



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΔΙΠΛΩΜΑ ΕΙΔΙΚΕΥΣΗΣ ΣΤΗΝ
«ΑΝΑΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΕΠΙΣΤΗΜΗ ΚΑΙ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ ΚΙΝΔΥΝΟΥ»

**Διερεύνηση μετάδοσης κρίσης (contagion) στην αγορά
Κυβερνητικών ομολόγων της
Ευρωζώνης**

Τόλη Γ. Γεωργία

**Τριμελής Επιτροπή: Πανοπούλου Αικατερίνη
Γκλεζάκος Μιχαήλ
Βρόντος Σπυρίδων**

Αθήνα, Οκτώβριος 2012

Γεωργία Γ. Τόλη
Πανεπιστήμιο Πειραιώς
Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης
Μεταπτυχιακό Δίπλωμα Ειδίκευσης στην «Αναλογιστική Επιστήμη και Διοικητική
Κινδύνου»

Copyright © Γεωργία Γ. Τόλη 2012.

Με επιφύλαξη παντός δικαιώματος. All rights reserved

Απαγορεύεται η αντιγραφή, αποθήκευση και διανομή της παρούσας εργασίας, εξ ολοκλήρου ή τμήματος αυτής, για εμπορικό σκοπό. Επιτρέπεται η ανατύπωση, αποθήκευση και διανομή για σκοπό μη κερδοσκοπικό, εκπαιδευτικής ή ερευνητικής φύσης, υπό την προϋπόθεση να αναφέρεται η πηγή προέλευσης και να διατηρείται το παρόν μήνυμα. Ερωτήματα που αφορούν τη χρήση της εργασίας για κερδοσκοπικό σκοπό πρέπει να απευθύνονται προς τον συγγραφέα.

Οι απόψεις και τα συμπεράσματα που περιέχονται σε αυτό το έγγραφο εκφράζουν τον συγγραφέα και δεν πρέπει να ερμηνευθεί ότι αντιπροσωπεύουν τις επίσημες θέσεις του Πανεπιστημίου Πειραιώς.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η χρηματοοικονομική κρίση που ξεκίνησε τον Αύγουστο του 2007 είναι ένα σαφές παράδειγμα υλοποίησης και μετάδοσης συστημικού κινδύνου. Η τραπεζική κρίση έφτασε στην κορύφωση της με την κατάρρευση ενός από τους μεγαλύτερους τραπεζικούς ομίλους των Ηνωμένων Πολιτειών. Το 2010 μετατράπηκε σε κρίση δημοσίου χρέους, με τη μεταβλητότητα των αγορών να αγγίζει τα υψηλότερα επίπεδα της τελευταίας δεκαετίας. Στη συγκεκριμένη εργασία διερευνήσαμε την ύπαρξη μόλυνσης (shift και pure contagion) στην αγορά κυβερνητικών ομολόγων της Ευρωζώνης. Για την διεξαγωγή της έρευνας χρησιμοποιήσαμε τις αποδόσεις των δεκαετών κυβερνητικών ομολόγων 7 χωρών της Ευρωζώνης (Γαλλία, Ισπανία, Ιρλανδία, Πορτογαλία , Ιταλία, Ελλάδα και Γερμανία). Η έρευνα επικεντρώθηκε στη μεταφορά της μόλυνσης από την Ελλάδα στις υπόλοιπες 6 χώρες της Ευρωζώνης.

Λέξεις Κλειδιά

Αποδόσεις ομολόγων, αποδόσεις του μέσου, αλλαγές καταστάσεων, χρηματοοικονομική κρίση, Ευρωζώνη, δημοσιονομική κρίση, μεταβλητότητα, διακύμανση, συνδιακύμανση, αλληλεξάρτηση.

ABSTRACT

After the demise of Lehman Brothers, the financial and economy crisis that started in August of 2008 reached its highest level during the last decade. Since the beginning of 2010 the banking crisis has turned into a sovereign debt crisis. The scope of this thesis is the detection of shift and pure contagion within Euro zone countries. More specifically, France, Germany, Portugal, Greece, Ireland, Spain and Italy comprised the subject of our investigation. Overall we find strong evidence of shift and pure contagion among Euro area sovereign bond markets.

Key Words

Shift contagion, pure contagion, forecast error, common shock, idiosyncratic shock, expected returns, conditional correlation, regime switching volatility

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΑΙΑΩΣ

*Ευχαριστώ ιδιαίτερωσ την
Καθηγήτρια Αικατερίνη Πανοπούλου
η οποία με εμπιστεύτηκε αναθέτοντας μου
την παρούσα διπλωματική εργασία,
καθώς επίσης για την καθοδήγηση της
και την υπομονή της καθ'όλη την περίοδο εκπόνησης της διπλωματικής
μου εργασίας.*

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Πίνακας περιεχομένων

Ευρετήριο Συντομογραφιών	8
1 Εισαγωγή	9
2 Εξελίξεις στην αγορά ομολόγων και βιβλιογραφική επισκόπηση.....	12
2.1 Εξέλιξη στην αγορά ομολόγων.....	12
2.1.1 Αποδόσεις ομολόγων	12
2.2 Βιβλιογραφική επισκόπηση	15
3 Μεθοδολογία	23
3.1 Μοντέλο	23
3.2 Shift contagion-Έλεγχος.....	29
3.3 Pure Contagion-Έλεγχος	31
4 Εμπειρική Ανάλυση	35
4.1 Δεδομένα-Περιγραφικά Στατιστικά	35
4.2 Εκτιμήσεις-Χώρα αναφοράς: Ελλάδα	46
4.2.1 Εκτίμηση του μέσου	46
4.2.2 Έλεγχος για shift contagion	49
4.2.3 Έλεγχος για pure contagion.....	54
4.3 Εκτιμήσεις- Χώρα αναφοράς: Γερμανία	63
4.3.1 Εκτίμηση του μέσου	63
4.3.2 Έλεγχος για shift contagion	66
4.3.3 Έλεγχος για Pure contagion.....	69
5 Επίλογος/ Συμπεράσματα	77
6 Βιβλιογραφία.....	79

Ευρετήριο Γραφημάτων

Γράφημα 1: Αποδόσεις ομολόγων	36
Γράφημα 2: Περιγραφικά στατιστικά –Γαλλία	38
Γράφημα 3: Περιγραφικά στατιστικά –Γερμανία	39
Γράφημα 4: Περιγραφικά στατιστικά –Πορτογαλία	40
Γράφημα 5: Περιγραφικά στατιστικά –Ιρλανδία	41
Γράφημα 6: Περιγραφικά στατιστικά –Ιταλία	42
Γράφημα 7: Περιγραφικά στατιστικά –Ισπανία	43
Γράφημα 8: Περιγραφικά στατιστικά –Ελλάδα	44
Γράφημα 9: Πιθανότητα το common shock να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας.....	52
Γράφημα 10: Πιθανότητα το idiosyncratic shock να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας.....	57
Γράφημα 11: Conditional Correlations	59
Γράφημα 12: Conditional Correlations of Shift Contagion.....	60
Γράφημα 13: Conditional Correlations of Pure Contagion	61
Γράφημα 14: Πιθανότητα το common shock να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας.....	68
Γράφημα 15: Πιθανότητα το idiosyncratic shock να βρίσκεται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας.....	71
Γράφημα 16: Conditional Correlations	73
Γράφημα 17: Conditional Correlation of Shift Contagion	74
Γράφημα 18: Conditional Correlation of Pure Contagion.....	76

Ευρετήριο Πινάκων

Πίνακας 1: Σύνοψη στατιστικών στοιχείων	45
Πίνακας 2: Εκτίμηση των αποδόσεων του μέσου στις αλλαγές καταστάσεων.....	46
Πίνακας 3: Εκτίμηση παραμέτρων για common shocks	49
Πίνακας 4: Εκτίμηση παραμέτρων των idiosyncratic shocks για pure contagion.....	54
Πίνακας 5: Εκτίμηση των αποδόσεων του μέσου στις αλλαγές καταστάσεων.....	63
Πίνακας 6: Εκτίμηση παραμέτρων για common shocks	66
Πίνακας 7: Εκτίμηση παραμέτρων των idiosyncratic shocks για pure contagion.....	69

Ευρετήριο Συντομογραφιών

GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
CAPM	Capital Asset Pricing Model
MGARCH	Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
LR	Likelihood Ratio Test
DCC	Dynamic Conditional Correlation

1 Εισαγωγή

Τις τελευταίες δεκαετίες δεν είναι λίγες οι φορές που το παγκόσμιο τραπεζικό-οικονομικό σύστημα έχει κλυδωνιστεί από χρηματοπιστωτικά γεγονότα. Χαρακτηριστικά παραδείγματα είναι η κρίση στη Ν.Α. Ασία (1997-98), στη Ρωσία (1998), στη Βραζιλία (1998-99), στην Αργεντινή (2002) κ.ο.κ. με άμεσο συνεπακόλουθο την αλλαγή του παγκόσμιου οικονομικού περιβάλλοντος. Ισχυρές οικονομίες συμπαρασύρθηκαν λόγω της αδυναμίας τους να ανταπεξέλθουν στις δυσμενείς καταστάσεις. Παράλληλα, αναδυόμενες οικονομίες ισχυροποιήθηκαν και άρχισαν να αναπτύσσονται με ταχείς ρυθμούς. Ως εκ τούτου, η παγκοσμιοποίηση των αγορών οδήγησε σε δημιουργία καναλιών που μεταδίδουν την εκάστοτε μεταβλητή κατάσταση και οδηγούν σε εξάπλωση του κινδύνου ενισχύοντας ή και ακόμη ανατρέποντας τα οικονομικά δεδομένα.

Η χρηματοπιστωτική-οικονομική κρίση που ξεκίνησε τον Αύγουστο του 2007 αποτελεί σαφή περίπτωση μετάδοσης κινδύνου. Η τραπεζική κρίση έφτασε στο αποκορύφωμα της ύστερα από τη κατάρρευση της Lehman Brothers (της τέταρτης μεγαλύτερης επενδυτικής τράπεζας των Η.Π.Α) το Σεπτέμβριο του 2008. Την Άνοιξη του 2010 μετατράπηκε σε κρίση δημοσίου χρέους και η μεταβλητότητα των αγορών έφτασε στα υψηλότερα επίπεδα, το καλοκαίρι του 2011.

Πιο αναλυτικά, η χρηματοοικονομική κρίση που ξεκίνησε από τη Δύση το 2007-2008 λόγω της αλόγιστης χρήσης δομημένων επενδυτικών προϊόντων, της μόχλευσης και της πίστωσης ήταν πολύ πιο έντονη στις χρηματοοικονομικά εξαρτώμενες Αγγλοσαξονικές οικονομίες. Οι κυβερνήσεις αντιμετώπισαν μια πραγματική πιθανότητα παγκόσμιας οικονομικής κατάρρευσης στο τέλος του 2008. Η οικονομική δραστηριότητα βρίσκονταν σε ελεύθερη πτώση και η χρηματοοικονομική διαμεσολάβηση σε μια κατάσταση που έπρεπε να αντιμετωπίσει την μαζική και άτακτη υπομόχλευση του ιδιωτικού τομέα. Δεδομένης της παγκόσμιας κατάστασης μια άλλη κρίση αναδύθηκε ταυτόχρονα στην Ευρώπη, η επονομαζόμενη δημοσιονομική κρίση (κρίση δημοσίου χρέους). Οι περισσότερες κυβερνήσεις της Ευρώπης δεν ακολούθησαν τους κανόνες του Συμφώνου Σταθερότητας και

Ανάπτυξης με έμμεσο αποτέλεσμα το δημόσιο χρέος στις ζώνες του Ευρώ να έχει φτάσει σε πολύ υψηλά επίπεδα.

Οι κυβερνήσεις των χωρών της Ευρωζώνης προσπάθησαν να στηρίξουν τα τραπεζικά τους συστήματα, καθώς επίσης και να διατηρήσουν την ανταγωνιστικότητα τους στις αγορές μέσω μηχανισμών στήριξης. Πιο συγκεκριμένα, ορισμένες κυβερνήσεις, όπως της Ελλάδας και της Πορτογαλίας βρίσκονταν σε κατάσταση έλλειψης ρευστότητας, με άμεσο συνεπακόλουθο, να μην μπορούν να ακολουθήσουν τους απαιτητικούς ρυθμούς που επέβαλαν τα προγράμματα λόγω των δυσμενών καταστάσεων. Σε άλλες περιπτώσεις, όπως η Ιρλανδία, η αρχική κατάσταση ήταν διαφορετική, το τραπεζικό σύστημα ήταν ασταθές και η κυβέρνηση συμφώνησε να αναλάβει τις υποχρεώσεις του μη έχοντας αντιληφθεί το μαζικό μέγεθος και τις επιπτώσεις που θα είχε αυτή η πρωτοβουλία. Εν αντιθέσει, χώρες όπως η Ιταλία και η Ισπανία δεν είχαν να αντιμετωπίσουν θέματα φερεγγυότητας άμεσα, όμως μέσω της πίεσης των αγορών έχασαν την πιστωτική τους σταθερότητα. Η κατάσταση που κυριάρχησε στην Ισπανία και την Ιταλία είναι άμεσο συνεπακόλουθο της ύφεσης και της αστάθειας των αγορών που επικρατούσε στην Ελλάδα, Πορτογαλία και Ιρλανδία. Πρακτικά, θα μπορούσε να αντιμετωπιστεί ως μεταφορά της μεταβλητής χρηματοοικονομικής κατάστασης.

Πιο αναλυτικά, δεδομένης της υποβάθμισης της Ελλάδας και της Πορτογαλίας από τον οίκο αξιολόγησης Moody's¹ το 2011 καθώς επίσης και οι ανησυχίες για κατάρρευση της Ελληνικής οικονομίας οδήγησαν σε δραματικές αυξήσεις των αποδόσεων των κυβερνητικών ομολόγων Ιταλίας και Ισπανίας. Σημαντικό και κυρίαρχο ρόλο στη δημιουργία της υφιστάμενης κατάστασης είχε η μεταφορά της μόλυνσης (contagion), μέσω καναλιών της αγοράς, από μη υγιείς οικονομίες, σε πιο δυναμικές, άρτιες και λειτουργικές.

Στόχος της παρούσας εργασίας είναι να διερευνήσουμε τη μετάδοση της κρίσης (contagion) στην αγορά κυβερνητικών ομολόγων της Ευρωζώνης. Θα ελέγξουμε, αν υπάρχουν δυο διαφορετικά κανάλια contagion μέσα σε ένα ενοποιημένο πλαίσιο. Αρχικά, η σύγκριση των καναλιών θα διερευνηθεί μέσω του ελέγχου μετάδοσης της

¹ <http://www.moody.com/>

μεταβλητότητας των αγορών. Θα διαφοροποιήσουμε την μεταφορά μόλυνσης (contagion) σε shift contagion και σε pure contagion. Είναι ιδιαίτερα σημαντικό να καθοριστεί ο τύπος της μόλυνσης από την περιφέρεια της Ευρωζώνης στις υπόλοιπες χώρες της.

Η παρούσα εργασία συνιστάται στα παρακάτω κεφάλαια:

Το πρώτο τμήμα της εργασίας, δίνονται οι ορισμοί του contagion (shift και pure contagion) καθώς επίσης γίνονται αναφορές και μικρή ανάλυση σε ήδη υπάρχοντα μοντέλα που διερευνούν την ύπαρξη shift και pure contagion. Στο συγκεκριμένο τμήμα παρατίθενται εναλλακτικές μεθοδολογίες από την προτεινόμενη καθώς επίσης και παρεμφερείς με αυτήν. Επίσης, γίνεται αναφορά στην εξέλιξη των ομολόγων της Ευρωζώνης.

Στο δεύτερο τμήμα της εργασίας, γίνεται εκτενέστατη ανάλυση του οικονομετρικού μοντέλου και της μεθοδολογίας που θα χρησιμοποιήσουμε. Πιο αναλυτικά, παρουσιάζεται και αναπτύσσεται η αρχιτεκτονική του μοντέλου, που βασίζεται στα μοντέλα των Gravelle, Kichian και Morley (GKM) (2005) για Shift contagion και για Pure contagion στους Flavin, Panopoulou και Unalmis (2008) καθώς επίσης και στους Flavin και Panopoulou (2010).

Στο τρίτο τμήμα της εργασίας, γίνεται η εμπειρική ανάλυση. Παρατίθενται τα δεδομένα και τα αποτελέσματα τα οποία προκύπτουν από το μοντέλο που αναπτύξαμε στο δεύτερο τμήμα της εργασίας (GKM). Για την εμπειρική εφαρμογή χρησιμοποιήθηκαν τα στατιστικά πακέτα (Gauss καθώς επίσης και το Eviews).

Στο τελευταίο τμήμα της εργασίας, γίνεται η συμπερασματολογική ανάλυση και σύνοψη των αποτελεσμάτων που προέκυψαν από την εμπειρική έρευνα.

