόδοσης και του δείκτη ρευστότητας, ως βασικά δεδομένα, για τους εξής λόγους:

Πρώτον η καθαρή απόδοση δεν είναι σαφής, καθώς εξαρτάται από την περίοδο διακράτησης, με την περίοδο να είναι διαφορετική από το περίοδο ανάλυσης του δείγματος.

Δεύτερον οι μελέτες ρευστότητας βασίζονται σε μέτρα ακαθάριστης απόδοσης και σε κόστη μειωμένης ρευστότητας.

Τρίτον, μια σχέση αποτίμησης με ακαθάριστη απόδοση και μειωμένη ρευστότητα, η οποία μοιάζει σε φιλοσοφία με την (8), μπορεί να έχει εφαρμογή σε πλουσιότερα μοντέλα όπου οι καθαρές αποδόσεις δεν είναι επαρκείς μεταβλητές.

2.2.5 Συνέπειες εμμοής της ρευστότητας

Σε αυτό το μέρος αναφέρεται ότι η εμμοική παρουσία της ρευστότητας υπονοεί ότι η ρευστότητα προβλέπει τις μελλοντικές αποδόσεις και κινείται παράλληλα με τις τρέχουσες αποδόσεις.

Εμπειρικά, η ρευστότητα (ρ^c) είναι κυμαινόμενη στο χρόνο και δείχνει επιμονή (Amihud 2002, Chordia et al. 2000, 2001, Hasbrouck και Seppi 2001, Huberman και Halka 1999, Jones 2001, Pastor και Staumbaugh 2003). Το μοντέλο αυτό δείχνει ότι η συνεχή παρουσία ρευστότητας, υπονοεί ότι οι αποδόσεις είναι προβλέψιμες. Χαμηλή ρευστότητα σήμερα, προβλέπει χαμηλή αναμενόμενη ρευστότητα την επόμενη περίοδο, οδηγώντας σε υψηλή απαιτούμενη απόδοση.

Στις επόμενες προτάσεις, 2 και 3, χρησιμοποιούμε για χαρτοφυλάκιο $q \in R^I$, ως μέρισμα χαρτοφυλακίου $D_t^q = q^T D_t$ και απόδοση $r_t^q = \frac{\sum_i q^i (D_t^i + P_t^i)}{\sum_i q^i P_{t-1}^i}$.

Πρόταση 2:

Με την υπόθεση ότι $\rho^c > 0$ και $q \in R^I$ ένα χαρτοφυλάκιο με $E_t (P_{t+1}^q + D_{t+1}^q) > \rho^c P_t^q$, τότε η δεσμευμένη αναμενόμενη απόδοση αυξάνεται με την μειωμένη ρευστότητα, $\frac{\partial}{\partial \rho^c} E_t(r_{t+1}^q - r^f) > 0$.

Η πρόταση δείχνει ότι η δεσμευμένη αναμενόμενη απόδοση εξαρτάται θετικά από το τρέχον κόστος μειωμένης ρευστότητας. Συγκεκριμένα η τρέχουσα ρευστότητα προβλέπει την απόδοση.

Ο Jones (2001), βρίσκει εμπειρικά ότι η αναμενόμενη ετήσια απόδοση της αγοράς μετοχών αυξάνεται με το bid-ask spread του προηγούμενου έτους και μειώνεται με τον όγκο συναλλαγών του προηγούμενου έτους. Ο Amihud (2002), βρίσκει ότι η ρευστότητα προβλέπει την υπερβάλλουσα απόδοση τόσο για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, όσο και για τα χαρτοφυλάκια, βασισμένα στο μέγεθος. Ο Bekaert et al. (2003), βρίσκει ότι η μειωμένη ρευστότητα προβλέπει τις αποδόσεις στις αναδυόμενες αγορές.

Η προβλεπτικότητα της ρευστότητας επιπλέον σημαίνει μια αρνητική συνδιακύμανση μεταξύ των τρέχων αποδόσεων και της έλλειψης ρευστότητας. Ουσιαστικά όταν η έλλειψη ρευστότητας είναι αυξημένη, τότε η απαιτούμενη

απόδοση είναι επίσης υψηλή, γεγονός το οποίο μειώνει την τρέχουσα τιμή, οδηγώντας σε χαμηλή απόδοση.

Πρόταση 3:

Με την υπόθεση της ύπαρξης χαρτοφυλακίου $q \in R^I$, τέτοιο ώστε $\rho^c (r^f q^T \Sigma^{CD} q + (r^f - \rho^D) q^T \Sigma^c q) > (r^f)^2 q^T \Sigma^{CD} q$. Τότε οι αποδόσεις είναι χαμηλές όταν η έλλειψη ρευστότητας αυξάνεται, $Cov_t(c_{t+1}^q, r_{t+1}^q) < 0$

Chordia et al. (2001), Jones (2001), Pastor και Staumbaugh (2003) βρίσκουν αρνητική συσχέτιση μεταξύ της απόδοσης της αγοράς και των μέτρων αγοραίας έλλειψης ρευστότητας. Ο Amihud (2002) βρίσκει αρνητική συσχέτιση μεταξύ της απόδοσης χαρτοφυλακίων βασισμένα στο μέγεθος και της αντίστοιχης μη αναμενόμενης έλλειψης ρευστότητας. Τέλος ο Bekaert et al. 2003 βρίσκει αρνητική συσχέτιση μεταξύ έλλειψης ρευστότητας και απόδοσης σε αναδυόμενες αγορές.

2.2.6 Μη δεσμευμένο liquidity – adjusted CAPM

Για την εκτίμηση του liquidity adjusted CAPM , γίνεται χρήση του μη δεσμευμένου μοντέλου, δηλαδή υπό την υπόθεση της ανεξαρτησίας των μερισμάτων και του κόστους έλλειψης ρευστότητας. Από την άλλη πλευρά η έλλειψη ρευστότητας έχει διαρκή παρουσία. Έτσι βασιζόμαστε στην υπόθεση της σταθερής δεσμευμένης συνδιακύμανσης της έλλειψης ρευστότητας και της απόδοσης.⁶

Αυτή η υπόθεση αποδίδει το μη δεσμευμένο αποτέλεσμα:

$$E(r_t^i - r_t^f) = E(c_t^i) + \lambda\beta^{1i} + \lambda\beta^{2i} - \lambda\beta^{3i} - \lambda\beta^{4i}, \text{ όπου } \lambda = E(\lambda_t) = E(r_t^M - c_t^M - r_t^f).$$

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

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

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

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

⁶ Εναλλακτικά το ίδιο μη δεσμευμένο μοντέλο μπορεί να εξαχθεί υποθέτοντας ένα σταθερό ασφάλιστρο κινδύνου λ και χρησιμοποιώντας το γεγονός πως για κάθε τυχαία μεταβλητή X και Y ισχύει $E(cov_t(X, Y)) = cov(X - E_t(x), Y) = cov(X - E_t(x), Y - E_t(Y))$. Σημειώνεται πως πιθανή διακύμανση στο χρόνο του ασφάλιστρου κινδύνου, μεταφέρεται από σταθερή απόλυτη αποστροφή στον κίνδυνο. Ωστόσο με σταθερή σχετική αποστροφή στον κίνδυνο το ασφάλιστρο κινδύνου είναι προσεγγιστικά σταθερό. (Friends and Blume 1975)

Στη συνέχεια περιγράφεται η ανάλυση των δεδομένων για το χρηματιστήριο του Λονδίνου για την περίοδο 01/01/1985 έως 31/12/2016 σύμφωνα με τις υποθέσεις που έλαβαν υπόψη τους και περιγράφηκαν ανωτέρων οι Viral V. Acharya και Lasse Heje Pedersen, με αντικείμενο «Asset Pricing With Liquidity Risk» το 2005 στο Journal of Financial Economics. Απώτερος σκοπός στην προκειμένη περίπτωση είναι η έρευνα κατά πόσο τα beta απορροφούν τον κίνδυνο ρευστότητας και εξηγούν τις αποδόσεις ή σε διαφορετική περίπτωση υπάρχουν επιπλέον παράγοντες που τις επηρεάζουν. Στις περιπτώσεις όπου κάποιες υποθέσεις και μεθοδολογίες διαφοροποιούνται, περιγράφονται στη συνέχεια στα αντίστοιχα σημεία ενδιαφέροντος.

Κεφάλαιο 3 Μέτρα Ρευστότητας

3.1 Διαλογή δεδομένων

Στη ενότητα αυτή παρουσιάζονται τα στοιχεία που αντλήθηκαν για την εξέλιξη της εργασίας. Το χρονικό διάστημα όπου αναζητήθηκαν τα δεδομένα αφορά την περίοδο 01 Ιανουαρίου 1985 έως 30 Δεκεμβρίου 2016. Από το σύνολο των δεδομένων, επιλέχθηκαν οι μετοχές για τις οποίες παρατηρήθηκε μεταβλητότητα στη τιμή. Οι υπόλοιπες μετοχές δεν περιλαμβάνονται στο τελικό δείγμα. Στο δείγμα περιλαμβάνονται και μετοχές που δεν υφίστανται πλέον στο χρηματιστήριο του Λονδίνου, ή εισαγωγή τους πραγματοποιήθηκε οποιαδήποτε στιγμή εντός του ανωτέρω χρονικού διαστήματος. Παρακάτω παραθέτονται τα αρχεία και ο τρόπος που επεξεργάστηκαν ώστε να προκύψουν τα βασικά δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν στην εξέλιξη της εργασίας.

Τα αρχεία excel [ΗΜΕΡΗΣΙΕΣ ΤΙΜΕΣ ASK – BID.xls], [ΗΜΕΡΗΣΙΕΣ ΤΙΜΕΣ ΚΛΕΙΣΙΜΑΤΟΣ.xls] και [ΗΜΕΡΗΣΙΑ VOLUMES (SHARES).xls], αποτελούν τα αρχικά αριθμητικά δεδομένα τα οποία και αντλήθηκαν από την βάση δεδομένων DataStream Advanced και περιέχονται στον φάκελο “ΑΡΧΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ”. Στα συγκεκριμένα αρχεία σημειώνεται πως δεν έχει πραγματοποιηθεί ακόμη διαλογή των τελικών δεδομένων.

Στο αρχείο excel [ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΑΠΟΔΟΣΗΣ ΚΑΙ VOLUMES.xls], στον φάκελο “ΑΡΧΙΚΟΙ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΙ” περιλαμβάνονται, κατόπιν διαλογής, τα στοιχεία των τιμών κλεισίματος των μετοχών στο φύλλο εργασίας «PRICES» και ο αριθμός των μετοχών που συναλλάχθηκαν στο φύλλο εργασίας «DAILY VOLUMES (SHARES)» για κάθε ημερομηνία για το διάστημα 01 Ιανουαρίου 1985 έως 30 Δεκεμβρίου 2016. Λόγω ότι παρατηρήθηκαν μηδενικές τιμές στα δεδομένα, στο αρχείο δημιουργήθηκε και το φύλλο εργασίας «DAILY VOLUMES (SHARES) # 0», στο οποίο περιλαμβάνονται τα δεδομένα που είναι διαφορετικά του μηδενός. Τα υπόλοιπα κελιά εμφανίζονται ως κενά.

Στο ίδιο αρχείο πραγματοποιήθηκε ο υπολογισμός των αποδόσεων και του όγκου συναλλαγών. Συγκεκριμένα για τον υπολογισμό της απόδοσης χρησιμοποιήθηκε ο τύπος

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}, \text{ όπου,}$$

R_t : η απόδοση της μετοχής την ημέρα t

P_t : η τιμή της μετοχής την ημέρα t

P_{t-1} : η τιμή της μετοχής την ημέρα τα t-1

Σημειώνεται πως στο φύλλο «RETURNS» εμφανίζονται οι αποδόσεις με δεδομένο ότι υπάρχουν τιμές στον χρόνο t και t-1. Σε κάθε άλλη περίπτωση, τα κελιά εμφανίζονται χωρίς τιμές.

Στο ίδιο αρχείο περιλαμβάνεται και ο υπολογισμός του όγκου συναλλαγών πολλαπλασιάζοντας για κάθε ημέρα και μετοχή, την τιμή της εκάστοτε μετοχής με τον αντίστοιχο αριθμό των μετοχών που συναλλάχθηκαν. Ως αναγκαία συνθήκη για να εμφανίζεται τιμή, είναι η ύπαρξη μη κενής ή μηδενικής τιμής μετοχής και αριθμού μετοχών που συναλλάχθηκαν. Τα στοιχεία περιέχονται στο φύλο «VOLUMES».

Από τα παραπάνω δεδομένα προκύπτουν οι μετρήσεις των μέτρων ρευστότητας και αποτελούν τη βάση για τη συνέχεια της εργασίας όπως περιγράφεται στην επόμενη ενότητα.

3.2 Υπολογισμός Μέτρων Ρευστότητας

Στην τρέχουσα ενότητα παραθέτονται ο υπολογισμός των μέτρων ρευστότητας κάθε μετοχής. Θα μπορούσε να αναφερθεί πως η ρευστότητα δεν αποτελεί μια μεταβλητή που είναι εφικτό να παρατηρηθεί. Συνεπώς για την ποσοτικοποίηση του όρου της ρευστότητας ή εναλλακτικά της μειωμένης ρευστότητας, χρησιμοποιήθηκαν οι παρακάτω δείκτες για τους οποίους έγινε αναλυτική αναφορά και περιγραφή στην ανωτέρω ενότητα 2.1.1. Συγκεκριμένα αναφέρονται τα μέτρα :

- Amihud Illiquidity
- Extended Amihud Proxy
- Amivest Liquidity

Σημειώνεται πως το σύνολο των δεδομένων αφορά ημερήσιες παρατηρήσεις, ενώ για τον υπολογισμό του μέτρου Extended Amihud Proxy, χρησιμοποιήθηκε το bid-ask περιθώριο ως αριθμητής. Τα αποτελέσματα και των τριών μέτρων (εφαρμογή των τύπων της ενότητας 2.1.1) περιέχονται στο αρχείο [ILLIQUIDITY MEASURES.xls].

Κεφάλαιο 4 ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Σε αυτό το κεφάλαιο περιγράφεται η διαδικασία που θα ακολουθηθεί για να αξιολογηθεί το Liquidity adjusted CAPM, όπως αναφέρθηκε στο κεφάλαιο 2, στην ενότητα 2.2.6.

1) Επιλογή του μέτρου ρευστότητας, μεταξύ των Amihud, Extended Amihud και Aminvest, για την εκτίμηση της ρευστότητας c_t^i για κάθε μήνα t του δείγματος και κάθε μετοχή i .

2) Δημιουργία ενός χαρτοφυλακίου της αγοράς, που θα απαρτίζεται από το σύνολο των μετοχών.

3) Δημιουργία χαρτοφυλακίων, κατόπιν ταξινόμησης με βάση την ρευστότητα και την τυπική απόκλιση της ρευστότητας.

4) Υπολογισμός της απόδοσης και της μηνιαίας έλλειψης ρευστότητας για κάθε μήνα, καθώς και των αποκλίσεων τους σε κάθε χαρτοφυλάκιο.

5) Εκτίμηση και ανάλυση των betas και του λ (ενότητα 2.2.6)

6) Επίδραση του κινδύνου ρευστότητας στις αποδόσεις. Χρήση cross sectional παλινδρομήσεων.

