



Πανεπιστήμιο Πειραιώς  
Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη  
Φεβρουάριος 2012

Θέμα:

**«Ο ρόλος της ρευστότητας στην χρηματοοικονομική αγορά  
κατά τη διάρκεια πριν και μετά την περίοδο της κρίσης»**

Από την:

**Αραμπατζή Μαρία**

**ΜΧΑΝ / 1005**



Μέλη Επιτροπής:

**Απέργης Νικόλαος (Επιβλέπων Καθηγητής)**

**Βολιώτης Δημήτριος**

**Στεφανάδης Χριστόδουλος**

### Περίληψη

Η χρηματιστηριακή ρευστότητα επηρεάζει τις επενδυτικές και χρηματοδοτικές αποφάσεις των επενδυτών και των επιχειρήσεων και έχει αναλυθεί εκτενώς στη βιβλιογραφία.

Στην παρούσα εργασία εξετάστηκε με ένα διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (VAR) η σχέση που υπάρχει μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και της έλλειψης ρευστότητας στην χρηματιστηριακή αγορά της Γαλλίας, της Γερμανίας και της Μ. Βρετανίας πριν και μετά την περίοδο της κρίσης του 2008. Οι εκτιμήσεις μας και η ανάλυση αιτιότητας κατά Granger δείχνουν ότι οι χρηματιστηριακές κρίσεις με σημαντικές αρνητικές αποδόσεις ακολουθούνται από περιόδους μειωμένης ρευστότητας. Η σχέση μεταξύ των αρνητικών αποδόσεων και της μελλοντικής έλλειψης ρευστότητας φαίνεται να ενισχύεται περισσότερο μετά τη χρηματοπιστωτική κρίση του 2008. Τα αποτελέσματα αυτά είναι σύμφωνα με τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στη βιβλιογραφία. Η αντίθετη σχέση αιτιότητας από την έλλειψη ρευστότητας στις μελλοντικές χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν επιβεβαιώνεται στα αποτελέσματά μας.

**Λέξεις κλειδιά:** Χρηματιστηριακή ρευστότητα, χρηματοπιστωτική κρίση, χρηματιστηριακές αποδόσεις, διανυσματικό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα, αιτιότητα κατά Granger.

### Οφείλω να...

...ευχαριστήσω τον κύριο Απέργη Νικόλαο για την συνεχή υποστήριξη και ενθάρρυνση του σε όλη την διάρκεια της παρούσης εργασίας. Επίσης, θα ήθελα να πω ευχαριστώ σε όλους τους καθηγητές του τμήματος Χρηματοοικονομική Ανάλυση για Στελέχη Επιχειρήσεων για την βοήθεια και την γνώση που μου μεταλαμπάδευσαν κατά την διάρκεια του μεταπτυχιακού προγράμματος. Η διατριβή αυτή είναι ειδικά αφιερωμένη στην οικογένεια μου για την αμέριστη συμπαράστασή τους.

## Περιεχόμενα

Ενότητες	Σελίδες
1.Εισαγωγή.....	4
2.Ανασκόπηση βιβλιογραφίας.....	7
2.1 Η Χρηματιστηριακή ρευστότητα.....	7
2.2 Οικονομική κρίση.....	9
2.3 Χρηματιστηριακή ρευστότητα και κρίση.....	10
3.Μέτρα ρευστότητας.....	14
3.1 Στόχος της εργασίας – Υποθέσεις προς έλεγχο.....	16
4.Στοιχεία.....	17
5.Μεθοδολογία.....	19
5.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	19
5.2 Έλεγχος χρονολογικός υστερήσεων.....	20
5.3 Εκτίμηση υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης.....	20
5.4 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger causality.....	21
5.5 Έλεγχος για συνολοκλήρωση.....	22
6.Εμπειρικά αποτελέσματα.....	24
6.1 Αγγλία.....	31
6.1.1 Αγγλία 2001 – 2010.....	31
6.1.2 Αγγλία 2001 – 2008.....	32
6.1.3 Αγγλία 2008 – 2010.....	33
6.2 Γερμανία.....	41
6.2.1 Γερμανία 2001 – 2010.....	41
6.2.2 Γερμανία 2001 – 2008.....	42
6.2.3 Γερμανία 2008 – 2010.....	43
6.3 Γαλλία.....	50
6.2.1 Γαλλία 2001 – 2010.....	50
6.2.2 Γαλλία 2001 – 2008.....	51
6.2.3 Γαλλία 2008 – 2010.....	52
7.Συμπεράσματα.....	54
8.Βιβλιογραφία.....	56

## 1. Εισαγωγή

Ο ρόλος της χρηματιστηριακής ρευστότητας στη εύρυθμη λειτουργία των αγορών και στη διαδικασία μετάδοσης χρηματοπιστωτικών κρίσεων γίνεται περισσότερο εμφανής κατά τη πρόσφατη Ελληνική χρηματιστηριακή κρίση και χρήζει διεξοδικής ανάλυσης τόσο από τους ασκούντες οικονομική πολιτική, όπως οι Κεντρικές Τράπεζες και τα οικονομικά επιτελεία των κυβερνήσεων, όσο και από τους ενεργά συμμετέχοντες στις αγορές κεφαλαίου όπως οι επιχειρήσεις, οι θεσμικοί επενδυτές και τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Αποτελεί κοινή παρατήρηση το γεγονός ότι η χρηματιστηριακή ρευστότητα τείνει να μειώνεται δραματικά σε περιόδους ύφεσης προκαλώντας αλυσιδωτές επιδράσεις τόσο στο τραπεζικό σύστημα όσο και στη πραγματική οικονομία.

Η ρευστότητα της χρηματιστηριακής αγοράς αποτελεί ένα χαρακτηριστικό των κεφαλαιαγορών που έχει αναλυθεί στη βιβλιογραφία. Η ρευστότητα είναι μια μέτρηση του πόσο εύκολα τα διάφορα περιουσιακά στοιχεία μπορούν να μετατραπούν σε μετρητά και ορίζεται ως η δυνατότητα ενός επενδυτή να αγοράσει ή να πουλήσει ένα περιουσιακό στοιχείο γρήγορα, με χαμηλό κόστος χωρίς τον επηρεασμό της τιμής του. Σε γενικές γραμμές, η μεγάλη ρευστότητα της αγοράς μετοχών έχει θετικές επιδράσεις στην οικονομία και τείνει να υποδηλώνει την ύπαρξη θετικών οικονομικών συνθηκών. Στην περίπτωση που οι συμμετέχοντες στις αγορές κεφαλαίου έχουν την προθυμία να διαπραγματεύονται τα περιουσιακά στοιχεία, θα έχουν επίσης την τάση να επιδεικνύουν προθυμία για επένδυση και σε άλλους τομείς της οικονομίας. Αυτό σημαίνει ότι η υψηλή ρευστότητα μετοχών μπορεί να είναι ένα σύμπτωμα υγιούς δραστηριότητας σε τομείς της πραγματικής οικονομίας.

Η ρευστότητα της χρηματιστηριακής αγοράς συνδέεται ως επί το πλείστον με την άντληση κεφαλαίων από τις επιχειρήσεις, καθώς οι επιχειρήσεις προσφέρουν τις νέες μετοχές για την αύξηση του μετοχικού τους κεφαλαίου στο χρηματιστήριο. Όσο πιο ρευστή είναι η χρηματιστηριακή αγορά, τόσο πιο εύκολα οι επιχειρήσεις μπορούν να αντλήσουν κεφάλαια μέσω της πώλησης μετοχών. Αυτό έχει σαν αποτέλεσμα οι επιχειρήσεις να αντλούν φθηνότερα κεφάλαια και να είναι σε θέση να χρηματοδοτήσουν περισσότερα επενδυτικά έργα. Η επέκταση των επιχειρήσεων που οι μετοχές

τους διαπραγματεύονται σε αγορές με υψηλή ρευστότητα είναι πολύ ευκολότερη σε σχέση με την επέκταση επιχειρήσεων που διαπραγματεύονται σε ανενεργές χρηματιστηριακές αγορές.

Η χρηματιστηριακή ρευστότητα προκαλεί επιδράσεις στην πραγματική οικονομία μέσω της επενδυτικής δαπάνης. Μια δευτερογενής αγορά με υψηλή ρευστότητα καθιστά ευκολότερη για τους επενδυτές την τοποθέτηση κεφαλαίων σε μακροπρόθεσμα επενδυτικά προγράμματα Levine (1991), Bencivenga, Smith και Starr (1995). Συγκεκριμένα, ορισμένα επενδυτικά σχέδια απαιτούν μεγάλο χρονικό διάστημα μέχρι την υλοποίησή τους και επομένως την δέσμευση των επενδυμένων κεφαλαίων για μεγάλο χρονικό διάστημα. Στην περίπτωση που οι επενδυτές δεν έχουν την δυνατότητα να πουλήσουν τους τίτλους ιδιοκτησίας που απορρέουν από την συμμετοχή τους στο επενδυτικό πρόγραμμα θα είναι περισσότερο διστακτικοί να επενδύσουν ακόμα κι αν οι υποσχόμενες αποδόσεις είναι αρκετά υψηλές. Η ύπαρξη μιας ρευστής αγοράς μεταπώλησης των τίτλων ιδιοκτησίας μιας εταιρίας μειώνει την απροθυμία επένδυσης που προέρχεται από τον φόβο αποχωρισμού των επενδυμένων κεφαλαίων για μεγάλο χρονικό διάστημα. Οι επενδυτές στη περίπτωση αυτή είναι σε θέση οποιαδήποτε στιγμή να πουλήσουν τις μετοχές τους και να ανακτήσουν μέρος της επένδυσης τους και επομένως είναι περισσότερο πρόθυμοι να παράσχουν τα απαιτούμενα κεφάλαια στις επιχειρήσεις με μικρότερη απαιτούμενη απόδοση. Συνεπώς, το κόστος μετοχικού κεφαλαίου μειώνεται και περισσότερα επενδυτικά προγράμματα γίνονται αποδεκτά με αποτέλεσμα την οικονομική μεγέθυνση. Στις χρηματιστηριακές αγορές με μεγάλη ρευστότητα το κόστος αγοραπωλησίας μετοχών είναι μικρό όπως μικρή είναι και η αβεβαιότητα σχετικά με τη τιμή εκκαθάρισης και το χρόνο εκτέλεσης της χρηματιστηριακής συναλλαγής. Όπως ήδη αναφέρθηκε η υψηλή χρηματιστηριακή ρευστότητα μειώνει τον κίνδυνο επένδυσης σε μακροπρόθεσμα επενδυτικά σχέδια επιτρέποντας έτσι την κατανομή του κεφαλαίου σε δραστηριότητες με θετική επίδραση στην οικονομική ανάπτυξη για πολλά χρόνια στο μέλλον. Οι εμπειρικές μελέτες ενισχύουν αυτή την υπόθεση. Οι Levine και Zervos (1998) βρίσκουν μια θετική και στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ της χρηματιστηριακής ρευστότητας και των ταυτόχρονων μελλοντικών ρυθμών οικονομικής ανάπτυξης.

Από την άλλη πλευρά η έλλειψη χρηματιστηριακής ρευστότητας φαίνεται να αλληλεπιδρά με τραπεζικές και χρηματοδοτικές κρίσεις. Οι Brunnermeier και Pedersen (2009) παρουσίασαν ένα θεωρητικό μοντέλο που αναλύει την αλληλεπίδραση της χρηματιστηριακής ρευστότητας με τη δυνατότητα άντλησης δανειακών κεφαλαίων από τους κύριους συμμετέχοντες στην αγορά, όπως οι θεσμικοί επενδυτές και τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Σε αυτό το υπόδειγμα, η παροχή ρευστότητας από τους συμμετέχοντες στις αγορές εξαρτάται από την κεφαλαιακή τους κατάσταση. Συγκεκριμένα, η δυνατότητα άντλησης ρευστότητας με τον δανεισμό μειώνεται όσο χειροτερεύει η κεφαλαιακή θέση του δανειζόμενου. Ο δανειζόμενος καθώς δεν έχει πρόσβαση σε κεφάλαια αναλαμβάνει μειωμένες τοποθετήσεις σε περιουσιακά στοιχεία, γεγονός που προκαλεί τη μείωση της χρηματιστηριακής ρευστότητας, την πτώση της χρηματιστηριακής αγοράς και τη περαιτέρω μείωση της κεφαλαιακής θέσης. Σε περιόδους χρηματοπιστωτικής αστάθειας λειτουργεί ένας ανατροφοδοτούμενος μηχανισμός μεταξύ της χρηματιστηριακής ρευστότητας και της ρευστότητας χρηματοδότησης που οδηγεί σε ένα καθοδικό σπιράλ τη ρευστότητα. Η περιορισμένη παροχή τραπεζικών πιστώσεων οδηγεί σε μειωμένη χρηματιστηριακή ρευστότητα που επιταχύνει τη χρηματιστηριακή κρίση και προκαλεί περαιτέρω μείωση της χρηματοδοτικής ρευστότητας των συμμετεχόντων στην αγορά.

Ο κίνδυνος ρευστότητας φαίνεται σύμφωνα με τη βιβλιογραφία να επηρεάζει τις αποδόσεις των μετοχών και επομένως η ρευστότητα να διαδραματίζει σημαντικό ρόλο τόσο στην εμπειρική τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων, όσο και στον καθορισμό του κόστους μετοχικού κεφαλαίου για τις επιχειρήσεις. Συνεπώς, η αναγνώριση των παραγόντων από τους οποίους εξαρτάται η ρευστότητα είναι υψίστης σημασίας τόσο για τους επενδυτές που επιδιώκουν τη μεγιστοποίηση των αποδόσεων τους όσο και για τις ρυθμιστικές αρχές που επιδιώκουν την εξομάλυνση των χρηματιστηριακών κρίσεων. Για παράδειγμα, η κατανόηση της μεταβλητότητας που παρουσιάζει η ρευστότητα σε διάφορες φάσεις του οικονομικού κύκλου και σε ορισμένες περιόδους χρηματοπιστωτικών κρίσεων θα μπορούσε να βοηθήσει τους επενδυτές να προβλέψουν αποτελεσματικότερα πως θα επηρεαστεί το κόστος συναλλαγών και κατά επέκταση οι αποδόσεις τους.

Σκοπός της εργασίας μας είναι να εξετάσουμε για τις μεγάλες Ευρωπαϊκές χώρες όπως η Γερμανία, η Γαλλία και η Βρετανία τη σχέση που έχει η ρευστότητα με τις χρηματιστηριακές κρίσεις.

## 2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

### 2.1 Η χρηματιστηριακή Ρευστότητα

Οι εμπειρικές μελέτες για τη ρευστότητα τείνουν να επικεντρώνονται σε συγκεκριμένες αγορές όπως η αγορά μετοχών και ομολόγων των ΗΠΑ. Οι Chordia, Roll και Subrahmanaym (2000) επιλέγουν το άνοιγμα μεταξύ των ζητούμενων τιμών πώλησης και τιμών αγοράς των μετοχών (bid-ask spread) και το βάθος που έχει η αγορά για την εκτέλεση συναλλαγών, ως μέτρα ρευστότητας για τις μετοχές του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης. Στα ευρήματα τους αναφέρουν για την αγορά των ΗΠΑ μια από κοινού μεταβολή της ρευστότητας των μετοχών με τη συναλλακτική τους δραστηριότητα. Η συναλλακτική δραστηριότητα μετράται με τον όγκο και τον αριθμό συναλλαγών σε μία ημέρα. Αντίστοιχα, οι Chordia, Roll και Subrahmanaym (2001) κατασκευάζουν από τα στοιχεία των επιμέρους εταιριών μέτρα για τη ρευστότητα και τη συναλλακτική δραστηριότητα όλης της αγοράς για το χρονικό διάστημα 1988 με 1998. Στο άρθρο αυτό βρίσκουν ότι η ρευστότητα της αγοράς επηρεάζεται από μακροοικονομικές μεταβλητές που σχετίζονται με τη κατάσταση της οικονομίας, όπως τα βραχυπρόθεσμα και μακροπρόθεσμα επιτόκια και το άνοιγμα των αποδόσεων των ομολόγων υψηλού και χαμηλού πιστωτικού κινδύνου (default spread). Παράλληλα, αναφέρουν ότι η ρευστότητα της αγοράς εμφανίζει μεταβολές ανάλογα με την ημέρα διαπραγμάτευσης καθώς συνήθως μειώνεται την Παρασκευή και αυξάνεται την Τρίτη.