2 Εξελίξεις στην αγορά ομολόγων και βιβλιογραφική επισκόπηση

Ο κίνδυνος πτώχευσης ενός κράτους είναι ένα αρκετά σημαντικό μακροοικονομικό θέμα κατά τη διάρκεια του 2011 που συνεχίστηκε και το 2012. Η Αμερική και η Γαλλία έχασαν την AAA διαβάθμιση τους, η περιφέρεια της Ευρώπης υποφέρει από συνεχόμενες υποβαθμίσεις και τα ομόλογα της Ιρλανδίας, Πορτογαλίας και Ελλάδας έχουν χαρακτηριστεί ως σκουπίδια (junk). Οι παραδοσιακοί υπολογισμοί του πιστωτικού κινδύνου στις εκδόσεις ομολόγων δημοσίου από τις Δυτικές κοινωνίες, έφτασαν σε επίπεδα αδιανόητα.

2.1 Εξέλιξη στην αγορά ομολόγων

Αρκετοί είναι οι τρόποι απεικόνισης της δραματικής εξέλιξης των αποδόσεων των ομολόγων των Δυτικών χωρών, που είτε συσχετίζονται με τα πρόσφατα ιστορικά γεγονότα είτε σε σύγκριση με αυτά των αναδυόμενων κοινωνιών. Ένας χαρακτηριστικός τρόπος είναι η σύγκριση των αποδόσεων των δεκαετών κυβερνητικών ομολόγων.

2.1.1 Αποδόσεις ομολόγων

Στο διάγραμμα 1Α απεικονίζεται η συνολική συμπεριφορά των δεκαετών κυβερνητικών ομολόγων χωρών της Ευρωζώνης (οι χώρες αναφέρονται κάτω από την εικόνα).

Για ένα αρκετά μεγάλο χρονικό διάστημα ακολουθούν την ίδια πορεία, από τις αρχές του 2009 παρατηρούμε διαφοροποίηση και ήπια μεταβλητότητα. Στο τέλος του 2010 δεν είναι πια εμφανές ότι το γράφημα αναφέρεται σε μια ομάδα χωρών που ανήκουν στην ίδια νομισματική ένωση.

Για λόγους απλοποίησης έχουμε σκεφτεί τρία διαφορετικά δυναμικά σύνολα που διέπουν την γενική ανάπτυξη (διαγράμματα 1B, 1C, 1D). Στα διαγράμματα 1B, 1C, 1D έχουμε εισάγει τις αποδόσεις ομολόγων αναπτυσσόμενων χωρών, πιο συγκεκριμένα των Ηνωμένων Πολιτειών, Ηνωμένου Βασιλείου και Ιαπωνίας, ώστε να τις

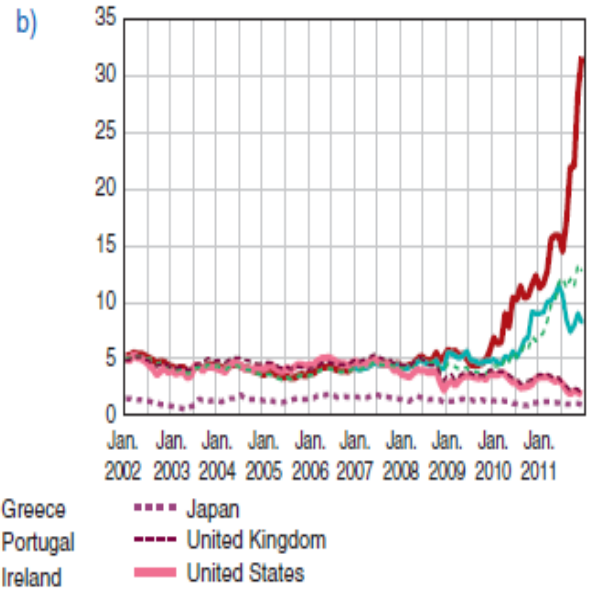
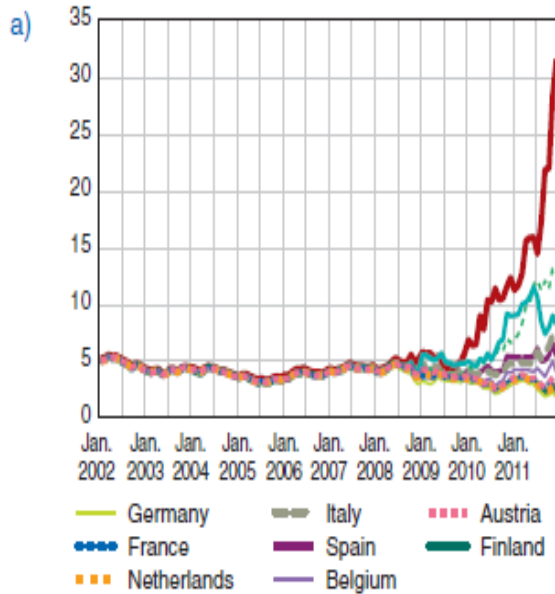
συγκρίνουμε με τις αποδόσεις των δεκαετών κυβερνητικών ομολόγων χωρών της Ευρωζώνης που βρίσκονται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας. Πιο αναλυτικά, στο διάγραμμα 1B παρατηρούμε ότι ενώ οι αποδόσεις ακολουθούσαν παρεμφερή πορεία χωρίς ιδιαίτερες αποκλίσεις, από το 2008 και έπειτα, οι αποδόσεις των ομολόγων της Ελλάδας, Ιρλανδίας και Πορτογαλίας, εκτοξεύονται και οι αποκλίσεις μεταξύ τους αυξάνονται δραματικά. Το φαινόμενο αυτό παρατηρείται κυρίως στην περιφέρεια της Ευρωζώνης.

Στο διάγραμμα 1C αναπαριστώνται οι αποδόσεις των ομολόγων της Ιταλίας, Ισπανίας, Ιαπωνίας, Ηνωμένων Πολιτειών και Ηνωμένου Βασιλείου που είναι μεγαλύτερες σε μέγεθος και επομένως σημαντικότερες. Στο συγκεκριμένο γράφημα οι αποδόσεις δεν αποκλίνουν ιδιαίτερα μεταξύ τους μέχρι το 2008, με εξαίρεση τις αποδόσεις της Ιαπωνίας που βρίσκονται σε πολύ χαμηλά επίπεδα. Από το 2008 και έπειτα παρατηρούμε έντονη αύξηση των αποδόσεων της Ιταλίας και Ισπανίας σε αντίθεση με τις υπόλοιπες χώρες που οι αποδόσεις τους από το 2008 και μετά μειώνονται.

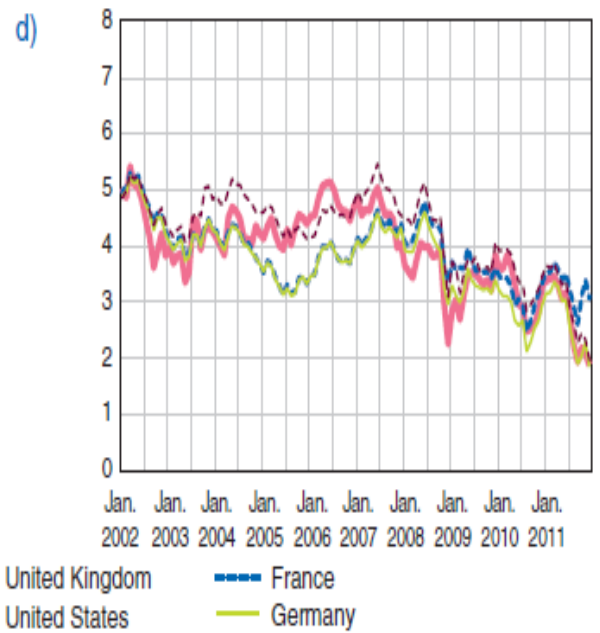
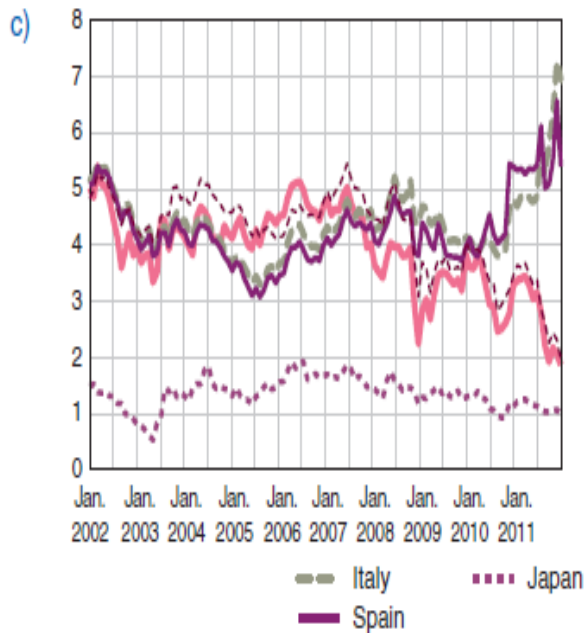
Στο διάγραμμα 1D, προχωράμε ένα βήμα και διαπιστώνουμε ότι υφίστανται μεγάλες διαφοροποιήσεις σε ζωτικές οικονομίες όπως της Γαλλίας, Γερμανίας, Ηνωμένων Πολιτειών και Ηνωμένου Βασιλείου. Αξίζει να αναφερθεί ότι οι αποδόσεις των ομολόγων των προαναφερθέντων χωρών κυμαίνονται στα ίδια νούμερα από το 2002 μέχρι και το 2011 αλλά παρουσιάζουν πτωτική πορεία από το 2008 μέχρι και τώρα με εξαίρεση τις αποδόσεις των ομολόγων της Γαλλίας που από το 2011 και έπειτα ακολουθούν ανοδική πορεία.

Διάγραμμα 1: Αποδόσεις ομολόγων

(in basis points)



Source: Bloomberg.



2.2 Βιβλιογραφική επισκόπηση

Πριν αναφερθούμε στην εμπειρική ανάλυση για την διερεύνηση ύπαρξης μόλυνσης (contagion) είναι απαραίτητο να δώσουμε τον ορισμό για τη μόλυνση. Ενώ, στη διεθνή βιβλιογραφία έχουν δοθεί αρκετοί ορισμοί ωστόσο εμείς θα παραθέσουμε τους πιο βασικούς και ευρύτερα χρησιμοποιήσιμους. Οι Pericoli και Sbracia (2003) πρότειναν τους πέντε βασικότερους και πιο κοινούς. Πρώτον, η μόλυνση (contagion) μπορεί να είναι αποτέλεσμα (α) της ραγδαίας αύξησης των πιθανοτήτων μεταφοράς της μόλυνσης από μια χώρα που βρίσκεται σε κρίση, σε μια άλλη, (β) στην αύξηση της μεταβλητότητας των περιουσιακών στοιχείων διακρατικά, (γ) στην συμμεταβολή των περιουσιακών στοιχείων χωρίς ουσιαστική καθοδήγηση, (δ) στις σημαντικές συμμεταβολές των χρηματοοικονομικών προϊόντων ανάμεσα στις χώρες, (ε) στην υπερβολική μετάδοση των shocks από μια χώρα ή αγορά που βρίσκεται σε κρίση, σε μια άλλη, ανεξάρτητα από τις ιδιοσυγκρασιακές διαταραχές και τα βασικά κανάλια που τις συνδέουν. Τα βασικά χρηματοοικονομικά κανάλια παραμένουν αλληλοεξαρτώμενα. Οι τελευταίοι τέσσερις ορισμοί ερευνούν την ύπαρξη μόλυνσης (contagion) ελέγχοντας τη μεταβλητότητα ή την συσχέτιση των περιουσιακών στοιχείων. Στη συνέχεια, θα ασχοληθούμε λεπτομερώς με διαφορετικές εμπειρικές μεθόδους που έχουν χρησιμοποιηθεί στη διεθνή βιβλιογραφία για τη μελέτη της μόλυνσης (contagion).

Μια πιο πρόσφατη μέθοδος που βασίζεται στην υψηλή συσχέτιση των χρηματοοικονομικών περιουσιακών στοιχείων, ως ένδειξη ύπαρξης μόλυνσης είναι των King και Wadhvani (1990). Στη συγκεκριμένη εργασία ερεύνησαν τις αιτίες που τον Οκτώβρη του 1987 (χρηματιστηριακό κραχ), σχεδόν όλες οι αγορές κατέρρευσαν μαζί, παρά τις διαφορετικές οικονομικές συνθήκες που επικρατούσαν. Σύμφωνα με την ανάλυση τους, έδειξαν ότι υπήρχαν στοιχεία ένδειξης μόλυνσης (contagion), τα οποία εξηγούνται από τη πρόθεση των επενδυτών να εξάγουν πληροφορίες για μια αγορά μελετώντας τις αλλαγές των τιμών σε άλλες. Ένα γενικό πρόβλημα με τη συγκεκριμένη ανάλυση είναι ότι η συσχέτιση των αποδόσεων εξαρτάται σημαντικά από τη μεταβλητότητά τους. Παράλληλα, η εξέταση της συσχέτισης, χωρίς να ληφθούν υπόψη οι αλλαγές στη μεταβλητότητα είναι προβληματική. Ενώ, οι King και

Wadhvani αναφέρουν την επιρροή της μεταβλητότητας στη συσχέτιση, ωστόσο δεν το ελέγχουν στην εμπειρική ανάλυση τους.

Σε πιο πρόσφατες μελέτες για τη διερεύνηση ύπαρξης μόλυνσης (contagion) χρησιμοποιήθηκε ο συντελεστής συσχέτισης των επιμέρους δειγμάτων και οδηγήθηκαν στο συμπέρασμα ότι αν δεν ληφθεί υπόψη η ετεροσκεδαστικότητα τα αποτελέσματα δεν είναι πλήρως αντικειμενικά. Ωστόσο, αρκετές πρόσφατες έρευνες ανέπτυξαν μοντέλα υπολογισμού της μεταβλητότητας. Οι Forbes και Rigobon (2001,2002) ανέλυσαν τα ομόλογα και τη χρηματιστηριακή αγορά της Λατινικής Αμερικής και χρησιμοποίησαν το συγκεκριμένο δείγμα για να διερευνήσουν την ύπαρξη μόλυνσης στη δεκαετία του 1990 κατά τη διάρκεια της νομισματικής κρίσης. Απέδειξαν ότι οι κλασικοί έλεγχοι για την ύπαρξη μόλυνσης, ύστερα από μια κρίση δεν είναι αντικειμενικοί διότι επηρεάζονται από την ετεροσκεδαστικότητα, την ενδογένεια και την παράλειψη μεταβλητών. Η υψηλή μεταβλητότητα των αποδόσεων της αγοράς που βρίσκεται σε κρίση και μεταφέρεται στην αγορά που διανύει μια σταθερή περίοδο, μέσω καναλιών, συνεπάγεται υψηλή συσχέτιση ανάμεσα στις χρηματιστηριακές αγορές ακόμη και αν δεν υφίσταται μόλυνση. Απέδειξαν ότι στις χώρες της Λατινικής Αμερικής δεν υφίσταται μόλυνση, αφού οι σχέσεις μεταξύ των αγορών παραμένουν σταθερές πριν, μετά, αλλά και κατά τη διάρκεια της κρίσης. Αυτό που παρατηρείται είναι υψηλή αλληλεξάρτηση αλλά δεν υπάρχουν στοιχεία που να αποδεικνύουν την ύπαρξη μόλυνσης. Οι Forbes and Rigobon είναι οι πρώτοι που εισήγαγαν μια τόσο επιτυχημένη διαφοροποίηση ανάμεσα στη μόλυνση που προέρχεται από τις ψυχολογικές διακυμάνσεις των επενδυτών όπως μαζικές αλλαγές και πανικό, και της εσωτερικής αλληλεξάρτησης που προέρχεται από τις οικονομικές σχέσεις.

Οι Corsetti, Pericoli και Sbracia (2005, 2010) ορίζουν ως μόλυνση (contagion) τις δομικές αλλαγές στη διεθνή μετάδοση των χρηματοοικονομικών shocks. Διαχώρισαν τις απότομες αλλαγές (break points) των τιμών σε αυτές που οφείλονται στη δυναμική της μεταβλητότητας (dynamic variance) και σε αυτή που οφείλεται στη μεταφορά μόλυνσης μέσω καναλιών της αγοράς. Οι συγγραφείς απέδειξαν ότι παρόμοιες μελέτες που υποστηρίζουν ότι υφίσταται μόνο ετεροσκεδαστικότητα και όχι μόλυνση δεν είναι πλήρως αντικειμενικές, αφού οι δυναμικές αλλαγές στη μεταβλητότητα οφείλονται μόνο στα ιδιοσυγκρασιακά σοκ της χώρας (country

specific noise). Σε αντίθεση με πρόσφατες μελέτες, οι αυθαίρετοι περιορισμοί υπολογισμού της διακύμανσης έχουν επιλυθεί βασιζόμενοι σε ένα παραγοντικό μοντέλο, στο οποίο διαφοροποιείται η αύξηση της μεταβλητότητας που οφείλεται στα ιδιοσυγκρασιακά σοκ της χώρας (country specific noise) και στην αύξηση της διακύμανσης που δεν οφείλεται στα προαναφερθέντα σοκ .