4.1 Επιλογή Μέτρου Ρευστότητας

Σύμφωνα με τους Viral V. Acharya και Lasse Heje Pedersen (2005), το περιθώριο αγοράς – πώλησης μετρά ικανοποιητικά το κόστος πώλησης για μικρό αριθμό μετοχών, αλλά όχι απαραίτητα καλά για μεγάλο αριθμό μετοχών. Για τον λόγο αυτό και σύμφωνα με τους σκοπούς της εργασίας προτιμήθηκε να μην χρησιμοποιηθεί το μέτρο Extended Amihud Proxy. Επιπλέον, με δεδομένο ότι το μέτρο του Aminvest αποτελεί τον ανάστροφο δείκτη του Amihud, αποφασίστηκε να χρησιμοποιηθεί το μέτρο του Amihud για τον υπολογισμό της ρευστότητας.

Από την ενότητα 2.1.1 έχουμε:

$$\text{Illiquidity} = \text{Average}\left(\frac{|r_t|}{\text{volume}_t}\right)$$

όπου,

$|r_t|$: η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής την ημέρα t

$volume_t$: ο όγκος συναλλαγών σε νομισματική μονάδα την ημέρα t

Ο μέσος όρος υπολογίζεται στις ημέρες με θετικό όγκο συναλλαγών, ενώ δεν ορίζεται στις μέρες με μηδενικό όγκο συναλλαγών.

Για τους σκοπούς της εργασίας γίνεται μια πιο αναλυτική περιγραφή του όρου ως εξής:

$$(Illiquidity) C_t^i = \frac{1}{Hμέρες_t^i} \sum_{d=1}^{Hμέρες_t^i} \frac{|R_{td}^i|}{\text{Όγκος συναλλαγών}_{td}^i}$$

όπου,

$|R_{td}^i|$: η απόλυτη τιμή της απόδοσης την ημέρα d τον μήνα t

$\text{Όγκος συναλλαγών}_{td}^i$: Ο όγκος συναλλαγών την ημέρα d τον μήνα t.

$Hμέρες_t^i$: Οι μέρες των έγκυρων παρατηρήσεων του μήνα t για την μετοχή i.

Το αριθμητικό αποτέλεσμα του ανωτέρω δείκτη μπορεί να ερμηνευτεί ως εξής. Μια υψηλή τιμή του δείκτη χαρακτηρίζει τη μετοχή ως μειωμένης ρευστότητας, ενώ μια χαμηλή τιμή του δείκτη χαρακτηρίζει τη μετοχή ως υψηλής ρευστότητας. Δηλαδή με ένα μικρό όγκο συναλλαγών, προκύπτει υψηλή μεταβολή της τιμής (υψηλή απόδοση), διαφορετικά με ένα μικρό όγκο συναλλαγών, δεν προκύπτει υψηλή μεταβολή της τιμής (χαμηλή απόδοση). Σημειώνεται πως στην ανάλυση μας, ο όρος της ρευστότητας αποτελεί το κόστος ρευστότητας όπως αναφέρθηκε στο κεφάλαιο 2.

Στο αρχείο [ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ AMIHUD ΚΑΙ ΤΥΠΙΚΗΣ ΑΠΟΚΛΙΣΗΣ.xls], στον φάκελο “ΑΡΧΙΚΟΙ ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΙ” περιλαμβάνονται αναλυτικά οι υπολογισμοί των μεταβλητών, μηνιαίας ρευστότητας Amihud και της τυπικής απόκλισης αυτών, οι οποίες θα χρησιμοποιηθούν στη συνέχεια για τη δημιουργία χαρτοφυλακίων.

Οι τιμές που παρατηρούνται στο φύλλο εργασίας «ΗΜΕΡΗΣΙΑ AMIHUD DATA», αποτελούν τα δεδομένα των ημερήσιων μέτρων ρευστότητας Amihud

$\left(\frac{|R_{td}^i|}{\text{Όγκος Συναλλαγών}_{td}^i}\right)$ και χρησιμοποιούνται στον υπολογισμό των μηνιαίων

αθροισμάτων κατόπιν προσαρμογής⁷, με την προϋπόθεση ύπαρξης παρατήρησης στην αντίστοιχη ημερομηνία, τόσο της απόδοσης στο φύλλο εργασίας «RETURNS» όσο και του όγκου συναλλαγών στο φύλλο εργασίας «VOLUMES». Σε διαφορετική περίπτωση το κελί παραμένει κενό. Στη συνέχεια για τον υπολογισμό του μηνιαίου μέτρου ρευστότητας $Amihud$, C_t^i , χρησιμοποιήθηκε η ιστορικότητα παρατηρήσεων ενός μήνα, όπου κάθε μήνας περιλαμβάνει 22 παρατηρήσεις και ως πλήθος ημερών χρησιμοποιήθηκε ο αριθμός των έγκυρων παρατηρήσεων. Κατόπιν των ενεργειών αυτών, τα δεδομένα των μηνιαίων $Amihud$, περιλαμβάνονται στο φύλλο εργασίας «MONTHLY AMIHUDDATA»

Από την άλλη πλευρά ο υπολογισμός της τυπικής απόκλισης των μηνιαίων $Amihud$, πραγματοποιήθηκε χρησιμοποιώντας πλήθος παρατηρήσεων για ένα μήνα (22 παρατηρήσεις), με την προϋπόθεση σε κάθε ημερομηνία να αντιστοιχεί μηνιαίο $Amihud$ από το φύλλο εργασίας «MONTHLY AMIHUDDATA». Σε αντίθετη περίπτωση μη ύπαρξης ρευστότητας με μηνιαία ιστορικότητα, δεν θα υπολογίζεται η τυπική απόκλιση για τον προηγούμενο μήνα. Τα αποτελέσματα της τυπικής απόκλισης εμφανίζονται στο φύλλο εργασίας «ΤΥΠΙΚΗ ΑΠΟΚΛΙΣΗ».

Συνοπτικά στο αρχείο [RETURNS, AMIHUDDATA (M), σ(liquidity) data.xls] στον φάκελο “ΑΡΧΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ” παρουσιάζονται συνοπτικά τα δεδομένα της απόδοσης R_t^i , της μηνιαίας ρευστότητας $Amihud$ C_t^i και της τυπικής απόκλισης της ρευστότητας.

4.2 Δημιουργία χαρτοφυλακίων αγοράς.

Στην τρέχουσα ενότητα επεξεργαζόμαστε δεδομένα ημερήσιων αποδόσεων και όγκου συναλλαγών με απώτερο σκοπό την δημιουργία χαρτοφυλακίων.

Αρχικά σχηματίζουμε τα χαρτοφυλάκια της αγοράς όπου για κάθε χρονική στιγμή t θα έχουμε την απόδοση της αγοράς και την ρευστότητα $Amihud$ για τον προηγούμενο μήνα. Οι εκτιμήσεις (β , λ) που θα πραγματοποιηθούν στην συνέχεια της εργασίας για την αξιολόγηση του μοντέλου Liquidity adjusted CAPM, χωρίζεται σε δύο περιπτώσεις ανάλογα με το χαρτοφυλάκιο αγοράς που χρησιμοποιείται.

⁷ Λόγω ότι παρατηρήθηκαν εξαιρετικά μικρές τιμές στους ημερήσιους λόγους, τα δεδομένα του φύλλο εργασίας ΗΜΕΡΗΣΙΑ AMIHUDDATA πολλαπλασιάστηκαν με τον αριθμό 10^6 για τους υπόλοιπους υπολογισμούς της εργασίας.

Στη πρώτη περίπτωση χρησιμοποιείται ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς P^M , το σύνολο των μετοχών και στη δεύτερη περίπτωση ο δείκτης FTSE 100 του χρηματιστηρίου του Λονδίνου.

Για τον υπολογισμό της απόδοσης και της ρευστότητας Amihud στην πρώτη περίπτωση, ακολουθήθηκε η παρακάτω διαδικασία.

$$R_t^M = \sum w_t^i R_t^i, \text{ όπου}$$

w_t^i : το βάρος της επένδυσης στην μετοχή i την ημέρα t

R_t^i : η απόδοση της μετοχής i την ημέρα t

R_t^M : η απόδοση του χαρτοφυλακίου της αγοράς την ημέρα t .

Και

$$C_t^M = \sum w_t^i C_t^i, \text{ όπου}$$

w_t^i : το βάρος της επένδυσης στην μετοχή i την ημέρα t

C_t^i : η μηνιαία ρευστότητα Amihud του προηγούμενου μήνα της μετοχής i την ημέρα t

C_t^M : η μηνιαία ρευστότητα Amihud του προηγούμενου μήνα στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς την ημέρα t .

Όσον αφορά τη δεύτερη περίπτωση για τη χρήση του FTSE100, πραγματοποιήθηκε υπολογισμός της απόδοσης του δείκτη ($R_t^{FTSE100} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$), και υπολογίστηκε η μηνιαία ρευστότητα $C_t^{FTSE100}$ με την ίδια διαδικασία που περιγράφηκε στην 4.1 παράγραφο.

Τα αποτελέσματα αυτών των δύο περιπτώσεων συνοψίζονται αναλυτικά στο αρχείο [MARKET –FTSE 100 DATA.xls]. Σημειώνεται πως λόγω αδυναμίας εύρεσης βαρών που απαρτίζουν το χαρτοφυλάκιο της αγοράς, υποθέτουμε πως τα βάρη είναι ίδια. Συνεπώς κατά αυτό τον τρόπο υπολογίστηκε η απόδοση και η ρευστότητα του χαρτοφυλακίου τόσο για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς όσο και για τα επιμέρους χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν και θα εξηγήσουμε στη συνέχεια. Η ίδια τακτική ακολουθήθηκε και από τους Amihud (2002) και Chordia et al. (2000).

Στις επόμενες ενότητες αναλύονται διακριτά οι εκτιμήσεις και η ερμηνεία του υποδείγματος και των παραμέτρων τους ανάλογα με το χαρτοφυλάκιο αγοράς που χρησιμοποιείται.

4.3 Δημιουργία επιμέρους χαρτοφυλακίων

Στην ενότητα αυτή παρουσιάζεται η διαδικασία δημιουργίας χαρτοφυλακίων ως υποσύνολα του χαρτοφυλακίου αγοράς. Για τη δημιουργία χαρτοφυλακίων πραγματοποιείται ταξινόμηση με βάση την μηνιαία ρευστότητα Amihud κάθε χρονική στιγμή t , από τη μεγαλύτερη στη μικρότερη τιμή με κατεύθυνση από αριστερά προς τα δεξιά με τη νέα θέση να ορίζεται ως (i,j) . Μέσω της ταξινόμησης της μηνιαίας ρευστότητας Amihud, οι αποδόσεις θα μεταφέρονται στην αντίστοιχη θέση (i,j) . Η ίδια διαδικασία πραγματοποιείται στην συνέχεια για την ταξινόμηση με βάση την τυπική απόκλιση της μηνιαίας ρευστότητας Amihud, με τη διαφορά ότι στη νέα θέση (i,j) θα μεταφέρονται η απόδοση και η μηνιαία ρευστότητα Amihud. Για την πραγματοποίηση της ταξινόμησης, πραγματοποιήθηκε προγραμματισμός μέσω VBA στο excel (Visual Basic). Η διαδικασία της ταξινόμησης πραγματοποιήθηκε στο αρχείο [SORT FINAL.xls].

Στη συνέχεια χωρίζουμε το χαρτοφυλάκιο της αγοράς με βάση την ταξινόμηση στην μηνιαία ρευστότητα Amihud σε 5 χαρτοφυλάκια (P1,P2,P3,P4 και P5) και με βάση την τυπική απόκλιση ομοίως σε ακόμη 5 χαρτοφυλάκια (P6,P7,P8,P9 και P10). Συνοπτικά τα στοιχεία εμφανίζονται στα αρχεία [ΤΑΞΙΝΟΜΗΣΗ ΒΑΣΕΙ MONTHLY AMIHUD.xls] και [ΤΑΞΙΝΟΜΗΣΗ ΒΑΣΕΙ ΤΥΠΙΚΗΣ ΑΠΟΚΛΙΣΗΣ.xls] στον φάκελο “ΤΑΞΙΝΟΜΗΣΗ ΜΕ VBA”. Για τον υπολογισμό της απόδοσης και της μηνιαίας ρευστότητας Amihud τη χρονική στιγμή t σε κάθε χαρτοφυλάκιο, χρησιμοποιήθηκαν οι εξισώσεις της ενότητας 4.3 ,

$$- R_t^P = \sum w_t^i R_t^i$$

$$- C_t^P = \sum w_t^i C_t^i$$

υπό την υπόθεση ότι τα σταθμά είναι ίσα. Ο υπολογισμός και η συνοπτική παρουσίαση της απόδοσης R_t^P και της μηνιαίας ρευστότητας Amihud C_t^P , για κάθε χαρτοφυλάκιο, περιέχεται στα δυο τελευταία αρχεία excel που αναφέρονται ανωτέρω. Ο αριθμός του συνολικού χαρτοφυλακίου της αγοράς περιλαμβάνει 154 μετοχές. Κατόπιν της ταξινόμησης τα 4 πρώτα χαρτοφυλάκια σε κάθε κατηγορία ταξινόμησης περιλαμβάνει μέχρι 31 μετοχές, ενώ τα χαρτοφυλάκια P5 και P10 περιλαμβάνουν μέχρι 30 μετοχές.

4.4 Υπολογισμός αποκλίσεων στη ρευστότητα για υπολογισμό των ΒΕΤΑ

Πρέπει να αναφερθεί πως η ανάλυση στο σύνολο της εργασίας γίνεται διακριτά όσον αφορά το χαρτοφυλάκιο αγοράς (market). Αρχικά γίνεται η περιγραφή με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς το οποίο περιέχει το σύνολο των μετοχών και σε δεύτερο χρόνο με το χαρτοφυλάκιο FTSE 100.

Η έννοια της ρευστότητας θα παρατηρήσουμε ότι παρουσιάζει εμμονή. Η αυτοσυσχέτιση της μηνιαίας ρευστότητας Amihud στο χαρτοφυλάκιο της αγοράς είναι 0,968 (πίνακας 1) και στην περίπτωση της μηνιαίας ρευστότητας Amihud του FTSE100 είναι 0,996 (πίνακας 2).

Πίνακας 1. Correlogram Μηνιαίας Ρευστότητας Amihud Χαρτοφυλακίου Αγοράς

Date: 08/24/17 Time: 16:47 Sample: 1/01/1985 12/30/2016 Included observations: 7828							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.968	0.968	7330.3	0.000	
		2	0.934	-0.027	14168.	0.000	
		3	0.901	-0.020	20527.	0.000	
		4	0.868	-0.007	26435.	0.000	
		5	0.836	-0.015	31910.	0.000	
		6	0.802	-0.037	36954.	0.000	
		7	0.769	-0.016	41585.	0.000	
		8	0.738	0.022	45851.	0.000	
		9	0.707	-0.013	49771.	0.000	
		10	0.677	-0.018	53360.	0.000	
		11	0.651	0.060	56682.	0.000	
		12	0.625	-0.020	59745.	0.000	
		13	0.598	-0.030	62553.	0.000	
		14	0.572	-0.006	65123.	0.000	
		15	0.546	-0.016	67464.	0.000	
		16	0.518	-0.053	69571.	0.000	
		17	0.490	-0.021	71454.	0.000	
		18	0.462	-0.004	73129.	0.000	
		19	0.434	-0.027	74606.	0.000	
		20	0.405	-0.029	75893.	0.000	
		21	0.376	-0.021	77001.	0.000	
		22	0.347	-0.011	77947.	0.000	

Για τις 22 υστερήσεις που χρησιμοποιήθηκαν και στις 2 περιπτώσεις, όπως βλέπουμε δεν προκύπτει αυξομείωση στις τιμές της στήλης AC και η αυτοσυσχέτιση μειώνεται σταθερά με τάση να φτάσει στο μηδέν. Συνεπώς παρατηρούμε πως υφίσταται τάση, αλλά από την άλλη πλευρά δεν σχηματίζεται εποχικότητα στη στήλη της αυτοσυσχέτισης.