Η εξέταση της σχέσης που έχει η χρηματιστηριακή ρευστότητα με τη ρευστότητα σε άλλες αγορές έχει πρόσφατα ερευνηθεί στη βιβλιογραφία. Οι Chordia, Sarkar and Subrahmanyam (2005) είναι οι πρώτοι που εξέτασαν τη σχέση που έχει η ρευστότητα στην αγορά μετοχών των ΗΠΑ με την ρευστότητα στις αγορές ομολόγων. Χρησιμοποιώντας ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα (VAR) βρήκαν ότι μια απρόβλεπτη διαταραχή στη ρευστότητα της μιας αγοράς έχει επίδραση στη ρευστότητα της άλλης αγοράς,

καθώς επίσης και ότι η μεταβλητότητα της αγοράς είναι ο κύριος παράγοντας που καθορίζει τις μεταβολές της ρευστότητας. Τα ευρήματα τους υποδηλώνουν ότι πρέπει να υπάρχουν κάποιοι κοινοί παράγοντες που καθορίζουν την μεταβλητότητα και τη ρευστότητα στις αγορές μετοχών και ομολόγων. Σε αντίστοιχη κατεύθυνση, αλλά στην αγορά των CDS (Credit Default Swaps) οι Tang και Yan (2006) χρησιμοποιούν τη διαφορά των ζητούμενων τιμών πώλησης και αγοράς (bid-ask spread), τον αριθμό των συναλλαγών και την απόκλιση των εντολών αγοράς και πώλησης για τον καθορισμό της ρευστότητας της αγοράς. Οι παραπάνω συγγραφείς βρίσκουν ότι η ρευστότητα στις αγορές μετοχών, ομολόγων και δικαιωμάτων έχει επίδραση στην ρευστότητα της αγοράς των CDS και ότι στη τιμολόγηση των CDS έχει ενσωματωθεί ένα σημαντικό ασφάλιστρο για τον κίνδυνο ρευστότητας.

Στη βιβλιογραφία έχει επίσης αναλυθεί η ρευστότητα μεταξύ διαφορετικών κλάδων της αγοράς μετοχών. Οι Chordia, Sarkar και Subrahmanyam (2006) εξετάζουν πως αλληλεπιδρούν οι δείκτες ρευστότητας των εταιριών υψηλής κεφαλαιοποίησης με τους αντίστοιχους δείκτες ρευστότητας των εταιριών χαμηλής κεφαλαιοποίησης. Τα αποτελέσματα τους δείχνουν ότι σε επίπεδο κλάδου οι αποδόσεις και η μεταβλητότητα βοηθούν στην πρόβλεψη της δυναμικής της ρευστότητας. Επιπρόσθετα, αυτή η προβλεπτική ικανότητα των αποδόσεων και της μεταβλητότητας του κλάδου για τη ρευστότητα του ίδιου του κλάδου εμφανίζεται και για την ρευστότητα των άλλων κλάδων της αγοράς.

Το μεγαλύτερο μέρος της βιβλιογραφίας έχει καταδείξει τη μείωση της ρευστότητας στις αγορές μετοχών και ομολόγων κατά τη διάρκεια μιας χρηματοοικονομικής κρίσης. Για παράδειγμα οι Pastor και Stambaugh (2003) βρήκαν ότι η μεγαλύτερη πτώση της συνολικής ρευστότητας της χρηματιστηριακής αγοράς πραγματοποιήθηκε τον Οκτώβριο του 1987. Αντίστοιχη σημαντική πτώση της ρευστότητας παρατηρήθηκε τον Οκτώβριο του 1997 κατά τη διάρκεια της Ασιατικής κρίσης και το φθινόπωρο του 1998 με την κατάρρευση του LTCM. Ο Liu (2006) βρίσκει ότι η μεγαλύτερη πτώση της χρηματιστηριακής ρευστότητας στην αγορά των ΗΠΑ παρατηρήθηκε την περίοδο της ύφεσης 1972-1974. Η χρηματιστηριακή κατάρρευση του 1987 είχε ως αποτέλεσμα τη δεύτερη μεγαλύτερη πτώση της ρευστότητας στη



χρηματιστηριακή ιστορία των ΗΠΑ. Ο πόλεμος στο Ιράκ το 1991 και οι τρομοκρατικές επιθέσεις στις ΗΠΑ το 2001 είχαν ως αποτέλεσμα μεγάλη πτώση της ρευστότητας του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης.

Ο Theocharides (2005) εξετάζει τη ρευστότητα στις αγορές κρατικών και εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ, χρησιμοποιώντας ως μέτρα ρευστότητας το bid-ask spread, τον όγκο συναλλαγών, τη ταχύτητα εκτέλεσης των εντολών και τη ληκτότητα των ομολόγων. Στη συγκεκριμένη έρευνα βρίσκει ότι κατά τη διάρκεια της κρίσης το φαινόμενο της «πτήσης προς την ποιότητα» επιβεβαιώνεται για τη συγκεκριμένη αγορά. Παρόλα αυτά τα αποτελέσματα του δείχνουν ότι η ρευστότητα των κρατικών και εταιρικών ομολόγων είναι υψηλότερη κατά την περίοδο που παρατηρείται αρνητική οικονομική συγκυρία, εύρημα που είναι σε αναντιστοιχία με την δημοφιλή άποψη ότι η ρευστότητα μειώνεται κατά την εμφάνιση των κρίσεων. Αξίζει να αναφερθεί βέβαια ότι στο δείγμα του ο Theocharides (2005) δεν συμπεριέλαβε ακραίες χρηματοπιστωτικές καταστάσεις όπως η Ασιατική χρηματιστηριακή κρίση του 1997 και η χρεοκοπία του LTCM το 1998.

Τέλος, οι Hameed, Kang και Viswanathan (2006) εξετάζουν τη σχέση που έχει η ρευστότητα μεμονωμένων μετοχών του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης με την απόδοση του γενικού δείκτη της αγοράς από το 1988 έως το 2003. Η εμπειρική τους ανάλυση δείχνει ότι η ρευστότητα των μεμονωμένων μετοχών όπως μετράται με το bid-ask spread έχει ασύμμετρη αντίδραση στις θετικές και αρνητικές αποδόσεις της αγοράς. Συγκεκριμένα οι αρνητικές αποδόσεις έχουν μια ισχυρότερη επίδραση στη ρευστότητα σε σχέση με τις θετικές αποδόσεις. Επιπρόσθετα οι μεγάλες αρνητικές αποδόσεις της αγοράς επιδρούν εντονότερα στη ρευστότητα των μετοχών σε σχέση με την επίδραση που προκαλούν οι μικρότερες αρνητικές αποδόσεις.

## **2.2 Οικονομική κρίση**

Εμφανώς, η κρίση που ξεκίνησε το 2008 δεν έχει ξεπεραστεί ακόμα και η επίδραση της θα συνεχιστεί για αρκετά χρόνια ακόμα. Η οικονομική κρίση όμως δεν επηρεάζει μόνο τον χρηματικό κόσμο της οικονομίας αλλά παρουσιάζει γενικότερες επεκτάσεις. Η οικονομική κρίση του 2008 θεωρείται από πολλούς οικονομολόγους ως η χειρότερη κρίση μετά από αυτή της δεκαετίας του 1930. Η πρόσφατη κρίση επέφερε την κατάρρευση γιγαντιαίων χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και την απότομη πτώση των χρηματιστηρίων

σε όλο τον κόσμο. Το real estate και πιο συγκεκριμένα το housing market πλήχθηκε ιδιαίτερα αποφέροντας αμέτρητες κατασχέσεις ακινήτων και κυρίως ανεργία. Ο κύριος λόγος έναρξης της κρίσης εντοπίζεται στην αγορά ακινήτων και στην έλλειψη ρευστότητας του τραπεζικού συστήματος των Ηνωμένων Πολιτειών Αμερική. Η ευκολία με την οποία τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα δανειοδοτούσαν οδήγησαν σε μια καλπάζουσα αύξηση των τιμών των ακινήτων η οποία δεν ανταποκρινόταν στην πραγματικότητα αλλά ήταν πλασματική με αποτέλεσμα να επέλθει η κρίση. Η κρίση, παρόλο που έχει περιοριστεί σημαντικά, αδιαμφισβήτητα συνεχίζει να δαμάζει την παγκόσμια οικονομία. Μερικές από τις αποδείξεις που απαρτίζουν την οικονομική κρίση είναι οι επόμενες: Καταρχήν μερικά από τα μεγαλύτερα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα απέτυχαν να επιβιώσουν, κολοσσιαία χρηματιστήρια σημείωσαν δραματικές απώλειες και τα spread σε αρκετές κατηγορίες δανείων παρουσίασαν τρομακτικές παρεκκλίσεις. Παραδοσιακές αναλύσεις της οικονομικής κρίσης εστιάζουν στα spread των επιτοκίων παρόλα αυτά τέτοιες αναλύσεις πολλές φορές οδηγούν σε λανθασμένες ενδείξεις πραγματικού κόστους δανεισμού χρημάτων.

Ο οικονομικός τύπος επανειλημμένα έχει υποστηρίξει του δύο παρακάτω λόγους για τη φύση της κρίσης:

- 1) Ο τραπεζικός δανεισμός σε μη οικονομικά ιδρύματα και ιδιώτες έχει παρουσιάσει μεγάλη πτώση
- 2) Ο διατραπεζικός δανεισμός είναι ουσιαστικά άφαντος.

Οι παραπάνω δύο λόγοι έχουν αμφισβητηθεί έντονα καθώς υπάρχουν ενδείξεις πως η δύναμη των τραπεζών δεν σημείωσε πτώση κατά τη διάρκεια της κρίσης καθώς οι τελευταίες πολλαπλασίασαν τον αριθμό των κεφαλαίων τους (εξαιρώντας τα μετρητά), και συνέχισαν να δανειοδοτούν μη χρηματοπιστωτικά ιδρύματα και ιδιώτες. Επίσης, ο διατραπεζικός δανεισμός υπήρξε έντονος κυρίως μεταξύ των αμερικάνικων τραπεζών κατά τη διάρκεια της κρίσης καταρρίπτοντας το δεύτερο λόγο που προβλήθηκε έντονα από τον οικονομικό τύπο.

### **2.3 Χρηματιστηριακή ρευστότητα και κρίσεις.**

Η ρευστότητα της αγοράς είναι ένας από τους δείκτες που χρησιμοποιούνται για να μετρηθεί η εύρυθμη λειτουργία της αγοράς. Τα αποτελέσματα της εμπειρικής διεύρυνσης της σχέσης που έχει η

χρηματιστηριακή ρευστότητα με τη μετάδοση των κρίσεων υποδηλώνουν ότι η ρευστότητα επηρεάζεται αρνητικά κατά τη διάρκεια μιας χρηματιστηριακής κρίσης, όχι μόνο στην αγορά που εμφανίζεται η κρίση, αλλά και σε άλλες αγορές που σχετίζονται με αυτή την αγορά. Επομένως, υπάρχει κάποιος βαθμός ταυτόχρονης μεταβολής των μεταβλητών ρευστότητας στις διάφορες χρηματιστηριακές αγορές. Ωστόσο, δεν έχουν πραγματοποιηθεί αρκετές εμπειρικές έρευνες σχετικά με το κατά πόσο η ρευστότητα της αγοράς είναι χαμηλότερη κατά τη διάρκεια μιας περιόδου χρηματοπιστωτικής κρίσης, και κατά πόσο διαχέεται η μειωμένη ρευστότητα και στις άλλες αγορές.

Μια κρίση στην χρηματιστηριακή αγορά προκαλεί διαδοχικές διαταραχές στις αγορές κεφαλαίου. Τέτοιες διαταραχές μπορούν να λάβουν πολλές μορφές, π.χ. μια κρίση ρευστότητας του τραπεζικού συστήματος, μια εξωτερική κρίση χρέους, μια νομισματική κερδοσκοπία ή υποτίμηση. Συχνά αυτές οι διαταραχές είναι αλληλένδετες μεταξύ τους.

Οι μελέτες για την μετάδοση των κρίσεων έχουν επικεντρωθεί στις διάφορες επιπτώσεις ή ενδείξεις μετάδοσης που παρουσιάζονται στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου κατά τη διάρκεια μιας οικονομικής κρίσης. Οι επιπτώσεις αυτές περιλαμβάνουν τη πτώση τιμών των περιουσιακών στοιχείων στην αγορά, την αυξημένη μεταβλητότητα των τιμών των περιουσιακών στοιχείων, και την αύξηση της συσχέτισης των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων. Ο αντίκτυπος μιας οικονομικής κρίσης μπορεί να εμφανιστεί και στη νομισματική ρευστότητα. Συγκεκριμένα, η διαθεσιμότητα των ρευστών και των άμεσα ρευστοποιήσιμων στοιχείων σε σχέση με τη γενική ζήτηση για αγαθά ή περιουσιακά στοιχεία είναι μειωμένη. Οι τάσεις στη νομισματική ρευστότητα αντικατοπτρίζονται στα βραχυπρόθεσμα επιτόκια, όπου τα χαμηλά επιτόκια σχετίζονται με την αυξημένη ρευστότητα, ενώ τα υψηλά επιτόκια δείχνουν χαμηλότερη ρευστότητα. Τέλος σε ότι αφορά τη χρηματιστηριακή ρευστότητα είναι αναμενόμενο να πλήττεται σε περιόδους κρίσης. Η χρηματιστηριακή ρευστότητα σχετίζεται με την ικανότητα των χρηματοπιστωτικών αγορών να απορροφήσουν προσωρινές διακυμάνσεις της ζήτησης και της προσφοράς χωρίς αδικαιολόγητη διασπορά στις τιμές αγοράς ή πώλησης, όπως επίσης σχετίζεται και με τη δυνατότητα άμεσης αγοράς ή πώλησης σημαντικού αριθμού περιουσιακών στοιχείων με χαμηλά κόστη συναλλαγών.

Στους πολλούς συγγραφείς που έχουν διερευνήσει την επίδραση χρηματιστηριακής κρίσης στη ρευστότητα της αγοράς περιλαμβάνονται οι Amihud et al.(1990), Chordia et al.(2000), Wong και Fung (2001), και Hegde και Paliwal (2005). Οι μελέτες αυτές παρέχουν εμπειρικές αποδείξεις ότι οι μεταβλητές ρευστότητας συμπεριφέρονται διαφορετικά κατά τη διάρκεια ή μετά από μια χρηματιστηριακή κρίση σε σύγκριση με την προ κρίσης περίοδο.