Τα μοντέλα που έχουν αναφερθεί παραπάνω χρησιμοποιούν διαφορετικές μεθόδους για τον έλεγχο αλλαγών στη διακύμανση. Ωστόσο, στη πλειοψηφία τους έχουν ένα σημαντικό πρόβλημα. Υπολογίζοντας τους στατιστικούς συντελεστές συσχέτισης ή πραγματοποιώντας στατιστικούς ελέγχους για διαφορετικά χρονικά διαστήματα, τα αποτελέσματα είναι άμεσα εξαρτημένα από το χρόνο ή από τις υποπεριόδους των χρονικών διαστημάτων. Επομένως είναι πολύ σημαντικό να καθοριστεί το αρχικό σημείο εμφάνισης μόλυνσης, διότι διαφορετικές αλλαγές (break points) στους μηχανισμούς διάδοσης παράγουν διαφορετικά αποτελέσματα. Συνεπώς, εκτιμώντας μοντέλα που βασίζονται σε εξωγενείς υποθέσεις θα έχει σαν συνέπεια να μην ερμηνευθεί σωστά η ύπαρξη ή όχι μόλυνσης. Αναγνωρίζοντας οι Corsetti, Pericoli και Sbracia (2005) τα μειονεκτήματα της συγκεκριμένης μεθόδου ανέπτυξαν ένα μοντέλο όπου η συλλογή των σημαντικών χρονικών στιγμών καθορίστηκε ενδογενώς. Εφάρμοσαν το μοντέλο τους στην χρηματιστηριακή αγορά του Χονγκ Κονγκ κατά τη διάρκεια της κρίσης τον Οκτώβριο του 1997. Τα ευρήματα της έρευνας τους υποδεικνύουν την ύπαρξη μόλυνσης σε πέντε από τις δεκαεφτά χώρες του δείγματος τους.

Ένας καινοτόμος έλεγχος προτάθηκε από τον Hong (2001) για την παρατήρηση της μεταβλητότητας. Στόχος του ήταν να ερευνησει την αιτία διάχυσης της μεταβλητότητας ανάμεσα στις συναλλαγματικές ισοτιμίες των U.S. dollar-Deutschemark και U.S. dollar-Japanese yen. Μέσω ενός GARCH μοντέλου έγιναν οι απαραίτητες εκτιμήσεις και -εν συνεχεία- διεξήχθη ο στατιστικός έλεγχος. Τα συμπεράσματα στα οποία κατέληξε είναι ότι οποιαδήποτε αλλαγή στη μεταβλητότητα των U.S. dollar-Deutschemark επιφέρει αλλαγή και στη μεταβλητότητα των U.S. dollar-Japanese yen το αντίστροφο δεν ισχύει.

Οι Serwa και Bohl (2005) βασιζόμενοι στις μεθοδολογίες των Forbes, Rigobon (2002) και Corsetti (2005) διερεύνησαν την ύπαρξη μόλυνσης στη χρηματιστηριακή

αγορά της Ευρώπης που συνδέεται με 7 μεγάλα χρηματιστηριακά shocks από το 1997 έως το 2002 (Ανατολική Ασία 1997, Ρωσία 1998, Βραζιλία 1999, Τουρκία 2000, Αργεντινή 2001, Η.Π.Α 2001,2002). Εφάρμοσαν μεθόδους χρησιμοποιώντας τον συντελεστή συσχέτισης προσαρμόζοντας την ετεροσκεδαστικότητα (heteroscedasticity-adjusted correlation coefficient), ώστε να διαφοροποιήσουν τις έννοιες της μόλυνσης και της αλληλεξάρτησης. Η ανάλυση τους επικεντρώθηκε στην Δυτική Ευρωπαϊκή αγορά και στις αναδυόμενες αγορές της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης. Απέδειξαν ότι υπάρχει μεγάλη αστάθεια στα κανάλια μετά το πέρας της μεταβλητής κατάστασης, καθώς επίσης οι αγορές της Κεντρικής και Ανατολικής Ευρώπης είναι πιο ευάλωτες στις καταστάσεις έντονης μεταβλητότητας σε σχέση με τις αγορές της Δυτικής Ευρώπης.

Οι Chiang, Jeon και Li (2010) ερεύνησαν την ύπαρξη μόλυνσης (contagion) στην Ασιατική κρίση το 1997 εκτιμώντας ένα δυναμικό μοντέλο συσχέτισης (Dynamic Conditional Correlation, DCC). Ένα DCC μοντέλο λαμβάνει υπόψη του όλα τα μειονεκτήματα που έχουν προαναφερθεί και αυτό το καθιστά το κατάλληλο μοντέλο για την εμπειρική εκτίμηση της ύπαρξης μόλυνσης. Οι Chiang, Jeon και Li εφάρμοσαν ένα DCC μοντέλο στις χρηματιστηριακές αποδόσεις Ασιατικών μετοχών. Τα εμπειρικά στοιχεία τους επιβεβαιώνουν την ύπαρξη μόλυνσης. Μέσω της ανάλυσης των συντελεστών συσχέτισης εντόπισαν δυο διαφορετικές καταστάσεις στην Ασιατική κρίση. Η πρώτη δείχνει την αύξηση της συσχέτισης (contagion) και η δεύτερη τη συνεχιζόμενη υψηλή συσχέτιση (herding). Επίσης στη στατιστική ανάλυση των συντελεστών συσχέτισης εντόπισαν μεγάλες αλλαγές στη διακύμανση κατά τη διάρκεια της κρίσης.

Όπως οι Corsetti, Pericoli και Sbracia έτσι και οι Billio και Caporin (2010) για τη μοντελοποίηση των σχέσεων των χρηματιστηριακών αγορών της Ασίας και της Αμερικής παρουσίασαν ένα ταυτόχρονο σύστημα εξισώσεων χρησιμοποιώντας ένα γενικευμένο αυτοπαλίνδρομο μοντέλο (GARCH). Για την εκτίμηση των καταλοίπων, ανέλυσαν τον πίνακα συσχετίσεων και τον χρησιμοποίησαν για να ελέγξουν την ανεξαρτησία των τυχαίων μεταβλητών. Επιπλέον, εισήγαγαν την μεθοδολογία αναγνώρισης καταστάσεων έντονης μεταβλητότητας. Επίσης πρότειναν, πώς να περιλαμβάνονται τα χρονοδιαγράμματα των περιόδων έντονης μεταβλητότητας της αγοράς σε συγκεκριμένα, δυναμικά μοντέλα συσχέτισης (dynamic conditional

correlation), επεκτείνοντας τη μεθοδολογία του Engle (2002) Dynamic Conditional Correlation (DCC). Η προσέγγιση των Billio και Caporin ανήκει στην κατηγορία των μεθόδων που συνδέουν την μόλυνση με τις μεταβολές στον πίνακα συσχετίσεων, ενώ οι υπόλοιπες παράμετροι παραμένουν σταθερές μέσα στο χρόνο. Ωστόσο η μέθοδος που χρησιμοποίησαν έχει αρκετές ομοιότητες με τη μέθοδο των Billio, Caporin (2005) και Pelletier (2006) με βασική διαφορά, ότι μοντελοποιώντας την αδέσμευτη συσχέτιση (unconditional correlation) με τη μέθοδο του Engle (2002) δηλαδή χρησιμοποιώντας ένα Markov switching model θα μπορούν να κάνουν χρήση του συγκεκριμένου μοντέλου μόνο για βραχυπρόθεσμες αποκλίσεις. Για τον έλεγχο ύπαρξης χρηματοοικονομικής μόλυνσης συγκέντρωσαν ένα σύνολο Ασιατικών και Αμερικανικών δεικτών και απέδειξαν ότι υφίσταται μεταβολή στη συσχέτιση, ως εκ τούτου υπήρχαν ενδείξεις μόλυνσης των χρηματιστηριακών αγορών.

Έναν διαφορετικό τρόπο εκτίμησης ύπαρξης μόλυνσης ακολούθησαν οι Bekaert, Harvey, και Ng (2005). Εφάρμοσαν ένα μοντέλο δυο παραγόντων και προσπάθησαν να μελετήσουν το φαινόμενο της μόλυνσης των αγορών μέσω της τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων. Το δείγμα τους αποτελούνταν από τρεις χρηματιστηριακές αγορές: της Νοτιοανατολικής Ασίας, της Ευρώπης και της Λατινικής Αμερικής. Οι δυο παράγοντες είναι οι αποδόσεις του χρηματιστηρίου των Η.Π.Α και οι αποδόσεις μετοχών των άλλων περιοχών. Το πλαίσιο στο οποίο κινήθηκαν αποτελείται από τρία μοντέλα, το πρώτο είναι το παγκόσμιο CAPM capital asset pricing model (μοντέλο τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων), το CAPM με περιουσιακά στοιχεία αναφοράς τις αποδόσεις των μετοχών του χρηματιστηρίου Η.Π.Α. και το τρίτο μοντέλο το CAPM με περιουσιακά στοιχεία αναφοράς τις αποδόσεις των μετοχών των υπολοίπων περιοχών. Έλεγξαν τις προδιαγραφές τιμολόγησης των περιουσιακών στοιχείων, προσθέτοντας τοπικούς παράγοντες και κατέληξαν να απορρίπτουν τη υπόθεση μη ύπαρξης μόλυνσης. Το μοντέλο μεταβλητότητας που ανέπτυξαν οι Bekaert, Harvey και Ng είναι παρεμφερές με το μοντέλο των Bekaert και Harvey (1997) και Ng (2000). Βασικός στόχος τους είναι να εξετάσουν και να ερευνήσουν, αν σε περιόδους κρίσης, παρατηρούνται αιφνίδιες αυξήσεις στην συσχέτιση των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων. Απέδειξαν ότι δεν υπάρχουν ενδείξεις ύπαρξης μόλυνσης κατά τη περίοδο της κρίσης στο Μεξικό, αλλά έδειξαν ότι υπάρχουν σημαντικές αυξήσεις στα κατάλοιπα της συσχέτισης κατά τη διάρκεια της Ασιατικής κρίσης, κυρίως στις χώρες της Ασίας. Οι Dungey και Martin (2001)

κατέληξαν σε παρόμοια συμπεράσματα για την Ασιατική κρίση. Πιο συγκεκριμένα, κατά τη διάρκεια της νομισματικής κρίσης στην Ανατολική Ασία 1997-98, παρατηρήθηκε μετάδοση της έντονης μεταβλητότητας σε αναπτυγμένες αγορές όπως της Ιαπωνίας, Αυστραλίας και Νέας Ζηλανδίας. Γεγονός που υποδεικνύει την ύπαρξη μόλυνσης κατά την Ασιατική κρίση.

Πιο πρόσφατες μελέτες που έχουν γίνει για την ύπαρξη μόλυνσης έχουν επικεντρωθεί στο χώρο της Ευρωζώνης. Αξίζει να αναφερθεί η έρευνα του Norbert Metiu (2012) που επεκτείνει το κανονικό μοντέλο των Pesaran και Pick (2007), ώστε να ελέγξει την ύπαρξη μετάδοσης μόλυνσης (contagion) των πιστωτικών γεγονότων στην αγορά κυβερνητικών ομολόγων της Ευρωζώνης. Για την διεξαγωγή της έρευνας ο Norbert Metiu χρησιμοποίησε τις αποδόσεις των δεκαετών κυβερνητικών ομολόγων από έντεκα χώρες της Ευρωζώνης (Αυστρία, Βέλγιο, Φιλανδία, Γαλλία, Ελλάδα, Ιρλανδία, Ιταλία, Ολλανδία, Πορτογαλία, Ισπανία και Γερμανία) αποδεικνύοντας ότι υπάρχουν ενδείξεις διασυνοριακής μετάδοσης της μόλυνσης, έπειτα από το ξέσπασμα της παγκόσμιας πιστωτικής κρίσης.

Οι Missio και Watzka (2011) κατά τη διάρκεια της έρευνας τους επικεντρώθηκαν στην έντονα μεταβλητή κατάσταση που κυριάρχησε στην Ευρωζώνη τα τελευταία τέσσερα χρόνια. Χρησιμοποιώντας ένα δυναμικό μοντέλο συσχέτισης (Dynamic Conditional Correlation, DCC) και ένα πολυμετάβλητο μοντέλο ετεροσκεδαστικότητας (MGARCH) απέδειξαν ότι τέσσερις χώρες της Ευρωζώνης (Πορτογαλία, Ισπανία, Ιταλία, Βέλγιο) από τις έξι, επηρεάστηκαν από την κρίση στην Ευρώπη το καλοκαίρι του 2010. Επιπλέον, επέκτειναν την έρευνα τους εξετάζοντας την αντίδραση των αγορών στην αρνητική ειδησεογραφία και πως μπορεί να μεταφερθεί στις αγορές. Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι η έντονη μεταβλητότητα που κυριάρχησε στις αγορές λόγω της υποβάθμισης της Ελλάδας από τους οίκους αξιολόγησης μεταφέρθηκε στην Πορτογαλία και την Ισπανία, αλλά οι υπόλοιπες χώρες της Ευρωζώνης έμειναν ανεπηρέαστες. Πιο αναλυτικά, στη μελέτη τους προσπάθησαν να εξακριβώσουν τη δυναμική συσχέτιση των κυβερνητικών ομολόγων στις συγκεκριμένες προαναφερθείσες χώρες της Ευρωζώνης και κατέληξαν ότι υπάρχει μεταφορά μόλυνσης κατά τη διάρκεια της κρίσης.

Στόχος της παρούσας εργασίας είναι να επεκτείνει το μοντέλο των Gravelle, Kichian και Morley (2005) χρησιμοποιώντας τα μοντέλα των Flavin, Panopoulou και Unalmis (2008). Αρχικά, θα πρέπει να αναφέρουμε τους ορισμούς που δίνουν οι συγκεκριμένοι συγγραφείς για shift contagion και pure contagion. Ως shift contagion ορίζουν την οποιαδήποτε αλλαγή στις σχέσεις των αγορών κατά τη διάρκεια περιόδου έντονης μεταβλητότητας. Ενώ, ο ορισμός που δίνεται για pure contagion είναι η μετάδοση ενός shock που είναι ιδιοσυγκρασιακό από μια αγορά σε μια άλλη κατά τη διάρκεια κρίσης. Αυτό το είδος μόλυνσης συμβαίνει λόγω της μετάδοσης του idiosyncratic shock σε άλλες χώρες μέσω καναλιών που δεν είχαν αναγνωριστεί πριν την κρίση.

Οι Gravelle, Kichian και Morley ερεύνησαν γιατί οι χρηματιστηριακές κρίσεις είναι υπεύθυνες για την αύξηση της αλληλεξάρτησης των περιουσιακών στοιχείων διαφορετικών χωρών. Έλαβαν υπόψη τους τις δυο βασικές πηγές που είναι υπεύθυνες για την αύξηση της συμμεταβολής των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων. Πρώτον, τα μεγάλα common shocks που λειτουργούν μέσω τυποποιημένων καναλιών. Δεύτερον, τις δομικές αλλαγές στη μεταφορά των shocks ανάμεσα στις χώρες, το οποίο το ονόμασαν shift contagion. Για τη διερεύνηση ύπαρξης shift contagion ανέπτυξαν μια μέθοδο βασισμένη σε τρία χαρακτηριστικά. Πρώτον, οι παράμετροι που αναφέρονται στις δομικές αλλαγές μεταφοράς των shocks μεταξύ των χωρών αναγνωρίζονται μέσω των αλλαγών στη μεταβλητότητα των shocks. Δεύτερον, οι αλλαγές στη μεταβλητότητα καθορίζονται ενδογενώς. Τρίτον, η χώρα που βρίσκεται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας δεν είναι απαραίτητο να συμπεριληφθεί στην ανάλυση. Εν συνεχεία, εφάρμοσαν το μοντέλο τους για τη διερεύνηση ύπαρξης shift contagion στην αγορά συναλλάγματος ανεπτυγμένων χωρών και στην ομολογιακή αγορά αναδυόμενων οικονομιών-χωρών. Ολοκληρώνοντας την έρευνα τους απέρριψαν την υπόθεση μη ύπαρξης shift contagion για ένα μεγάλο αριθμό συναλλαγματικών αποδόσεων, κυρίως για Ευρωπαϊκές χώρες και βρήκαν ενδείξεις ύπαρξης shift contagion για την αγορά ομολόγων της Λατινικής Αμερικής.

Οι Flavin και Panopoulou (2007) υιοθέτησαν το μοντέλο των Gravelle, Kichian και Morley (GKM) με στόχο να ελέγξουν τις δομικές αλλαγές στους μηχανισμούς διάδοσης των shocks, όταν η μεταβλητότητα εναλλάσσεται από υψηλή σε χαμηλή και

το αντίστροφο. Για την διεξαγωγή του συγκεκριμένου ελέγχου επέλεξαν τις 7 ισχυρότερες οικονομίες (G-7) και απέδειξαν ότι υπάρχουν ελάχιστες ενδείξεις ύπαρξης shift contagion, στο 90% του συνολικού δείγματος απέτυχαν να απορρίψουν την υπόθεση μη ύπαρξης shift contagion. Επιπλέον, έδειξαν ότι τα idiosyncratic shocks παρουσιάζουν μεγαλύτερη μεταβλητότητα σε σχέση με τα common shocks.