Πίνακας 2. Correlogram Μηνιαίας Ρευστότητας Amihud Χαρτοφυλακίου FTSE100

Date: 08/24/17 Time: 16:45 Sample: 1/01/1985 12/30/2016 Included observations: 8067							
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.996	0.996	8005.8	0.000	
		2	0.990	-0.251	15917.	0.000	
		3	0.982	-0.162	23707.	0.000	
		4	0.974	-0.069	31360.	0.000	
		5	0.964	-0.061	38860.	0.000	
		6	0.953	-0.026	46200.	0.000	
		7	0.942	-0.046	53369.	0.000	
		8	0.931	-0.007	60362.	0.000	
		9	0.918	-0.049	67173.	0.000	
		10	0.905	-0.053	73793.	0.000	
		11	0.891	-0.063	80213.	0.000	
		12	0.877	0.012	86432.	0.000	
		13	0.863	0.036	92451.	0.000	
		14	0.849	0.012	98274.	0.000	
		15	0.835	0.015	103905	0.000	
		16	0.820	-0.037	109345	0.000	
		17	0.806	0.002	114596	0.000	
		18	0.791	-0.031	119660	0.000	
		19	0.777	0.014	124541	0.000	
		20	0.763	0.087	129250	0.000	
		21	0.750	0.076	133798	0.000	
		22	0.738	0.051	138200	0.000	

Στη συνέχεια υπολογίζουμε τις απαραίτητες αποκλίσεις της μηνιαίας ρευστότητας Amihud για τα επιμέρους χαρτοφυλάκια P1-10, $c_t^{Pi} - E_{t-1}(c_t^{Pi})$, για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς $c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)$ και για το χαρτοφυλάκιο FTSE 100 $c_t^{FTSE100} - E_{t-1}(c_t^{FTSE100})$, καθώς και τις αποκλίσεις των αποδόσεων της αγοράς $R_t^M - E_{t-1}(R_t^M)$ και του δείκτη FTSE100 $R_t^{FTSE100} - E_{t-1}(R_t^{FTSE100})$.

Για τον υπολογισμό των προβλέψεων που απαιτούνται, χρησιμοποιήθηκε το αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης 1 AR(1), με μορφή $Y_t = a + bY_{t-1} + u_t$. Συγκεκριμένα:

- $c_t^{Pi} = a + b * c_{t-1}^{Pi} + u_t$
- $c_t^M = a + b * c_{t-1}^M + u_t$
- $c_t^{FTSE100} = a + b * c_{t-1}^{FTSE100} + u_t$

$$- R_t^M = a + b * R_{t-1}^M + u_t$$

$$- R_t^{FTSE100} = a + b * R_{t-1}^{FTSE100} + u_t$$

Οι σχετικές παλινδρομήσεις για την εύρεση των a_i και b_i , με απώτερο σκοπό την πραγματοποίηση των απαραίτητων προβλέψεων, πραγματοποιήθηκαν στο πρόγραμμα EVIEWS και περιλαμβάνονται στον φάκελο “EVIIEWS 1 AR(1)”. Στον παρακάτω πίνακα 3 απεικονίζονται τα αποτελέσματα των όρων a και b από τις παλινδρομήσεις που πραγματοποιήθηκαν για τα χαρτοφυλάκια P^1 - P^{10} (Παράρτημα 1).

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ AR(1) ΓΙΑ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑ AMIHUD		
ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ	a_i	b_i
1	0,269522	0,96496
2	0,000317	0,999509
3	0,000052	0,999614
4	0,000072	0,997271
5	0,000030	0,995646
6	0,269789	0,964795
7	0,001119	0,995288
8	0,007287	0,913497
9	0,373837	0,933505
10	0,027633	0,965313

Όσον αφορά τον πίνακα 4 απεικονίζονται τα αποτελέσματα των a και b από τις παλινδρομήσεις AR(1) που πραγματοποιήθηκαν το χαρτοφυλάκιο αγοράς P^M και το χαρτοφυλάκιο $P^{FTSE100}$ (Παράρτημα 1). Σημειώνεται πως τα στοιχεία συνοψίζονται στο αρχείο [BETA.xls]

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ AR(1) ΓΙΑ ΡΕΥΣΤΟΤΗΤΑ AMIHUD ΚΑΙ ΑΠΟΔΟΣΗ ΑΓΟΡΑΣ				
	Απόδοση		Ρευστότητα Amihud	
ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ	a_i	b_i	a_i	b_i
ΜΑΡΚΕΤ	0,00044200	0,05811000	0,07521000	0,96750700
FTSE100	0,00027100	0,00057800	0,00003940	0,99609300

Για να υπολογίσουμε στη συνέχεια τις προβλεπόμενες τιμές στο $t-1$ για τον χρόνο t , χρησιμοποιούμε την εξής εξίσωση:

$$E_{t-1} Y_t = a_i + b_i * Y_{t-1}$$

Όπου,

Y_t : η προβλεπόμενη τιμή την ημέρα t-1 για την ημέρα t. Αφορά την πρόβλεψη της μηνιαίας ρευστότητας Amihud και της απόδοσης.

Σύμφωνα με την μεθοδολογία που περιγράφηκε ανωτέρω, υπολογίστηκαν οι απαραίτητες αποκλίσεις της μηνιαίας ρευστότητας Amihud για τα επιμέρους χαρτοφυλάκια P1-10, $c_t^{Pi} - E_{t-1}(c_t^{Pi})$, για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς $c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)$ και για το χαρτοφυλάκιο FTSE 100 $c_t^{FTSE100} - E_{t-1}(c_t^{FTSE100})$, καθώς και τις αποκλίσεις των αποδόσεων της αγοράς $R_t^M - E_{t-1}(R_t^M)$ και του δείκτη FTSE100 $R_t^{FTSE100} - E_{t-1}(R_t^{FTSE100})$. Οι υπολογισμοί παρουσιάζονται αναλυτικά στα αρχεία excel των φακέλων “ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕ ΧΡΗΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΑΓΟΡΑΣ” και “ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕ ΧΡΗΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ FTSE100”, (Περιέχονται στον φάκελο “ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ”).

Στη συνέχεια και πριν προχωρήσουμε στον υπολογισμό των beta και των ασφαλιστρών κινδύνου για το Liquidity adjusted CAPM, θα πραγματοποιηθεί μια γενική αναφορά από τα αποτελέσματα υπολογισμού των αποκλίσεων στη μηνιαία ρευστότητα Amihud, αποκλειστικά για το χαρτοφυλάκιο αγοράς και για το FTSE100 χαρτοφυλάκιο.

Στη πρώτη περίπτωση για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς παρατηρούμε ότι στο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης 1, που χρησιμοποιήθηκε στον υπολογισμό των a και b, το $R^2 = 93,6\%$ (πίνακας 5). Όσον αφορά τις αποκλίσεις που υπολογίστηκαν έχουν τυπική απόκλιση 0,239 και η αυτοσυσχέτιση τους ανέρχεται σε 0,968 (πίνακας 6).

Πίνακας 5 Αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης 1 AR(1) – Χαρτοφυλάκιο Αγοράς

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/01/1987 12/30/2016

Included observations: 7827 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.075210	0.022031	3.413807	0.0006
MARKET_MONTHLY_AMIHU(-1)	0.967507	0.002858	338.5157	0.0000
R-squared	0.936080	Mean dependent var		2.303911
Adjusted R-squared	0.936071	S.D. dependent var		7.356553
S.E. of regression	1.860038	Akaike info criterion		4.079327
Sum squared resid	27072.48	Schwarz criterion		4.081106
Log likelihood	-15962.44	Hannan-Quinn criter.		4.079936
F-statistic	114592.9	Durbin-Watson stat		1.948192
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 6 Correlogram Αποκλίσεων Μηνιαίας Ρευστότητας Amihud Χαρτοφυλακίου Αγοράς

Sample: 1/01/1985 12/30/2016

Included observations: 7827

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.968	0.968	7329.4	0.000
		2	0.934	-0.027	14166.	0.000
		3	0.901	-0.020	20525.	0.000
		4	0.868	-0.007	26432.	0.000
		5	0.836	-0.015	31906.	0.000
		6	0.802	-0.037	36949.	0.000
		7	0.769	-0.016	41580.	0.000
		8	0.738	0.022	45845.	0.000
		9	0.707	-0.013	49765.	0.000
		10	0.677	-0.018	53353.	0.000
		11	0.651	0.060	56674.	0.000
		12	0.625	-0.020	59737.	0.000
		13	0.598	-0.030	62545.	0.000
		14	0.572	-0.006	65114.	0.000
		15	0.546	-0.016	67455.	0.000
		16	0.518	-0.053	69562.	0.000
		17	0.490	-0.021	71444.	0.000
		18	0.462	-0.004	73119.	0.000
		19	0.434	-0.027	74596.	0.000
		20	0.405	-0.029	75883.	0.000
		21	0.376	-0.021	76991.	0.000
		22	0.347	-0.011	77937.	0.000

Στη δεύτερη περίπτωση για το χαρτοφυλάκιο FTSE100 παρατηρούμε ότι στο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης AR(1), για τον υπολογισμό των a και b 1 το $R^2 = 99,31\%$ (πίνακας 7). Όσον αφορά τις αποκλίσεις που υπολογίστηκαν έχουν τυπική απόκλιση 0,000898 και η αυτοσυσχέτιση τους ανέρχεται σε 0,302 (πίνακας 8).

Πίνακας 7 Αυτοπαλίνδρομο Μοντέλο Τάξης 1 AR(1) – Χαρτοφυλάκιο FTSE 100

Dependent Variable: FTSE_100_1M_AMIHU

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1/31/1986 12/30/2016

Included observations: 8066 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,00003940	0,00001470	2.674949	0.0075
FTSE_100_1M_AMIHU(-1)	0.996093	0.000920	1082.367	0.0000
R-squared	0.993164	Mean dependent var		0.011401
Adjusted R-squared	0.993163	S.D. dependent var		0.011221
S.E. of regression	0.000928	Akaike info criterion		-11.12720
Sum squared resid	0.006942	Schwarz criterion		-11.12547
Log likelihood	44878.00	Hannan-Quinn criter.		-11.12661
F-statistic	1171518.	Durbin-Watson stat		1.430770
Prob(F-statistic)	0.000000			

Πίνακας 8 Correlogram Αποκλίσεων Μηνιαίας Ρευστότητας Amihud Χαρτοφυλακίου FTSE 100

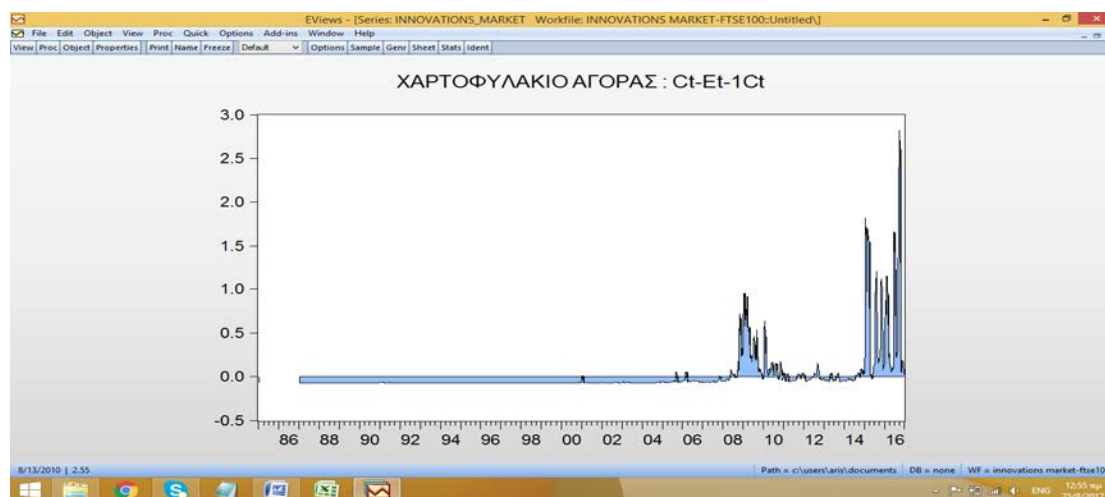
Sample: 1/01/1985 12/30/2016

Included observations: 7827

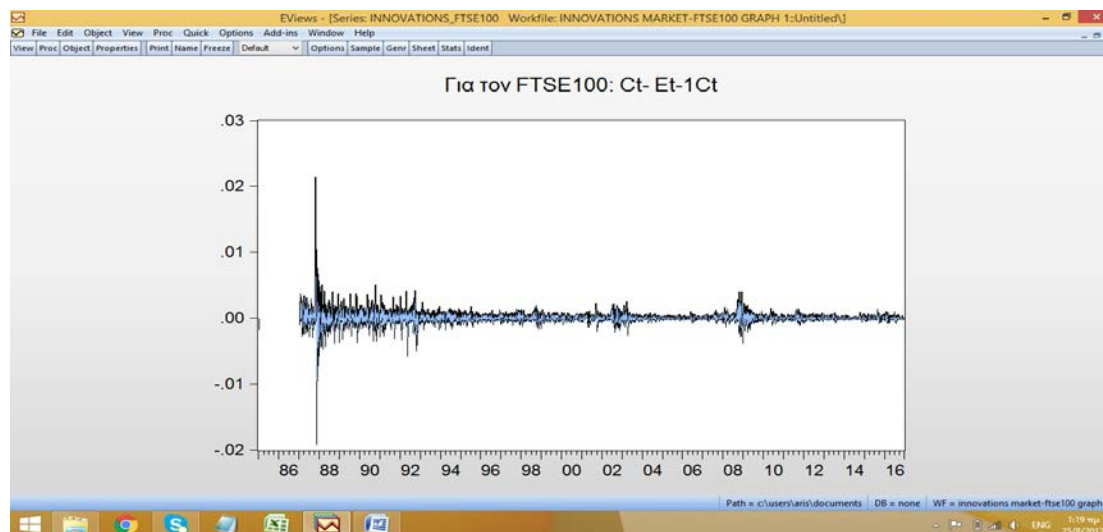
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.302	0.302	715.63	0.000
		2	0.278	0.205	1321.2	0.000
		3	0.178	0.056	1568.6	0.000
		4	0.145	0.040	1734.4	0.000
		5	0.106	0.018	1822.8	0.000
		6	0.118	0.051	1932.1	0.000
		7	0.071	-0.004	1971.2	0.000
		8	0.118	0.067	2079.9	0.000
		9	0.117	0.056	2187.2	0.000
		10	0.111	0.030	2283.5	0.000
		11	0.063	-0.023	2314.4	0.000
		12	0.026	-0.043	2319.6	0.000
		13	0.012	-0.019	2320.7	0.000
		14	-0.020	-0.041	2323.7	0.000
		15	0.042	0.055	2337.7	0.000
		16	0.002	-0.015	2337.7	0.000
		17	0.037	0.024	2348.7	0.000
		18	0.009	-0.016	2349.4	0.000
		19	-0.084	-0.122	2404.2	0.000
		20	-0.136	-0.117	2549.3	0.000
		21	-0.130	-0.054	2681.9	0.000
		22	-0.492	-0.463	4586.2	0.000

Ο υπολογισμός των προβλέψεων της μηνιαίας ρευστότητας Amihud την ημέρα $t-1$ για την ημέρα t , τόσο για το χαρτοφυλάκιο της αγοράς όσο και για τον FTSE 100, των αποκλίσεων $c_t^M - E_{t-1}(c_t^M)$ $c_t^{FTSE100} - E_{t-1}(c_t^{FTSE100})$ αλλά και των τυπικών αποκλίσεων $\sigma(\Delta C_{MARKET})$ και $\sigma(\Delta C_{FTSE100})$ αυτών, παρουσιάζονται αναλυτικά στο αρχείο [MARKET & FTSE 100 INNOVATIONS.xls] στο ομώνυμο φύλλο εργασίας. (περιέχεται επίσης στον φάκελο “ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ”).