Σε μια μελέτη που ερευνά την παρατεταμένη κρίση μετά τον Οκτώβριο του 1987, οι Amihud et al. (1990) προωθούν τη σημασία της έλλειψης ρευστότητας στη συντριβή στην χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ το 1987. Οι συγκεκριμένοι συγγραφείς εικάζουν ότι η πτώση των τιμών μετά το κραχ τον Οκτώβριο του 1987 αντανάκλα εν μέρει την αναθεώρηση των προσδοκιών των επενδυτών σχετικά με το ύψος της ρευστότητας στις χρηματιστηριακές αγορές. Αναφέρουν ότι η κύρια πληροφορία που ανέκυψε μετά τη χρηματιστηριακή πτώση είναι η συνειδητοποίηση ότι η χρηματιστηριακή αγορά δεν έχει το βάθος ρευστότητας που εθεωρείτο ότι είχε εκείνη την εποχή.

Οι Amihud et al επίσης, διαπιστώνουν ότι οι μετοχές που παρουσίασαν μετά την κρίση του 1987 συρρίκνωση του ανοίγματος τιμών πώλησης και ζήτησης (bid-ask spread) και επομένως μεγαλύτερη εμπορευσιμότητα, είχαν μεγαλύτερη ανάκαμψη σε σχέση με τις μετοχές που παρέμειναν μη ρευστοποιήσιμες. Τα ευρήματά τους υποστηρίζουν την έννοια της «πτήσης προς τη ρευστότητα», δηλαδή ότι όταν οι επενδυτές φοβούνται την επανάληψη μιας κρίσης ρευστότητας, ανακατανέμουν τα κεφάλαια τους προς υψηλής ποιότητας περιουσιακά στοιχεία που είναι άμεσα ρευστοποιήσιμα, με αποτέλεσμα την ανάκαμψη των τιμών των εν λόγω περιουσιακών στοιχείων. Οι Amihud et al, παρατηρούν την ίδια τάση στις χρηματιστηριακές αγορές του Λονδίνου και του Τόκιο, γεγονός που συνεπάγεται ότι η είδηση της μειωμένης ρευστότητας στην αγορά των ΗΠΑ κάνει τους επενδυτές να επανεξετάσουν τις προσδοκίες τους για τη ρευστότητα σε άλλες αγορές.

Οι Chordia et al. (2000) εξετάζουν εάν οι αγορές συμπεριφέρονται διαφορετικά σε περιόδους χρηματοοικονομικών κρίσεων, όταν οι συνθήκες της αγοράς επιδεινώνονται δραματικά και η ρευστότητα μειώνεται ή ακόμα και εξαφανίζεται. Θεωρούν ότι η μεγαλύτερη αβεβαιότητα που επικρατεί στην αγορά κατά τη διάρκεια μιας κρίσης, οδηγεί σε αυξημένη μεταβλητότητα στη ρευστότητα των μετοχών και των ομολόγων. Οι Wong και Fung (2001)

διεξάγουν μια μελέτη για να εξετάσουν τον τρόπο με τον οποίο η ρευστότητα της χρηματιστηριακής αγοράς του Χονγκ Κονγκ έχει εξελιχθεί από την ασιατική οικονομική κρίση. Συγκεκριμένα, διενεργούν εκτίμηση των μεταβολών της ρευστότητας μεταξύ 1997-2001, και εξετάζουν κατά πόσον οι συνθήκες ρευστότητας έχουν αποκατασταθεί στο προ της κρίσης επίπεδο, τρεις μήνες και έξι μήνες μετά από την κρίση. Για την επίτευξη αυτού του σκοπού χρησιμοποιούνται δυο δείκτες ρευστότητας (το βάθος της αγοράς και η μεταβλητότητα των τιμών) για τις πέντε μεγαλύτερες σε χρηματιστηριακή αξία μετοχές στο χρηματιστήριο του Χονγκ Κονγκ. Στα αποτελέσματα τους βρίσκουν ότι κατά τη διάρκεια της κρίσης η ρευστότητα των μετοχών επηρεάζεται αρνητικά με τις επιδράσεις να επεκτείνονται σε λιγότερο βαθμό και στο διάστημα μετά τη κρίση.

Σε ένα πρόσφατο άρθρο, οι Hedge και Paliwal (2005) μελετούν αν οι συνθήκες που επικρατούν σχετικά με τη ρευστότητα της αγοράς μεταδίδονται στις αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων. Χρησιμοποιώντας δείγματα εκτεθειμένων στην περιοχή της κρίσης και μη εκτεθειμένων στη περιοχή της κρίσης εταιρειών των ΗΠΑ, βρίσκουν ότι η ρευστότητα των άμεσα εκτεθειμένων εταιρείες είναι χαμηλότερη κατά την ασιατική κρίση του 1997. Ως «εκτεθειμένες εταιρείες» ορίζεται μια ομάδα αμερικανικών εταιρειών που έχουν είτε άμεση παραγωγική ή εμπορική δραστηριότητα στην περιοχή της κρίσης (με βάση COMPUSTAT) είτε εκτίθενται στην κρίση λόγω του άμεσου ανταγωνισμού που έχουν τα προϊόντα τους με τα προϊόντα των εταιριών που δραστηριοποιούνται στη περιοχή της κρίσης. Αντίστοιχα οι μη εκτεθειμένες εταιρίες επιλέγονται τυχαία από το δείκτη S & P 500. Αν η κρίση εμφανίζει στοιχεία μετάδοσης τότε θα πρέπει οι μη εκτεθειμένες επιχειρήσεις να επηρεαστούν παράλληλα με τις εκτεθειμένες επιχειρήσεις. Οι Hedge και Paliwal (2005) βρίσκουν η μετάδοση των αρνητικών αποδόσεων μεταξύ διαφορετικών χρηματιστηριακών αγορών σχετίζεται με τη μετάδοση της μειωμένης ρευστότητας, καθώς παρατηρείται η διεύρυνση του bid ask spread τόσο στις εκτεθειμένες όσο και στις μη εκτεθειμένες επιχειρήσεις.

Η Forbes (2000) χρησιμοποιεί στοιχεία σε επίπεδο επιχειρήσεων για να ελέγξει κατά πόσο οι κρίσεις μεταδίδονται διεθνώς κατά τη διάρκεια της ασιατικής και της ρωσικής κρίσης. Επισημαίνει ότι υπάρχει μεγάλη απόκλιση στην τρόπο και την έκταση που οι διάφορες εταιρείες, ανάλογα με τα ιδιαίτερα

χαρακτηριστικά τους, πλήττονται από την κρίση. Ως εκ τούτου, έλεγχοι που βασίζονται σε δεδομένα επιχειρήσεων μπορούν να βοηθήσουν στην κατανόηση του πώς οι διαταραχές μεταδίδονται κατά τη διάρκεια οικονομικών κρίσεων σε συγκεκριμένους οικονομικούς κλάδους και συγκεκριμένες εταιρικές δομές. Χρησιμοποιώντας στοιχεία για τη βιομηχανία, γεωγραφικά δεδομένα, καθώς και τις αποδόσεις των μετοχών για πάνω από 10.000 εταιρείες σε 46 χώρες, η Forbes (2000) ερεύνησε πώς οι αποδόσεις κάθε εταιρίας επηρεάζονται από παράγοντες όπως ο κλάδος δραστηριότητας, ο διεθνής προσανατολισμός της εταιρίας, η κεφαλαιακή διάρθρωση, η γεωγραφική θέση και η ρευστότητα των χρηματιστηριακών συναλλαγών. Ένα από τα βασικά αποτελέσματα της έρευνας αυτής είναι ότι κατά το τελευταίο μέρος της ασιατικής κρίσης, οι μετοχές με τη μεγαλύτερη ρευστότητα βρέθηκαν να έχουν σημαντικά χαμηλότερες αποδόσεις από το μέσο όρο. Η εξήγηση του φαινομένου αυτού πιθανό να οφείλεται στην αναδιάρθρωση των χαρτοφυλακίων των επενδυτών προς πιο ρευστοποιήσιμα αξιόγραφα.

### 3. Μέτρα Ρευστότητας

Αν και υπάρχει ένα αυξανόμενο ενδιαφέρον για το ρόλο της ρευστότητας στις χρηματιστηριακές αγορές, οι ερευνητές δεν μπορούν να συμφωνήσουν σχετικά με τους τρόπους ακριβούς μέτρησης της. Συγκεκριμένα η κατάσταση της αγοράς σε ότι αφορά τη ρευστότητα μπορεί να μετρηθεί σύμφωνα με δυο διαφορετικές προσεγγίσεις. Σύμφωνα με την πρώτη προσέγγιση η ρευστότητα σχετίζεται στο κατά πόσο οι επενδυτές μπορούν να προβούν σε συναλλαγές χωρίς να επηρεάσουν την τιμή της μετοχής, ενώ κατά τη δεύτερη προσέγγιση η ρευστότητα σχετίζεται με το κόστος της συναλλαγής και τη διαφορά των τιμών αγοράς και πώλησης (bid-ask spread). Σύμφωνα με την τελευταία προσέγγιση η διαφορά της τιμής πώλησης με την τιμή αγοράς (bid-ask spread) είναι το πλέον ευρέως χρησιμοποιούμενο μέτρο για το κόστος της συναλλαγής. Το βάθος της αγοράς θεωρείται επίσης ένα από τα πιο κοινά μέτρα ρευστότητας που χρησιμοποιείται στη βιβλιογραφία, καθώς δείχνει τον αριθμό των χρηματιστηριακών πράξεων που είναι δυνατό να εκτελεστούν σε μια δεδομένη χρονική στιγμή. Όλα τα παραπάνω μέτρα ρευστότητας απαιτούν την υψηλή συχνότητα των συναλλαγών.

Για τους σκοπούς αυτής της εργασίας τα μέτρα ρευστότητας θα πρέπει να ικανοποιούν δύο επιδιώξεις. Πρωταρχικά θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε μέτρα που βασίζονται σε στοιχεία υψηλής συχνότητας (high frequency data) καθώς οι χρηματοοικονομικές κρίσεις συμβαίνουν γρήγορα και για βραχύ χρονικό διάστημα. Σε αντίθετη περίπτωση δεν θα είμαστε σε θέση να διενεργήσουμε αξιόπιστο στατιστικό έλεγχο εάν έχουμε στη διάθεση μας μηνιαία στοιχεία, καθώς εάν η κρίση διαρκέσει ένα μήνα θα έχουμε στο δείγμα μας μια μόνο παρατήρηση που να αφορά τη κρίση. Επιπρόσθετα τα μέτρα ρευστότητας που θα χρησιμοποιήσουμε θα πρέπει να εύκολα υπολογίσιμα για τις κύριες ευρωπαϊκές αγορές που θα αποτελέσουν το επίκεντρο της εργασίας μας.

Για τους παραπάνω λόγους δεν θα χρησιμοποιήσουμε τα ευρέως διαδεδομένα μέτρα ρευστότητας όπως η διαφορά των ζητούμενων τιμών πώλησης και αγοράς (bid-ask spread) και το βάθος που έχει η αγορά στην εκτέλεση των εντολών (order depth), καθώς δεν υπάρχουν τα στοιχεία αυτά σε ημερήσια βάση για όλες τις υπό εξέταση αγορές. Από την άλλη πλευρά είμαστε σε θέση να δημιουργήσουμε το δείκτη ρευστότητας του Amihud (2002) με ημερήσια δεδομένα. Συγκεκριμένα ο Amihud ορίζει ως ρευστότητα την δυνατότητα πώλησης μετοχών σε σύντομο χρονικό διάστημα χωρίς σημαντικό επηρεασμό της τιμής της μετοχής.

Ειδικότερα το μέτρο ρευστότητας του Amihud ορίζεται ως:

$$IL_{i,t} = \frac{|R_{i,t}|}{Vol_{i,t}}$$

όπου  $|R_{i,t}|$  είναι η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής  $i$  σε μια ημέρα και  $Vol_{i,t} = P_{i,t} \times N_{i,t}$  είναι η αξία συναλλαγών της μετοχής  $i$  σε μια ημέρα και ορίζεται ως το γινόμενο της τιμής κλεισίματος της μετοχής  $P_{i,t}$  επί τον όγκο συναλλαγών  $N_{i,t}$  σε μία ημέρα.

Μια μετοχή θα θεωρείται έχει μεγαλύτερη ρευστότητα όσο πιο μικρή είναι η τιμή του δείκτη, δηλαδή όσο πιο μικρή είναι η απόδοση ανά μονάδα συναλλαγών.

Η ρευστότητα της αγοράς υπολογίζεται ως η μέση σταθμική ρευστότητα των μετοχών της αγοράς που διαπραγματεύονται σε μια ημέρα.

$$IL_{m,t} = \frac{1}{M_t} \sum_{i=1}^{M_t} IL_{i,t}$$

όπου  $M_t$  είναι ο αριθμός των μετοχών που διαπραγματεύονται σε μια ημέρα.

Όσο μεγαλύτερη είναι η επίδραση μιας συναλλαγής στην τιμή και επομένως στην απόλυτη τιμή της απόδοσης τόσο πιο μικρή είναι η ρευστότητα της αγοράς.

### 3.1 Στόχος της εργασίας – Υποθέσεις προς έλεγχο

Η παρούσα εργασία ακολουθεί τη μεθοδολογία των Chordia et.al (2005). Η Αρχική υπόθεση που θα ελεγχθεί στην παρούσα εργασία είναι το κατά πόσο οι χρηματιστηριακές αποδόσεις στη Γερμανία, την Αγγλία και την Γαλλία σχετίζονται με τους αντίστοιχους δείκτες ρευστότητας για το διάστημα 2001-2010. Συγκεκριμένα θα εξετάσουμε εάν κατά την εμφάνιση έντονων αρνητικών αποδόσεων παρατηρούμε μειωμένη χρηματιστηριακή ρευστότητα.

Παράλληλα θα εξεταστεί η αιτιώδης (causality) σχέση που διέπει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και την ρευστότητα. Όπως θα αναλυθεί παρακάτω η υπό εξέταση σχέση θα ελεγχθεί με Granger causality στα πλαίσια ενός Vector Autoregressive model (VAR).

Σκοπός μας είναι εξετάσουμε την κατεύθυνση της αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του δείκτη ρευστότητας. Η συσχέτιση μεταξύ δυο μεταβλητών δεν σημαίνει απαραίτητα την ύπαρξη μίας αιτιώδους σχέσης που συνδέει τις μεταβλητές αυτές. Η προσέγγιση του Granger στο θέμα αυτό εστιάστηκε στην εξέταση δύο μεταβλητών  $x$  και  $y$  που συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους και στην διερεύνηση της σχέσης αιτίας και αποτελέσματος που πιθανόν να τις συνδέει. Ειδικότερα για να εξεταστεί εάν μια μεταβλητή  $x$  αιτιάζει κατά Granger μία άλλη μεταβλητή  $y$ , θα πρέπει να διερευνηθεί το κατά πόσο οι τωρινές τιμές της  $y$  ερμηνεύονται από τις παρελθούσες τιμές της ίδιας μεταβλητής, καθώς και το κατά πόσο η προσθήκη παρελθουσών τιμών της  $x$  είναι δυνατό να αυξήσει την ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου στην πρόβλεψη των τωρινών τιμών της  $y$  ή εναλλακτικά εάν οι συντελεστές των χρονολογικών υστερήσεων της  $x$  είναι στατιστικά σημαντικοί. Επομένως θα ελέγξουμε κατά πόσο οι αρνητικές χρηματιστηριακές αποδόσεις κατά την περίοδο μιας χρηματιστηριακής κρίσης θα προβλέπουν μειωμένη μελλοντική ρευστότητα ή αντίστοιχα εάν η μειωμένη χρηματιστηριακή ρευστότητα θα προβλέπει αρνητικές αποδόσεις στο μέλλον. Προκειμένου να εξετάσουμε την επίδραση της χρηματιστηριακής ρευστότητας στις αποδόσεις των μετοχών χρησιμοποιούμε γραμμικό μοντέλο. Με το διάλυμα  $Z_t$  να αναπαριστά το σύνολο των υπό εξέταση μεταβλητών.