Η μελέτη των Flavin, Panopoulou και Unalmis (2008) επικεντρώθηκε στην ανάλυση της σταθερότητας των καναλιών που συνδέουν την συναλλαγματική αγορά και την αγορά μετοχών κατά τη διάρκεια κρίσεων. Πιο συγκεκριμένα ερεύνησαν αν οι μηχανισμοί διάδοσης των common shocks παραμένουν σταθεροί όταν η μεταβλητότητα εναλλάσσεται από ήπια σε υψηλή και το αντίστροφο. Για τη διεξαγωγή του συγκεκριμένου ελέγχου ανέπτυξαν ένα μοντέλο που ελέγχει ταυτόχρονα για ύπαρξη shift και pure contagion σε ένα ενοποιημένο πλαίσιο. Η έρευνα τους επικεντρώθηκε στην αναδυόμενη χρηματοοικονομική αγορά της Ανατολικής Ασίας και απέδειξαν, ότι υφίσταται αμφίπλευρη pure contagion. Τα shocks που προέρχονται από την αγορά συναλλάγματος ή την αγορά μετοχών τείνουν να μεταδίδονται στην άλλη αγορά κατά τη περίοδο έντονης μεταβλητότητας. Αντιθέτως δεν κατέληξαν στα ίδια συμπεράσματα και για την ύπαρξη shift contagion. Μόνο στη Κορέα και τις Φιλιππίνες παρατηρείται αστάθεια στην μεταφορά των common shocks στις εναλλαγές καταστάσεων.

Επίσης, οι Flavin και Panopoulou (2010) επανεξέτασαν την ύπαρξη μόλυνσης στην αγορά μετοχών της Ανατολικής Ασίας κατά τη διάρκεια της κρίσης 1997-98. Οι Forbes και Rigobon (2002) απέρριψαν την υπόθεση σημαντικής αύξησης των συντελεστών συσχέτισης κατά τη διάρκεια της κρίσης και κατέληξαν, ότι δεν υπήρχαν στατιστικές ενδείξεις ύπαρξης μόλυνσης, αλλά μόνο αλληλεξάρτηση. Οι Flavin και Panopoulou επικεντρώθηκαν στην αγορά μετοχών και συγκρίνοντας τα αποτελέσματα με του Dungey (2003, 2004) απέδειξαν, ότι οι επιπτώσεις της μόλυνσης στις αποδόσεις είναι πολύ περισσότερο σημαντικές για την αγορά μετοχών παρά για την αγορά συναλλάγματος. Κατέληξαν ότι υπάρχουν στατιστικές ενδείξεις για ύπαρξη και shift και pure contagion. Η μόλυνση επηρέασε και τις αναπτυσσόμενες οικονομίες, αλλά και τις αναπτυσσόμενες εξίσου.

3 Μεθοδολογία

Το μοντέλο που παρατίθεται, βασίζεται στη μεθοδολογία των Gravelle, Kichian και Morley (2005) για Shift contagion και για Pure contagion στους Flavin, Panopoulou και Unalmis (2008) καθώς επίσης και στους Flavin και Panopoulou (2010).

3.1 Μοντέλο

Θα αναπτύξουμε ένα μοντέλο αλλάζοντας την αλληλεξάρτηση δύο περιουσιακών στοιχείων, και συγκεκριμένα δύο ομολόγων. Θεωρούμε r_{1t} και r_{2t} τις αποδόσεις των δύο περιουσιακών στοιχείων (ομολόγων) που έχουμε επιλέξει. Τις αποδόσεις μπορούμε να τις μοντελοποιήσουμε ως εξής:

$$r_{1t} = \mu_{1t} + u_{1t} \quad (1)$$

Η απόδοση του πρώτου ομολόγου

$$r_{2t} = \mu_{2t} + u_{2t} \quad (2)$$

Η απόδοση του δεύτερου ομολόγου

Τα μ_{it} ($i = 1,2$) και u_{it} ($i = 1,2$) αναπαριστούν αντίστοιχα τις αναμενόμενες αποδόσεις (expected returns) και τις μη αναμενόμενες αποδόσεις (forecast error) των ομολόγων. Υποθέτοντας ότι έχουμε μια σειρά ασυσχέτιστων αποδόσεων τότε οι αναμενόμενες αποδόσεις είναι σταθερές και οι μη αναμενόμενες αποδόσεις, έχουν μηδενική μέση τιμή και είναι σειριακά ασυσχέτιστες (π.χ. $E_t(u_{it+k})=0$ για όλα τα $k>0$). Επίσης θεωρούμε ότι οι μη αναμενόμενες αποδόσεις (forecast error) των δύο ομολόγων στην αγορά είναι ταυτόχρονα συσχετισμένες ($E(u_{1t}, u_{2t}) \neq 0$). Πιο συγκεκριμένα, μπορούμε να χωρίσουμε τις μη αναμενόμενες αποδόσεις σε common structural shocks (δομικό κοινό σοκ) και idiosyncratic structural shocks (ιδιοσυγκρατικό δομικό σοκ). Η ταυτόχρονη συσχέτιση στις μη αναμενόμενες αποδόσεις, υποδηλώνει την ύπαρξη common structural shocks στις αποδόσεις των ομολόγων.

$$u_{it} = \sigma_{cit} z_{ct} + \sigma_{it} z_{it}, \quad i = 1,2 \quad (3)$$

όπου z_{ct} είναι το common shock και z_{it} είναι το idiosyncratic shock. Επίσης, σ_{it} και σ_{cit} είναι οι συντελεστές επίπτωσης (impact coefficients) που καθορίζουν τον αντίκτυπο των shocks στις αποδόσεις των ομολόγων. Θεωρώντας ότι η διακύμανση των shocks z είναι μονάδα, τότε οι συντελεστές επίπτωσης μπορούν να ερμηνευθούν, ως η τυπική απόκλιση των shocks. Άρα, κανονικοποιούμε στη μονάδα τους συντελεστές επίπτωσης (impact coefficient), ώστε να είναι θετικοί, εκτός από τον σ_{c2t} (ο οποίος μπορεί να είναι θετικός ή αρνητικός) έτσι ώστε να υφίσταται η αρνητική ή θετική συσχέτιση, μεταξύ των μη αναμενόμενων αποδόσεων u_{1t} και u_{2t} . Τα shocks έχουν μέση τιμή ίση με το 0 είναι χρονολογικά ασυσχέτιστα, αλλά και μεταξύ τους $E_t[z_{jt+k}] = 0$ για $k > 0$ και $E[z_{jt}z_{jt}] = 0$ για $j \neq j'$, όπου $j = 1, 2, c$.

Χρησιμοποιούμε τον συντελεστή επίπτωσης στα common shocks ώστε, να ερευνησουμε, τον τρόπο με τον οποίο η αλληλεξάρτηση μεταξύ των δύο ομολόγων αλλάζει μέσα στο χρόνο. Για παράδειγμα, αν υποθέσουμε αυξημένες συμμεταβολές στις αποδόσεις των ομολόγων, εν μέσω οικονομικής κρίσης, πράγμα που θα συνεπάγεται μεγαλύτερα common shocks που λειτουργούν μέσω των καναλιών της αγοράς. Τότε αναμένεται τα σ_{c1t} και σ_{c2t} να είναι μεγαλύτερα κατά τη διάρκεια της κρίσης. Ωστόσο και τα δύο θα αυξηθούν αναλογικά σε περίπτωση μεγαλύτερου common shock. Ο λόγος $\sigma_{c1t}/\sigma_{c2t}$ θα μείνει ανεπηρέαστος πριν και μετά την κρίση. Αντιθέτως, θεωρούμε ότι αν η κρίση επιφέρει αλλαγές στη μετάδοση των common shocks, τότε θα μπορούμε να αναφερθούμε σε shift contagion. Σε αυτή τη περίπτωση ο λόγος $\sigma_{c1t}/\sigma_{c2t}$ θα αλλάξει κατά τη διάρκεια της κρίσης. Επομένως, διερευνούμε την ύπαρξη shift contagion εκτιμώντας τους συντελεστές για common shocks και καθορίζουμε, αν ο λόγος αλλάζει κατά τη διάρκεια μιας κρίσης.

Το μοντέλο που ορίσαμε στις εξισώσεις (1)-(3) εκτιμάται μέσα από τον πίνακα διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων των u_{1t} και u_{2t} , δηλαδή

$$\Sigma_t \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2 & \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix} \quad (4)$$

Για τον υπολογισμό των στοιχείων του πίνακα υπολογίζουμε το $\text{Var}(u_{1t})$, $\text{Var}(u_{2t})$, $\text{cov}(u_{1t}, u_{2t})$ ως εξής:

$$\begin{aligned} \text{a) } \text{Var}(u_{1t}) &= \text{Var}(\sigma_{c1t}z_{ct} + \sigma_{1t}z_{1t}) = \sigma_{c1t}^2 \text{var}(z_{ct}) + \sigma_{1t}^2 \text{var}(z_{1t}) + \\ & 2\sigma_{c1t}\sigma_{1t}\text{cov}(z_{ct}, z_{1t}) = \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2, \end{aligned}$$

$\text{var}(z_{ct}) = 1$ γιατί έχουμε θεωρήσει ότι η διακύμανση των shocks είναι μονάδα το ίδιο ισχύει και για $\text{var}(z_{1t}) = 1$, επίσης $\text{cov}(z_{ct}, z_{1t}) = 0$, γιατί είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους.

Όμοια αποδεικνύουμε ότι:

$$\begin{aligned} \text{b) } \text{Var}(u_{2t}) &= \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2 \\ \text{Var}(u_{2t}) &= \text{var}(\sigma_{c2t}z_{ct} + \sigma_{2t}z_{2t}) = \sigma_{c2t}^2 \text{var}(z_{ct}) + \sigma_{2t}^2 \text{var}(z_{2t}) + \\ & 2\sigma_{c2t}\sigma_{2t}\text{cov}(z_{ct}, z_{2t}) = \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{c) } \text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) &= \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) &= E[(\sigma_{c1t}z_{ct} + \sigma_{1t}z_{1t}), (\sigma_{c2t}z_{ct} + \sigma_{2t}z_{2t})] - E(\sigma_{c1t}z_{ct} + \\ & \sigma_{1t}z_{1t})E(\sigma_{c2t}z_{ct} + \sigma_{2t}z_{2t}) = \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t}. \end{aligned}$$

Μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τις εκτιμήσεις του παραπάνω πίνακα για να διαπιστώσουμε την ύπαρξη ή όχι shift contagion. Αν η διακύμανση των shocks παραμένει σταθερή, τότε οι συντελεστές δεν μπορούν να προσδιοριστούν. Έχοντας ήδη θεωρήσει ότι, η διακύμανση των shocks είναι η μονάδα, υπολογίζουμε τη διακύμανση και την συνδιακύμανση των u_{1t} και u_{2t} και τελικά παρατηρούμε, ότι ενώ έχουμε 3 εξισώσεις, οι παράμετροι είναι 4.

$$\text{Var}(u_{1t}) = \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2 \quad (5)$$

$$\text{Var}(u_{2t}) = \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2 \quad (6)$$

$$\text{cov}(u_{1t}, u_{2t}) = \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \quad (7)$$

Σε περίπτωση που η διακύμανση παραμείνει σταθερή, τότε η αλληλεξάρτηση μεταξύ, των δύο ομολόγων, δεν θα μεταβληθεί, επαγωγικά. δεν θα υπάρχει shift

contagion. Αντιθέτως, σε περίπτωση, αλλαγής στη μεταβλητότητα (regime switching volatility) των shocks τότε θα παρουσιαστούν αλλαγές στην αλληλεξάρτηση των 2 ομολόγων και οι συντελεστές θα μπορούν να προσδιοριστούν.

Στο συγκεκριμένο μοντέλο που μελετάμε, θεωρούμε, ότι οποιασδήποτε μορφής shock μεταβάλλεται, όταν αλλάζει η μεταβλητότητα, είτε αυξηθεί, είτε μειωθεί. Αν και οι αλλαγές μόνο στα common shocks είναι απαραίτητες για τον προσδιορισμό των παραμέτρων (σ_{c1t} και σ_{c2t}). Επομένως οι συντελεστές της εξίσωσης (3) γράφονται ως εξής:

$$\sigma_{cit} = \sigma_{ci}(1 - S_{ct}) + \sigma_{ci}^* S_{ct} \quad (8)$$

$$\sigma_{it} = \sigma_i(1 - S_{it}) + \sigma_i^* S_{it} \quad (9)$$

$S_{jt} = \{0,1\}$ είναι μια αφανής μεταβλητή (latent variable), η οποία λαμβάνει την τιμή 0 όταν οι συνθήκες είναι κανονικές και την τιμή 1 σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας. Οι όροι με τον αστερίσκο αντιστοιχούν στην υψηλότερη μεταβλητότητα ($|\sigma^*| > |\sigma|$). Για τον προσδιορισμό των παραμέτρων εξετάζουμε τις ροπές που σχετίζονται με υψηλή μεταβλητότητα.

$$\text{Var}(u_{1t} | S_{ct}=1) = \sigma_{c1}^{*2} + \sigma_1^2, \quad (10)$$

$$\text{Var}(u_{2t} | S_{ct}=1) = \sigma_{c2}^{*2} + \sigma_2^2, \quad (11)$$

$$\text{Cov}(u_{1t}, u_{2t} | S_{ct}=1) = \sigma_{c1}^* \sigma_{c2}^*, \quad (12)$$

$$\text{Var}(u_{1t} | S_{1t}=1) = \sigma_{c1}^2 + \sigma_1^{*2}, \quad (13)$$

$$\text{var}(u_{2t} | S_{2t}=1) = \sigma_{c2}^2 + \sigma_2^{*2}, \quad (14)$$

Έχοντας τις εξισώσεις (5)-(7) που αντιστοιχούν σε ήπια εναλλαγή της διακύμανσης και τις εξισώσεις (10)-(14) που αντιστοιχούν σε υψηλή εναλλαγή της διακύμανσης προσδιορίζονται επαρκώς και οι 8 παράμετροι στις εξισώσεις (8)-(9). Αυτή η προσέγγιση είναι ένα παράδειγμα «προσδιορισμού μέσω ετεροσκεδαστικότητας».

Παρατηρούμε ότι οι δυνατές περιπτώσεις πινάκων διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων που μπορούμε να έχουμε είναι 8.

- $\Sigma_1 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2 & \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που δεν παρατηρείται υψηλή μεταβλητότητα στα shocks.

- $\Sigma_2 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^{*2} & \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* \\ \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* & \sigma_{c2t}^{*2} + \sigma_{2t}^{*2} \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που έχουμε υψηλή μεταβλητότητα στα common shocks και στο πρώτο idiosyncratic shock.

- $\Sigma_3 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^2 & \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* \\ \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* & \sigma_{c2t}^{*2} + \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που έχουμε υψηλή μεταβλητότητα στα common shocks και στο δεύτερο idiosyncratic shock.

- $\Sigma_4 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^2 & \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* \\ \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* & \sigma_{c2t}^{*2} + \sigma_{2t}^{*2} \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που έχουμε υψηλή μεταβλητότητα μόνο στα common shocks.

- $\Sigma_5 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^{*2} & \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^{*2} \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που παρουσιάζεται υψηλή μεταβλητότητα στο πρώτο και στο δεύτερο idiosyncratic shocks αλλά τα common shocks έχουν ήπια μεταβλητότητα.

- $\Sigma_6 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^{*2} & \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^{*2} \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που παρουσιάζεται υψηλή μεταβλητότητα στο πρώτο idiosyncratic shock αλλά όλα τα υπόλοιπα έχουν ήπια μεταβλητότητα.

- $\Sigma_7 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2 & \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^{*2} \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που παρουσιάζεται υψηλή μεταβλητότητα στο δεύτερο idiosyncratic shock αλλά όλα τα υπόλοιπα έχουν ήπια μεταβλητότητα.

- $\Sigma_8 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^{*2} & \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* \\ \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* & \sigma_{c2t}^{*2} + \sigma_{2t}^{*2} \end{bmatrix},$

σε περίοδο κρίσης όπου παρατηρείται υψηλή μεταβλητότητα σε όλα τα shocks.

Ολοκληρώνουμε το μοντέλο καθορίζοντας τον τρόπο με τον οποίο εξελίσσεται η μεταβλητότητα μέσα στο χρόνο. Προκειμένου να καταστεί δυνατό, η μεταβλητότητα να αλλάζει και από υψηλή να γίνεται χαμηλή και το αντίστροφο, υποθέτουμε ότι ο τρόπος εναλλαγής της μεταβλητότητας ακολουθεί ένα Markov(1) switching μοντέλο.

$$\Pr[S_{jt} = 0 | S_{jt-1} = 0] = q_j \quad j = 1, 2, c \quad (15)$$

$$\Pr[S_{jt} = 1 | S_{jt-1} = 1] = p_j \quad j = 1, 2, c \quad (16)$$

Όπου $\Pr[S_{jt} = 0 | S_{jt-1} = 0] = q_j$ είναι η πιθανότητα παραμονής σε χαμηλή μεταβλητότητα και $\Pr[S_{jt} = 1 | S_{jt-1} = 1] = p_j$ είναι η πιθανότητα παραμονής σε υψηλή μεταβλητότητα.