Σχήμα 1 Απεικόνιση αποκλίσεων μηνιαίου Amihud χαρτοφυλακίου Αγοράς



Σχήμα 2: Απεικόνιση αποκλίσεων μηνιαίου Amihud στο χαρτοφυλάκιο FTSE100



4.5 Υπολογισμός των beta και λ του Unconditional Liquidity adjusted CAPM

Σε αυτή την ενότητα, παρουσιάζεται η στατιστική ανάλυση του κινδύνου ρευστότητας, το οποίο μετράται μέσω των betas β^{2i} , β^{3i} και β^{4i} . Η μελέτη επικεντρώνεται στα ισοσταθμικά χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν σε προηγούμενη ενότητα με τις ιδιότητες αυτών να παρουσιάζονται στη συνέχεια. Τα betas β^{1i} , β^{2i} , β^{3i} και β^{4i} υπολογίστηκαν σύμφωνα με τις εξισώσεις της ενότητας 2.2.6 για την περίοδο 1/1/1987 έως 30/12/2016.

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

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

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

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

Οι αποκλίσεις που περιλαμβάνονται στις ανωτέρω συνδιακυμάνσεις παρουσιάστηκαν στην αμέσως προηγούμενη ενότητα όπου χρησιμοποιήθηκε το AR(1), αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης 1. Οι υπολογισμοί των ανωτέρω συνδιακυμάνσεων και διακυμάνσεων για κάθε χαρτοφυλάκιο ξεχωριστά τόσο σε συνάρτηση με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς όσο και με το χαρτοφυλάκιο του FTSE 100, παρουσιάζονται αναλυτικά στα αρχεία excel του φάκελου “ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕ ΧΡΗΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ ΑΓΟΡΑΣ” και του φάκελου “ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ ΜΕ ΧΡΗΣΗ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟΥ FTSE 100”. Σε κάθε αρχείο excel περιλαμβάνεται το φύλλο εργασίας «RETURNS» όπου περιλαμβάνονται οι αποδόσεις των μετοχών και οι αποδόσεις του εκάστοτε χαρτοφυλακίου, το φύλλο εργασίας «MONTHLY AMIHUD» όπου περιλαμβάνει τις μετρήσεις ρευστότητας κατά Amihud των μετοχών

και του χαρτοφυλακίου συνολικά, και το φύλλο εργασίας «ΥΠΟΛΟΓΙΣΜΟΣ ΒΕΤΑ & λ» όπου περιλαμβάνει εκτός των υπολογισμών των ΒΕΤΑ και λ, τον υπολογισμό των:

- Μέσου όρου μηνιαίου Amihud $E(C_{P_i})$
- Τυπικής απόκλισης των αποκλίσεων στη ρευστότητα κατά Amihud $\sigma(\Delta C_p)$
- Μέσου όρου υπερβάλλουσας απόδοσης $E(R_t^{P_i} - R_t^f)$
- Τυπικής απόκλισης απόδοσης χαρτοφυλακίου $\sigma(R_{P_i})$
- Υπολογισμός συντελεστή συσχέτισης των (C^{P_i}, C^M)
- Υπολογισμός συντελεστή συσχέτισης των (R^{P_i}, C^M)
- Υπολογισμός συντελεστή συσχέτισης των (C^{P_i}, R^M)

Σημειώνεται πως για τους υπολογισμούς χρησιμοποιήθηκε ως απόδοση άνευ κινδύνου, η απόδοση του μηνιαίου κυβερνητικού ομολόγου του Ηνωμένου Βασιλείου προσαρμοσμένη σε μηνιαία απόδοση όπου περιλαμβάνεται στο αρχείο excel [risk free rate.xls]. Στην επόμενη σελίδα αποτυπώνονται σε πίνακες οι ιδιότητες των χαρτοφυλακίων που μελετήθηκαν

Στους παρακάτω πίνακες παρουσιάζονται οι ιδιότητες των χαρτοφυλακίων που σχηματίστηκαν ταξινομώντας την ρευστότητα και την τυπική απόκλιση της ρευστότητας.

Στον Πίνακα 8 στην στήλη $E(C_p)$ φαίνεται ότι η ταξινόμηση με βάση την ρευστότητα κατά Amihud από την μεγαλύτερη στη μικρότερη μέτρηση, δημιουργεί πράγματι χαρτοφυλάκια P1-P5 με μειούμενη μέση τιμή, έλλειψης ρευστότητας Amihud. Ωστόσο δεν παρατηρείται στα χαρτοφυλάκια με την περισσότερο μειωμένη ρευστότητα $E(c)$ να συνδέονται και με υψηλή μεταβλητότητα στην απόδοση. Ωστόσο παρατηρούμε ότι τα χαρτοφυλάκια με την περισσότερο μειωμένη ρευστότητα, έχουν και την υψηλότερη μεταβλητότητα στις αποκλίσεις της ρευστότητας Amihud, όπως παρατηρούμε στη στήλη $\sigma(\Delta C_p)$. Επιπλέον παρατηρούμε ότι οι τιμές β^{2i} μειώνονται, με εξαίρεση το χαρτοφυλάκιο 1 όπου έχει αρνητική τιμή, αλλά δεν μπορούμε να συμπεράνουμε ότι τα χαρτοφυλάκια που έχουν περισσότερο μειωμένη ρευστότητα έχουν και υψηλότερο κίνδυνο ρευστότητας καθώς από τις τιμές των β^{2i} , β^{3i} και β^{4i} δεν μπορούν να εξαχθούν ασφαλή συμπεράσματα.. Τέλος ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ έλλειψης ρευστότητας Amihud στο χαρτοφυλάκιο i , C^{P_i} και της έλλειψης ρευστότητας στο χαρτοφυλάκιο αγοράς M , C^M , δείχνει ότι υπάρχει υψηλότερη συσχέτιση στα χαρτοφυλάκια με την υψηλότερη έλλειψη ρευστότητας.

ΠΙΝΑΚΑΣ 8. ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΤΩΝ ILLIQUIDITY ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ - ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ ΑΓΟΡΑΣ

Pi	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}	$E(C_p)$	$\sigma(\Delta C_p)$	$E(RtP1-Rtf)$	$\sigma(RP1)$	$\rho_{CP1,CM}$	$\rho_{RP1,CM}$	$\rho_{CP1,RM}$
1	0,0000451	-0,00418711	0,000031	0,0000053592	7,64431	1,08939	-0,00378	0,01323	0,9716	0,0057	0,0042
2	0,0000154	0,00000245	0,000031	-0,0000000001	0,16198	0,00014	-0,00108	0,01367	0,6824	0,0088	-0,0002
3	0,0000116	0,00000025	0,000101	0,0000000001	0,02943	0,00002	-0,00036	0,01803	0,6856	-0,0128	0,0040
4	0,0000025	0,00000008	0,000118	0,0000000004	0,01500	0,00003	-0,00010	0,02682	0,6455	-0,0086	0,0326
5	0,0000025	0,00000003	0,000091	0,0000000001	0,00411	0,00001	-0,00005	0,02947	0,4547	-0,0428	0,0406
ΤΥΠΙΚΗ ΑΠΟΚΛΙΣΗ	$\sigma(\beta^{1P})$	$\sigma(\beta^{2P})$	$\sigma(\beta^{3P})$	$\sigma(\beta^{4P})$							
	0,00002	0,00187	0,00004	0,00000240							

ΜΗΤΡΑ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ - ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ

	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	0,0000000003082	-0,0000000248955	-0,0000000004357	0,0000000000319
β^{2P}	-0,0000000248955	0,0000035075595	0,0000000366869	-0,0000000035908
β^{3P}	-0,0000000004357	0,0000000366869	0,0000000016630	-0,0000000000470
β^{4P}	0,0000000000319	-0,0000000035908	-0,0000000000470	0,0000000000057

ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΙΣ ΤΩΝ ΒΕΤΑ

	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	1	-0,75715	-0,60854	0,75724
β^{2P}	-0,75715	1	0,48035	-0,80000
β^{3P}	-0,60854	0,48035	1	-0,48064
β^{4P}	0,75724	-0,80000	-0,48064	1

Οι υπολογισμοί του ΠΙΝΑΚΑ 8 περιλαμβάνονται στον φάκελο “properties” στο αρχείο excel [ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ.xls]

Στον Πίνακα 9 στην στήλη $E(C_P)$ φαίνεται ότι η ταξινόμηση με βάση την τυπική απόκλιση της έλλειψης ρευστότητας κατά Amihud από την μεγαλύτερη στη μικρότερη μέτρηση, δεν δημιουργεί απαραίτητα χαρτοφυλάκια P1-P5 με μειούμενη μέση τιμή, έλλειψης ρευστότητας Amihud. Συνεπώς δεν μπορεί να συνεχιστεί περαιτέρω ανάλυση των αποτελεσμάτων του Πίνακα 9. Ομοίως και για τον πίνακα 11 όπου οι υπολογισμοί έχουν πραγματοποιηθεί σε συνάρτηση με το χαρτοφυλάκιο FTSE100.

Η ίδια διαδικασία επαναλαμβάνεται και στον Πίνακα 10, αλλά σε συνάρτηση με το χαρτοφυλάκιο FTSE100. Στην στήλη $E(C_P)$ παρατηρούμε ότι η ταξινόμηση με βάση την ρευστότητα κατά Amihud από την μεγαλύτερη στη μικρότερη μέτρηση, δημιουργεί πράγματι χαρτοφυλάκια P1-P5 με μειούμενη μέση τιμή έλλειψης ρευστότητας Amihud. Ωστόσο δεν παρατηρείται στα χαρτοφυλάκια με την περισσότερο μειωμένη ρευστότητα $E(C^{Pi})$ να συνδέονται και με υψηλή μεταβλητότητα στην απόδοση (το ίδιο παρατηρήθηκε και στον πίνακα 8). Ωστόσο όπως και στον πίνακα 8, παρατηρούμε ότι τα χαρτοφυλάκια με την περισσότερο μειωμένη ρευστότητα, έχουν και την υψηλότερη μεταβλητότητα στις αποκλίσεις της ρευστότητας Amihud, όπως παρατηρούμε στη στήλη $\sigma(\Delta C_P)$. Σε αντίθεση με τον πίνακα 8, παρατηρούμε ότι τα β^{1i} εξηγούν σημαντικό μέρος των αποδόσεων καθώς κυμαίνονται από 0,73 έως 1,08. Επιπλέον δεν μπορούμε να συμπεράνουμε ότι τα χαρτοφυλάκια που έχουν περισσότερο μειωμένη ρευστότητα έχουν και υψηλότερο κίνδυνο ρευστότητας καθώς από τις τιμές των β^{2i} , β^{3i} και β^{4i} δεν μπορούν να εξαχθούν ασφαλή συμπεράσματα. Τέλος ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ έλλειψης ρευστότητας Amihud στο χαρτοφυλάκιο i , C^{Pi} και της έλλειψης ρευστότητας στο χαρτοφυλάκιο αγοράς M , C^M , δείχνει ότι υπάρχει υψηλότερη συσχέτιση στα χαρτοφυλάκια με την υψηλότερη έλλειψη ρευστότητας

Σε αυτή την παράγραφο γίνεται μια σύντομη αναφορά στην ύπαρξη συγγραμμικότητας μεταξύ των betas (κίνδυνοι ρευστότητας). Όπως βλέπουμε στους πίνακες 8 και 10, επιβεβαιώνεται η ύπαρξη της, μέσω των θετικών και αρνητικών συσχετίσεων μεταξύ των betas.

ΠΙΝΑΚΑΣ 9. ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΤΩΝ σ(ILLIQUIDITY) ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ - ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΟ ΑΓΟΡΑΣ

Pi	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}	$E(C_p)$	$\sigma(\Delta C_p)$	$E(RtP1-Rtf)$	$\sigma(RP1)$	$\rho_{CP1,CM}$	$\rho_{RP1,CM}$	$\rho_{CP1,RM}$
6	0,0000448714	-0,0043014155	0,00003063	0,000005936	7,61706	1,09342	-0,00381	0,01321	0,972237	0,006520	0,004198
7	0,0000155780	0,0000245738	0,00001947	0,000000017	0,19244	0,00165	-0,00099	0,01403	0,602564	0,001001	0,009845
8	0,0000128168	-0,0000250485	0,00008137	-0,000000033	0,08487	0,03874	-0,00057	0,01909	-0,02871	-0,02095	0,001431
9	0,0000050276	-0,0013729495	0,00010447	-0,000034445	3,84112	1,67362	-0,00024	0,02408	0,095447	-0,01396	-0,01068
10	0,0000042782	0,0000497656	0,00006977	0,000000415	0,67330	0,03652	-0,00004	0,02731	-0,01355	-0,01914	0,022020
ΤΥΠΙΚΗ ΑΠΟΚΛΙΣΗ	$\sigma(\beta^{1P})$	$\sigma(\beta^{2P})$	$\sigma(\beta^{3P})$	$\sigma(\beta^{4P})$							
	0,00002	0,00188	0,00004	0,00001631							

ΜΗΤΡΑ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ – ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ				
	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	0,000000000275	-0,000000021348	-0,000000000300	0,0000000001118
β^{2P}	-0,00000002134	0,0000035156454	0,0000000141313	-0,000000001969
β^{3P}	-0,00000000030	0,0000000141313	0,0000000012570	-0,000000000334
β^{4P}	0,000000000111	-0,000000001969	-0,000000000334	0,0000000002660

ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΙΣ ΤΩΝ ΒΕΤΑ				
	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	1	-0,6865	-0,5116	0,41336
β^{2P}	-0,6865	1	0,21257	-0,0644
β^{3P}	-0,5116	0,21257	1	-0,5781
β^{4P}	0,41336	-0,0644	-0,5781	1

Οι υπολογισμοί του ΠΙΝΑΚΑ 9 περιλαμβάνονται στον φάκελο “properties” στο αρχείο excel [ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ.xls]

ΠΙΝΑΚΑΣ 10. ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΤΩΝ ILLIQUIDITY ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ - ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟΝ ΔΕΙΚΤΗ FTSE100