$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim NIID(0, \Omega) \quad (1)$$

όπου  $\mathbf{A}_0$  είναι ένα  $n \times 1$  διάνυσμα από σταθερές με  $n$  ίσο με τον αριθμό των ενδογενών μεταβλητών στο σύστημα,  $\mathbf{A}_i$  είναι  $n \times n$  πίνακες με τις υπό εκτίμηση παραμέτρους και  $\varepsilon_t$  ένα  $n \times 1$  διάνυσμα από κατάλοιπα τα οποία ικανοποιούν τις παρακάτω σχέσεις:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad , \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0 \quad \forall t = s \quad , \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Omega \quad \forall t \neq s$$

όπου  $\Omega$  μια θετικά ορισμένη μήτρα διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων.

Η σχέση (1) σε περίπτωση που έχουμε στασιμότητα δεύτερης τάξεως για τη στοχαστική ανέλιξη  $Z_t$  είναι δυνατό να εκφραστεί με μία **vector moving average** απεικόνιση της μορφής :

$$Z_t = \sum_{i=0}^{\infty} B_i w_{t-i} \quad (2)$$

όπου ο μετασχηματισμός Cholesky καθιστά δυνατή την ύπαρξη μίας μήτρας  $\Gamma$ , έτσι ώστε  $\Omega = \Gamma \Gamma'$  με  $w_t = \Gamma^{-1} \varepsilon_t$  και  $E(w_t w_s) = I$ .

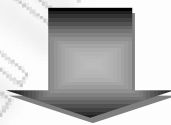
Έτσι η σχέση 2 μας δίνει το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών σε όρους των ορθογώνιων καταλοίπων ( $w_t$ ).

#### 4. Στοιχεία

Ο στόχος μας είναι να ελεγχθεί η σχέση μεταξύ των πραγματικών χρηματοοικονομικών αποδόσεων και της ρευστότητας κατά την διάρκεια κρίσης. Αρκετές εμπειρικές έρευνες που εξετάζουν τη σχέση μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρευστότητας βασίζονται στην εκτίμηση ενός γραμμικού μοντέλου. Για να μπορέσουμε να δημιουργήσουμε το μοντέλο αυτό, αντλήσαμε αρχικά τιμές μετοχών σε καθημερινή βάση για τις χώρες :Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία από την Datastream για τα έτη 2001–2010. Οι αποδόσεις των μετοχών υπολογίστηκαν από τις ημερήσιες τιμές των μετοχών κατά το κλείσιμο της ημέρας. Ο τύπος υπολογισμού των αποδόσεων είναι:  $R_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$  όπου  $P_t$  και  $P_{t-1}$  είναι οι τιμές κλεισίματος για  $t$  μέρες και  $t-1$  αντίστοιχα. Έπειτα, σύμφωνα με τον

Amihud (1990) ,ορίσθηκε το μέτρο ρευστότητας  $IL_{i,t} = |R_{i,t}| / Vol_{i,t}$  όπου  $|R_{i,t}|$  είναι η απόλυτη τιμή της απόδοσης της μετοχής  $i$  σε μια ημέρα και  $Vol_{i,t} = P_{i,t} \times N_{i,t}$  είναι η αξία συναλλαγών της μετοχής  $i$  σε μια ημέρα και ορίζεται ως το γινόμενο της τιμής κλεισίματος της μετοχής  $P_{i,t}$  επί τον όγκο συναλλαγών  $N_{i,t}$  σε μία ημέρα. Μια μετοχή θεωρείται πως έχει μεγαλύτερη ρευστότητα όσο πιο μικρή είναι η τιμή του δείκτη, δηλαδή όσο πιο μικρή είναι η απόδοση ανά μονάδα συναλλαγών. Παρακάτω φαίνονται συνοπτικά οι υπολογισμοί των ημερήσιων αποδόσεων των μετοχών και του ημερήσιου illiquidity όπως ορίσαμε, για την Αγγλία (FTSE 100), Γερμανία (DAX 30), Γαλλία (CAC 40) για τα έτη 2001–2010.

DATE	RETURN UK	RETURN France	RETURN Ger	MARKET ILLIQUIDITY UK	MARKET ILLIQUIDITY France	MARKET ILLIQUIDITY Ger
1/1/2001	0	-4,22881E-06	0			
2/1/2001	-0,0063441	-0,019444163	-0,016353	0,09964137	0,153365242	0,185535846
3/1/2001	-0,0197607	-0,021227046	0,0059984	0,12392597	0,17314701	0,131375768
4/1/2001	0,022663	0,022727273	0,00558997	0,26185368	0,339834603	0,250956185
5/1/2001	0,0016331	-0,008607988	-0,009137	0,10639958	0,149948054	0,154518116
6/1/2001	-0,0065901	-0,00523658	-0,0022441	0,10391638	0,153830193	0,135348512
7/1/2001	-0,0081353	-0,012301939	-0,0035934	0,11039106	0,170567041	0,140936808
8/1/2001	-0,0038932	-0,001716123	-0,0044366	0,13805922	0,130782192	0,124498072
9/1/2001	0,0068683	0,009299832	0,01713489	0,1235532	0,110307184	0,179394866
10/1/2001	0,0076181	0,022436151	0,00755839	0,11572168	0,207716352	0,157768191
11/1/2001	0,0010378	0,000772821	0,00381442	0,08534457	0,082313029	0,107011383



DATE	RETURN UK	RETURN France	RETURN Ger	MARKET ILLIQUIDITY UK	MARKET ILLIQUIDITY France	MARKET ILLIQUIDITY Ger
26/12/2010	0,003162	0,003349638	0,00496542	0,05118933	0,063265425	0,057593317
27/12/2010	0,0103988	0,010248529	0,00745205	0,07769113	0,078732861	0,062891069
28/12/2010	0,0054281	0,000666163	-2,695E-05	0,06313737	0,051468671	0,030212901
29/12/2010	0,0017255	-0,00194474	-0,00128	0,04294624	0,046151122	0,038414092
30/12/2010	3,885E-05	0,007357838	0,00394793	0,05511143	0,053247873	0,032237265
31/12/2010	-0,0040816	-0,008245536	-0,0088445	0,04589593	0,065175348	0,055684598

## 5. Μεθοδολογία

### 5.1 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (unit root)

Ο σκοπός της εργασίας είναι διπτός. Θέλοντας να εξετάσουμε την σχέση μεταξύ των πραγματικών χρηματοοικονομικών αποδόσεων και της ρευστότητας στην περίοδο της κρίσης πρέπει να εκτιμήσουμε ένα γραμμικό μοντέλο. Για να εξασφαλίσουμε πως η παλινδρόμηση δεν θα οδηγήσει σε μη-συνεπείς εκτιμητές (*spurious regression*) στην περίπτωση που οι μεταβλητές και τα κατάλοιπα της παλινδρόμησής τους είναι μη στάσιμα πρέπει να πραγματοποιήσουμε έλεγχο μοναδιαίων ριζών. Στην οικονομετρική ανάλυση αρχικά ορίζουμε ένα (2x1) διάνυσμα με τις μεταβλητές ενδιαφέροντος ως  $Z_t = \{\text{return}, \text{illiquidity}\}^T$ . Αρχικά ελέγχουμε εάν οι σειρές *returns* και *illiquidity* είναι στάσιμες ή μη-στάσιμες. Ο έλεγχος στασιμότητας πραγματοποιείται με το **Augmented Dickey-Fuller (ADF) test** τόσο στις μεταβλητές *return* και *illiquidity* όσο και στις μεταβλητές  $\Delta \text{return} = (\text{return}_t - \text{return}_{t-1})$  και  $\Delta \text{illiquidity} = (\text{illiquidity}_t - \text{illiquidity}_{t-1})$ , που αντιπροσωπεύουν τις αποδόσεις του γενικού δείκτη και τους ρυθμούς της ρευστότητας αντίστοιχα. Για να ελέγξουμε την πιθανή ή όχι ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (unit roots) στις χρονολογικές σειρές που θα χρησιμοποιηθούν θα χρησιμοποιηθεί το Augmented Dickey Fuller test (ADF) σύμφωνα με το οποίο μία σειρά  $x_t$  είναι μη στάσιμη εάν στην αυτόπαλινδρομη (autoregressive) απεικόνισή της ο συντελεστής  $\beta=1$ :

$$x_t = a_0 + \beta x_{t-1} + \sum_{i=2}^n \gamma_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Το ADF test θέτει ως μηδενική υπόθεση την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, έναντι της εναλλακτικής ότι ο συντελεστής  $\beta$  είναι μικρότερος της μονάδας.  $H_0: \beta=1$  (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) και  $H_1: \beta < 1$ . Μετά την περάτωση των unit root tests και εφόσον οι σειρές *returns* και *illiquidity* είναι στάσιμες (βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου-in the unit circle) θα πρέπει να καθορίσουμε των αριθμό των χρονολογικών υστερήσεων, έπειτα να εκτιμήσουμε ένα υπόδειγμα διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (vector autoregressive model) και να καταλήξουμε στον έλεγχο αιτιότητας κατά granger causality. Στην περίπτωση βέβαια που οι σειρές *returns* και *illiquidity* δεν είναι στάσιμες θα εξεταστεί πρώτα η συνολοκλήρωση (cointegration) με τη μέθοδο του Johansen. Εξετάζοντας αν ισχύει η

συνολοκλήρωση ένα VAR υπόδειγμα μπορεί να μετασχηματιστεί σε ένα **Vector Error Correction Model (VEC)** και μετά να εξεταστεί η κατεύθυνση αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ρυθμού μεταβολής της ρευστότητας. Ωστόσο στην περίπτωση που απορριφθεί η υπόθεση για συνολοκλήρωση η σωστή εξειδίκευση θα είναι ένα VAR στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών *returns* και *illiquidity* και έπειτα ο έλεγχος για το βέλτιστο αριθμό lags(χρονολογική υστέρηση), οι εκτιμήσεις του var και έλεγχοι αιτιότητας κατά granger causality.

## 5.2 Έλεγχος χρονολογικών υστερήσεων (lags)

Στην διαδικασία εκτίμησης των VAR υποδειγμάτων για κάθε από τις από τις χώρες που εξετάζουμε: Αγγλία, Γαλλία, Γερμανία είναι σκόπιμο να καθοριστεί ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθεί. Ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων (lags) θα καθορίσει την τάξη του κάθε υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (vector autoregressive model). Για παράδειγμα αν συμπεριλάβουμε μόνο μια υστέρηση έχουμε το μοντέλο πρώτης τάξης (VAR(1)) η πιο γενικά αν συμπεριλάβουμε  $p$  υστερήσεις θα έχουμε το VAR( $p$ ). Αξίζει να αναφερθεί πως σαν κύριο κριτήριο επιλογής του αριθμού των χρονολογικών υστερήσεων, χρησιμοποιήθηκε και το Akaike information criterion (AIC).

## 5.3 Εκτίμηση υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (var)

Σ'ένα διμεταβλητό υπόδειγμα διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (Bivariate vector autoregressive model) με ενδογενείς μεταβλητές τις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους ρυθμούς της ρευστότητας εκτιμώνται κάθε φορά δύο εξισώσεις με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (Ordinary Least Squares). Μία εξίσωση με εξαρτημένη μεταβλητή τους ρυθμούς μεταβολής της ρευστότητας και ανεξάρτητες μεταβλητές τους παρελθόντες ρυθμούς μεταβολής της ρευστότητας και τις παρελθούσες πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις. Μέσα σε αυτό το πλαίσιο είναι δυνατό να ελέγξουμε κατά πόσο οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που εμφανίστηκαν στο παρελθόν

είναι δυνατό να επηρεάσουν τους μελλοντικούς ρυθμούς μεταβολής της ρευστότητας. Ομοίως και η δεύτερη εξίσωση που εκτιμάται έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή τις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και ανεξάρτητες μεταβλητές τις παρελθούσες πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους παρελθόντες ρυθμούς μεταβολής της ρευστότητας.

$$\text{Εξίσωση 1: } R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Εξίσωση 2: } IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t$$

Συνεπώς προκειμένου να έχουμε μία σαφή εικόνα για την σχέση που συνδέει τις αποδόσεις με την ρευστότητα, είτε θετικά είτε αρνητικά, είναι σκόπιμο να ερμηνεύσουμε κάθε εξίσωση του συστήματος ξεχωριστά. Στατιστικά σημαντικοί συντελεστές είναι εκείνοι που έχουν υψηλές τιμές. Σημαντική είναι και η ερμηνεία του  $R^2$  όπου δείχνει το ποσοστό μεταβολής της εξαρτημένης μεταβλητής που ερμηνεύεται από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές.

#### 5.4 Έλεγχοι αιτιότητας κατά Granger causality

Στην ενότητα αυτή εξετάζεται η κατεύθυνση αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και της ρευστότητας. Η συσχέτιση μεταξύ δυο μεταβλητών δεν σημαίνει απαραίτητα την ύπαρξη μίας αιτιώδους σχέσης που συνδέει τις μεταβλητές αυτές. Η προσέγγιση του Granger στο θέμα αυτό εστιάστηκε στην εξέταση δύο μεταβλητών  $x$  και  $y$  που συνδέονται γραμμικά μεταξύ τους και στην διερεύνηση της σχέσης αιτίας και αποτελέσματος που πιθανόν να τις συνδέει. Ειδικότερα για να εξεταστεί εάν μια μεταβλητή  $x$  Granger causes μία άλλη μεταβλητή  $y$ , θα πρέπει να διερευνηθεί το κατά πόσο οι τωρινές τιμές της  $y$  ερμηνεύονται από τις παρελθούσες τιμές της ίδιας μεταβλητής, καθώς και το κατά πόσο η προσθήκη παρελθουσών τιμών της  $x$  είναι δυνατό να αυξήσει την ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου στην πρόβλεψη των τωρινών τιμών της  $y$  ή εναλλακτικά εάν οι συντελεστές των χρονολογικών υστερήσεων της  $x$  είναι στατιστικά σημαντικοί. Θα πρέπει να διευκρινιστεί ότι ο όρος ότι η  $x$  Granger causes την  $y$  δεν σημαίνει απαραίτητα ότι η εμφάνιση της  $y$  είναι αποτέλεσμα της εμφάνισης της  $x$ . Συγκεκριμένα για την υπόθεση που μας ενδιαφέρει ορίζουμε μία διμεταβλητή στοχαστική διαδικασία στάσιμη 2<sup>ης</sup> τάξης:  $Z_t = \{\text{return, illiquidity}\}^T$

όπου return = πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις και illiquidity = ρυθμός μεταβολής ρευστότητας. Για την ευκολία του παραδείγματος έστω ότι τα δεδομένα μας τα απεικονίζει διανυσματική αυτοπαλίνδρομη απεικόνιση τάξεως 1 – VAR(1):

$$Z_t = \begin{bmatrix} R_t \\ IL_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ IL_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

Προκειμένου να καθορίσουμε εάν οι χρηματιστηριακές αποδόσεις αιτιάζουν κατά Granger τους ρυθμούς μεταβολής της βιομηχανικής παραγωγής ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση ότι: **οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν αιτιάζουν κατά Granger (do not Granger cause) τους ρυθμούς μεταβολής της ρευστότητας:  $H_0 : a_{21}(L) = 0$** , δηλαδή ότι οι χρονολογικές υστερήσεις της  $R_t$  δεν επηρεάζουν την  $IL_t$ . Τα αποτελέσματα των ελέγχων για αιτιότητα κατά Granger δείχνουν αν για τις χώρες υπάρχει κατεύθυνση αιτιότητας από τους ρυθμούς μεταβολής της ρευστότητας στις πραγματικές χρηματιστηριακές αποδόσεις καθώς και αν υπάρχει ισχυρή σχέση που συνδέει τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και την οικονομική δραστηριότητα στον καθορισμό των τωρινών ρυθμών μεταβολής της ρευστότητας.