Κάτω από αυτές τις προϋποθέσεις η εναλλαγή της μεταβλητότητας εκτιμάται ενδογενώς αντί εξωγενώς. Το τελικό μοντέλο δίνεται από τις (1)-(3) (8)-(9) και (15)-(16). Αφού έχουμε υποθέσει ότι η διακύμανση των υποκείμενων δομικών shocks είναι ίση με τη μονάδα, μπορούμε να εκτιμήσουμε τις παραμέτρους μέσω της μεθόδου μέγιστης πιθανοφάνειας χρησιμοποιώντας τεχνικές του Markov(1) switching μοντέλο.

Μοντελοποίηση των αναμενόμενων αποδόσεων (μ_{it})

Υποθέτουμε ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις στη σχέση (1) δεν παραμένουν σταθερές. Βασιζόμενοι σε αυτή την υπόθεση θεωρούμε ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις μεταβάλλονται στο χρόνο, και η μεταβολή αυτή εξαρτάται από την κατάσταση των common shocks. Ένα μέρος των αποδόσεων των ομολόγων είναι το ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium), το οποίο ποικίλλει σύμφωνα με το ύψος της μεταβλητότητας. Οι αναμενόμενες αποδόσεις μοντελοποιούνται ως εξής:

$$\mu_{it} = \mu_i(1 - S_{ct}) + \mu_i^* S_{ct}, \quad i = 1, 2 \quad (17)$$

3.2 Shift contagion-Έλεγχος

Προκειμένου να εξεταστούν οι συνέπειες από τις εκτιμήσεις που έχουμε ήδη κάνει για την ύπαρξη shift contagion, θα αναφέρουμε μια αναλογία για τις εκτιμώμενες παραμέτρους. Η αναλογία γ (ο τύπος παρατίθεται αναλυτικά παρακάτω) υποδηλώνει το κατά πόσο οι παράμετροι που αντιστοιχούν σε υψηλή μεταβλητότητα μεταβάλλονται αναλογικά σε σχέση με τις παραμέτρους που αντιστοιχούν σε χαμηλή μεταβλητότητα. Όταν αλλάζει το μέγεθος των shocks σε περίοδο κρίσης τότε οι συντελεστές μεταβάλλονται αναλογικά, όταν όμως υπάρχει μετάδοση των shocks μεταξύ χωρών τότε δεν είναι αναλογικοί. Το γ κατασκευάζεται ως εξής:

$$\gamma = \max\left\{ \left| \frac{\sigma_{c1}^* \sigma_{c2}}{\sigma_{c1} \sigma_{c2}^*} \right|, \left| \frac{\sigma_{c1} \sigma_{c2}^*}{\sigma_{c1}^* \sigma_{c2}} \right| \right\} \quad (18)$$

Το γ υποδηλώνει τη σχέση αναλογίας των παραμέτρων που αντιστοιχούν σε υψηλή μεταβλητότητα και των παραμέτρων που αντιστοιχούν σε χαμηλή μεταβλητότητα. Όταν το γ είναι ίσο με τη μονάδα, τότε έχουμε αλλαγές μόνο στο μέγεθος των shocks. Σε διαφορετικές περιπτώσεις που έχουμε μετάδοση των shocks από χώρα σε χώρα (shift contagion), τότε το γ είναι διαφορετικό της μονάδας και μάλιστα μπορεί να είναι πολύ μεγαλύτερο της μονάδας κατά απόλυτη τιμή.

Στο συγκεκριμένο σημείο θα ορίσουμε το Unconditional Probability και το Duration. Πρώτον το Unconditional Probability, υποδηλώνει πόσο συχνά παρουσιάζεται μέσα στο χρόνο υψηλή μεταβλητότητα στα common shocks και υπολογίζεται μέσω του τύπου $(1 - P)/(2 - P - Q)$. Το P και το Q προκύπτουν, από τις εξισώσεις (15) και (16), επίσης το P εκφράζει την πιθανότητα ότι οι αντίστοιχες εναλλαγές στη μεταβλητότητα θα επικρατήσουν για δύο διαδοχικά χρόνια. Το Duration μετράει τη διάρκεια (σε χρόνια), που παρουσιάζεται υψηλή μεταβλητότητα στα common shocks και υπολογίζεται από τον τύπο $Duration = 1/(1 - P)$.

Η παρατηρούμενη αύξηση στη διακύμανση και στη συνδιακύμανση των αποδόσεων κατά την περίοδο μιας κρίσης, οφείλεται στην αύξηση των common shocks και όχι σε μηχανισμούς διάδοσης. Για τον εμπειρικό έλεγχο της ύπαρξης shift contagion επιλέγουμε ένα likelihood ratio test (τεστ λόγου πιθανοφάνειας) με μηδενική και εναλλακτική υπόθεση το οποίο γράφεται ως ακολούθως:

$$H_0: \frac{\sigma_{c1}^*}{\sigma_{c2}^*} = \frac{\sigma_{c1}}{\sigma_{c2}} ; \quad \text{έναντι} \quad H_1: \frac{\sigma_{c1}^*}{\sigma_{c2}^*} \neq \frac{\sigma_{c1}}{\sigma_{c2}} \quad (19)$$

Η μηδενική υπόθεση υποδηλώνει την απουσία shift contagion, οι συντελεστές μεταβάλλονται αναλογικά είτε είμαστε σε ήρεμες περιόδους, είτε σε περιόδους κρίσης. Το likelihood ratio test (τεστ λόγου πιθανοφάνειας) χρησιμοποιείται ευρέως για τον έλεγχο περιορισμών (restrictions) σε nested μοντέλα και ακολουθεί την κατανομή X^2 με ένα βαθμό ελευθερίας. Ο οποίος αντιστοιχεί, στους περιορισμούς της ισότητας των λόγων των συντελεστών για τις εναλλαγές κατάστασης.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΝ

3.3 Pure Contagion-Έλεγχος

Επεκτείνουμε το παραπάνω μοντέλο για να ελέγξουμε την ύπαρξη ή όχι Pure Contagion, δηλαδή αν τα shocks που συμβαίνουν στην εκάστοτε χώρα μεταφέρονται μέσω καναλιών της αγοράς σε άλλες χώρες, σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας. Για αυτό το σκοπό επιτρέπουμε όταν συμβαίνει idiosyncratic shock σε μια χώρα να επηρεάζει τις αποδόσεις των ομολόγων των υπόλοιπων χωρών σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας.

Καθώς το μοντέλο μπορεί να εκτιμηθεί σε ένα μόνο βήμα, οι 8 διαφορετικές καταστάσεις μας δίνουν διαφορετικά χαρακτηριστικά. Αν για παράδειγμα επιλέξουμε την κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας τότε οι αποδόσεις των ομολόγων θα διαμορφωθούν ως εξής:

$$r_{1t} = \mu_{1t} + \sigma_{c1t}z_{ct} + \sigma_{1t}z_{1t} \quad (20)$$

$$r_{2t} = \mu_{2t} + \sigma_{c2t}z_{ct} + \sigma_{2t}z_{2t} \quad (21)$$

Τα idiosyncratic shocks έχουμε υποθέσει ότι είναι ανεξάρτητα, επομένως η συμμεταβολή των αποδόσεων των ομολόγων καθορίζεται μόνο από τα common shocks. Ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των αποδόσεων είναι ο εξής:

$$\Sigma_1 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2 & \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix}$$

Στην περίπτωση που διανύουμε περίοδο κρίσης, άρα είμαστε σε περίοδο υψηλής μεταβλητότητας, οι αποδόσεις των ομολόγων διαμορφώνονται ως εξής:

$$r_{1t} = \mu_{1t}^* + \sigma_{c1t}^*z_{tc1} + \sigma_{1t}^*z_{1t} + \delta_1\sigma_{2t}^*z_{2t} \quad (22)$$

$$r_{2t} = \mu_{2t}^* + \sigma_{c2t}^*z_{tc2} + \sigma_{2t}^*z_{2t} + \delta_2\sigma_{1t}^*z_{1t} \quad (23)$$

Ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων διαμορφώνεται ως εξής:

$$\Sigma_8 = \begin{bmatrix} \sigma_{1t}^{*2} + \sigma_{c1t}^{*2} + \delta_1^2\sigma_{2t}^{*2} & \sigma_{c1t}^*\sigma_{c2t}^* + \delta_2\sigma_{t1}^{*2} + \delta_1\sigma_{2t}^{*2} \\ \sigma_{c1t}^*\sigma_{c2t}^* + \delta_2\sigma_{t1}^{*2} + \delta_1\sigma_{2t}^{*2} & \sigma_{2t}^{*2} + \sigma_{c2t}^{*2} + \delta_2^2\sigma_{1t}^{*2} \end{bmatrix}$$

Συγκρίνοντας τις εξισώσεις (20)-(23) ο επιπλέον όρος στις αποδόσεις των ομολόγων της χώρας i ($\delta_i \sigma_j^* z_j$) ανιχνεύει και υπολογίζει την ύπαρξη ή όχι pure contagion σε περιόδους υψηλής μεταβλητότητας του idiosyncratic shock της χώρας j .

Αν υποθέσουμε ότι τα δομικά shocks κανονικοποιούνται, τότε πρέπει να εκτιμήσουμε το μοντέλο που δίνεται από τις εξισώσεις (1)-(23) μέσω της μεθόδου μέγιστης πιθανοφάνειας.

Όταν το idiosyncratic shock του ομολόγου της χώρας i είναι σε υψηλή μεταβλητότητα τότε επηρεάζει τις αποδόσεις του ομολόγου της χώρας j προκαλώντας pure contagion. Pure contagion υφίσταται, μόνο όταν το idiosyncratic shock είναι σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Ο έλεγχος ύπαρξης pure contagion είναι ένα t-test στο συντελεστή του δ_i , σύμφωνα με την μηδενική υπόθεση $\delta_i = 0$ όταν δεν υπάρχουν ενδείξεις για pure contagion. Επίσης διεξάγουμε ένα likelihood ratio test, με τα δυο κανάλια να είναι ανενεργά ώστε να αξιολογηθεί η σημαντικότητα των αμφίπλευρων συνεπειών.

Λόγω των 8 διαφορετικών υφιστάμενων καταστάσεων οι πίνακες διακυμάνσεις-συνδιακύμανσεις διαμορφώνονται ως εξής:

- $$\Sigma_1 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2 & \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} \\ \sigma_{c1t} * \sigma_{c2t} & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix},$$

σε περίπτωση που δεν παρατηρείται υψηλή μεταβλητότητα στα shocks.

- $$\Sigma_2 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^{*2} & \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* \\ \sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^* & \sigma_{c2t}^{*2} + \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix},$$

σε περίπτωση που έχουμε υψηλή μεταβλητότητα στα common shocks.

- $$\Sigma_3 = \begin{bmatrix} (\sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^{*2}) + (\delta_1^2 * \sigma_{2t}^{*2}) & (\sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^*) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) \\ (\sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^*) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) & \sigma_{c2t}^{*2} + \sigma_{2t}^2 \end{bmatrix},$$

σε περίπτωση που έχουμε υψηλή μεταβλητότητα στα common shocks και στο δεύτερο idiosyncratic shock.

- $$\Sigma_4 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^{*2} & (\sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^*) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) \\ (\sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^*) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^2 + (\delta_2^2 * \sigma_{1t}^{*2}) \end{bmatrix},$$

σε περίπτωση που τα common shocks βρίσκονται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας, καθώς επίσης και το idiosyncratic shock της πρώτης χώρας. Επίσης υπάρχουν ενδείξεις μεταφοράς του shock από τη χώρα ένα στη δεύτερη χώρα.

- $\Sigma_5 =$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^{*2} + (\delta_1^2 * \sigma_{2t}^{*2}) & (\sigma_{c1t} * \sigma_{c2t}) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) \\ (\sigma_{c1t} * \sigma_{c2t}) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^{*2} + (\delta_2^2 * \sigma_{1t}^{*2}) \end{bmatrix}$$

,σε περίπτωση που τα common shocks δεν βρίσκονται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας, ενώ αντιθέτως τα idiosyncratic shocks βρίσκονται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Επίσης υπάρχουν ενδείξεις αμφίπλευρης μόλυνσης.

- $\Sigma_6 =$

$$\begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^{*2} + \sigma_{1t}^{*2} + (\delta_1^2 * \sigma_{2t}^{*2}) & (\sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^*) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) \\ (\sigma_{c1t}^* * \sigma_{c2t}^*) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) & \sigma_{c2t}^{*2} + \sigma_{2t}^{*2} + (\delta_2^2 * \sigma_{1t}^{*2}) \end{bmatrix}$$

,σε περίπτωση που τα common shocks βρίσκονται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας, καθώς επίσης και τα idiosyncratic shocks . Επίσης υπάρχουν ενδείξεις μεταφοράς του shock από τη χώρα ένα στη δεύτερη χώρα. Καθώς επίσης και από τη χώρα 2 στην χώρα 1.

- $\Sigma_7 = \begin{bmatrix} \sigma_{c1t}^2 + \sigma_{1t}^2 + (\delta_1^2 * \sigma_{2t}^{*2}) & (\sigma_{c1t} * \sigma_{c2t}) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) \\ (\sigma_{c1t} * \sigma_{c2t}) + (\delta_1 * \sigma_{2t}^{*2}) & \sigma_{c2t}^2 + \sigma_{2t}^{*2} \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που τα common shocks δεν βρίσκονται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας, καθώς επίσης και το idiosyncratic shock της πρώτης χώρας, αλλά το idiosyncratic shock της δεύτερης χώρας βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Επίσης υπάρχουν ενδείξεις μεταφοράς του shock από τη χώρα 2 στη χώρα 1.

- $\Sigma_8 = \begin{bmatrix} \sigma_{1t}^2 + \sigma_{1ct}^2 & (\sigma_{c1t} * \sigma_{c2t}) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) \\ (\sigma_{c1t} * \sigma_{c2t}) + (\delta_2 * \sigma_{1t}^{*2}) & \sigma_{2t}^2 + \sigma_{2ct}^{*2} + (\delta_2^2 * \sigma_{1t}^{*2}) \end{bmatrix},$

σε περίπτωση που τα common shocks δεν βρίσκονται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας, καθώς επίσης και το idiosyncratic shock της δεύτερης χώρας,

αλλά δεν ισχύει το ίδιο για το idiosyncratic shock της πρώτης χώρας. Επίσης υπάρχουν ενδείξεις μεταφοράς του shock από τη χώρα ένα στη δεύτερη χώρα.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

4 Εμπειρική Ανάλυση

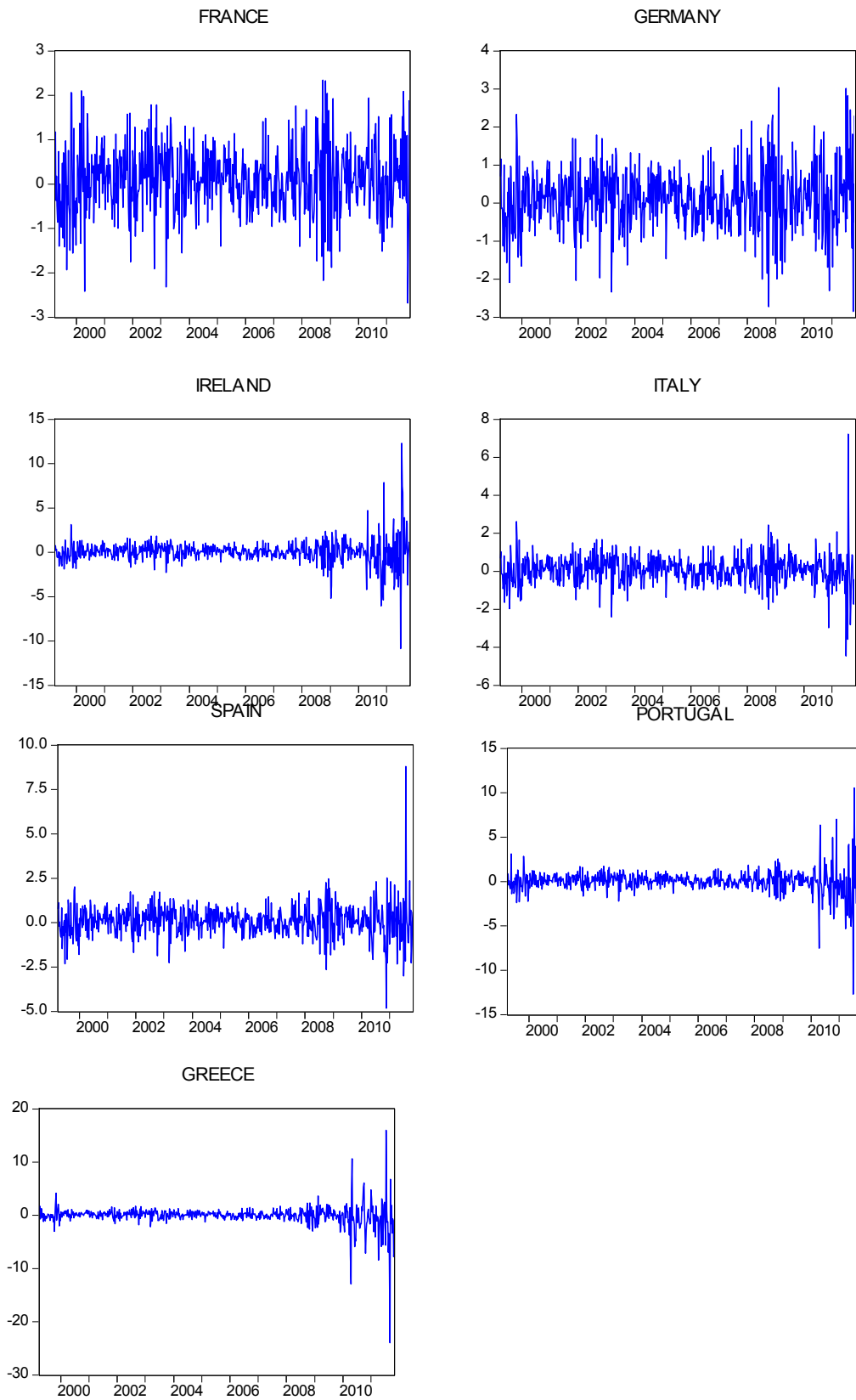
4.1 Δεδομένα-Περιγραφικά Στατιστικά

Η διερεύνηση για την ύπαρξη shift και pure contagion θα διεξαχθεί στα δεκαετή ομόλογα των χωρών της Ευρωζώνης και συγκεκριμένα θα επικεντρωθεί στη Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Ισπανία, Ελλάδα και Πορτογαλία. Οι χώρες-πηγές που επιλέχθηκαν είναι η Ελλάδα και η Γερμανία. Η βαθιά ύφεση στην οποία βρίσκεται η Ελληνική οικονομία, σε αντίθεση με τη σταθερή οικονομία της Γερμανίας είναι ο βασικότερος λόγος επιλογής των συγκεκριμένων χωρών. Στη παρούσα εργασία θα γίνει εκτενέστατη διερεύνηση του κατά πόσο η κρίση χρέους της Ελληνικής οικονομίας έχει μολύνει την αγορά κυβερνητικών ομολόγων της Ευρωζώνης.