Pi	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}	E(CP1)	$\sigma(\Delta CP1)$	E(RtP1-Rtf)	$\sigma(RP1)$	$\rho_{CP1,CM}$	$\rho_{RP1,CM}$	$\rho_{CP1,RM}$
1	0,72605	0,00103063	0,00110	0,675899	7,64431	1,089390	-0,00378	0,01323	-0,094	-0,014	0,008
2	0,95659	-0,00000683	0,00211	0,000070	0,16198	0,000138	-0,00108	0,01367	-0,033	0,008	0,007
3	0,96457	-0,00000075	0,00057	0,000018	0,02943	0,000018	-0,00036	0,01803	-0,064	-0,008	0,014
4	0,96130	-0,00000252	0,00115	0,000138	0,01500	0,000028	-0,00010	0,02682	0,095	-0,006	0,043
5	1,08070	-0,00000114	0,00141	0,000068	0,00411	0,000010	-0,00005	0,02947	0,051	-0,012	0,078
ΤΥΠΙΚΗ ΑΠΟΚΛΙΣΗ	$\sigma(\beta^{1P})$	$\sigma(\beta^{2P})$	$\sigma(\beta^{3P})$	$\sigma(\beta^{4P})$							
	0,12931	0,00046	0,00056	0,30224							

ΜΗΤΡΑ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ - ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ

	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	0,0167206060946	-0,000043730039	0,0000102746622	-0,028627350712
β^{2P}	-0,000043730039	0,0000002136038	-0,000000036509	0,0001117476065
β^{3P}	0,0000102746622	-0,000000036509	0,0000003144880	-0,000023266373
β^{4P}	-0,028627350712	0,0001117476065	-0,000023266373	0,0913480828529

ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΙΣ ΤΩΝ ΒΕΤΑ

	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	1	-0,73173	0,14169	-0,7325
β^{2P}	-0,73173	1	-0,14086	0,799989
β^{3P}	0,14169	-0,14086	1	-0,13727
β^{4P}	-0,7325	0,799989	-0,13727	1

Οι υπολογισμοί του ΠΙΝΑΚΑ 10 περιλαμβάνονται στον φάκελο “properties” στο αρχείο excel [ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ.xls]

ΠΙΝΑΚΑΣ 11. ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΤΩΝ σ (ILLIQUIDITY) ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ - ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΟΝ ΔΕΙΚΤΗ FTSE100

Pi	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}	E(CP1)	$\sigma(\Delta CP1)$	E(RtP1-Rtf)	$\sigma(RP1)$	$\rho_{CP1,C M}$	$\rho_{RP1,C M}$	$\rho_{CP1,R M}$
6	0,7255263757	0,0041335492	0,0008933741	0,7238197775	7,61706	1,09342	-0,003813	0,01321	-0,09246	-0,01267	0,008553
7	0,9639751083	-0,000138871	0,0023150127	0,0017315419	0,19244	0,00165	-0,000994	0,01403	-0,03225	0,006684	0,016134
8	0,9512212321	-0,002154590	0,0005132884	-0,032884605	0,08487	0,03874	-0,000576	0,01909	-0,00442	-0,00572	-0,01272
9	0,7901756858	0,0357851849	-0,002410251	-7,365754976	3,84112	1,67362	-0,000246	0,02408	-0,01358	-0,00967	-0,02644
10	0,7219824177	-0,006968923	-0,002611168	0,0171177655	0,67330	0,03652	-0,000045	0,02731	-0,04787	-0,01311	0,010327
ΤΥΠΙΚΗ ΑΠΟΚΛΙΣΗ	$\sigma(\beta^{1P})$	$\sigma(\beta^{2P})$	$\sigma(\beta^{3P})$	$\sigma(\beta^{4P})$							
	0,11918	0,01705	0,00216	3,38819							

ΜΗΤΡΑ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ - ΣΥΝΔΙΑΚΥΜΑΝΣΕΩΝ

	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	0,0142026923015	-0,000280330336	0,0001315658248	0,0431895292869
β^{2P}	-0,000280330336	0,0002907326953	-0,000011563956	-0,0439664177454
β^{3P}	0,0001315658248	-0,000011563956	0,0000046776283	0,0033224365585
β^{4P}	0,0431895292869	-0,043966417745	0,0033224365585	11,4798125508693

ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΙΣ ΤΩΝ ΒΕΤΑ

	β^{1P}	β^{2P}	β^{3P}	β^{4P}
β^{1P}	1	-0,13796	0,51044	0,106961
β^{2P}	-0,13796	1	-0,31358	-0,76104
β^{3P}	0,51044	-0,31358	1	0,453395
β^{4P}	0,106961	-0,76104	0,453395	1

Οι υπολογισμοί του ΠΙΝΑΚΑ 11 περιλαμβάνονται στον φάκελο “properties” στο αρχείο excel [ΙΔΙΟΤΗΤΕΣ ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΩΝ.xls]

4.6 Επίδραση Κινδύνου Ρευστότητας Στις Αποδόσεις

Στην ενότητα αυτή, εξετάζεται ο τρόπος που ο κίνδυνος ρευστότητας επηρεάζει τις αναμενόμενες αποδόσεις. Για να γίνει η μελέτη αυτή πραγματοποιήθηκαν cross sectional παλινδρομήσεις στα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν, χρησιμοποιώντας τα betas που υπολογίστηκαν σε προηγούμενη ενότητα. Υπενθυμίζουμε, πως τα χαρτοφυλάκια δημιουργήθηκαν μέσω ταξινόμησης στην έλλειψη ρευστότητας και στην τυπική απόκλιση αυτής. Συνεπώς η πιθανή επίδραση της έλλειψης ρευστότητας και του κινδύνου ρευστότητας, ανιχνεύεται σε χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν με διαφορετικές ιδιότητες στην ρευστότητα.

Στη συνέχεια πραγματοποιούμε κάποιες διαφοροποιήσεις ώστε να υπάρξει διευκόλυνση στη διενέργεια των παλινδρομήσεων και να τηρηθεί η υπόθεση του σταθερού ασφάλιστρου κινδύνου λ των betas. Για τον λόγο αυτό ορίζουμε τον όρο «net beta» όπου,

$$\beta^{\text{net,p}} = \beta^{1P} + \beta^{2P} - \beta^{3P} - \beta^{4P}.$$

Κατόπιν αυτής της υπόθεσης το Liquidity adjusted CAPM μετατρέπεται σε:

$$E(r_t^P - r_t^f) = \alpha + kE(C_t^P) + \lambda\beta^{\text{net,P}}.$$

Στην εξίσωση προστέθηκε ο όρος α . Σημειώνεται πως στις αρχικές υποθέσεις ο σταθερός θεωρήθηκε ότι έχει μηδενική τιμή. Ωστόσο για τον έλεγχο κατά πόσο οι εκτιμήσεις του αρχικού μοντέλου περιγράφουν σε ικανοποιητικό βαθμό τις αποδόσεις, προστέθηκε ο όρος αυτός ώστε να εκτιμηθεί και να εξαχθεί είτε η θετική εφαρμογή του μοντέλου είτε η αρνητική. Όσον αφορά τον όρο k , υποθέτουμε ότι λαμβάνει την τιμή 1. Ωστόσο έχουν πραγματοποιηθεί και οι αντίστοιχες παλινδρομήσεις ώστε να εκτιμηθεί η τιμή k και να ελεγχθεί πως διαφοροποιούνται τα αποτελέσματα. Η υπόθεση αυτή λαμβάνεται καθώς οι επενδυτές υφίστανται το κόστος αυτό μια φορά για κάθε μήνα. Στην πραγματικότητα βέβαια και βάση των αρχικών υποθέσεων η περίοδος διακράτησης είναι διαφορετική. Στις αρχικές υποθέσεις των Viral V. Acharya και Lasse Heje Pedersen (2005) είχαν ληφθεί οι εξής υποθέσεις που διαφέρουν από την υπόθεση μας για 1 μήνα:

- Το μοντέλο υποθέτει μια οικονομία στην οποία μια καινούργια γενιά επενδυτών γεννιέται για κάθε χρονική στιγμή $t = \{ \dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots \}$ (Samuelson, 1958).

- Κάθε γενιά αποτελείται από N επενδυτές, οι οποίοι δραστηριοποιούνται για $t=t$ και $t=t+1$.

- Για την αντίστοιχη περίοδο δεν υπάρχει κανένα εισόδημα, εκτός από το κεφάλαιο αρχικής επένδυσης, και στο $t=t+1$ από τις αγοραπωλησίες θα προέλθει η χρησιμότητα μέσω της κατανάλωσης.

Συνεπώς θα μπορούσαμε να ερμηνεύσουμε σύμφωνα με τους Viral V. Acharya και Lasse Heje Pedersen (2005) ότι όταν η περίοδος εκτίμησης είναι k φορές η περίοδος διακράτησης, τότε η υπερβάλλουσα απόδοση $E(r_t^P - r_t^f)$ είναι προσεγγιστικά k φορές η αναμενόμενη απόδοση στην περίοδο διακράτησης, και ομοίως η εκτίμηση του $\beta^{\text{net},P}$, k φορές του αντίστοιχου β στην περίοδο διακράτησης.

Για να πραγματοποιήσουμε την παλινδρόμηση στην εξίσωση με το $k=1$ σταθερό χρησιμοποιούμε την μεταβλητή $E(r_t^P - r_t^f) - kE(C_t^P)$ ως εξαρτημένη μεταβλητή. Σημειώνεται πως η δομή του μοντέλου αποτίμησης που χρησιμοποιούμε και οι τιμές του όρου k , κάνουν την παλινδρόμηση διαφορετική από την τυπική cross sectional παλινδρόμηση των μοντέλων αποτίμησης των οποίων οι εκτιμήσεις προκύπτουν από τις αποδόσεις, τα beta, το μέγεθος, τη λογιστική αξία προς την αγοραία αξία, κλπ. Στο Liquidity adjusted CAPM έχει ένα ασφάλιστρο κινδύνου λ , το οποίο θα πρέπει να εκτιμηθεί. Στο υπόδειγμα αυτό βλέπουμε πως ο παράγοντας κινδύνου είναι το καθαρό beta, το οποίο αντικαθιστά στο beta της αγοράς από το κλασικό υπόδειγμα CAPM. Ουσιαστικά έχει προσαρμοστεί το beta με την ρευστότητα, αντί να προστίθενται επιπλέον παράγοντες. Επιπλέον ως δεδομένα για κάθε χαρτοφυλάκιο χρησιμοποιούμε τη μέση τιμή της υπερβάλλουσας απόδοσης $E(r_t^P - r_t^f)$ και την μέση μηνιαία ρευστότητα Amihud $E(C_t^P)$, εκτός των betas.

Σε αυτό το σημείο θα αναλύσουμε τα αποτελέσματα των cross sectional παλινδρομήσεων. Στο πρώτο μέρος έχει πραγματοποιηθεί για την περίπτωση όπου έχει χρησιμοποιηθεί για χαρτοφυλάκιο της αγοράς το σύνολο των μετοχών (Πίνακας 12) και στην δεύτερο μέρος όπου έχει χρησιμοποιηθεί αντίστοιχα το χαρτοφυλάκιο FTSE 100 (Πίνακας 13). Και στις 2 περιπτώσεις έχει γίνει η ανάλυση ξεχωριστά για τα χαρτοφυλάκια που δημιουργήθηκαν μέσω ταξινόμησης της μηνιαίας ρευστότητας Amihud (panel A) και ξεχωριστά για αυτά που δημιουργήθηκαν μέσω ταξινόμησης

της τυπικής απόκλισης της ρευστότητας (panel B). Σημειώνεται πως στις παρενθέσεις περιλαμβάνονται τα t-statistic, εκτός από τη στήλη του R^2 που αφορά το adjusted R^2 .

Για την περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο αγοράς περιλαμβάνει το σύνολο των μετοχών έχουμε τις παρακάτω παρατηρήσεις:

Τα αποτελέσματα της cross sectional παλινδρόμησης του Liquidity adjusted CAPM εμφανίζονται στη γραμμή 1. Όπως βλέπουμε το ασφάλιστρο κινδύνου λ είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε βαθμό εμπιστοσύνης 95%, ενώ το α μη σημαντικό τόσο για τα χαρτοφυλάκια του Panel A όσο και αυτών του B. Όσον αφορά το R^2 είναι πολύ υψηλό και στις 2 περιπτώσεις. Στη γραμμή 2 επαναλαμβάνουμε την εκτίμηση με την διαφορά ότι ο συντελεστής κ είναι άγνωστος. Στα αποτελέσματα του Panel A παρατηρούμε στατιστικά σημαντικές αλλά αρνητικές τις τιμές του σταθερού όρου α , του συντελεστή κ και του ασφάλιστρο κινδύνου λ , ενώ για τα χαρτοφυλάκια του Panel B τα α και κ είναι στατιστικά μη σημαντικά και το λ οριακά στατιστικά μη σημαντικό. Στη γραμμή 3 παρατηρούμε τα αποτελέσματα του κλασσικού υποδείγματος CAPM. Όπως βλέπουμε για τα χαρτοφυλάκια του Panel A, στο Liquidity adjusted CAPM το R^2 είναι υψηλότερο από ότι στο CAPM, δείχνοντας καλύτερη προσαρμογή. Οριακά δεν συμβαίνει το ίδιο στα χαρτοφυλάκια του panel B. Μπορούμε να σχολιάσουμε πως αν και αποτελεί ένα θετικό βήμα για την ένταξη του κινδύνου ρευστότητας, ωστόσο δεν αποτελεί και απόδειξη. Για να διαχωρίσουμε την επίδραση του κινδύνου ρευστότητας πάνω από το επίπεδο ρευστότητας $E(c_t^P)$ και τον κίνδυνο αγοράς β^{1P} θα μελετήσουμε την εξής εξίσωση:

$$E(r_t^P - R_t^f) = \alpha + \kappa E(C_t^P) + \lambda^1 \beta^{1P} + \lambda \beta^{\text{net},P}$$

Στη γραμμή 4 παρατηρούμε στο Panel A ότι για $\kappa=1$, από αρχική υπόθεση, το λ είναι στατιστικά σημαντικό σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%, αλλά δεν είναι το λ^1 . Όμοια αποτελέσματα εμφανίζονται και για τα χαρτοφυλάκια του Panel B, με τη διαφορά ότι το λ^1 είναι οριακά στατιστικά μη σημαντικό. Στη γραμμή 5 όπου το κ είναι προς εκτίμηση στην ίδια εξίσωση με την υποπερίπτωση 4, όλα τα στοιχεία είναι στατιστικά μη σημαντικά τόσο στο Panel A όσο και στο B. Ομοίως στο ίδιο υπόδειγμα θέτουμε το $\kappa=0$, με τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στη γραμμή 6 να είναι στατιστικά μη σημαντικά στα χαρτοφυλάκια του Panel A. Σε αυτά του Panel B, το α και λ^1 είναι στατιστικά σημαντικά, σε αντίθεση με το λ . Στη γραμμή 7, θέτουμε σε όλα τα betas

της παρακάτω εξίσωσης να έχουν διαφορετικά ασφάλιστρα κινδύνου, ωστόσο δεν προκύπτουν στατιστικά σημαντικά λ και στα 2 Panel.

$$E(r_t^P - R_t^f) = \alpha + kE(C_t^P) + \lambda^1 \beta^{1P} + \lambda^2 \beta^{2P} + \lambda^3 \beta^{3P} + \lambda^4 \beta^4$$

Όπου : $\lambda^1 \neq \lambda^2 \neq -\lambda^3 \neq -\lambda^4$.