### 5.5 Έλεγχος για συνολοκλήρωση (cointegration)

Για να ελέγξουμε για Cointegration χρησιμοποιούμε την παρακάτω διαδικασία που αναπτύχθηκε από τον Johansen (1991) και Johansen & Juselius(1990). Η μέθοδος του Johansen σκοπό έχει να ελέγξει τους περιορισμούς που τίθεται από την σχέση συνολοκλήρωσης (cointegrating relation) των μεταβλητών στο χωρίς περιορισμούς VAR μοντέλο. Θεωρούμε ένα **VAR (p)** μοντέλο:

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + E_t, \quad E_t \sim \text{NIID}(0, \Sigma) \quad (1)$$

όπου  $z_t$  είναι ένα ( $\kappa \times 1$ ) διάνυσμα από μη στάσιμες  $I(1)$  μεταβλητές, και  $A_i$  είναι μια ( $p \times p$ ) μήτρα των υποεκτίμηση παραμέτρων και  $\varepsilon_t$  είναι ένα

$$\Delta z_t = A_0 + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{όπου} \quad \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

διάνυσμα σφαλμάτων που ακολουθούν την κανονική κατανομή.

Το VAR της παραπάνω σχέσης μπορεί να μετασχηματιστεί σε ένα **Vector Error Correction Model (VEC)**.

Στην περίπτωση μας το  $z_t$  είναι ένα  $(2 \times 1)$  διάνυσμα από  $I(1)$  μεταβλητές οι οποίες είναι: οι πραγματικοί γενικοί δείκτες των μετοχών και ρευστότητα. Η υπόθεση ή όχι του cointegration διατυπώνεται με ένα έλεγχο στο βαθμό(rank) του πίνακα  $\Pi$ , που ισούται με τον αριθμό των cointegrating διανυσμάτων. Σύμφωνα με το θεώρημα αναπαράστασης του Granger εάν η μήτρα  $\Pi$  είναι μειωμένου βαθμού  $r < k$  τότε υπάρχουν  $(k \times r)$  πίνακες  $\alpha$  και  $\beta$  καθένας με βαθμό  $r$  έτσι ώστε  $\Pi = \alpha\beta'$  και  $\beta'z_t$  είναι στάσιμο. Στην περίπτωση αυτή  $r$  είναι ο αριθμός των cointegrating σχέσεων και κάθε στήλη του  $\beta$  είναι ένα cointegrating vector. Τα στοιχεία του  $\alpha$  είναι γνωστά ως τα στοιχεία προσαρμογής (adjustment parameters) του VEC και τα στοιχεία του  $\beta$  αποτελούν ένα πίνακα με μακροχρόνιους συντελεστές (long run coefficients). Επομένως, το  $\beta z_{t-1}$  αντιπροσωπεύει την cointegrating μακροχρόνια σχέση ισορροπίας και το  $\alpha$  παρέχει πληροφόρηση για την βραχυχρόνια αντίδραση του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου και της ρευστότητας, όταν υπάρχει απόκλιση από τη σχέση ισορροπίας που τα συνδέει. Η δεύτερη σχέση, όταν ο πίνακας  $\Pi$  είναι μειωμένου βαθμού, μετασχηματίζεται σε:

$$\Delta z_t = A_0 + \alpha\beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Στην περίπτωση που απορριφθεί η υπόθεση για συνολοκλήρωση δηλαδή ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι  $r = k$ , η ανέλιξη  $z_t$  είναι στάσιμη και η σωστή εξειδίκευση του μοντέλου θα είναι ένα unrestricted VAR στα log levels των μετοχών και της ρευστότητας. Η στατιστική συμπερασματολογία θα βασίζεται στις στατιστικές ελέγχου  $t$ ,  $F$  και  $\chi^2$ . Επίσης σε περίπτωση που ο βαθμός της μήτρας  $\Pi$  είναι ίσος με  $r = 0$ , τότε  $\Delta z_t$  είναι στάσιμη ανέλιξη και δεν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών returns και illiquidity η σωστή εξειδίκευση θα είναι ένα VAR στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών returns και illiquidity. Αντίστοιχα, για να εξετάσουμε την αιτιώδη σχέση μεταξύ χρηματιστηριακών αποδόσεων και ρυθμού ρευστότητας θα

εφαρμόσουμε έλεγχο για *Granger Causality* στα πλαίσια του vector autoregressive model (VAR).

## 6. Εμπειρικά Αποτελέσματα

Η υπόθεση που θα ελεγχθεί στην παρούσα εργασία είναι το κατά πόσο οι αποδόσεις των μετοχών στις τρεις μεγάλες χώρες της Ευρώπης (Αγγλία, Γερμανία, Γαλλία) σχετίζονται με την ρευστότητα στην χρηματοοικονομική αγορά κατά την διάρκεια πριν και μετά την περίοδο κρίσης (ακολουθούμε τη μεθοδολογία των Chordia et.al-2005). Παράλληλα, θα εξεταστεί η αιτιώδης (causality) σχέση που διέπει τις μεταβλητές. Η υπό εξέταση σχέση θα ελεγχθεί με Granger causality tests στα πλαίσια ενός Vector Autoregressive model (VAR) ή ενός Vector Error Correction model (VEC), ανάλογα με το αν οι σειρές των αποδόσεων μετοχών και της ρευστότητας (σύμφωνα με το μέτρο ρευστότητας του Amihud:  $IL=|R|/Vol$ ) είναι στάσιμες ή μη στάσιμες σειρές. Σύμφωνα με τα παραπάνω τα διαχωρίσουμε τα αποτελέσματα σε τρεις περιόδους: α) 1/1/2001 έως 31/12/2010 περιλαμβάνοντας έτσι όλο το χρονικό διάστημα που εξετάζουμε β) 1/1/2001 έως 7/9/2008 εξετάζοντας την περίοδο πριν την μεγάλη κρίση του Σεπτεμβρίου 2008 και γ) 8/9/2008 έως 31/12/2010 εξετάζοντας την περίοδο μετά την κρίση.

Για όλες τις παραπάνω περιόδους πραγματοποιείται και παρουσιάζεται ο έλεγχος μοναδιαίων ριζών (unit roots), ο έλεγχος για το βέλτιστο αριθμό lags (χρονολογική υστέρηση), οι εκτιμήσεις του var και έλεγχοι αιτιότητας κατά granger causality. Επίσης κάθε χώρα και τα αποτελέσματά της εξετάζεται ξεχωριστά για όλες τις περιόδους. Στόχος μας είναι να εξετάσουμε εάν κατά την εμφάνιση έντονων αρνητικών αποδόσεων παρατηρούμε μειωμένη χρηματιστηριακή ρευστότητα.



**Πίνακας 1 : Έλεγχοι για μοναδιαίες ρίζες (unit roots) στις μεταβλητές του διευρυμένου συστήματος για την περίοδο 1/1/2001 – 31/12/2010**

<b>Augmented Dickey Fuller unit root tests</b>		
sample 2001-2010		
<b>VARIABLES</b>		
Country	R	IL
United Kingdom	-22.69667**	-4.740181**
Germany	-49.60081**	-5.158532**
France	-50.98028**	-4.662858**

Σημείωση : \*(\*\*) δηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για μοναδιαία ρίζα (unit root) σε 5 (1) % επίπεδο σημαντικότητας

**Πίνακας 2 : Έλεγχοι για VAR Order Lag Selection Criteria για την περίοδο 1/1/2001 – 31/12/2010**

country	Information Criteria					selected lags
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
<b>UK</b>	25.84141*	2.31E-07*	-9.606562*	-9.545911	-9.584541*	<b>2</b>
<b>Germany</b>	36.42246*	4.30E-07*	-8.983903*	-8.923252*	-8.961882*	<b>2</b>
<b>France</b>	56.98859*	5.54E-07*	-8.730877*	-8.670226*	-8.708856*	<b>2</b>

\* indicates lag order selected by the criterion

**LR:** sequential modified LR test statistic

(each test at 5% level)

**FPE:** Final prediction error

**AIC:** Akaike information criterion

**SC:** Schwarz information criterion

**HQ:** Hannan-Quinn information criterion

**Πίνακας 3 : Έλεγχος για Vector Autoregression Estimates στην Αγγλία για την περίοδο 1/1/2001 – 31/12/2010**

Model

Equation 1:  $R_t = a + b_1R_{t-1} + b_2R_{t-2} + b_3IL_{t-1} + b_4IL_{t-2} + u_t$

Equation 2:  $IL_t = c + d_1R_{t-1} + d_2R_{t-2} + d_3IL_{t-1} + d_4IL_{t-2} + e_t$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	1.84E-05	0.024769
<i>p-value</i>	(0.00057)	(0.00183)
<i>t-statistic</i>	[ 0.03248]	[ 13.5043]
$R_{t-1}$	-0.047499	-0.477700
<i>p-value</i>	(0.01999)	(0.06489)
<i>t-statistic</i>	[-2.37587]	[-7.36199]
$R_{t-2}$	-0.039858	-0.196095
<i>p-value</i>	(0.02013)	(0.06534)
<i>t-statistic</i>	[-1.97994]	[-3.00124]
$IL_{t-1}$	0.008085	0.353533
<i>p-value</i>	(0.00566)	(0.01835)
<i>t-statistic</i>	[ 1.42971]	[ 19.2612]
$IL_{t-2}$	-0.007085	0.397279
<i>p-value</i>	(0.00563)	(0.01827)
<i>t-statistic</i>	[-1.25843]	[ 21.7414]
$R^2$	0.004949	0.464124
Adj. $R^2$	0.003354	0.463265
Sum sq. resids	0.412406	4,344321
S.E. equation	0.012857	0.041728
F-statistic	3.102316	540.2318

**Πίνακας 4 : Έλεγχος για Vector Autoregression Estimates στην Γερμανία για την περίοδο 1/1/2001 – 31/12/2010**

Model

$$\text{Equation 1: } R_t = a + b_1R_{t-1} + b_2R_{t-2} + b_3IL_{t-1} + b_4IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Equation 2: } IL_t = c + d_1R_{t-1} + d_2R_{t-2} + d_3IL_{t-1} + d_4IL_{t-2} + e_t$$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	5.16E-05	0.031678
<i>p-value</i>	(0.00056)	(0.00215)
<i>t-statistic</i>	[0.09281]	[14.7381]
$R_{t-1}$	0.012431	-0.402970
<i>p-value</i>	(0.02000)	(0.07732)
<i>t-statistic</i>	[0.62158]	[-5.21170]
$R_{t-2}$	-0.015124	-0.171562
<i>p-value</i>	(0.02002)	(0.07741)
<i>t-statistic</i>	[-0.75539]	[-2.21627]
$IL_{t-1}$	0.014808	0.315412
<i>p-value</i>	(0.00480)	(0.01856)
<i>t-statistic</i>	[ 3.08536]	[ 16.9982]
$IL_{t-2}$	-0.014641	0.375845
<i>p-value</i>	(0.00479)	(0.01851)
<i>t-statistic</i>	[-3.05748]	[ 20.3014]
$R^2$	0.005407	0.371076
Adj. $R^2$	0.003812	0.370067
Sum sq. resids	0.454527	6.794217
S.E. equation	0.013497	0.052184
F-statistic	3.390656	368.0226

**Πίνακας 5 : Έλεγχος για Vector Autoregression Estimates στην Γαλλία για την περίοδο 1/1/2001 – 31/12/2010**

Model

$$\text{Equation 1: } R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Equation 2: } IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t$$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	-0.000371	0.039057
<i>p-value</i>	(0.00060)	(0.00249)
<i>t-statistic</i>	[ 0.61383]	[ 15.6616]
$R_{t-1}$	-0.020797	-0.618049
<i>p-value</i>	(0.01999)	(0.08251)
<i>t-statistic</i>	[-1.04029]	[-7.49051]
$R_{t-2}$	-0.036571	-0.353795
<i>p-value</i>	(0.02014)	(0.08312)
<i>t-statistic</i>	[-1.81600]	[-4.25662]
$IL_{t-1}$	0.008561	0.296591
<i>p-value</i>	(0.00450)	(0.01857)
<i>t-statistic</i>	[ 1.90266]	[ 15.9708]
$IL_{t-2}$	-0.005216	0.368552
<i>p-value</i>	(0.00448)	(0.01849)
<i>t-statistic</i>	[-1.16441]	[ 19.9346]
$R^2$	0.003611	0.345927
Adj. $R^2$	0.002013	0.344878
Sum sq. resids	0.496636	8.459955
S.E. equation	0.014109	0.058230
F-statistic	2.260446	329.8897

**Πίνακας 6 : Έλεγχοι για Granger Causality για την περίοδο****1/1/2001 – 31/12/2010**

<b>GRANGER CAUSALITY TESTS in 2 variate VAR (R, IL)</b>				
<b>COUNTRIES</b>	<b>Null Hypothesis:</b>	<b><math>\chi^2</math> statistic</b>	<b>Probability</b>	<b>causality direction</b>
<b>UK</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	61.20331	0.000	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	2.299117	0.3168	<b>Non causality</b>
<b>GERMANY</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	32.20150	0.000	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	12.47110	0.0020	<b>Causality from Illiquidity to Returns</b>
<b>FRANCE</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	73.00553	0.000	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	3.700703	0.1572	<b>Non causality</b>

## 6.1 Αγγλία

### 6.1.1 Αγγλία (2001-2010)

Αρχικά δημιουργούμε σειρές αποδόσεων μετοχών και illiquidity για την Αγγλία (FTSE 100) στο διάστημα 1/1/2001 έως 31/12/2010. Για τη συνολική αυτή περίοδο διενεργούμε έλεγχο για τυχόν ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (unit roots) και σύμφωνα με τα αποτελέσματα των unit root tests του Πίνακα 1 απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση για μοναδιαία ρίζα (t-statistic returns -22.69667 t-statistic illiquidity -4.740181). Οι μεταβλητές μας λοιπόν return και illiquidity **είναι στάσιμες** και σύμφωνα με αυτό για να εκτιμήσουμε VAR υπόδειγμα για την Αγγλία πρέπει πρώτα να καθορισθεί ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθεί. Πιο συγκεκριμένα, σύμφωνα με τον Πίνακα 2 πρέπει να έχουμε **δύο (2) χρονολογικές υστερήσεις**. Ωστόσο αφού βρίσκονται εντός του μοναδιαίου κύκλου (in the unit circle) και γνωρίσουμε πως θα έχουμε δύο χρονικές υστερήσεις συνεπώς είναι δυνατός ο έλεγχος των υποθέσεων αυτής της εργασίας μέσα σε ένα VAR πλαίσιο. Παρατηρώντας τον πίνακα 3 έχουμε μια εξίσωση με εξαρτημένη μεταβλητή τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και με ανεξάρτητες μεταβλητές τις παρελθούσες οι χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους δείκτες ρευστότητας.

$$(R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t) \quad (1)$$

καθώς και μια δεύτερη εξίσωση με εξαρτημένη μεταβλητή το μέτρο ρευστότητας και με ανεξάρτητες μεταβλητές τις παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους δείκτες ρευστότητας

$$(IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t) \quad (2)$$

Στην εξίσωση (2) παρατηρούμε πως το t-statistic και στις δύο παρελθούσες τιμές των αποδόσεων (|7.36199|, |3.00124|) καθώς και στις δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας (|19.2612|, |21.7414|) είναι αρκετά υψηλοί με αποτέλεσμα οι αντίστοιχοι συντελεστές να είναι **στατιστικά σημαντικοί**. Με αυτό βλέπουμε πως όλοι οι δείκτες ρευστότητας και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που

έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα είτε με θετικό είτε με αρνητικό τρόπο. Ομοίως τα t-statistic στην εξίσωση (1) με παρατηρούμε πως μόνο οι αποδόσεις με χρονική υστέρηση (R-1) είναι στατιστικά σημαντικοί και επηρεάζουν αρνητικά τις τωρινές αποδόσεις (|2.37587|). Το  $R^2$  δείχνει πως η **μεταβολή της εξαρτημένης μεταβλητής την ρευστότητα ερμηνεύεται κατά 46% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές**, ενώ αντίστοιχα το  $R^2$  με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις σχεδόν **δεν εξηγείται** από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας ποσοστό μόνο 0,49%. Στον Πίνακα 6 παρατηρούμε πως για όλο το χρονικό μας διάστημα (1/1/2001-31/12/2010) στην πρώτη περίπτωση απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση (prob. 0.000) και συμπεραίνουμε ότι οι αποδόσεις επιδρούν στην έλλειψη ρευστότητας και στην δεύτερη περίπτωση αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση (prob. 0.3168) οπότε συμπεραίνουμε ότι η έλλειψη ρευστότητας δεν επηρεάζει τις αποδόσεις. Αντιλαμβανόμαστε **πως η σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών δεν είναι αμφίδρομη.**

### 6.1.2 Αγγλία (2001-2008)

Προσαρμόζοντας τις σειρές μας στο χρονικό διάστημα πριν την κρίση στις 8 Σεπτεμβρίου 2008, η Αγγλία σύμφωνα με τον Πίνακα 7 επαληθεύει ξανά πως ισχύει η **στασιμότητα** στα returns και illiquidity διότι απορρίπτεται η μηδενική μας υπόθεση για μοναδιαίες ρίζες (t-statistic returns -47.14068 και t-statistic illiquidity -5.322102). Παρατηρώντας λοιπόν τον Πίνακα 8 συμπεραίνουμε πως οι χρονολογικές υστερήσεις είναι δύο (**lags 2**), συνεπώς είναι δυνατός ο έλεγχος των υποθέσεων και για το διάστημα 1/1/2001-7/9/2008 μέσα σε ένα VAR πλαίσιο. Στον Πίνακα 9 χρησιμοποιώντας τις εξισώσεις που προαναφέρθηκαν (1) και (2) συμπεραίνουμε στην εξίσωση (1) πως μόνο οι αποδόσεις με χρονική υστέρηση (**R-1**) είναι **στατιστικά σημαντικοί** με t-statistic |3.22350| και επηρεάζουν αρνητικά τις τωρινές αποδόσεις. Στην εξίσωση (2) όμως το t-statistic και **στις δύο παρελθούσες τιμές των αποδόσεων** |7.18348| και |3.05670| καθώς και **στις δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας**



|16.7341|,|16.3118| είναι αρκετά υψηλοί με αποτέλεσμα οι αντίστοιχοι συντελεστές να είναι στατιστικά σημαντικοί. Ιδιαίτερη σημασία έχει πως είναι στατιστικά σημαντικοί διότι οι δείκτες ρευστότητας και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα. Επίσης η μεταβολή της εξαρτημένης μεταβλητής, την ρευστότητα, ερμηνεύεται κατά 41% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές ,ενώ αντίστοιχα το  $R^2$  με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις σχεδόν δεν εξηγείται από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας ποσοστό μόνο 0,65%. Στον Πίνακα 12 βλέπουμε πως για το χρονικό μας διάστημα προ κρίσης στην πρώτη περίπτωση απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση(prob. 0.000) και συμπεραίνουμε ότι οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας και στην δεύτερη περίπτωση αποδεχόμαστε (prob. 0.4326)την μηδενική υπόθεση και πως η έλλειψη ρευστότητας **δεν επηρεάζει** τις αποδόσεις. Αποδεικνύοντας έτσι πως η εμφάνιση της μιας μεταβλητής δεν σημαίνει απαραίτητα πως είναι αποτέλεσμα εμφάνισης της άλλης.

### 6.1.3 Αγγλία (2008-2010)

Όπως εμφανίζεται στον Πίνακα 13 η Αγγλία και για το διάστημα μετά την κρίση, δηλαδή 8/9/2008 έως 31/12/2010 ,κάνοντας έλεγχο για τυχόν ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (unit roots) εξασφαλίζει την **στασιμότητα**, καθώς απορρίπτεται η μηδενική μας υπόθεση με t-statistic returns -11.69334 και t-statistic illiquidity -3.159730. Συνεχίζοντας με τον Πίνακα 14 ορίζουμε τα lags που θα καθορίσουν την τάξη του υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (var) και συγκεκριμένα είναι **δύο οι απαιτούμενες χρονολογικές υστερήσεις**. Στον Πίνακα 15 εκτιμούμε τις δύο εξισώσεις μας την αντίστοιχη περίοδο και παρατηρούμε στην εξίσωση (1) πως μόνο οι αποδόσεις με χρονική υστέρηση δύο (**R-2**) είναι στατιστικά σημαντικοί και επηρεάζουν τις τωρινές αποδόσεις έχοντας t-statistic |2.30514| ενώ στην εξίσωση (2) το t-statistic στην πρώτη παρελθούσα τιμή των αποδόσεων(|3.17334|) καθώς και στις δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας(|8.47805|,|10.8899|) είναι αρκετά υψηλοί με αποτέλεσμα οι

αντίστοιχοι συντελεστές να είναι στατιστικά σημαντικοί βλέποντας έτσι πως **οι δείκτες ρευστότητας και κάποιες χρηματιστηριακές αποδόσεις** που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα **είτε με θετικό είτε με αρνητικό τρόπο**. Η μεταβολή της εξαρτημένης ρευστότητας **ερμηνεύεται** κατά 43% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές, ενώ αντίστοιχα οι μεταβολές των εξαρτημένων αποδόσεων ερμηνεύονται από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές κατά 1,13%. Στον Πίνακα 18 έχουμε  $H_0$ : οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν επηρεάζουν την ρευστότητα και το αντίθετο. Έτσι στην πρώτη περίπτωση απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση με prob. 0.0026 και συμπεραίνουμε ότι οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας και στην δεύτερη περίπτωση αποδεχόμαστε με prob. 0.6549, την μηδενική υπόθεση και πως η έλλειψη ρευστότητας **δεν επηρεάζει** τις αποδόσεις.

**Πίνακας 7 : Έλεγχοι για μοναδιαίες ρίζες (unit roots) στις μεταβλητές του διευρυμένου συστήματος για την περίοδο 1/1/2001 – 7/9/2008**

<b>Augmented Dickey Fuller unit root tests</b>		
sample 2001-2008		
<b>VARIABLES</b>		
Country	R	IL
United Kingdom	-47.14068**	-5.322102**
Germany	-42.35515**	-5.054281**
France	-44.71842**	-4.009899**

Σημείωση : \*(\*\*) δηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για μοναδιαία ρίζα (unit root) σε 5 (1) % επίπεδο σημαντικότητας

**Πίνακας 8 : Έλεγχοι για VAR Order Lag Selection Criteria για την περίοδο 1/1/2001 – 7/9/2008**

country	Information Criteria					selected lags
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
<b>UK</b>	41.16042*	1.06E-07*	-10.38328*	-10.30783*	-10.35552*	<b>2</b>
<b>Germany</b>	58.05429*	2.51E-07*	-9.521890*	-9.446436*	-9.494124*	<b>2</b>
<b>France</b>	65.30132*	3.41E-07*	-9.215189*	-9.139735*	-9.187423*	<b>2</b>

\* indicates lag order selected by the criterion

**LR:** sequential modified LR test statistic

(each test at 5% level)

**FPE:** Final prediction error

**AIC:** Akaike information criterion

**SC:** Schwarz information criterion

**HQ:** Hannan-Quinn information criterion

**Πίνακας 9 : Έλεγχοι για Vector Autoregression Estimates στην Αγγλία για την περίοδο 1/1/2001 – 7/9/2008**

Model

$$\text{Equation 1: } R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Equation 2: } IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t$$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	-0.000437	0.026530
<i>p-value</i>	(0.00066)	(0.00194)
<i>t-statistic</i>	[ -0.66457]	[ 13.6604]
$R_{t-1}$	-0.073841	-0.485672
<i>p-value</i>	(0.02291)	(0.06761)
<i>t-statistic</i>	[-3.22350]	[-7.18348]
$R_{t-2}$	-0.002383	-0.208319
<i>p-value</i>	(0.02309)	(0.06815)
<i>t-statistic</i>	[0.10321]	[-3.05670]
$IL_{t-1}$	0.009310	0.358739
<i>p-value</i>	(0.00726)	(0.02144)
<i>t-statistic</i>	[ 1.28172]	[ 16.7341]
$IL_{t-2}$	-0.004142	0.347424
<i>p-value</i>	(0.00722)	(0.02130)
<i>t-statistic</i>	[-0.57394]	[ 16.3118]
$R^2$	0.006532	0.411251
Adj. $R^2$	0.004455	0.410020
Sum sq. resids	0.230886	2.011295
S.E. equation	0.010983	0.032417
F-statistic	3.145952	334.2398

**Πίνακας 10 : Έλεγχοι για Vector Autoregression Estimates στην Γερμανία για την περίοδο 1/1/2001 – 7/9/2008**

Model

Equation 1:  $R_t = a + b_1R_{t-1} + b_2R_{t-2} + b_3IL_{t-1} + b_4IL_{t-2} + u_t$

Equation 2:  $IL_t = c + d_1R_{t-1} + d_2R_{t-2} + d_3IL_{t-1} + d_4IL_{t-2} + e_t$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	-0.000185	0.032466
<i>p-value</i>	(0.00061)	(0.00234)
<i>t-statistic</i>	[-0.30387]	[13.8477]
$R_{t-1}$	0.032638	-0.391772
<i>p-value</i>	(0.02294)	(0.08848)
<i>t-statistic</i>	[1.42252]	[-4.42766]
$R_{t-2}$	0.029143	-0.179464
<i>p-value</i>	(0.02299)	(0.08865)
<i>t-statistic</i>	[1.26788]	[-2.02450]
$IL_{t-1}$	0.01728	0.294856
<i>p-value</i>	(0.00552)	(0.02128)
<i>t-statistic</i>	[ 0.31322]	[ 13.8548]
$IL_{t-2}$	0.000672	0.371042
<i>p-value</i>	(0.00549)	(0.02117)
<i>t-statistic</i>	[0.12248]	[ 17.5276]
$R^2$	0.001978	0.346220
Adj.R <sup>2</sup>	-0.000108	0.344853
Sum sq. resids	0.273412	4.066447
S.E. equation	0.011952	0.046093
F-statistic	0.948338	253.3972

**Πίνακας 11 : Έλεγχοι για Vector Autoregression Estimates στην Γαλλία για την περίοδο 1/1/2001 – 7/9/2008**

Model

$$\text{Equation 1: } R_t = a + b_1R_{t-1} + b_2R_{t-2} + b_3IL_{t-1} + b_4IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Equation 2: } IL_t = c + d_1R_{t-1} + d_2R_{t-2} + d_3IL_{t-1} + d_4IL_{t-2} + e_t$$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	-0.000539	0.035375
<i>p-value</i>	(0.00065)	(0.00261)
<i>t-statistic</i>	[-0.83114]	[ 13.5668]
$R_{t-1}$	-0.022089	-0.556044
<i>p-value</i>	(0.02287)	(0.09200)
<i>t-statistic</i>	[-0.96579]	[-6.04413]
$R_{t-2}$	0.006032	-0.328064
<i>p-value</i>	(0.02299)	(0.09248)
<i>t-statistic</i>	[0.26237]	[-3.54739]
$IL_{t-1}$	0.008891	0.309647
<i>p-value</i>	(0.00527)	(0.02119)
<i>t-statistic</i>	[ 1.68733]	[ 14.6099]
$IL_{t-2}$	-0.003935	0.371997
<i>p-value</i>	(0.00525)	(0.02111)
<i>t-statistic</i>	[-0.74990]	[ 17.6230]
$R^2$	0.002018	0.366599
Adj. $R^2$	-0.000067	0.365275
Sum sq. resids	0.305736	4.946500
S.E. equation	0.012639	0.050837
F-statistic	0.967773	276.9453

**Πίνακας 12 : Έλεγχοι για Granger Causality για την περίοδο  
1/1/2001 – 7/9/2008**

<b>GRANGER CAUSALITY TESTS in 2 variate VAR (R, IL)</b>				
<b>COUNTRIES</b>	<b>Null Hypothesis:</b>	$\chi^2$ <b>statistic</b>	<b>Probability</b>	<b>causality direction</b>
<b>UK</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	57.69152	0.000	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	1.675959	0.4326	<b>Non causality</b>
<b>GERMANY</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	24.19214	0.000	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	0.196066	0.9066	<b>Non causality</b>
<b>FRANCE</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	48.05339	0.000	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	2.861294	0.2392	<b>Non causality</b>



## 6.2 Γερμανία

### 6.2.1 Γερμανία (2001-2010)

Για να εξετάσουμε την χώρα Γερμανία( DAX 30) , αρχικά βρήκαμε τις τιμές των μετοχών της για όλα τα έτη ,υπολογίσαμε τις αποδόσεις και το μέτρο ρευστότητας/illiquidity (Amihud). Το επόμενο βήμα ήταν ο έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Στον πίνακα 1 με τα t-statistic return και illiquidity να είναι -49.60081 και -5.158532 απορρίπτουμε την μηδενική τις υπόθεση και εξασφαλίζουμε την **στασιμότητα**. Ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων (lags) που θα καθορίσει την τάξη του ναγ υποδείγματος σύμφωνα με τον Πίνακα 2 πρέπει να είναι **δύο (2)** για το συγκεκριμένο διάστημα. Για να εκτιμήσουμε το υπόδειγμά τις ορίζουμε τις δύο εξισώσεις. Η πρώτη εξίσωση έχει εξαρτημένη μεταβλητή τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και ανεξάρτητες μεταβλητές τις παρελθούσες οι χρηματιστηριακές αποδόσεις και τις δείκτες ρευστότητας

$$(R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t)(1)$$

και η δεύτερη εξίσωση με εξαρτημένη μεταβλητή το μέτρο ρευστότητας και με ανεξάρτητες μεταβλητές τις παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις και τις δείκτες ρευστότητας

$$(IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t)(2)$$

Στον Πίνακα 4 διαπιστώνουμε πως στην (1) μόνο οι δείκτες ρευστότητας με χρονική υστέρηση ένα και δύο είναι στατιστικά σημαντικοί και επηρεάζουν τις αποδόσεις διότι τα t-statistic είναι |3.08536| και |3.05748| αντίστοιχα. Αντίθετα στην (2) και τα t-statistic τις δύο παρελθούσες τιμές των αποδόσεων (|5.21170|,|2.21627|) και τις δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας (|16.9982|,|20.3014|) είναι αρκετά υψηλοί με αποτέλεσμα οι αντίστοιχοι συντελεστές να είναι **στατιστικά σημαντικοί** συμπεραίνοντας έτσι πως όλοι οι δείκτες ρευστότητας και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα. Αξίζει να σημειωθεί πως η μεταβολή ρευστότητας ερμηνεύεται κατά 37% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές, ενώ αντίστοιχα των αποδόσεων σχεδόν **δεν εξηγείται** από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας  $R^2$  μόνο 0,54%. Στον Πίνακα 6 εστιάζουμε στο πιο σημαντικό κομμάτι τις εργασίας όπου

εξετάζετε με την προσέγγιση Granger causality η σχέση αιτίας και αποτελέσματος καθώς η κατεύθυνση τις αιτιότητας στο σύστημα με μεταβλητές τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και τον δείκτη ρευστότητας. Οι μηδενικές τις υποθέσεις είναι πως οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν επηρεάζουν την έλλειψη ρευστότητας και το αντίθετο. Στην πρώτη περίπτωση απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση με prob. 0.000 και οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας. Ομοίως και στην δεύτερη περίπτωση απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση με prob. 0.0020 συμπεραίνοντας πως η έλλειψη ρευστότητας **επηρεάζει** τις αποδόσεις. Αντιλαμβανόμαστε πως εδώ η σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών **είναι αμφίδρομη**.