Για τη διεξαγωγή της έρευνας μας έχουμε επιλέξει τις εβδομαδιαίες αποδόσεις. Το μέγεθος του δείγματος είναι 658 παρατηρήσεις για κάθε ομόλογο για την περίοδο 31/3/1999 έως 15/11/2011.

Παρατηρώντας λοιπόν τις αποδόσεις των δεκαετών κυβερνητικών ομολόγων (γράφημα 1) διαπιστώνουμε ότι οι αποδόσεις των Γαλλικών και Γερμανικών ομολόγων έχουν σταθερή μεταβλητότητα σε σύγκριση με τις υπόλοιπες χώρες και κυρίως την Ελλάδα, την Ιρλανδία και την Πορτογαλία. Ενώ οι αποδόσεις των εν λόγω χωρών βρίσκονται σε κατάσταση ήπιας μεταβλητότητας μέχρι το 2008, από το 2008 κι έπειτα παρουσιάζουν έντονη μεταβλητότητα και υψηλά spreads.

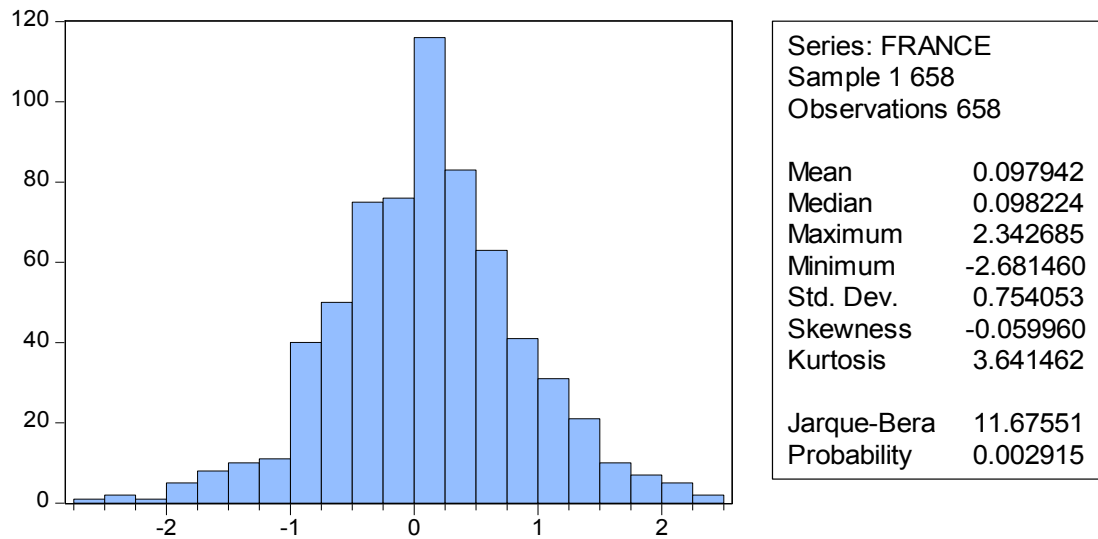
Γράφημα 1: Αποδόσεις ομολόγων



Στη συνέχεια θα υπολογίσουμε για τις αποδόσεις της κάθε χώρας που είναι μέγεθος του δείγματος μας, την μέση τιμή, τυπική απόκλιση, μέγιστη τιμή, ελάχιστη τιμή, ασυμμετρία και κύρτωση. Επίσης διεξάγοντας το test Jarque-Bera ελέγχουμε την υπόθεση κανονικότητας για όλες τις αγορές ομολόγων. Τα προαναφερθέντα περιγραφικά στατιστικά μας δίνουν την γενική εικόνα κατανομής των αποδόσεων στα πλαίσια του χρονικού διαστήματος που διεξάγεται η έρευνα μας. Παρακάτω παρατίθενται αναλυτικά οι μαθηματικοί τύποι υπολογισμού των ανωτέρω στατιστικών στοιχείων.

Η πρώτη ροπή της τυχαίας μεταβλητής X είναι η μέση τιμή (mean) η οποία ορίζεται από τον τύπο $m'_l = E(X^l) = \int_{-\infty}^{\infty} x^l f(x) dx$, οι ροπές 1 ορίζονται από τον τύπο $m_l = E[(X - \mu_\chi)^l] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_\chi)^l f(x) dx$. Η δεύτερη ροπή είναι η διακύμανση και η ρίζα της διακύμανσης είναι η τυπική απόκλιση (Std.Dev.). Η τρίτη ροπή υπολογίζει την ασυμμετρία (Skewness) της τυχαίας μεταβλητής X . Μέσω της τέταρτης ροπής, υπολογίζεται η κύρτωση (Kurtosis) δηλαδή η συμπεριφορά της ουράς. Η ασυμμετρία υπολογίζεται από τον τύπο $S(x) = E\left[\frac{(x-\mu)^3}{\sigma_\chi^3}\right]$ και η κύρτωση από τον τύπο $K(x) = E\left[\frac{(x-\mu)^4}{\sigma_\chi^4}\right]$. Για κανονικές κατανομές συνηθίζεται να έχουμε $K(\chi) = 3$ επομένως υπολογίζουμε την κυρτότητα μέσω της διαφοράς $K(\chi) - 3$. Για λεπτόκυρτες κατανομές παρουσιάζει θετικές τιμές (θετική κύρτωση), ενώ σε περίπτωση πλατύκυρτης κατανομής παίρνει αρνητικές τιμές (αρνητική κύρτωση).

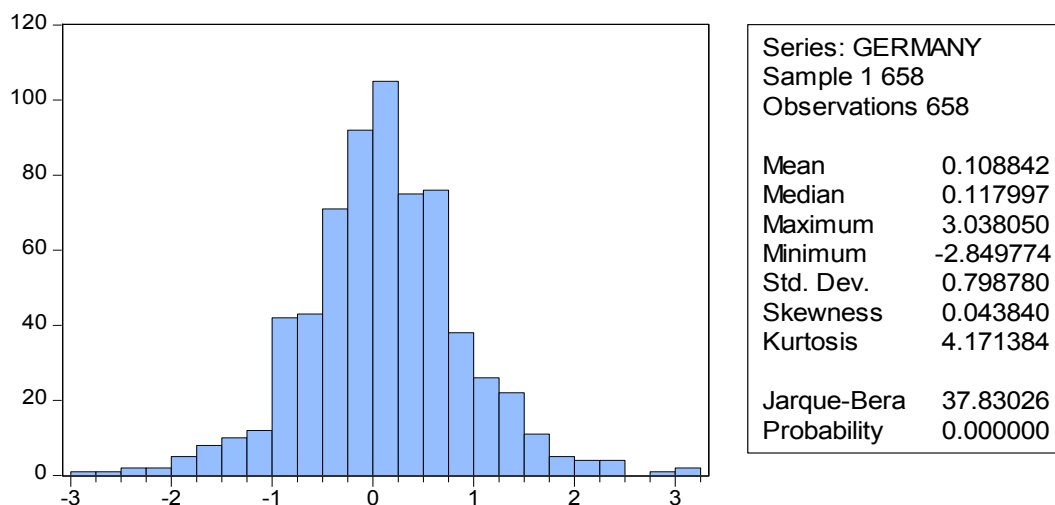
Γράφημα 2: Περιγραφικά στατιστικά –Γαλλία



Η μέση τιμή του δείγματος μας είναι 0.097942. Η διάμεσος είναι 0.098224, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι μικρότερα του 0.098224. Η τυπική απόκλιση είναι 0.754053. Η μεγαλύτερη τιμή είναι 2.342685 και η μικρότερη είναι -2.681460. Η ασυμμετρία είναι -0.059960 και η κύρτωση είναι 3.641462.

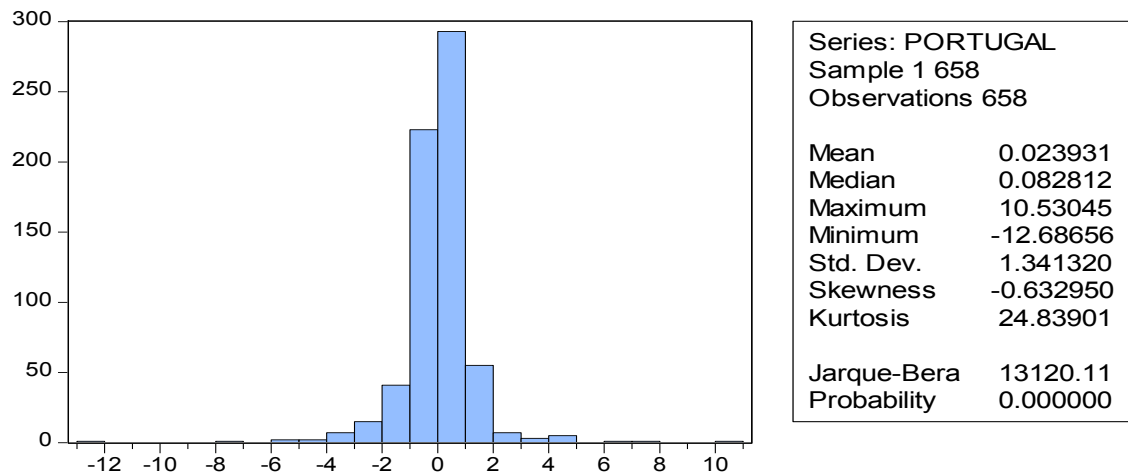
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ

Γράφημα 3: Περιγραφικά στατιστικά –Γερμανία



Η μέση τιμή του δείγματος μας είναι 0.108842. Η διάμεσος είναι 0.117997, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι μικρότερα του 0.117997. Η τυπική απόκλιση είναι 0.798780. Η μεγαλύτερη τιμή είναι 3.038050 και η μικρότερη είναι -2.849774. Η ασυμμετρία είναι 0.043840 και η κύρτωση είναι 4.171384.

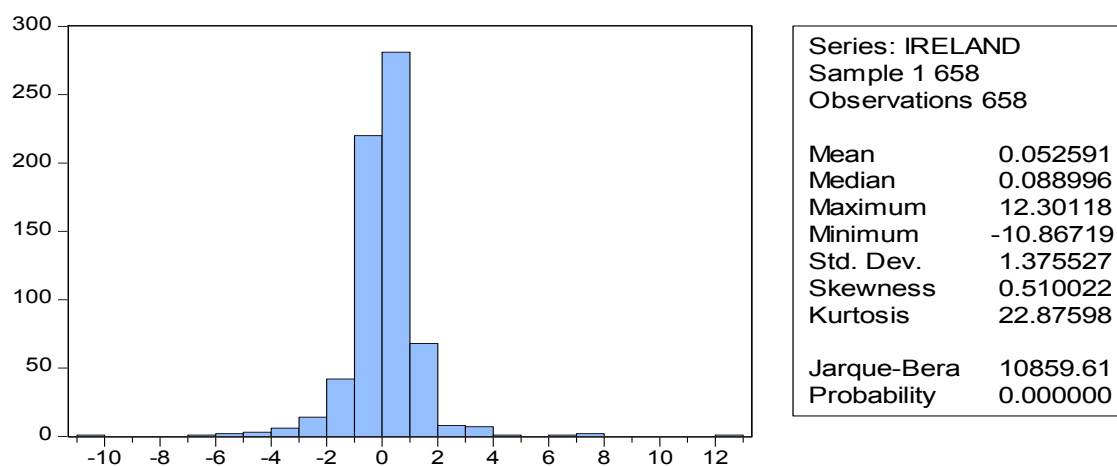
Γράφημα 4: Περιγραφικά στατιστικά –Πορτογαλία



Η μέση τιμή του δείγματος μας είναι 0.023931. Η διάμεσος είναι 0.082812, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι μικρότερα του 0.082812. Η τυπική απόκλιση είναι 1.341320. Η μεγαλύτερη τιμή είναι 10.53045 και η μικρότερη είναι -12.68656. Η ασυμμετρία είναι -0.632950 και η κύρτωση είναι 24.83901.

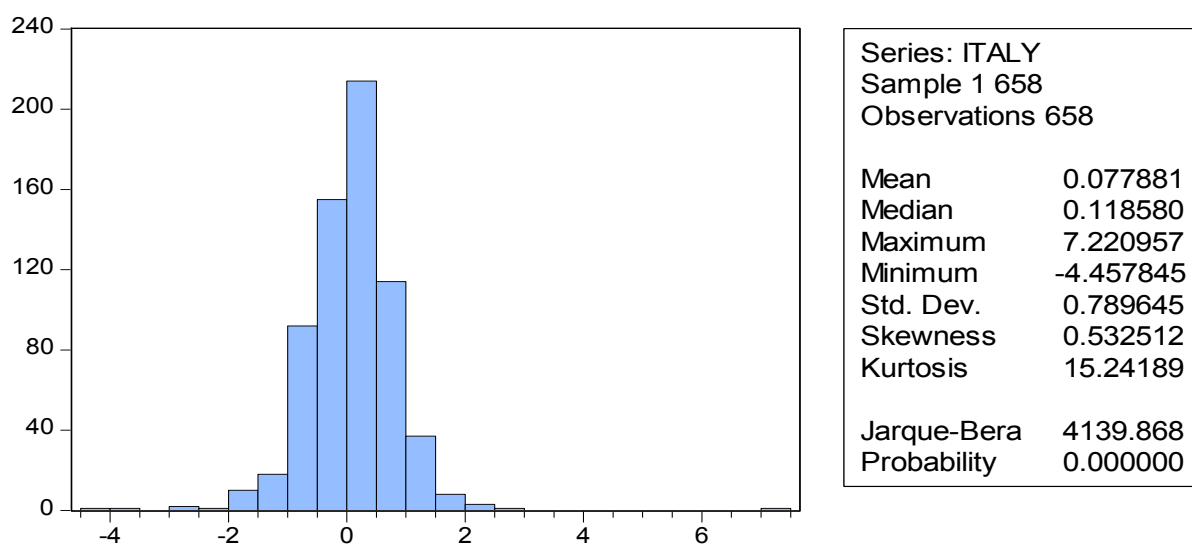
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΑΤΡΑΣ

Γράφημα 5: Περιγραφικά στατιστικά –Ιρλανδία



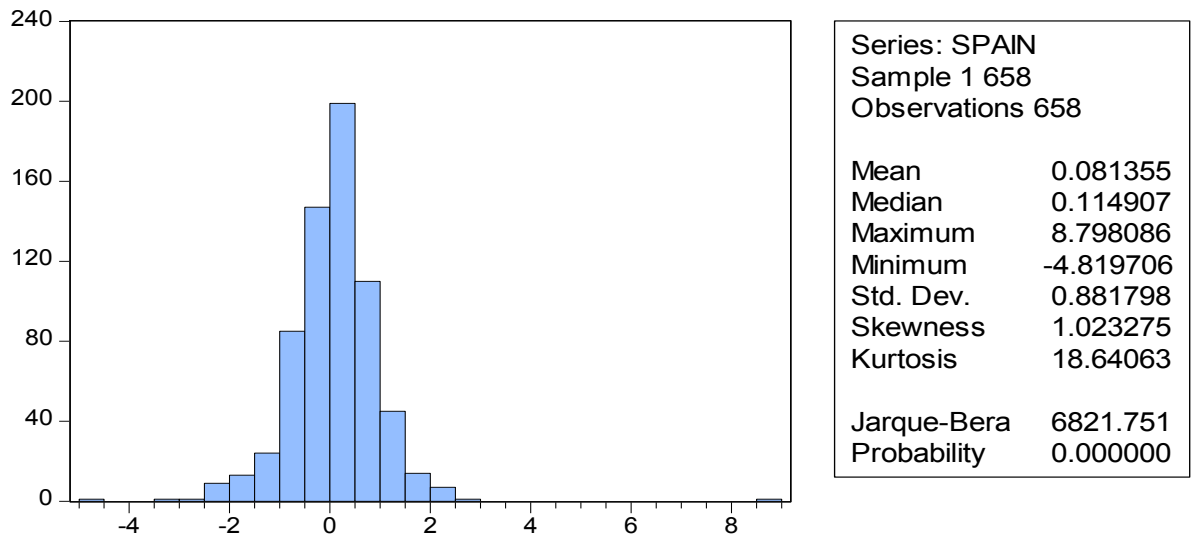
Η μέση τιμή του δείγματος μας είναι 0.052591. Η διάμεσος είναι 0.088996, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι μικρότερα του 0.088996. Η τυπική απόκλιση είναι 1.375527. Η μεγαλύτερη τιμή είναι 12.30118 και η μικρότερη είναι -10.86719. Η ασυμμετρία είναι 0.510022 και η κύρτωση είναι 22.87598.