Οι υπολογισμοί των παλινδρομήσεων πραγματοποιήθηκαν στο EVIEWS και τα αποτελέσματα τους εμφανίζονται στον φάκελο “EVIIEWS 2 CROSS SECTIONAL REGRESSIONS”

1^η Περίπτωση : Το χαρτοφυλάκιο αγοράς περιλαμβάνει το σύνολο των μετοχών

ΠΙΝΑΚΑΣ 12. ILLIQUIDITY AND σ (ILLIQUIDITY) ΧΑΡΤΟΦΥΛΑΚΙΑ								
MODEL	Σταθερά	$E(C_P)$	B^{1P}	B^{2P}	B^{3P}	B^{4P}	$B^{net,P}$	R^2
Panel A: illiquidity χαρτοφυλάκια								
1	0,08770	$\kappa=1$					1.850,42	0,998471
	[1,122]						[44,266]	[0,997962]
2	-0,0006	-0,0033					-5,2363	0,997066
	[-8,593]	[-7,214]					[-6,232]	[0,994132]
3	0,00029		-88,51					0,980711
	[1,819]		[-12,350]					[0,974281]
4	0,22641		-18941,6				1.679,85	0,999569
	[2,839]		[-2,258]				[20,925]	[0,999139]
5	-0,0004	-0,0024	-22,58				-3,8510	0,999131
	[-2,332]	[-3,674]	[-1,542]				[-3,479]	[0,996525]
6	0,00016		-68,18				0,2067	0,987405
	[0,799]		[-3,254]				[1,031]	[0,974810]
7	-0,0005		-1676,86	-57572	133,45	-463938		1
	[NA]		[NA]	[NA]	[NA]	[NA]		
Panel B: σ (illiquidity) χαρτοφυλάκια								
1	-0,4652						1.733,39	0,97073
	[-1,322]						[9,973]	[0,96096]
2	-0,0008	0,00113					2,70	0,96047
	[-2,693]	[2,923]					[3,964]	[0,92093]
3	0,00039		-92,42					0,99102
	[3,472]		[-18,199]					[0,98803]
4	-0,9264		60366,27				2193,61	0,99663
	[-4,934]		[3,919]				[15,910]	[0,99325]
5	0,00069	-0,0004	-103,38				-0,7086	0,99959
	[4,341]	[-2,300]	[-9,722]				[-1,944]	[0,99834]
6	0,00034		-80,37				0,12659	0,99740
	[4,360]		[-12,57]				[2,212]	[0,99479]
7	-1,6272		79518,2	2282,69	7127,31	6518,77		1
	[NA]		[NA]	[NA]	[NA]	[NA]		

Για την περίπτωση όπου το χαρτοφυλάκιο αγοράς περιλαμβάνει τις μετοχές του FTSE 100 αναφέρονται οι εξής παρατηρήσεις.

Τα αποτελέσματα της cross sectional παλινδρόμησης του Liquidity adjusted CAPM εμφανίζονται στη γραμμή 1. Όπως βλέπουμε το ασφάλιστρο κινδύνου λ είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε βαθμό εμπιστοσύνης 95%, ενώ το α είναι αρνητικό αλλά στατιστικά σημαντικό για τα χαρτοφυλάκια του Panel A. Όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια του Panel B είναι στατιστικά μη σημαντικά. Όσον αφορά το R^2 είναι πολύ υψηλό στα χαρτοφυλάκια του Panel A και εξαιρετικά χαμηλό στο Panel B. Στη γραμμή 2 επαναλαμβάνουμε την εκτίμηση με την διαφορά ότι ο συντελεστής κ είναι άγνωστος. Στα αποτελέσματα του Panel A και B παρατηρούμε στατιστικά μη σημαντικές τιμές του σταθερού όρου α , του συντελεστή κ και του ασφάλιστρο κινδύνου λ . Στη γραμμή 3 παρατηρούμε τα αποτελέσματα του κλασσικού υποδείγματος CAPM. Όπως βλέπουμε για τα χαρτοφυλάκια του Panel A, στο Liquidity adjusted CAPM το R^2 είναι υψηλότερο από ότι στο CAPM, δείχνοντας καλύτερη προσαρμογή. Δεν μπορούμε να διαπιστώσουμε το ίδιο στα χαρτοφυλάκια του panel B καθώς τα R^2 είναι πολύ χαμηλά. Μπορούμε να σχολιάσουμε πως αν και αποτελεί ένα θετικό βήμα για την ένταξη του κινδύνου ρευστότητας, ωστόσο δεν αποτελεί και απόδειξη. Για να διαχωρίσουμε την επίδραση του κινδύνου ρευστότητας πάνω από το επίπεδο ρευστότητας $E(c_t^P)$ και τον κίνδυνο αγοράς β^{1P} θα μελετήσουμε την εξής εξίσωση:

$$E(r_t^P - R_t^f) = \alpha + \kappa E(C_t^P) + \lambda^1 \beta^{1P} + \lambda \beta^{\text{net},P}$$

Στη γραμμή 4 παρατηρούμε ότι για $\kappa=1$, από αρχική υπόθεση, το λ και λ^1 είναι στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο εμπιστοσύνης 95%, σε αντίθεση με τα αποτελέσματα του Panel B όπου δεν είναι. Στη γραμμή 5 όπου το κ είναι προς εκτίμηση στην ίδια εξίσωση με την υποπερίπτωση 4, όλα τα στοιχεία είναι στατιστικά μη σημαντικά στα Panel A και B. Ομοίως στο ίδιο υπόδειγμα θέτουμε το $\kappa=0$, με τα αποτελέσματα στη γραμμή 6 να είναι στατιστικά μη σημαντικά. Στη γραμμή 7 θέτουμε σε όλα τα betas της παρακάτω εξίσωσης να έχουν διαφορετικά ασφάλιστρα κινδύνου, ωστόσο τα λ φαίνεται να είναι στατιστικά μη σημαντικά.

$$E(r_t^P - R_t^f) = \alpha + \kappa E(C_t^P) + \lambda^1 \beta^{1P} + \lambda^2 \beta^{2P} + \lambda^3 \beta^{3P} + \lambda^4 \beta^{4P}$$

Όπου : $\lambda^1 \neq \lambda^2 \neq -\lambda^3 \neq -\lambda^4$.

1^η Περίπτωση : Το χαρτοφυλάκιο αγοράς περιλαμβάνει τις μετοχές FTSE 100

ΠΙΝΑΚΑΣ 13. ILLIQUIDITY AND σ (ILLIQUIDITY) PORTFOLIOS								
MODEL	Σταθερά	E(C _p)	B ^{1P}	B ^{2P}	B ^{3P}	B ^{4P}	B ^{net,P}	R ²
Panel A: illiquidity χαρτοφυλάκια								
1	-7,9626 [-16,89]	K=1					7,97294 [14,993]	0,98683 [0,98244]
2	-0,0036 [-0,712]	0,00005 [-0,071]					0,00326 [0,639]	0,95025 [0,90051]
3	-0,0117 [-5,163]		0,01139 [4,726]					0,88159 [0,84212]
4	-0,6283 [-0,912]	K=1	-10,43 [-10,71]				11,03 [37,073]	0,99977 [0,99955]
5	-0,0002 [-0,249]	0,00685 [-8,569]	0,07216 [8,586]				-0,0721 [-8,178]	0,99933 [0,99734]
6	-0,0045 [-0,954]		0,00075 [0,113]				0,00339 [1,667]	0,95044 [0,901]
7	3,25804 [NA]	K=1	-3,64 [NA]	185515,8 [NA]	638,27 [NA]	-296,14 [NA]		1
Panel B: σ (illiquidity) χαρτοφυλάκια								
1	-2,2313 [-1,086]	K=1					-0,116 [-0,211]	0,01457 [-0,31390]
2	-0,0006 [-1,564]	-0,0004 [-4,283]					0,00024 [2,574]	0,91881 [0,83762]
3	-0,0043 [-0,712]		0,00376 [0,526]					0,08452 [-0,22064]
4	-16,75 [-1,324]	K=1	17,32 [1,161]				-0,0554 [-0,106]	0,41141 [-0,17717]
5	0,00351 [3,386]	-0,0005 [-12,27]	-0,0046 [-4,030]				0,00023 [7,436]	0,99529 [0,981166]
6	-0,0052 [-0,787]		0,00434 [0,559]				0,00021 [0,751]	0,2857 [-0,42861]
7	-7,71 [NA]	K=1	6,11 [NA]	-636,67 [NA]	670,3 [NA]	-3,18 [NA]		1

Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν για τη διενέργεια των παραπάνω παλινδρομήσεων βρίσκονται συγκεντρωτικά στο αρχείο [ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΓΙΑ CROSS SECTIONAL REGRESSIONS.xls] στον φάκελο “EViews 2 CROSS SECTIONAL REGRESSIONS”.

Κεφάλαιο 5: ΣΥΝΟΨΗ

Συνοψίζοντας εξετάσαμε τον ρόλο της ρευστότητας στην αποτίμηση περιουσιακών στοιχείων στην χρηματιστηριακή αγορά του Λονδίνου. Ο ρόλος της ρευστότητας εξετάστηκε σε συνδυασμό με τον κίνδυνο της αγοράς, ενώ ελέγχθηκε εάν ο πρόσθετος αυτός παράγοντας κάνει το Liquidity adjusted CAPM να εξηγεί καλύτερα τις αποδόσεις από το CAPM. Η ανάλυση πραγματοποιήθηκε χρησιμοποιώντας ως μέτρο της ρευστότητας τον δείκτη μηνιαίας ρευστότητας του Amihud. Παρουσιάστηκαν οι ιδιότητες των 10 χαρτοφυλακίων που δημιουργήθηκαν μέσω της ταξινόμησης στην ρευστότητα και στην τυπική απόκλιση. Για αυτά υπολογίστηκαν τα betas, η μέση μηνιαία ρευστότητα και η μέση υπερβάλλουσα απόδοση, όπου βάσει αυτών πραγματοποιήθηκαν οι διατομεακές παλινδρομήσεις (cross sectional regressions) για την εκτίμηση των ασφαλιστρών κινδύνου λ .

Όσον αφορά την περίπτωση που χρησιμοποιήθηκε ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς το σύνολο των μετοχών, προέκυψε ότι στην περίπτωση του Liquidity adjusted CAPM το λ είναι θετικό και στατιστικά σημαντικό σε αντίθεση με τον παράγοντα α όπου είναι στατιστικά μη σημαντικό. Βλέπουμε επίσης ότι υπάρχει η τάση το Liquidity adjusted CAPM να εξηγεί σε καλύτερο βαθμό τις αποδόσεις από το CAPM, το οποίο και αποτελεί ένα θετικό βήμα για την ένταξη του κινδύνου ρευστότητας, ωστόσο δεν αποτελεί και απόδειξη. Επιπλέον παρατηρούμε ότι στη περίπτωση του διαχωρισμού του λ από τον παράγοντα του κινδύνου αγοράς, η παλινδρόμηση δείχνει ότι το λ είναι στατιστικά σημαντικό.

Από την άλλη πλευρά όσον αφορά τη περίπτωση που ως χαρτοφυλάκιο της αγοράς χρησιμοποιήθηκε ο δείκτης FTSE100 προέκυψαν τα εξής. Για την περίπτωση του Liquidity adjusted CAPM το λ είναι θετικό και το α αρνητικό και στατιστικά σημαντικά αλλά μόνο στα χαρτοφυλάκια που ταξινομήθηκαν με βάση τη ρευστότητα. Βλέπουμε επίσης ότι υπάρχει η τάση το Liquidity adjusted CAPM να εξηγεί σε καλύτερο βαθμό τις αποδόσεις από το CAPM πάλι για τα χαρτοφυλάκια που ταξινομήθηκαν με βάση την ρευστότητα. Επιπλέον στη περίπτωση του διαχωρισμού του λ από τον παράγοντα του κινδύνου αγοράς, παρατηρούμε ότι το λ και λ^1 είναι στατιστικά σημαντικά. Όσον αφορά τα χαρτοφυλάκια που ταξινομήθηκαν με βάση την τυπική απόκλιση της ρευστότητας φαίνεται ότι τα R^2 είναι εξαιρετικά χαμηλά και δεν μπορούν να εξαχθούν συμπεράσματα.

Παρατηρώντας ότι τα R^2 είναι συνήθως υψηλότερα όταν προσθέτουμε τον όρο της ρευστότητας τότε υπάρχει μια πρώτη ένδειξη, ότι αποτελεί μια ανεξάρτητη μεταβλητή που θα έπρεπε να ενταχθεί στην αποτίμηση και να καταστεί ιδιαίτερα χρήσιμη. Ωστόσο θα έλεγα πως εκτός του παράγοντα της αγοράς και της ρευστότητας θα έπρεπε να ελεγχθεί και με περισσότερους παράγοντες όπως για παράδειγμα με τα μοντέλα των Fama και French με τους 3 και 5 παράγοντες κινδύνου αντίστοιχα..

Παράρτημα 1: Παλινδρομήσεις αυτοπαλίνδρουμου μοντέλου τάξης 1

Για τον υπολογισμό των όρων α^i και β^i των χαρτοφυλακίων 1-10, πραγματοποιήθηκαν οι παρακάτω παλινδρομήσεις με απώτερο σκοπό τον υπολογισμό προβλέψεων των μηνιαίων ρευστοτήτων Amihud την ημέρα t-1 για την ημέρα t.