### 6.2.2 Γερμανία (2001-2008)

Στη Γερμανία κατά την περίοδο πριν την κρίση του Σεπτεμβρίου 2008 (1/1/2001-7/9/2008) κάνοντας έλεγχο για μοναδιαίες ρίζες στον Πίνακα 7, απορρίψαμε την μηδενική τις υπόθεση και οι σειρές τις **είναι στάσιμες** διότι τα t-statistic return και illiquidity είναι -4235515 και -5.054281 αντίστοιχα. Ο Πίνακας 8 καθορίζει στα **2 lags** την τάξη του υποδείγματός. Διαμορφώνοντας τις δύο εξισώσεις τις για το διάστημα 1/1/2001-7/9/2008 εκτιμούμε το υπόδειγμά τις. Στα αποτελέσματα του Πίνακα 10, βλέπουμε στην (1) πως οι αποδόσεις και τα illiquidity με χρονική υστέρηση **δεν είναι στατιστικά σημαντικά** και δεν επηρεάζουν τις τωρινές αποδόσεις ενώ στην (2) παρατηρούμε πως το t-statistic και τις δύο παρελθούσες τιμές των αποδόσεων (|4.42766|,|2.02450|) καθώς και τις δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας (|13.8548|,|17.5276|) είναι αρκετά υψηλοί με αποτέλεσμα οι αντίστοιχοι συντελεστές να είναι στατιστικά σημαντικοί και οι δείκτες ρευστότητας και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν να επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα. Τις σύμφωνα με το  $R^2$  η μεταβολή τις εξαρτημένης ρευστότητας ερμηνεύεται κατά 34% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές, ενώ αντίστοιχα το  $R^2$  με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις σχεδόν δεν εξηγείται από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας ποσοστό **μόνο** 0,19% και επιβεβαιώνοντας όσα

εξηγήσαμε παραπάνω. Στον Πίνακα 12 ακολουθώντας την προσέγγιση Granger causality τα αποτελέσματα διαφέρουν σε σύγκριση με τα αποτελέσματα στο συνολικό τις διάστημα. Για την ακρίβεια στην πρώτη περίπτωση απορρίπτεται πάλι η μηδενική υπόθεση με prob. 0.000 και οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας **αλλά** στην δεύτερη περίπτωση με prob. 0.9066 η έλλειψη ρευστότητας **δεν επηρεάζει** τις χρηματιστηριακές αποδόσεις.

### 6.2.3 Γερμανία (2008-2010)

Στον νοητό χρονικό διαχωρισμό που πραγματοποιήσαμε έλεγχο των μοναδιαίων ριζών μετά την κρίση του Σεπτεμβρίου ( 8/9/2008-31/12/2010), οι σειρές τις ήταν **στάσιμες** με t-statistic return και illiquidity: -24.80324 και -2.477398 αντίστοιχα (Πίνακας 13). Γνωρίζοντας από τον Πίνακα 14 πως ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που θα χρησιμοποιήσουμε για το διάστημα μετά την κρίση που είναι δύο (**lags 2**) εκτιμούμε το γραμμικό μοντέλο τις με τις δύο εξισώσεις. Στον Πίνακα 16 παρατηρούμε αρχικά πως το  $R^2$  που δηλώνει τη μεταβολή τις εξαρτημένης μεταβλητής, την ρευστότητα να ερμηνεύεται κατά 36% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές και αντίστοιχα το  $R^2$  με εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις σχεδόν δεν εξηγείτε από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας ποσοστό μόνο 3,93%. Τα αποτελέσματα αυτά συνάδουν με την εξίσωση (1) όπου **μόνο** το illiquidity με χρονική υστέρηση ένα (IL-1)είναι στατιστικά σημαντικό και επηρεάζει τις τωρινές αποδόσεις με t-statistic |3.96642| και την (2) όπου μόνο οι παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας είναι αρκετά υψηλοί(|16.6488|,|7.01387|) άρα και **στατιστικά σημαντικοί**. Οι δείκτες ρευστότητας δηλαδή που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα. Παρακάτω εφαρμόζεται Granger causality test για να εξεταστεί η κατεύθυνση τις αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ρυθμού μεταβολής τις ρευστότητας χωρίς φυσικά να είναι απαραίτητη η ύπαρξη τις αιτιώδης σχέσης που να συνδέει τις μεταβλητές αυτές. Θα εξετάζουμε λοιπόν την μηδενική υπόθεση αν οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν επηρεάζουν την ρευστότητα και το αντίθετο. Παρατηρώντας τον Πίνακα 18 και τις δύο περιπτώσεις απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση. Στην μια περίπτωση

με prob. 0.0345 οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας και στην δεύτερη περίπτωση με prob.0.0001 η έλλειψη ρευστότητας **επηρεάζει** τις χρηματιστηριακές αποδόσεις. Η σχέση μεταξύ των δύο μεταβλητών **είναι αμφίδρομη** κατά την περίοδο μετά την κρίση.

**Πίνακας 13** : Έλεγχοι για μοναδιαίες ρίζες (unit roots) στις μεταβλητές του διευρυμένου συστήματος για την περίοδο 8/9/2008 – 31/12/2010

<b>Augmented Dickey Fuller unit root tests</b>		
sample 2008-2010		
<b>VARIABLES</b>		
Country	R	IL
United Kingdom	-11.69334**	-3.159730**
Germany	-24.80324**	-2.477398**
France	-19.20263**	-4.203605**

Σημείωση : \*(\*\*) δηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για μοναδιαία ρίζα (unit root) σε 5 (1) % επίπεδο σημαντικότητας

**Πίνακας 14 : Έλεγχοι για VAR Order Lag Selection Criteria για την περίοδο 8/9/2008 – 31/12/2010**

country	Information Criteria					selected lags
	LR	FPE	AIC	SC	HQ	
<b>UK</b>	61.99422*	9.61E-07*	-8.179448*	-8.014174*	-8.115018*	<b>2</b>
<b>Germany</b>	10.67065*	1.32E-06*	-7.861433*	-7.696158	-7.797002	<b>2</b>
<b>France</b>	48.78499*	1.63E-06*	-7.652109*	-7.486834*	-7.587678*	<b>2</b>

\* indicates lag order selected by the criterion

**LR:** sequential modified LR test statistic

(each test at 5% level)

**FPE:** Final prediction error

**AIC:** Akaike information criterion

**SC:** Schwarz information criterion

**HQ:** Hannan-Quinn information criterion

**Πίνακας 15 : Έλεγχοι για Vector Autoregression Estimates στην Αγγλία για την περίοδο 8/9/2008 – 31/12/2010**

Model

$$\text{Equation 1: } R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Equation 2: } IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t$$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	0.000985	0.034502
<i>p-value</i>	(0.00150)	(0.00533)
<i>t-statistic</i>	[ 0.65838]	[ 6.47496]
$R_{t-1}$	-0.010569	-0.467266
<i>p-value</i>	(0.04136)	(0.14725)
<i>t-statistic</i>	[-0.25553]	[-3.17334]
$R_{t-2}$	-0.095913	-0.204199
<i>p-value</i>	(0.04161)	(0.14813)
<i>t-statistic</i>	[-2.30514]	[-1.37855]
$IL_{t-1}$	0.005373	0.321617
<i>p-value</i>	(0.01066)	(0.03794)
<i>t-statistic</i>	[ 0.500421]	[ 8.47805]
$IL_{t-2}$	-0.009771	0.411703
<i>p-value</i>	(0.01062)	(0.03781)
<i>t-statistic</i>	[-0.92013]	[ 10.8899]
$R^2$	0.011368	0.430277
Adj. $R^2$	0.004503	0.426321
Sum sq. resids	0.179929	2.280308
S.E. equation	0.017674	0.062920
F-statistic	1.655884	108.7545

**Πίνακας 16 : Έλεγχοι για Vector Autoregression Estimates στην Γερμανία για την περίοδο 8/9/2008 – 31/12/2010**

Model

$$\text{Equation 1: } R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Equation 2: } IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t$$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	-0.000127	-0.000282
<i>p-value</i>	(0.00072)	(0.00287)
<i>t-statistic</i>	[0.17469]	[-0.09824]
$R_{t-1}$	-0.030465	-0.312983
<i>p-value</i>	(0.04155)	(0.16438)
<i>t-statistic</i>	[-0.73319]	[-1.90403]
$R_{t-2}$	-0.072599	-0.290870
<i>p-value</i>	(0.04113)	(0.16272)
<i>t-statistic</i>	[-1.76499]	[-1.78755]
$IL_{t-1}$	0.040081	-0.665548
<i>p-value</i>	(0.01011)	(0.03998)
<i>t-statistic</i>	[ 3.96642]	[ -16.6488]
$IL_{t-2}$	0.007806	-0.283593
<i>p-value</i>	(0.01022)	(0.04043)
<i>t-statistic</i>	[0.76370]	[ -7.01387]
$R^2$	0.039385	0.363721
Adj. $R^2$	0.032714	0.369094
Sum sq. resids	0.175833	2.751794
S.E. equation	0.017472	0.069119
F-statistic	5.903991	72.12557

**Πίνακας 17 : Έλεγχοι για Vector Autoregression Estimates στην Γαλλία για την περίοδο 8/9/2008 – 31/12/2010**

Model

$$\text{Equation 1: } R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t$$

$$\text{Equation 2: } IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t$$

Dependent Variable	$R_t$	$IL_t$
constant	-9.48E-05	0.052479
<i>p-value</i>	(0.00154)	(0.00658)
<i>t-statistic</i>	[ -0.06166]	[ 7.97892]
$R_{t-1}$	-0.017894	-0.704241
<i>p-value</i>	(0.04136)	(0.17704)
<i>t-statistic</i>	[-0.43261]	[-3.97795]
$R_{t-2}$	-0.104391	-0.396103
<i>p-value</i>	(0.04179)	(0.17887)
<i>t-statistic</i>	[-2.49790]	[-2.21450]
$IL_{t-1}$	0.007205	0.263652
<i>p-value</i>	(0.00911)	(0.03899)
<i>t-statistic</i>	[ 0.79088]	[ 6.76211]
$IL_{t-2}$	-0.006185	0.347724
<i>p-value</i>	(0.00906)	(0.03879)
<i>t-statistic</i>	[-0.68244]	[ 8.96431]
$R^2$	0.013778	0.384872
Adj. $R^2$	0.006929	0.379906
Sum sq. resids	0.189435	3.470158
S.E. equation	0.018135	0.077618
F-statistic	2.011711	57.36249



**Πίνακας 18 : Έλεγχοι για Granger Causality για την περίοδο**

**8/9/2008 – 31/12/2010**

<b>GRANGER CAUSALITY TESTS in 2 variate VAR (R, IL)</b>				
<b>COUNTRIES</b>	<b>Null Hypothesis:</b>	$\chi^2$ <b>statistic</b>	<b>Probability</b>	<b>causality direction</b>
<b>UK</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	11.91700	0.0026	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	0.846663	0.6549	<b>Non causality</b>
<b>GERMANY</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	6.734001	0.0345	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	18.07733	0.0001	<b>Causality from Illiquidity to Returns</b>
<b>FRANCE</b>	Returns do not Granger Cause Illiquidity	20.57287	0.000	<b>Causality from Returns to Illiquidity</b>
	Illiquidity does not Granger Cause Returns	0.778043	0.6777	<b>Non causality</b>

## 6.3 Γαλλία

### 6.3.1 Γαλλία (2001-2010)

Θέλοντας να εξετάσουμε την Γαλλία (CAC 40) για το συνολικό χρονικό διάστημα: 1/1/2001 έως 31/12/2010 αρχικά πήραμε τις ημερήσιες τιμές των μετοχών, βρήκαμε τις αποδόσεις τους και το μέτρο ρευστότητας (illiquidity) αυτών σύμφωνα με τον Amihud ( $IL_{i,t} = |R_{i,t}| / Vol_{i,t}$ ). Σε πρώτο στάδιο ελέγχουμε την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών στις σειρές μας και αυτή απορρίπτεται σύμφωνα με τον Πίνακα 1 με t-statistic returns και illiquidity -50.98028 και -4662858 αντίστοιχα. Έχοντας λοιπόν **στασιμότητα**, έπειτα στον Πίνακα 2 πληροφορούμαστε πως ο αριθμός των χρονολογικών υστερήσεων που θα καθορίσει την τάξη του υποδείγματος var θα είναι **δύο lags**. Στόχος μας είναι να εξετάσουμε εάν στην Γαλλία κατά την εμφάνιση έντονων αρνητικών αποδόσεων παρατηρούμε μειωμένη χρηματιστηριακή ρευστότητα. Για να επιτευχθεί αυτό εκτιμούμε ένα υπόδειγμα Var , διαμορφώνοντας στις παρακάτω εξισώσεις:

$$R_t = a + b_1 R_{t-1} + b_2 R_{t-2} + b_3 IL_{t-1} + b_4 IL_{t-2} + u_t \quad (1)$$

$$\text{και } IL_t = c + d_1 R_{t-1} + d_2 R_{t-2} + d_3 IL_{t-1} + d_4 IL_{t-2} + e_t \quad (2)$$

Η (1) έχει εξαρτημένη μεταβλητή τις χρηματιστηριακές αποδόσεις και ανεξάρτητες μεταβλητές τις παρελθούσες οι χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους δείκτες ρευστότητας και η (2) έχει εξαρτημένη μεταβλητή το μέτρο ρευστότητας και ανεξάρτητες μεταβλητές τις παρελθούσες χρηματιστηριακές αποδόσεις και τους δείκτες ρευστότητας. Παρατηρώντας τον Πίνακα 5 στην (1) οι παρελθούσες οι αποδόσεις και illiquidity **δεν είναι στατιστικά σημαντικά** και δεν επηρεάζουν τις τωρινές αποδόσεις. Αντίθετα, τα t-statistics στην (2) και οι δύο παρελθούσες τιμές των αποδόσεων (|7.49051|, |4.25662|) καθώς και οι δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας (|15.9708|, |19.9346|) είναι αρκετά υψηλές με αποτέλεσμα οι αντίστοιχοι συντελεστές να είναι **στατιστικά σημαντικοί** ερμηνεύοντας πως οι δείκτες ρευστότητας και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα. Σημαντικό στοιχείο στον Πίνακα 5 είναι και το  $R^2$  που δείχνει πως η μεταβολή της εξαρτημένης ρευστότητας ερμηνεύεται κατά 34% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές , ενώ το  $R^2$  με

εξαρτημένη μεταβλητή τις αποδόσεις σχεδόν δεν εξηγείται από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας ποσοστό μόνο 0,36%.