Γράφημα 6: Περιγραφικά στατιστικά –Ιταλία



Η μέση τιμή του δείγματος μας είναι 0.077881. Η διάμεσος είναι 0.118580, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι μικρότερα του 0.118580. Η τυπική απόκλιση είναι 0.789645. Η μεγαλύτερη τιμή είναι 7.220957 και η μικρότερη είναι -4.457845. Η ασυμμετρία είναι 0.532512 και η κύρτωση είναι 15.24189.

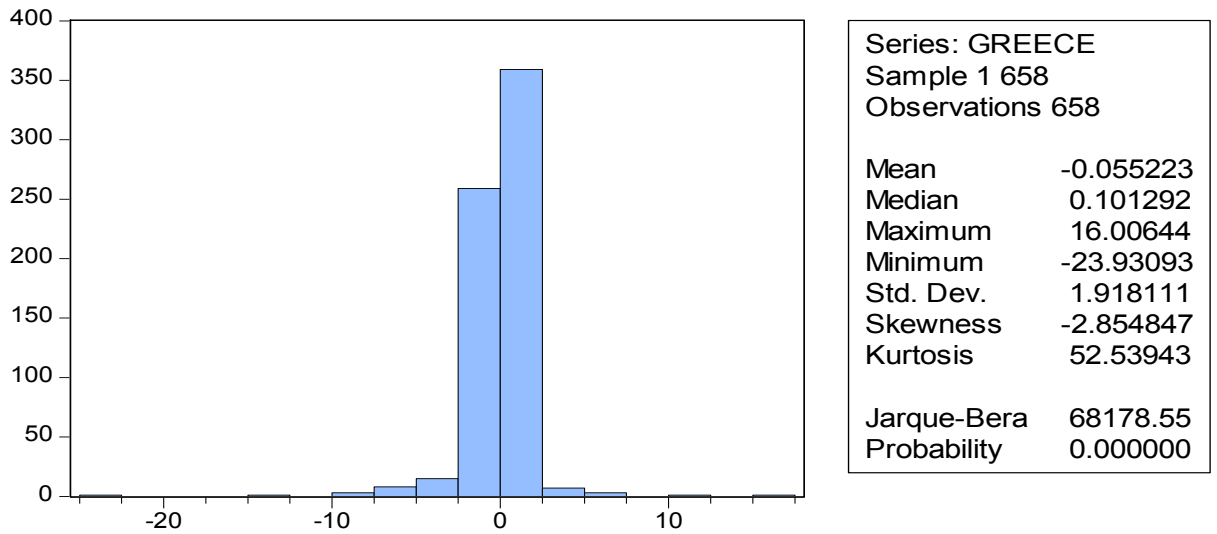
Γράφημα 7: Περιγραφικά στατιστικά –Ισπανία



Η μέση τιμή του δείγματος μας είναι 0.081355. Η διάμεσος είναι 0.114907, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι μικρότερα του 0.114907. Η τυπική απόκλιση είναι 0.881798. Η μεγαλύτερη τιμή είναι 8.798086 και η μικρότερη είναι -4.819706. Η ασυμμετρία είναι 1.023275 και η κύρτωση είναι 18.64063.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ

Γράφημα 8: Περιγραφικά στατιστικά –Ελλάδα



Η μέση τιμή του δείγματος μας είναι -0.055223. Η διάμεσος είναι 0.101292, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι μικρότερα του 0.101292. Η τυπική απόκλιση είναι 1.918111. Η μεγαλύτερη τιμή είναι 16.00644 και η μικρότερη είναι -23.93093. Η ασυμμετρία είναι -2.854847 και η κύρτωση είναι 52.53943.

Πίνακας 1: Σύνοψη στατιστικών στοιχείων

	Ελλάδα	Γερμανία	Πορτογαλία	Ιταλία	Γαλλία	Ισπανία	Ιρλανδία
Mean	-0.05	0.10	0.02	0.07	0.09	0.08	0.05
Median	0.10	0.11	0.08	0.11	0.09	0.11	0.08
Maximum	16.00	3.03	10.53	7.22	2.34	8.79	12.30
Minimum	-23.93	-2.84	-12.68	-4.45	-2.68	-4.81	-10.86
Std.Dev	1.91	0.79	1.34	0.78	0.75	0.88	1.37
Skewness	-2.85	0.04	-0.63	0.53	-0.05	1.02	0.51
Kurtosis	52.53	4.17	24.83	15.24	3.64	18.64	22.87
Jarque-Bera	68178.55	37.83	13120.11	4139.86	11.67	6821.75	10859.61
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

Παρατηρούμε επομένως ότι οι λογαριθμικές αποδόσεις των δεκαετών Ελληνικών κρατικών ομολόγων έχουν τη μεγαλύτερη αρνητική ασυμμετρία (-2.85) και τη μεγαλύτερη κύρτωση (52.53), καθώς επίσης και την υψηλότερη μεταβλητότητα δηλαδή η κατανομή των λογαριθμικών αποδόσεων των ελληνικών ομολόγων αποκλίνει περισσότερο από την κανονική κατανομή και είναι η πιο λεπτόκυρτη κατανομή σε σχέση με τις κατανομές των υπόλοιπων λογαριθμικών αποδόσεων των άλλων χωρών. Σε αντίθεση με αυτή της Γερμανίας που έχει την μικρότερη ασυμμετρία (0.04) και κύρτωση (4.17). Μέσω του test Jarque-Bera απορρίπτουμε την υπόθεση κανονικότητας για όλες τις αγορές ομολόγων.

4.2 Εκτιμήσεις-Χώρα αναφοράς: Ελλάδα

Όπως έχει ήδη αναφερθεί το δείγμα μας αποτελείται από τα δεκαετή ομόλογα των χωρών Ελλάδας, Γερμανίας, Γαλλίας, Ιρλανδίας, Ιταλίας, Ισπανίας και Ιταλίας. Στους τρεις πρώτους πίνακες έχουμε επιλέξει την Ελλάδα ως χώρα αναφοράς, ενώ οι υπόλοιπες χώρες αναφέρονται στην αριστερή στήλη των πινάκων. Οποιαδήποτε παράμετρος με δείκτη 1 αναφέρεται στην Ελλάδα και οι υπόλοιποι παράμετροι με δείκτη 2 αναφέρονται στις υπόλοιπες χώρες. Στον πίνακα 2 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την εκτίμηση του μέσου και στους πίνακες 3 και 4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη shift και pure contagion αντίστοιχα.

4.2.1 Εκτίμηση του μέσου

Στον πίνακα 2 στις στήλες 2 και 3 παρουσιάζονται οι αποδόσεις των μέσων των ομολόγων για τις αντίστοιχες χώρες σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας. Αντίστοιχα στις στήλες 4 και 5 παρουσιάζονται οι αποδόσεις για κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας.

Πίνακας 2: Εκτίμηση των αποδόσεων του μέσου στις αλλαγές καταστάσεων

Greece	μ_1	μ_2	μ_1^*	μ_2^*	LR
France	0.16*** (0.02)	0.15*** (0.03)	0.03 (0.03)	6.59E-04 (0.05)	3.17 (0.20)
Germany	0.14*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.07* (0.05)	0.05 (0.06)	1.14 (0.56)
Ireland	0.13*** (0.03)	0.12*** (0.03)	-0.21 (0.08)	-0.06 (0.28)	7.23** (0.03)
Italy	0.12*** (0.03)	0.11*** (0.03)	-0.77* (0.37)	0.11** (0.06)	10.17** (0.01)
Spain	0.13*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.04 (0.05)	0.04 (0.10)	2.81 (0.24)
Portugal	0.12*** (0.02)	0.12*** (0.02)	-0.28*** (0.07)	-0.20 (0.21)	20.18*** (0.00)

Σημειώσεις: Τα *Standard errors* είναι σε παρένθεση ακριβώς κάτω από τις αναμενόμενες αποδόσεις. Το *likelihood ratio test* ελέγχει την υπόθεση αν οι αποδόσεις των μέσων παραμένουν σταθερές στις αλλαγές των καταστάσεων. Το *test statistic* ακολουθεί την $\chi^2(2)$ κατανομή. Τα *** υποδηλώνουν διάστημα εμπιστοσύνης 1%, τα ** 5% και το * 10%. Το *p-value* βρίσκεται σε παρένθεση κάτω από το *LR statistic*.

Από τον πίνακα 2 διαπιστώνουμε ότι σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας οι αποδόσεις των μέσων είναι παντού θετικές και στατιστικά σημαντικές. Πιο αναλυτικά στην περίπτωση Ελλάδα/Γαλλία οι αποδόσεις τους σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας είναι αντίστοιχα 0.16 και 0.15 και είναι στατιστικά σημαντικές. Στην περίπτωση των χωρών Ελλάδα/Γερμανίας οι αποδόσεις είναι επίσης θετικές και στατιστικά σημαντικές. Οι αποδόσεις των μέσων των ομολόγων των χωρών Ιρλανδία, Ιταλία, Ισπανία και Πορτογαλία κυμαίνονται από 0.12 έως 0.14 και είναι στατιστικά σημαντικές.

Σε αντίθεση με τις αποδόσεις των μέσων των ομολόγων σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας οι αντίστοιχες αποδόσεις σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας είναι χαμηλότερες και κάποιες είναι αρνητικές. Επίσης στη πλειοψηφία τους δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Για παράδειγμα, στη περίπτωση Ελλάδα/Γαλλίας οι αποδόσεις είναι 0.03 και 6.59E-04 αντίστοιχα και δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Ομοίως και στον συνδυασμό Ελλάδα/Ισπανία. Μελετώντας τα αποτελέσματα μεταξύ Ελλάδας και Ιρλανδίας βλέπουμε ότι οι αποδόσεις των μέσων είναι αρνητικές όπως προκύπτει από τον πίνακα 2 (-0.21 και -0.06 αντίστοιχα) και δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Στη σχέση Ελλάδα/Ιταλίας η απόδοση του μέσου της Ελλάδας είναι αρνητική (-0.77) και είναι στατιστικά σημαντική, ενώ της Ιταλίας είναι θετική (0.11) και δεν είναι στατιστικά σημαντική. Τέλος η απόδοση των μέσων της Πορτογαλίας προκύπτει αρνητική (-0.20) και της Γερμανίας θετική (0.05) και δεν είναι στατιστικά σημαντικές.

Στη συνέχεια, προχωρήσαμε στην εφαρμογή ενός ελέγχου ώστε να διαπιστώσουμε αν οι αναμενόμενες αποδόσεις των μέσων παραμένουν σταθερές ή όχι. Ο έλεγχος που διεξήγαμε είναι το *likelihood ratio test*, τα αποτελέσματα που προκύπτουν διαφέρουν ανάλογα με την περίπτωση. Η υπόθεση της ισότητας των μέσων απορρίπτεται για τις

Ελλάδα/Πορτογαλία, Ελλάδα/Ιταλία και Ελλάδα/Ιρλανδία, ενώ για τις υπόλοιπες χώρες δεν απορρίπτεται.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

4.2.2 Έλεγχος για shift contagion

Ο έλεγχος για την ύπαρξη ή όχι shift contagion επικεντρώνεται κυρίως στη σταθερότητα των μηχανισμών διάδοσης common shock ανάμεσα στις αλλαγές καταστάσεων, από χαμηλή σε υψηλή μεταβλητότητα. Στον πίνακα 3 αναφέρουμε τα αποτελέσματα για contagion. Στις δυο πρώτες στήλες αναφέρονται η συχνότητα (frequency) και η διάρκεια (duration). Η συχνότητα μετρά την αναλογία του χρόνου που το common shock παρέμεινε σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Η διάρκεια είναι το μήκος του χρόνου (σε χρόνια) που το common shock έμεινε σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Στις στήλες 3,4,5 και 6 αναφέρονται οι εκτιμήσεις των συντελεστών επίπτωσης (impact coefficients), πιο συγκεκριμένα στις στήλες 3 και 4 παρουσιάζονται οι συντελεστές επίπτωσης για κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας, ενώ αντίστοιχα στις στήλες 5 και 6 για την κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Στη συνέχεια θα ασχοληθούμε με κάθε ζευγάρι χωρών ξεχωριστά.

Πίνακας 3: Εκτίμηση παραμέτρων για common shocks

Greece	Frequency	Duration	σ_{c1}	σ_{c2}	σ_{c1}^*	σ_{c2}^*	γ	LR
France	70.32%	58.22	0.27*** (0.02)	0.35*** (0.03)	0.27*** (0.02)	1.11 (0.07)	3.22	2.07 (0.15)
Germany	73.65%	28.23	0.41*** (0.03)	0.43*** (0.03)	0.73*** (0.05)	0.91*** (0.06)	1.18	10.71*** (1.06E-03)
Italy	78.37%	23.48	0.54*** (0.02)	0.53*** (0.02)	4.28*** (0.27)	0.53*** (0.02)	7.87	120.45*** (5.02794E-28)
Ireland	77.42%	27.76	0.56*** (0.03)	0.50*** (0.03)	0.56*** (0.03)	3.20*** (0.26)	6.34	11.77*** (5.99E-04)
Spain	71.27%	48.15	0.30*** (0.03)	0.38*** (0.03)	0.30*** (0.03)	1.21*** (0.08)	3.18	73.74*** (8.8895E-18)
Portugal	75.62%	27.20	0.48*** (0.03)	0.44*** (0.03)	0.48*** (0.03)	2.57*** (0.17)	5.87	511.58*** (2.8602E-113)

Σημειώσεις: Το “Duration” αναφέρεται στην κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας των common shocks και το “Frequency” στο unconditional probability της υψηλής μεταβλητότητας εκφρασμένο σε ποσοστό. Τα Standard errors είναι σε παρένθεση ακριβώς κάτω από τις παραμέτρους. Το likelihood ratio test ελέγχει την μηδενική υπόθεση που υποδηλώνει την απουσία shift contagion έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ύπαρξης shift contagion ανάμεσα στην Ελλάδα και στις υπόλοιπες χώρες. Το test statistic ακολουθεί την $\chi^2(1)$ κατανομή. Τα *** υποδηλώνουν διάστημα

εμπιστοσύνης 1%, τα ** 5% και το * 10%. Το *p-value* βρίσκεται σε παρένθεση κάτω από το *LR statistic*.

Στην πρώτη περίπτωση, στο ζευγάρι Ελλάδα/Γαλλία, η συχνότητα εμφάνισης υψηλής μεταβλητότητας στο common shock είναι περίπου 7 χρόνια (70.32% του συνολικού δείγματος των 10 ετών) και είναι η μικρότερη σε σχέση με τις υπόλοιπες περιπτώσεις. Η διάρκεια παραμονής σε αυτή τη κατάσταση είναι μεγαλύτερη από ένα χρόνο και όπως διαπιστώνουμε από τον πίνακα 3 είναι η μεγαλύτερη σε σχέση με τα υπόλοιπα ζευγάρια χωρών. Παρατηρώντας λεπτομερώς τις στήλες 3,4,5, και 6 διαπιστώνουμε, ότι δεν υπάρχουν ιδιαίτερες μεταβολές στους συντελεστές επίπτωσης από την κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας στη κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας, με μια μικρή εξαίρεση, τον συντελεστή επίπτωσης της Γαλλίας που αυξήθηκε, από 0.35 σε 1.11. Επίσης, στη πλειοψηφία τους οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί εκτός από τον συντελεστή επίπτωσης της Γαλλίας, σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας.