Dependent Variable: P1_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:09

Sample (adjusted): 1/01/1987 12/30/2016

Included observations: 7827 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.269522	0.094960	2.838264	0.0045
P1_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.964960	0.002966	325.3163	0.0000
R-squared	0.931152	Mean dependent var	7.645286	
Adjusted R-squared	0.931143	S.D. dependent var	31.08984	
S.E. of regression	8.158171	Akaike info criterion	7.036173	
Sum squared resid	520798.8	Schwarz criterion	7.037952	
Log likelihood	-27534.06	Hannan-Quinn criter.	7.036783	
F-statistic	105830.7	Durbin-Watson stat	1.952253	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P2_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:10

Sample (adjusted): 11/01/2005 12/30/2016

Included observations: 2914 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000317	0.000275	1.153505	0.2488
P2_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.999509	0.000847	1180.739	0.0000
R-squared	0.997916	Mean dependent var	0.162034	
Adjusted R-squared	0.997915	S.D. dependent var	0.281357	
S.E. of regression	0.012848	Akaike info criterion	-5.870636	
Sum squared resid	0.480656	Schwarz criterion	-5.866533	
Log likelihood	8555.516	Hannan-Quinn criter.	-5.869158	
F-statistic	1394144.	Durbin-Watson stat	1.924670	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P3_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:14

Sample (adjusted): 6/11/2008 12/30/2016

Included observations: 2233 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.17E-05	4.32E-05	1.198254	0.2309
P3_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.999614	0.000779	1282.955	0.0000
R-squared	0.998646	Mean dependent var		0.029442
Adjusted R-squared	0.998646	S.D. dependent var		0.047012
S.E. of regression	0.001730	Akaike info criterion		-9.880461
Sum squared resid	0.006677	Schwarz criterion		-9.875346
Log likelihood	11033.53	Hannan-Quinn criter.		-9.878593
F-statistic	1645975.	Durbin-Watson stat		1.558748
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P4_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:17

Sample (adjusted): 4/01/2014 12/30/2016

Included observations: 719 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.17E-05	3.93E-05	1.827245	0.0681
P4_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.997271	0.002168	459.9154	0.0000
R-squared	0.996622	Mean dependent var		0.015019
Adjusted R-squared	0.996617	S.D. dependent var		0.010155
S.E. of regression	0.000591	Akaike info criterion		-12.02789
Sum squared resid	0.000250	Schwarz criterion		-12.01516
Log likelihood	4326.028	Hannan-Quinn criter.		-12.02298
F-statistic	211522.2	Durbin-Watson stat		1.446909
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P5_MONTHLY_AMIHU

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:19

Sample (adjusted): 3/30/2015 12/30/2016

Included observations: 460 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.99E-05	1.44E-05	2.074688	0.0386
P5_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.995646	0.003084	322.8024	0.0000
R-squared	0.995624	Mean dependent var	0.004121	
Adjusted R-squared	0.995614	S.D. dependent var	0.002212	
S.E. of regression	0.000146	Akaike info criterion	-14.81529	
Sum squared resid	9.82E-06	Schwarz criterion	-14.79733	
Log likelihood	3409.518	Hannan-Quinn criter.	-14.80822	
F-statistic	104201.4	Durbin-Watson stat	1.641603	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P6_MONTHLY_AMIHU

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:20

Sample (adjusted): 2/02/1987 12/30/2016

Included observations: 7805 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.269789	0.095204	2.833805	0.0046
P6_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.964795	0.002977	324.0548	0.0000
R-squared	0.930833	Mean dependent var	7.618040	
Adjusted R-squared	0.930825	S.D. dependent var	31.05865	
S.E. of regression	8.168808	Akaike info criterion	7.038779	
Sum squared resid	520689.7	Schwarz criterion	7.040563	
Log likelihood	-27466.84	Hannan-Quinn criter.	7.039391	
F-statistic	105011.5	Durbin-Watson stat	1.952453	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P7_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:22

Sample (adjusted): 7/12/1996 12/30/2016

Included observations: 2976 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001119	0.000643	1.739298	0.0821
P7_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.995288	0.001612	617.5480	0.0000
R-squared	0.992262	Mean dependent var	0.192169	
Adjusted R-squared	0.992259	S.D. dependent var	0.349838	
S.E. of regression	0.030779	Akaike info criterion	-4.123306	
Sum squared resid	2.817384	Schwarz criterion	-4.119274	
Log likelihood	6137.479	Hannan-Quinn criter.	-4.121855	
F-statistic	381365.6	Durbin-Watson stat	2.248274	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P8_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:23

Sample (adjusted): 8/12/1992 12/30/2016

Included observations: 2507 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007287	0.003670	1.985496	0.0472
P8_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.913497	0.008054	113.4233	0.0000
R-squared	0.837019	Mean dependent var	0.084310	
Adjusted R-squared	0.836954	S.D. dependent var	0.447224	
S.E. of regression	0.180585	Akaike info criterion	-0.584436	
Sum squared resid	81.69014	Schwarz criterion	-0.579788	
Log likelihood	734.5908	Hannan-Quinn criter.	-0.582749	
F-statistic	12864.85	Durbin-Watson stat	1.936105	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P9_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:24

Sample (adjusted): 1/01/1987 12/30/2016

Included observations: 1329 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.373837	0.272633	1.371207	0.1705
P9_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.933505	0.010716	87.11468	0.0000
R-squared	0.851166	Mean dependent var	3.903052	
Adjusted R-squared	0.851054	S.D. dependent var	25.46701	
S.E. of regression	9.828624	Akaike info criterion	7.409979	
Sum squared resid	128190.7	Schwarz criterion	7.417792	
Log likelihood	-4921.931	Hannan-Quinn criter.	7.412907	
F-statistic	7588.968	Durbin-Watson stat	1.930266	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: P10_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/06/17 Time: 19:25

Sample (adjusted): 8/14/1991 12/30/2016

Included observations: 1196 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027633	0.009950	2.777313	0.0056
P10_MONTHLY_AMI HUD(-1)	0.965313	0.007984	120.9044	0.0000
R-squared	0.924487	Mean dependent var	0.673283	
Adjusted R-squared	0.924424	S.D. dependent var	1.056076	
S.E. of regression	0.290327	Akaike info criterion	0.366053	
Sum squared resid	100.6420	Schwarz criterion	0.374559	
Log likelihood	-216.8997	Hannan-Quinn criter.	0.369258	
F-statistic	14617.87	Durbin-Watson stat	2.016140	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Στο σημείο αυτό παρατίθενται οι αντίστοιχες παλινδρομήσεις για τα α^i και β^i των αποδόσεων και των μηνιαίων ρευστοτήτων Amihud τόσο για το χαρτοφυλάκιο αγοράς που περιλαμβάνει το σύνολο των μετοχών όσο και για το χαρτοφυλάκιο FTSE 100 με σκοπό τον υπολογισμό των αντίστοιχων προβλέψεων την ημέρα t-1 για την ημέρα t .

Dependent Variable: MARKET_RETURN

Method: Least Squares

Date: 08/07/17 Time: 00:59

Sample (adjusted): 1/09/1986 12/30/2016

Included observations: 8082 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000442	0.000144	3.065901	0.0022
MARKET_RETUR N(-1)	0.058110	0.011085	5.242104	0.0000
R-squared	0.003389	Mean dependent var	0.000469	
Adjusted R-squared	0.003266	S.D. dependent var	0.012979	
S.E. of regression	0.012958	Akaike info criterion	-5.853944	
Sum squared resid	1.356732	Schwarz criterion	-5.852212	
Log likelihood	23657.79	Hannan-Quinn criter.	-5.853351	
F-statistic	27.47966	Durbin-Watson stat	1.996637	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: MARKET_MONTHLY_AMIHUD

Method: Least Squares

Date: 08/07/17 Time: 01:01

Sample (adjusted): 1/01/1987 12/30/2016

Included observations: 7827 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.075210	0.022031	3.413807	0.0006
MARKET_MONTHLY_AM IHUD(-1)	0.967507	0.002858	338.5157	0.0000
R-squared	0.936080	Mean dependent var	2.303911	
Adjusted R-squared	0.936071	S.D. dependent var	7.356553	
S.E. of regression	1.860038	Akaike info criterion	4.079327	
Sum squared resid	27072.48	Schwarz criterion	4.081106	
Log likelihood	-15962.44	Hannan-Quinn criter.	4.079936	
F-statistic	114592.9	Durbin-Watson stat	1.948192	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: FTSE_100_RETURN
Method: Least Squares
Date: 08/07/17 Time: 01:03
Sample (adjusted): 1/03/1985 12/30/2016
Included observations: 8347 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000271	0.000119	2.271994	0.0231
FTSE_100_RETURN (-1)	0.000578	0.010946	0.052830	0.9579
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.000271	
Adjusted R-squared	-0.000119	S.D. dependent var	0.010899	
S.E. of regression	0.010899	Akaike info criterion	-6.199996	
Sum squared resid	0.991343	Schwarz criterion	-6.198312	
Log likelihood	25877.68	Hannan-Quinn criter.	-6.199421	
F-statistic	0.002791	Durbin-Watson stat	2.000047	
Prob(F-statistic)	0.957869			

Dependent Variable: FTSE_100_1M_AMIH
Method: Least Squares
Date: 08/07/17 Time: 01:05
Sample (adjusted): 1/31/1986 12/30/2016
Included observations: 8066 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.94E-05	1.47E-05	2.674949	0.0075
FTSE_100_1M_AMIH UD(-1)	0.996093	0.000920	1082.367	0.0000
R-squared	0.993164	Mean dependent var	0.011401	
Adjusted R-squared	0.993163	S.D. dependent var	0.011221	
S.E. of regression	0.000928	Akaike info criterion	-11.12720	
Sum squared resid	0.006942	Schwarz criterion	-11.12547	
Log likelihood	44878.00	Hannan-Quinn criter.	-11.12661	
F-statistic	1171518.	Durbin-Watson stat	1.430770	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Παράρτημα 2: Διατομεακές παλινδρομήσεις (cross sectional regressions). Αρχικά παρουσιάζονται οι παλινδρομήσεις (Panel A και B) για το χαρτοφυλάκιο αγοράς που περιλαμβάνει το σύνολο των μετοχών και στη συνέχεια για το χαρτοφυλάκιο FTSE 100.

Panel A (Γραμμή 1 Πίνακας 12)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 21:31

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.087698	0.078170	1.121880	0.3436
NET_B	1850.421	41.80234	44.26596	0.0000
R-squared	0.998471	Mean dependent var	-1.572043	
Adjusted R-squared	0.997962	S.D. dependent var	3.397225	
S.E. of regression	0.153374	Akaike info criterion	-0.622699	
Sum squared resid	0.070571	Schwarz criterion	-0.778923	
Log likelihood	3.556746	Hannan-Quinn criter.	-1.041991	
F-statistic	1959.476	Durbin-Watson stat	1.828671	
Prob(F-statistic)	0.000025			

Panel B (Γραμμή 1 Πίνακας 12)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 23:47

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.465179	0.351979	-1.321611	0.2780
NET_B	1733.398	173.7961	9.973740	0.0021
R-squared	0.970725	Mean dependent var	-2.482898	
Adjusted R-squared	0.960966	S.D. dependent var	3.259915	
S.E. of regression	0.644060	Akaike info criterion	2.247124	
Sum squared resid	1.244439	Schwarz criterion	2.090899	
Log likelihood	-3.617810	Hannan-Quinn criter.	1.827832	
F-statistic	99.47550	Durbin-Watson stat	2.108013	
Prob(F-statistic)	0.002145			

Panel A (Γραμμή 2 Πίνακας 12)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 22:18

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000628	7.31E-05	-8.592749	0.0133
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	-0.003275	0.000454	-7.214262	0.0187
NET_B	-5.236280	0.840222	-6.232016	0.0248
R-squared	0.997066	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.994132	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	0.000120	Akaike info criterion	-14.93124	
Sum squared resid	2.89E-08	Schwarz criterion	-15.16558	
Log likelihood	40.32810	Hannan-Quinn criter.	-15.56018	
F-statistic	339.8427	Durbin-Watson stat	1.498218	
Prob(F-statistic)	0.002934			

Panel B (Γραμμή 2 Πίνακας 12)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 23:52

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000801	0.000297	-2.693355	0.1146
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	0.001133	0.000388	2.923088	0.0998
NET_B	2.702777	0.681785	3.964265	0.0581
R-squared	0.960468	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	0.920936	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	0.000433	Akaike info criterion	-12.36817	
Sum squared resid	3.75E-07	Schwarz criterion	-12.60251	
Log likelihood	33.92043	Hannan-Quinn criter.	-12.99711	
F-statistic	24.29588	Durbin-Watson stat	2.645012	
Prob(F-statistic)	0.039532			

Panel A (Γραμμή 3 Πίνακας 12)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 22:29

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000287	0.000158	1.818951	0.1665
B1	-88.50582	7.166347	-12.35020	0.0011
R-squared	0.980711	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.974281	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	0.000252	Akaike info criterion	-13.44803	
Sum squared resid	1.90E-07	Schwarz criterion	-13.60425	
Log likelihood	35.62007	Hannan-Quinn criter.	-13.86732	
F-statistic	152.5274	Durbin-Watson stat	2.387855	
Prob(F-statistic)	0.001144			

Panel B (Γραμμή 3 Πίνακας 12)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 23:56

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000391	0.000113	3.471620	0.0403
B1	-92.41868	5.078293	-18.19877	0.0004
R-squared	0.991023	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	0.988031	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	0.000168	Akaike info criterion	-14.25064	
Sum squared resid	8.51E-08	Schwarz criterion	-14.40687	
Log likelihood	37.62661	Hannan-Quinn criter.	-14.66993	
F-statistic	331.1952	Durbin-Watson stat	2.451951	
Prob(F-statistic)	0.000362			

Panel A (Γραμμή 4 Πίνακας 12)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 22:36

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.226408	0.079725	2.839868	0.1049
B1	-18941.63	8388.578	-2.258027	0.1525
NET_B	1679.849	80.27982	20.92492	0.0023
R-squared	0.999569	Mean dependent var	-1.572043	
Adjusted R-squared	0.999139	S.D. dependent var	3.397225	
S.E. of regression	0.099707	Akaike info criterion	-1.489461	
Sum squared resid	0.019883	Schwarz criterion	-1.723798	
Log likelihood	6.723652	Hannan-Quinn criter.	-2.118399	
F-statistic	2320.833	Durbin-Watson stat	2.799551	
Prob(F-statistic)	0.000431			

Panel B (Γραμμή 4 Πίνακας 12)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 23:58

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.926390	0.187773	-4.933552	0.0387
B1	60366.27	15402.95	3.919138	0.0594
NET_B	2193.613	137.8738	15.91030	0.0039
R-squared	0.996627	Mean dependent var	-2.482898	
Adjusted R-squared	0.993254	S.D. dependent var	3.259915	
S.E. of regression	0.267742	Akaike info criterion	0.486123	
Sum squared resid	0.143372	Schwarz criterion	0.251786	
Log likelihood	1.784692	Hannan-Quinn criter.	-0.142815	
F-statistic	295.4897	Durbin-Watson stat	3.274138	
Prob(F-statistic)	0.003373			

Panel A (Γραμμή 5 Πίνακας 12)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 22:46

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000387	0.000166	-2.332310	0.2579
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	-0.002416	0.000658	-3.674103	0.1692
B1	-22.58497	14.64775	-1.541873	0.3663
NET_B	-3.850989	1.106918	-3.479020	0.1782
R-squared	0.999131	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.996525	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	9.25E-05	Akaike info criterion	-15.74834	
Sum squared resid	8.55E-09	Schwarz criterion	-16.06079	
Log likelihood	43.37084	Hannan-Quinn criter.	-16.58692	
F-statistic	383.3842	Durbin-Watson stat	2.729160	
Prob(F-statistic)	0.037522			

Panel B (Γραμμή 5 Πίνακας 12)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 00:01

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000693	0.000160	4.340978	0.1441
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	-0.000381	0.000166	-2.300330	0.2611
B1	-103.3884	10.63458	-9.721911	0.0653
NET_B	-0.708583	0.364499	-1.943992	0.3025
R-squared	0.999586	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	0.998344	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	6.26E-05	Akaike info criterion	-16.52746	
Sum squared resid	3.93E-09	Schwarz criterion	-16.83991	
Log likelihood	45.31865	Hannan-Quinn criter.	-17.36604	
F-statistic	805.0500	Durbin-Watson stat	1.590758	
Prob(F-statistic)	0.025901			

Panel A (Γραμμή 6 Πίνακας 12)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/15/17 Time: 22:50

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000159	0.000199	0.798997	0.5081
B1	-68.17988	20.95190	-3.254114	0.0829
NET_B	0.206726	0.200513	1.030989	0.4109
R-squared	0.987405	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.974810	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	0.000249	Akaike info criterion	-13.47425	
Sum squared resid	1.24E-07	Schwarz criterion	-13.70859	
Log likelihood	36.68564	Hannan-Quinn criter.	-14.10319	
F-statistic	78.39515	Durbin-Watson stat	3.163858	
Prob(F-statistic)	0.012595			