Στον Πίνακα 6 που σύμφωνα με την προσέγγιση Granger causality προσπαθούμε να δούμε την κατεύθυνση αιτιότητας μεταξύ των χρηματιστηριακών αποδόσεων και του ρυθμού μεταβολής της ρευστότητας πρέπει να τονίσουμε πως η συσχέτιση μεταβλητών δεν σημαίνει απαραίτητα την ύπαρξη μίας αιτιώδους σχέσης που συνδέει τις μεταβλητές αυτές. Η μηδενική μας υπόθεση είναι πως  $H_0$ : οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν επηρεάζουν την έλλειψη ρευστότητας και το αντίθετο. Έτσι λοιπόν, για όλο το χρονικό μας διάστημα, στην πρώτη περίπτωση απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση με prob. 0.000 και συμπεραίνουμε ότι οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας και στην δεύτερη περίπτωση αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση με prob. 0.1572 οπότε η έλλειψη ρευστότητας **δεν επηρεάζει** τις αποδόσεις. Αντιλαμβανόμαστε πως η κάθε μας μεταβλητή δεν καθορίζει ούτε επιδρά το ίδιο η μια στην άλλη, είναι δηλαδή ανεξάρτητη η μεταξύ τους επιρροή.

### 6.3.2 Γαλλία (2001-2008)

Η Γαλλία κατά την περίοδο πριν την κρίση του Σεπτεμβρίου 2008, δηλαδή από 1/1/2001 έως 7/9/2008 δεν είχε μοναδιαίες ρίζες, απορρίπτοντας την μηδενική μας υπόθεση. Έχοντας **στασιμότητα** όπως φαίνεται και στον Πίνακα 7 με t-statistic returns -44.71842 και t-statistic illiquidity -4.009899 στις σειρές μας, καθορίζουμε στον Πίνακα 8 την τάξη του υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης (vector autoregressive model) σε **δύο** χρονολογικές υστερήσεις. Εφαρμόζοντας ξανά τις δύο παραπάνω εξισώσεις μας αλλά αναφερόμενοι σε διαφορετικό πλέον διάστημα (1/1/2001-7/9/2008) έχουμε τα παρακάτω αποτελέσματα: Στην εξίσωση (1) παρατηρούμε πως οι αποδόσεις και τα illiquidity με χρονική υστέρηση **δεν είναι στατιστικά σημαντικά** και δεν επηρεάζουν τις τωρινές αποδόσεις. Αντιθέτως στην εξίσωση (2) δεν ισχύει το ίδιο με το t-statistic και στις δύο παρελθούσες τιμές των αποδόσεων ( $|6.04413|, |3.54739|$ ) καθώς και στις δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας

(|14.6099|,|17.6230|) να είναι αρκετά υψηλά με αποτέλεσμα οι αντίστοιχοι συντελεστές να είναι **στατιστικά σημαντικοί** δηλώνοντας πως οι δείκτες ρευστότητας και οι χρηματιστηριακές αποδόσεις που έχουν πραγματοποιηθεί στο παρελθόν επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα. Ακόμα στον Πίνακα 11 έχουμε το  $R^2$ , όπου εκεί ξαναβλέπουμε τις παραπάνω 'επιδράσεις'. Πιο συγκεκριμένα, η μεταβολή της εξαρτημένης ρευστότητας **ερμηνεύεται** κατά 36% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές, ενώ η μεταβολή της εξαρτημένης μεταβλητής-απόδοση σχεδόν δεν εξηγείτε από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας ποσοστό μόνο 0,20%. Στον Πίνακα 12 σύμφωνα με την προσέγγιση Granger causality και τις μηδενικές μας υποθέσεις πως οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν επηρεάζουν την έλλειψη ρευστότητας και το αντίστροφο διαπιστώνουμε τα εξής: στην πρώτη περίπτωση απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση με prob. 0.000 οπότε οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας και στην δεύτερη περίπτωση αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, με prob. 0.2392 άρα η έλλειψη ρευστότητας **δεν επηρεάζει** τις αποδόσεις.

### 6.3.3 Γαλλία (2008-2010)

Η Γαλλία το χρονικό διάστημα μετά την κρίση του Σεπτεμβρίου 2008, δηλαδή από 8/9/2008 έως 31/12/2010 κάνοντας έλεγχο για τυχόν ύπαρξη μοναδιαίων ριζών (unit roots) βλέπουμε στον Πίνακα 13 πως απορρίπτεται η μηδενική μας υπόθεση και υπάρχει **στασιμότητα** διότι έχουμε t-statistic returns -19.20263 και t-statistic illiquidity -4.203605. Συνεχίζοντας και παρατηρώντας τον Πίνακα 14 βεβαιωνόμαστε πως η χρονική υστέρηση που θα καθορίσει την τάξη του κάθε υποδείγματος διανυσματικής αυτοπαλινδρόμησης είναι δύο (**lags 2**). Σύμφωνα με την συνήθη διαδικασία και δημιουργώντας τις δύο εξισώσεις μας ώστε να κάνουμε έλεγχο Var για το χρονικό διάστημα 8/9/2008-31/12/2010 έχουμε τα ακόλουθα αποτελέσματα όπως φαίνονται στον Πίνακα 17: η εξίσωση (1) παρατηρούμε πως μόνο οι αποδόσεις με χρονική υστέρηση (R-2) είναι **στατιστικά σημαντικοί** με t-statistic |2.49790| και επηρεάζουν τις τωρινές αποδόσεις ενώ στην εξίσωση (2) το t-statistic

και στις δύο παρελθούσες τιμές των αποδόσεων ( $|3.97795|, |2.21450|$ ) καθώς και στις δύο παρελθούσες τιμές του δείκτη ρευστότητας ( $|6.76211|, |8.96431|$ ) είναι αρκετά υψηλό με αποτέλεσμα οι αντίστοιχοι συντελεστές να είναι στατιστικά σημαντικοί δείχνοντας έτσι πως οι παρελθούσες μεταβολές των μεταβλητών επιδρούν σημαντικά στην τωρινή ρευστότητα. Επίσης σύμφωνα με το  $R^2$ , παρατηρούμε πως η μεταβολή της 'εξαρτημένης ρευστότητας' **ερμηνεύεται** κατά 38% από τις παρελθούσες ανεξάρτητες μεταβλητές, ενώ η μεταβολή της 'εξαρτημένης απόδοσης' σχεδόν **δεν εξηγείται** από τις ανεξάρτητες παρελθούσες μεταβλητές έχοντας ποσοστό μόνο 1,37%. Τέλος, στον Πίνακα 18 σύμφωνα με την προσέγγιση Granger causality όπως ακολουθήσαμε και στις άλλες περιόδους έχουμε την μηδενική υπόθεση πως  $H_0$ : οι χρηματιστηριακές αποδόσεις δεν επηρεάζουν την έλλειψη ρευστότητας και το αντίθετο. Για την περίοδο λοιπόν μετά την κρίση : στην πρώτη περίπτωση με prob. 0.000 απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και συμπεραίνουμε ότι οι αποδόσεις **επιδρούν** στην έλλειψη ρευστότητας και στην δεύτερη περίπτωση με prob. 0.6777 αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση και πως η έλλειψη ρευστότητας **δεν επηρεάζει** τις αποδόσεις.

## 7. Συμπεράσματα

Τα αποτελέσματα της εργασίας καλό θα ήταν να αναλυθούν για κάθε χώρα ξεχωριστά και έπειτα να συγκριθούν μεταξύ τους ώστε να διαπιστώσουμε με στοιχεία το πως κυμαίνεται η ρευστότητα γενικά σε μια περίοδο που πραγματοποιείται μια κρίση. Με την διαδικασία που πραγματοποιήθηκε παρατηρούμε ότι στην Αγγλία οι συντελεστές των παρελθουσών αποδόσεων στις παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή τη μη-ρευστότητα, είναι αρνητικοί, αισθητά υψηλοί και στατιστικά σημαντικοί. Όλα τα παραπάνω εξηγούν πως στην Αγγλία όταν οι αποδόσεις μειώνονται η μη ρευστότητα-illiquidity αυξάνεται και πως το τωρινό illiquidity επηρεάζεται από παρελθούσες τιμές του illiquidity. Επίσης, αυτό επαληθεύεται από τα αντίστοιχα  $R^2$  που δείχνει πόσο ισχυρή είναι η μεταξύ τους σχέση, εφόσον δείχνει το ποσοστό της μεταβολής του illiquidity που ερμηνεύεται από τις παρελθούσες αποδόσεις και illiquidity. Το  $R^2$  στην Αγγλία και στις τρεις περιόδους είναι σημαντικό και κυρίως μετά την κρίση ( $R^2_{2001-2010} = 46,1\%$ ,  $R^2_{2001-2008} = 41,1\%$ ,  $R^2_{2008-2010} = 43\%$ ). Παρόμοια αποτελέσματα είχε και η Γερμανία στο τωρινό illiquidity σε σχέση με τις παρελθούσες αποδόσεις και illiquidity, χωρίς να συμβαίνει το ίδιο σε σχέση με το πώς επηρεάζονται οι αποδόσεις από το illiquidity του παρελθόντος. Το  $R^2$  και στην Γερμανία στις παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή το illiquidity είναι και για τις τρεις περιόδους σημαντικό και κυρίως μετά την κρίση ( $R^2_{2001-2010} = 37\%$ ,  $R^2_{2001-2008} = 34\%$ ,  $R^2_{2008-2010} = 36\%$ ). Παρόμοια με την Αγγλία, και η Γερμανία έχοντας ως στατιστικά σημαντικούς συντελεστές στις αρνητικές παρελθούσες τιμές των αποδόσεων και τις θετικές παρελθούσες τιμές των illiquidity (με εξαίρεση την περίοδο μετά την κρίση) παρατηρούμε πως το illiquidity αυξάνεται όταν έχουμε έλλειψη ρευστότητας και μείωση αποδόσεων. Στην Γαλλία τα στοιχεία είναι ακόμα πιο σαφή, διότι διακρίνεται εύκολα η ισχυρή επίδραση των αποδόσεων και των illiquidity με χρονολογική υστέρηση στην σημερινή μη ρευστότητα. Παρατηρούμε πως και στην Γαλλία δεν τεκμηριώνεται μια στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των τωρινών αποδόσεων και την έλλειψη ρευστότητας στο παρελθόν. Συγκεκριμένα, οι τωρινές αποδόσεις έχουν ασθενή και μη στατιστικά σημαντική σχέση με τις παρελθούσες μεταβλητές, ενώ η σημερινή μη ρευστότητα αυξάνεται γενικά όταν προηγείται μείωση αποδόσεων και έλλειψη ρευστότητας και κυρίως την περίοδο μετά την κρίση (σύμφωνα με το  $R^2$ ).

Πραγματοποιώντας εύστοχα σύγκριση μεταξύ και των χωρών στα αποτελέσματά τους, επιβεβαιώνουμε πως και στις τρεις μεγάλες χώρες που εξετάζουμε (Αγγλία ,Γερμανία, Γαλλία)οι σημερινές αποδόσεις δεν εξαρτώνται τόσο έντονα από τις παρελθούσες μεταβλητές μας (returns,illiquidity) αλλά η σημερινή μη ρευστότητα επηρεάζεται σημαντικά και αρνητικά (αρνητικό πρόσημο) από τις παρελθούσες αποδόσεις και από τις παρελθοντικές ελλείψεις ρευστότητας. Αξιοσημείωτο είναι πως όλα τα παραπάνω εντείνονται για τις χώρες μας ειδικά την περίοδο μετά την κρίση. Ωστόσο, παρατηρούμε ακόμα πως στην Αγγλία η επιρροή αυτή είναι πιο έντονη και γίνεται εντονότερη την περίοδο μετά την κρίση ( $R^2_{2008-2010}=43\%$ ). Όλα τα παραπάνω που αναλύθηκαν φαίνονται και συνοπτικά στα Granger Causality tests όπου σε Αγγλία και Γαλλία για όλες τις περιόδους που εξετάζουμε ,αποδεχόμαστε πως οι αποδόσεις επιδρούν στη μη ρευστότητα και όχι το αντίθετο. Ομοίως ισχύουν τα ίδια και για την Γερμανία προ κρίση. Βεβαίως **ποτέ τα συμπεράσματα δεν είναι απόλυτα**, έχοντας ως παράδειγμα την Γερμανία όπου την συνολική περίοδο και την περίοδο μετά την κρίση η **σχέση είναι αμφίδρομη** διότι αποδεχόμαστε πως οι αποδόσεις επιδρούν στην έλλειψη ρευστότητας αλλά και η έλλειψη ρευστότητας επιδρά στις αποδόσεις.

## 8. Βιβλιογραφία

### Άρθρα

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

Bencivenga, V.R. Smith, B.D, and Starr, R. M (1995), 'Transaction Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth', *Journal of Economic Theory*, Vol. 67, pp. 153-177.

Brunnermeier, M., and Pedersen, L. (2006), 'Market Liquidity and Funding Liquidity', *The Review of Financial Studies*, Vol. 22, pp. 2201-2238.

Cohen-Cole, Ethan, Duygan-Bump, Burcu, Fillat, JosÈ and Montoriol-Garriga, Judit. 2008. Looking Behind the Aggregates: A Reply to 'Facts and Myths about the Financial Crisis of 2008'. QAU Working Paper No. QAU08-5, Federal Reserve Bank of Boston.

Chordia, T., Roll, R. and Subrahmanyam, A. (2000), 'Commonality in liquidity', *Journal of Financial Economics*, Vol.56, pp. 3-28.

Chordia, T., Roll, R. and Subrahmanyam, A. (2001), 'Market liquidity and trading activity', *Journal of Finance*, Vol. 56, pp. 501-530.

Chordia, T., Roll, R. and Subrahmanyam, A. (2002), 'Order imbalance, liquidity, and market returns', *Journal of Financial Economics*, Vol. 65, pp.111-130.

Chordia, T., Roll, R. and Subrahmanyam, A. (2005), 'Evidence on the speed of convergence to market efficiency', *Journal of Financial Economics*, Vol. 76, pp. 271-292.

Chordia, T., Sarkar, A and Subrahmanyam, A.(2005), An empirical analysis of stock and bond market liquidity, *Review of Financial Studies*, Vol. 18, pp. 85-129.

Troshkin, Maxim. 2008. Technical Notes on Facts and Myths about the Financial Crisis of 2008. Working Paper 667, October 2008, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Forbes, K. (2000) 'The Asian flu and Russian virus: Firm-level evidence on how crises are transmitted internationally', NBER working paper 7807.

Hameed, A., Wenjin, K. and Viswanathan, S. (2010), 'Stock market declines and liquidity', *Journal of Finance*, Vol. 65, pp. 257–294.



Hegde, S.P., and Paliwal, R. (2005). Financial contagion and market liquidity: Evidence from the Asian crisis, Working paper, University of Connecticut.

Johansen, S. (1991) 'Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, pp. 1551-1580.

Johansen, S., and Juselius, K. (1990), 'Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp.169–210.

Levine, R. (1991) 'Stock Markets, Growth, and Tax Policy', *Journal of Finance*, Vol. 46, pp. 1445-1465.

Levine, R. and Zervos, S. (1996) ' Capital Control Liberalization and Stock Market Development' , Mimeo, Washington, DC: World Bank.

Ivashina, Victoria and Scharfstein, David. 2008. Bank Lending During the Financial Crisis of 2008. Working Paper, Harvard Business School.

Liu, W. (2006) 'A Liquidity Augmented Capital Asset Pricing Model, *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, pp. 631-671.

Pastor, L., and Stambaugh R (2003) 'Liquidity risk and expected stock Returns, *Journal of Political Economy*, Vol. 111, pp. 642-685.

Tang, D. Y. and Yan, H. (2006), 'Macroeconomic conditions, firm characteristics, and credit spreads', *Journal of Financial Services Research* Vol. 29 , pp. 177–210.