Panel B (Γραμμή 6 Πίνακας 12)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 00:05

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000340	7.79E-05	4.360371	0.0488
B1	-80.37317	6.392488	-12.57306	0.0063
NET_B	0.126594	0.057220	2.212412	0.1574
R-squared	0.997396	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	0.994792	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	0.000111	Akaike info criterion	-15.08826	
Sum squared resid	2.47E-08	Schwarz criterion	-15.32260	
Log likelihood	40.72065	Hannan-Quinn criter.	-15.71720	
F-statistic	383.0330	Durbin-Watson stat	2.779004	
Prob(F-statistic)	0.002604			

Panel A (Γραμμή 7 Πίνακας 12)
 Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_2
 Method: Least Squares
 Date: 08/15/17 Time: 23:25
 Sample: 1 5
 Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004959	NA	NA	NA
B1	-1676.859	NA	NA	NA
B2	-57572.24	NA	NA	NA
B3	133.4544	NA	NA	NA
B4	-46393832	NA	NA	NA
R-squared	1.000000	Mean dependent var	-1.572043	
S.D. dependent var	3.397225	Akaike info criterion	-43.85542	
Sum squared resid	3.56E-21	Schwarz criterion	-44.24598	
Log likelihood	114.6385	Hannan-Quinn criter.	-44.90365	
Durbin-Watson stat	3.123215			

Panel B (Γραμμή 7 Πίνακας 12)
 Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_2
 Method: Least Squares
 Date: 08/16/17 Time: 00:08
 Sample: 1 5
 Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.627192	NA	NA	NA
B1	79518.20	NA	NA	NA
B2	2282.699	NA	NA	NA
B3	7127.317	NA	NA	NA
B4	6518.777	NA	NA	NA
R-squared	1.000000	Mean dependent var	-2.482898	
S.D. dependent var	3.259915	Sum squared resid	3.62E-28	
Durbin-Watson stat	1.374998			

Panel A (Γραμμή 1 Πίνακας 13)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:08

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.962651	0.471390	-16.89184	0.0005
NET_B	7.972944	0.531773	14.99312	0.0006
R-squared	0.986830	Mean dependent var	-1.572043	
Adjusted R-squared	0.982440	S.D. dependent var	3.397225	
S.E. of regression	0.450177	Akaike info criterion	1.530823	
Sum squared resid	0.607978	Schwarz criterion	1.374598	
Log likelihood	-1.827057	Hannan-Quinn criter.	1.111531	
F-statistic	224.7938	Durbin-Watson stat	1.585094	
Prob(F-statistic)	0.000644			

Panel B (Γραμμή 1 Πίνακας 13)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:25

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.231330	2.054036	-1.086315	0.3568
NET_B	-0.116028	0.550861	-0.210631	0.8467
R-squared	0.014573	Mean dependent var	-2.482898	
Adjusted R-squared	-0.313903	S.D. dependent var	3.259915	
S.E. of regression	3.736696	Akaike info criterion	5.763455	
Sum squared resid	41.88870	Schwarz criterion	5.607230	
Log likelihood	-12.40864	Hannan-Quinn criter.	5.344163	
F-statistic	0.044365	Durbin-Watson stat	1.686405	
Prob(F-statistic)	0.846670			

Panel A (Γραμμή 2 Πίνακας 13)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:10

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003615	0.005078	-0.711746	0.5504
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	-4.50E-05	0.000635	-0.070865	0.9500
NET_B	0.003255	0.005092	0.639169	0.5882
R-squared	0.950254	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.900508	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	0.000495	Akaike info criterion	-12.10064	
Sum squared resid	4.90E-07	Schwarz criterion	-12.33498	
Log likelihood	33.25161	Hannan-Quinn criter.	-12.72958	
F-statistic	19.10215	Durbin-Watson stat	2.020902	
Prob(F-statistic)	0.049746			

Panel B (Γραμμή 2 Πίνακας 13)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:27

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000630	0.000403	-1.564260	0.2582
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	-0.000411	9.59E-05	-4.282948	0.0504
NET_B	0.000237	9.21E-05	2.574052	0.1236
R-squared	0.918810	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	0.837619	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	0.000620	Akaike info criterion	-11.64849	
Sum squared resid	7.70E-07	Schwarz criterion	-11.88283	
Log likelihood	32.12122	Hannan-Quinn criter.	-12.27743	
F-statistic	11.31673	Durbin-Watson stat	1.077195	
Prob(F-statistic)	0.081190			

Panel A (Γραμμή 3 Πίνακας 13)

Dependent Variable: XPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:12

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011761	0.002278	-5.163055	0.0141
B1	0.011393	0.002411	4.726106	0.0179
R-squared	0.881592	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.842122	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	0.000623	Akaike info criterion	-11.63343	
Sum squared resid	1.17E-06	Schwarz criterion	-11.78966	
Log likelihood	31.08359	Hannan-Quinn criter.	-12.05273	
F-statistic	22.33608	Durbin-Watson stat	1.891648	
Prob(F-statistic)	0.017949			

Panel B (Γραμμή 3 Πίνακας 13)

Dependent Variable: XPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:28

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004255	0.005977	-0.711884	0.5279
B1	0.003756	0.007137	0.526280	0.6351
R-squared	0.084520	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	-0.220639	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	0.001701	Akaike info criterion	-9.625837	
Sum squared resid	8.68E-06	Schwarz criterion	-9.782062	
Log likelihood	26.06459	Hannan-Quinn criter.	-10.04513	
F-statistic	0.276971	Durbin-Watson stat	0.575849	
Prob(F-statistic)	0.635121			

Panel A (Γραμμή 4 Πίνακας 13)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:14

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.628317	0.688771	-0.912228	0.4579
B1	-10.42919	0.973500	-10.71309	0.0086
NET_B	11.02532	0.297396	37.07283	0.0007
R-squared	0.999774	Mean dependent var	-1.572043	
Adjusted R-squared	0.999549	S.D. dependent var	3.397225	
S.E. of regression	0.072157	Akaike info criterion	-2.136239	
Sum squared resid	0.010413	Schwarz criterion	-2.370576	
Log likelihood	8.340596	Hannan-Quinn criter.	-2.765177	
F-statistic	4432.257	Durbin-Watson stat	2.192610	
Prob(F-statistic)	0.000226			

Panel B (Γραμμή 4 Πίνακας 13)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:29

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16.74681	12.65038	-1.323818	0.3166
B1	17.31803	14.91352	1.161230	0.3654
NET_B	-0.055360	0.524022	-0.105645	0.9255
R-squared	0.411414	Mean dependent var	-2.482898	
Adjusted R-squared	-0.177172	S.D. dependent var	3.259915	
S.E. of regression	3.536928	Akaike info criterion	5.648103	
Sum squared resid	25.01972	Schwarz criterion	5.413766	
Log likelihood	-11.12026	Hannan-Quinn criter.	5.019165	
F-statistic	0.698987	Durbin-Watson stat	1.084615	
Prob(F-statistic)	0.588586			

Panel A (Γραμμή 5 Πίνακας 13)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:16

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000229	0.000920	-0.249176	0.8445
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	-0.006846	0.000799	-8.569430	0.0740
B1	0.072157	0.008404	8.585974	0.0738
NET_B	-0.072066	0.008812	-8.178150	0.0775
R-squared	0.999334	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.997337	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	8.10E-05	Akaike info criterion	-16.01438	
Sum squared resid	6.56E-09	Schwarz criterion	-16.32683	
Log likelihood	44.03595	Hannan-Quinn criter.	-16.85296	
F-statistic	500.3372	Durbin-Watson stat	3.127882	
Prob(F-statistic)	0.032849			

Panel B (Γραμμή 5 Πίνακας 13)

Dependent Variable: EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:31

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003506	0.001035	3.386594	0.1828
EXPECTED_ILLIQ				
UIDITY	-0.000519	4.23E-05	-12.27617	0.0517
B1	-0.004647	0.001153	-4.030300	0.1548
NET_B	0.000233	3.14E-05	7.436561	0.0851
R-squared	0.995291	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	0.981166	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	0.000211	Akaike info criterion	-14.09591	
Sum squared resid	4.47E-08	Schwarz criterion	-14.40836	
Log likelihood	39.23978	Hannan-Quinn criter.	-14.93450	
F-statistic	70.46041	Durbin-Watson stat	3.015933	
Prob(F-statistic)	0.087299			

Panel A (Γραμμή 6 Πίνακας 13)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:17

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004500	0.004715	-0.954349	0.4406
B1	0.000750	0.006664	0.112548	0.9207
NET_B	0.003394	0.002036	1.666935	0.2375
R-squared	0.950443	Mean dependent var	-0.001076	
Adjusted R-squared	0.900886	S.D. dependent var	0.001569	
S.E. of regression	0.000494	Akaike info criterion	-12.10445	
Sum squared resid	4.88E-07	Schwarz criterion	-12.33879	
Log likelihood	33.26112	Hannan-Quinn criter.	-12.73339	
F-statistic	19.17880	Durbin-Watson stat	2.110893	
Prob(F-statistic)	0.049557			

Panel B (Γραμμή 6 Πίνακας 13)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_1

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:32

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005181	0.006582	-0.787044	0.5137
B1	0.004337	0.007760	0.558872	0.6325
NET_B	0.000205	0.000273	0.750522	0.5312
R-squared	0.285698	Mean dependent var	-0.001135	
Adjusted R-squared	-0.428605	S.D. dependent var	0.001540	
S.E. of regression	0.001840	Akaike info criterion	-9.473978	
Sum squared resid	6.77E-06	Schwarz criterion	-9.708316	
Log likelihood	26.68495	Hannan-Quinn criter.	-10.10292	
F-statistic	0.399967	Durbin-Watson stat	1.043463	
Prob(F-statistic)	0.714302			

Panel A (Γραμμή 7 Πίνακας 13)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:18

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.258035	NA	NA	NA
B1	-3.639243	NA	NA	NA
B2	185515.8	NA	NA	NA
B3	638.2689	NA	NA	NA
B4	-296.1413	NA	NA	NA
R-squared	1.000000	Mean dependent var	-1.572043	
S.D. dependent var	3.397225	Akaike info criterion	-40.84291	
Sum squared resid	7.25E-20	Schwarz criterion	-41.23347	
Log likelihood	107.1073	Hannan-Quinn criter.	-41.89114	
Durbin-Watson stat	2.506309			

Panel B (Γραμμή 7 Πίνακας 13)

DependentVariable:EXPECTED_EXCESS_RETURN_2

Method: Least Squares

Date: 08/16/17 Time: 01:33

Sample: 1 5

Included observations: 5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.713504	NA	NA	NA
B1	6.105365	NA	NA	NA
B2	-636.6735	NA	NA	NA
B3	670.2957	NA	NA	NA
B4	-3.183229	NA	NA	NA
R-squared	1.000000	Mean dependent var	-2.482898	
S.D. dependent var	3.259915	Sum squared resid	1.37E-27	
Durbin-Watson stat	3.128651			

Βιβλιογραφικές Αναφορές

- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
- Amihud, Y., Mendelson, H., 1986. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Amihud, Y., Mendelson, H., 1989. The effect of beta, bid-ask spread, residual risk and size on stock returns. *Journal of Finance* 44, 479-486.
- Amihud, Y., Mendelson H., Lauterbach B., 1997. Market microstructure and securities values: evidence from the Tel Aviv Exchange. *Journal of Financial Economics* 45, 365-390.
- Bekaert, G., Harvey, C.R., Lundblad, C., 2003. *Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets*. Columbia University.
- Berkman, H., Eleswarapu V., 1998. Short-term traders and liquidity: a test using Bombay Stock Exchange data. *Journal of Financial Economics* 47, 339-355
- Brenman, M.J., Subrahmanyam, A., 1996. Market microstructure and asset pricing: on the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics* 41, 441-464.
- Chalmers, J.M., Kadlec, G.B., 1998. An empirical examination of the aportized spread. *Journal of Financial Economics* 48, 159-188.
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2000. Commonality in liquidity. *Journal of Financial Economics* 56, 3-28
- Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., 2001a. Market liquidity and trading activity. *Journal of Finance* 56, 501-530.
- Chordia, T., Subrahmanyam, A., Anshuman, V.R., 2001b. Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics* 59, 3-32
- Constantinides, G.M., 1986. Capital market equilibrium with transaction costs. *Journal of Political Economy* 94, 842-862.
- Cooper, S., Growth K., Avera W., 1985. Liquidity, exchange listing and common stock Performance. *Journal of Economics and Business* 37, 19-33.
- Duffie, D., Garleanu, N., Pedersen, L.H., 2000. Over-the-counter markets. *Econometrica*, forthcoming.

Duffie, D., Garleanu, N., Pedersen, L.H., 2003. Valuation in over-the-counter markets. Unpublished working paper, Graduate School of Business, Stanford University.

Easley, D., Hvidkjaer, S., O' Hara, M., 2002. Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance* 57, 2185-2221.

Friend, I., Blume, M., 1975. The demand for risky assets. *American Economic Review* 65, 900 – 922.

Garleanu, N., Pedersen, L.H., 2004. Adverse selection and the required return. *Review of Financial Studies* 17 (3), 643-665.

Glosten, L., 1987. Components of the Bid-Ask Spread and the Statistical Properties of Transaction Prices. *Journal of Finance* 42, 1293-1307.

Hansen, L.P., Richards, S.F., 1987. The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. *Econometrica* 55, 587-614

Hasbrouk, J., Seppi, D.J., 2001. Common factors in prices, order flows and liquidity. *Journal of Financial Economics* 59, 383-411

Huang, M., 2003. Liquidity shocks and equilibrium liquidity premia. *Journal of Economic Theory* 109, 104-129.

Huang, R., Stoll, H., 1997. The components of the bid – ask spread: A general approach. *Review of Financial Studies* 10, 995-1034.

Huberman, G., Halka, D., 1999. Systematic Liquidity. Columbia Business School.

Jones, C.M., 2001. A century of stock market liquidity and trading costs. Graduate School of Business, Columbia University.

Lintner, J., 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of economics and statistics* 47, 13-37.

Markowitz, H., 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77-91

Mossin, J., 1966. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica* 35, 768-783

Pastor, L., Staubach, R.F., 2003. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy* 111, 642-685.

Ruslan Y. Goyenko, Craig W. Holden, Charles A. Trzcinka (2009). Do liquidity measures measure liquidity. *Journal of Financial Economics* 92, 153-181.

Sadka, R., 2002. Momentum, liquidity risk, and limits to arbitrage. Unpublished working paper, Northwestern University.

- Vayanos, D., 1998. Transaction costs and asset prices: a dynamic equilibrium model. *Review of Financial Studies* 11, 1-58.
- Vayanos, D., Vila, J.-L., 199. Equilibrium interest rate and liquidity premium with transaction costs. *Economic Theory* 13, 509-539.
- Viral V. Acharya , Lasse Heje Pedersen (2005), Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 77, 375-410.
- Samuelson, P.A., 1958. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of Political Economy* 66, 467-482.
- Sharpe, W., 1964. Capital asset prices: a theory of capital market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19, 425-442.
- Wang, A.W., 2002. Institutional equity flows, liquidity risk and asset pricing, Unpublished working paper, University of California, Los Angeles.