Στο δεύτερο ζευγάρι Ελλάδα/Γερμανία η συχνότητα παραμονής του common shock σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας είναι περίπου 7 χρόνια και η διάρκεια περίπου 7 μήνες. Οι συντελεστές επίπτωσης δεν παρουσιάζουν ιδιαίτερες μεταβολές και είναι στατιστικά σημαντικοί.

Η μεγαλύτερη συχνότητα παρατηρείται στη περίπτωση Ελλάδα/Ιταλία (78.37% του συνολικού δείγματος των 10 ετών) περίπου 8 χρόνια με διάρκεια 6 μήνες. Ο συντελεστής επίπτωσης της Ελλάδας παρουσιάζει μεγάλη αύξηση, από 0.54 σε 4.28 σε αντίθεση με τον συντελεστή επίπτωσης της Ιταλίας που δεν μεταβάλλεται και είναι στατιστικά σημαντικοί.

Η δεύτερη υψηλότερη συχνότητα παρατηρείται στο ζευγάρι Ελλάδα/Ιρλανδία (77.42% του συνολικού μεγέθους του δείγματος) περίπου 8 χρόνια. Ο χρόνος παραμονής σε αυτή τη κατάσταση είναι περίπου 7μήνες. Παρατηρώντας τους συντελεστές επίπτωσης διαπιστώνουμε ότι ο συντελεστής επίπτωσης της Ελλάδας δε μεταβάλλεται και είναι στατιστικά σημαντικός. Αντιθέτως, αυτός της Ιρλανδίας αυξήθηκε από 0.50 σε 3.20 και είναι επίσης στατιστικά σημαντικός.

Εμπειρική Ανάλυση

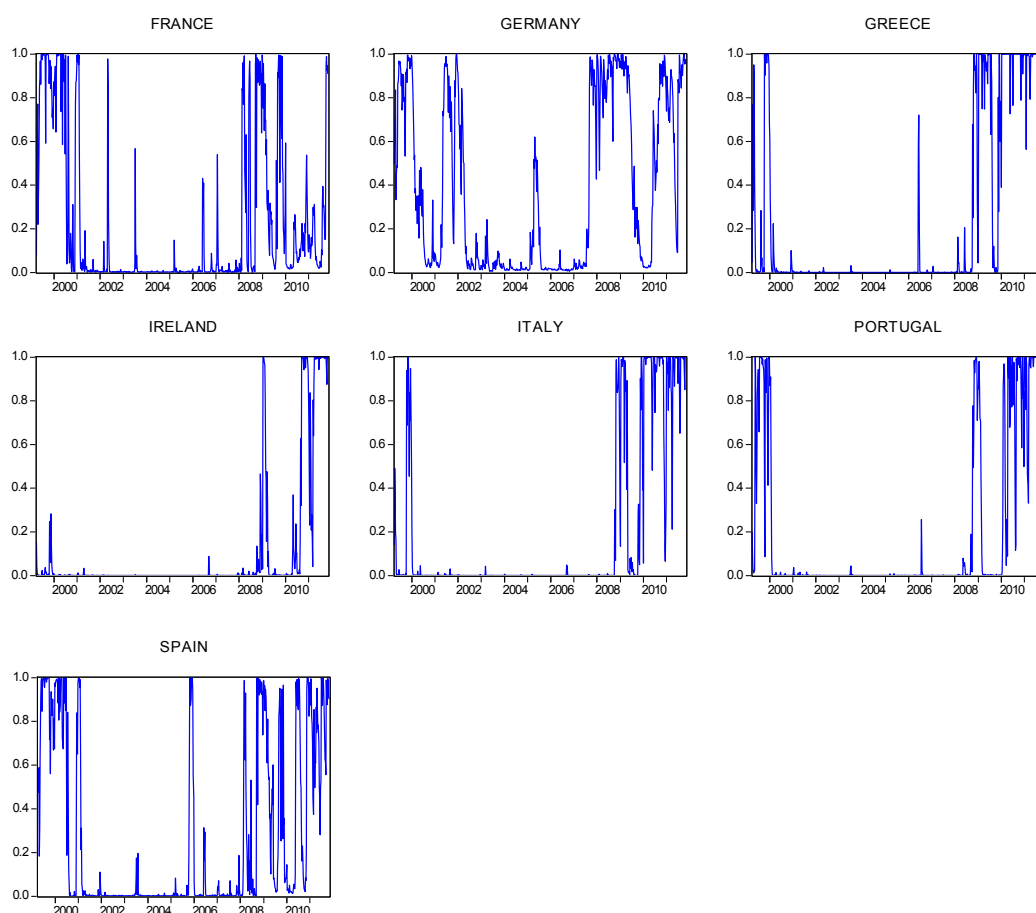
Στην περίπτωση Ελλάδας/Ισπανίας η συχνότητα είναι περίπου 7 χρόνια και η διάρκεια είναι περίπου 1 χρόνος. Οι συντελεστές επίπτωσης μεταβάλλονται μόνο για την Ισπανία, ενώ στη κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας είναι 0.38 όταν περνά σε υψηλή μεταβλητότητα αυξάνεται. Οι συντελεστές επίπτωσης και στις τέσσερις περιπτώσεις είναι στατιστικά σημαντικοί.

Στην τελευταία περίπτωση Ελλάδα/Πορτογαλία η συχνότητα που προκύπτει (75.62% του συνολικού μεγέθους του δείγματος) είναι περίπου 7 χρόνια και η διάρκεια περίπου 7 μήνες. Παρατηρώντας διεξοδικά τον πίνακα 3 διαπιστώνουμε ότι ο συντελεστής επίπτωσης της Πορτογαλίας αυξάνεται λόγω των αλλαγών καταστάσεων.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Αρκετά σημαντικό στη συγκεκριμένη έρευνα είναι ο υπολογισμός της πιθανότητας που το common shock βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Στο γράφημα 9 που παρατίθεται ακριβώς από κάτω αναπαριστούνται οι πιθανότητες που το common shock βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας.

Γράφημα 9: Πιθανότητα το common shock να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας



Παρατηρώντας και τα 7 γραφήματα διαπιστώνουμε ότι πριν την είσοδο στη δεύτερη χλιετία παρουσιάζεται έντονη μεταβλητότητα, η οποία παραμένει κατά τη διάρκεια της δεκαετίας για την Γαλλία και την Γερμανία. Το ίδιο φαινόμενο επαναλαμβάνεται και στο τέλος της δεκαετίας για όλες τις χώρες που μελετάμε. Αξίζει να αναφερθεί ότι για τις χώρες Ελλάδα, Ιρλανδία, Πορτογαλία και Ιταλία η πιθανότητα το common shock να βρίσκεται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας είναι αρκετά χαμηλή μέχρι το 2008, από το 2008 και έπειτα παρουσιάζει δραματική αύξηση.

Στη συνέχεια προχωρήσαμε στον έλεγχο για την ύπαρξη shift contagion. Υπολογίσαμε το κλάσμα γ που προκύπτει από τον λόγο των συντελεστών επίπτωσης, που δίνεται από τη σχέση (18) και υποδηλώνει την αναλογική σχέση των συντελεστών επίπτωσης σε κατάσταση χαμηλής και υψηλής μεταβλητότητας. Σε όλες τις περιπτώσεις, το αποτέλεσμα που προέκυψε είναι κατά πολύ μεγαλύτερο της μονάδας, ειδικά στο ζευγάρι Ελλάδα/Ιταλία (7.87). Στις υπόλοιπες περιπτώσεις ακολουθεί την ίδια πορεία με μια μικρή εξαίρεση τον συνδυασμό Ελλάδα/Γερμανία (1.18) που είναι μεγαλύτερο της μονάδας, αλλά δεν αποκλίνει όσο στις υπόλοιπες περιπτώσεις. Για να διαπιστώσουμε, αν είναι στατιστικά διαφορετικό της μονάδας διεξήγαμε ένα likelihood ratio test που δίνεται από τη σχέση (19). Στη πλειοψηφία των χωρών αποτύχαμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση μη ύπαρξης shift contagion, με εξαίρεση την περίπτωση Ελλάδα/Γαλλία. Παρατηρούμε ότι στη συγκεκριμένη περίπτωση το γ ξεπερνάει τη μονάδα (3.22), παρόλα αυτά δεν υφίσταται shift contagion.

4.2.3 Έλεγχος για pure contagion

Ο τελευταίος έλεγχος αφορά την ύπαρξη ή όχι pure contagion. Το pure contagion αναφέρεται στο φαινόμενο μεταφοράς του shock που συμβαίνει από μια χώρα σε μια άλλη, μέσω των καναλιών της αγοράς. Λόγω της απουσίας θεωρίας που θα μας οδηγήσει στη κατεύθυνση που ακολουθεί το shock, το μοντέλο υπολογίζει ταυτόχρονα την σημαντικότητα αμφίπλευρης μόλυνσης (contagion). Στον πίνακα 4 που παρατίθεται, στις στήλες 2 και 3 αναφέρονται η συχνότητα (frequency) παραμονής σε υψηλή μεταβλητότητα για κάθε χώρα και η διάρκεια παραμονής (duration) σε υψηλή μεταβλητότητα. Στις στήλες 4,5,6 και 7 αναφέρονται οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές επίπτωσης. Πιο συγκεκριμένα στις στήλες 4 και 5 παρουσιάζονται οι συντελεστές επίπτωσης για την κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας, ενώ στις στήλες 6 και 7 για την κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Στις στήλες 8 και 9 παρουσιάζονται οι κύριοι παράγοντες του συγκεκριμένου ελέγχου, οι οποίοι εκφράζουν τη δύναμη των επιπτώσεων μεταφοράς pure contagion από τη χώρα 1 στη χώρα 2. Ως χώρα αναφοράς έχουμε επιλέξει την Ελλάδα.

Πίνακας 4: Εκτίμηση παραμέτρων των idiosyncratic shocks για pure contagion

Greece	Frequency	Frequency	σ_1	σ_2	σ_1^*	σ_2^*	δ_1	δ_2	LR
	Duration(1)	Duration(2)							
France	17.60%	77.48%	0.04***	0.17***	3.72**	0.65***	0.99**	-0.03**	0.00
	36.13	14.57	(0.02)	(0.02)	(0.22)	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(1.00)
Germany	31.72%	60.59%	0.09**	0.49**	3.69**	0.49**	0.95**	-0.08**	211.81**
	90.50	59.44	(0.01)	(0.03)	(0.22)	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(1.01241E-46)
Ireland	37.81%	80.26%	1.31E-04	0.61**	4.04**	0.61*	0.85**	0.26***	257.81**
	139.94	64.83	(3.56E-03)	(0.03)	(0.26)	(0.03)	(0.01)	(0.03)	(1.0377E-56)
Italy	31.61%	73.73%	7.73E-07	0.22**	0.44**	0.44**	0.89**	-3.56**	101.02**
	61.66	52.78	(2.67E-05)	(0.01)	(0.13)	(0.03)	(0.01)	(1.61)	(1.15523E-22)
Spain	15.04%	71.36%	9.44E-05	0.14**	3.68**	0.59**	1.04**	0.07***	10.98***
	44.54	23.08	(2.12E-03)	(0.02)	(0.22)	(0.03)	(0.01)	(0.02)	(4.11E-03)
Portugal	28.66%	73.82%	1.26E-04	0.47**	3.69**	0.47**	0.87**	0.28***	261.39**
	73.38	52.83	(4.40E-03)	(0.02)	(0.22)	(0.02)	(0.01)	(0.04)	(1.73149E-113)

Σημειώσεις: Το “Duration” αναφέρεται στην κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας των *idiosyncratic shocks* και το “Frequency” στο *unconditional probability* της υψηλής μεταβλητότητας εκφρασμένο σε ποσοστό. Τα *Standard errors* είναι σε παρένθεση ακριβώς κάτω από τις παραμέτρους. Το *likelihood ratio test* ελέγχει την μηδενική υπόθεση που υποδηλώνει την απουσία *pure contagion* έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ύπαρξης *pure contagion* ανάμεσα στην Ελλάδα και στις υπόλοιπες χώρες. Το *test statistic* ακολουθεί την $\chi^2(2)$ κατανομή. Τα *** υποδηλώνουν διάστημα εμπιστοσύνης 1%, τα ** 5% και το * 10%. Το *p-value* βρίσκεται σε παρένθεση κάτω από το *LR statistic*.

Παρατηρώντας τον πίνακα 4 διαπιστώνουμε ότι η συχνότητα παραμονής σε υψηλή μεταβλητότητα για την Ελλάδα κυμαίνεται από 2 χρόνια (15.04% του συνολικού μεγέθους του δείγματος) έως 4 χρόνια (37.81% του συνολικού μεγέθους του δείγματος). Το εύρος διάρκειας σε αυτή τη κατάσταση για την Ελλάδα ποικίλλει από 11 μήνες σε 3 χρόνια. Αντιθέτως, για τις υπόλοιπες χώρες, η συχνότητα είναι κατά πολύ υψηλότερη, ενώ η διάρκεια παραμονής σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας είναι πολύ μικρότερη. Πιο συγκεκριμένα για την Γαλλία η συχνότητα είναι περίπου 8 χρόνια (77.48% του συνολικού μεγέθους του δείγματος) και η διάρκεια περίπου 3 μήνες. Η μεγαλύτερη συχνότητα παρατηρείται στην Ιρλανδία περίπου 7 χρόνια (80.26% του συνολικού μεγέθους του δείγματος) με τη μεγαλύτερη επιμονή σε αυτή τη κατάσταση περίπου για 1 χρόνο. Για τις υπόλοιπες χώρες, η συχνότητα υπολογίζεται στα 7 χρόνια και η διάρκεια παραμονής σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας είναι σχετικά μικρή και κυμαίνεται από 6 μήνες σε 1 χρόνο.

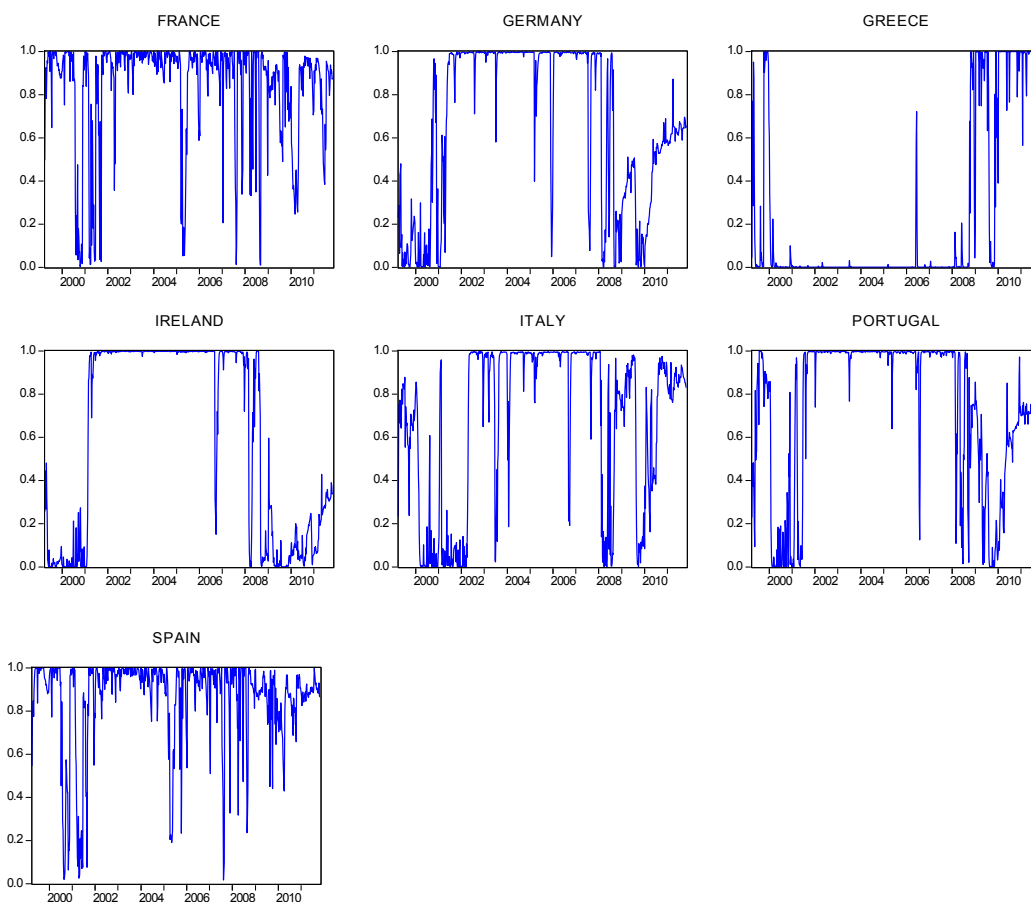
Στις περισσότερες περιπτώσεις του *common shock* βρήκαμε μεγάλες διαφορές στους συντελεστές επίπτωσης ανάμεσα στις καταστάσεις, ομοίως και εδώ παρατηρούμε ότι οι συντελεστές παρουσιάζουν αύξηση της ευαισθησίας τους όταν περνούν από την κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας στην υψηλή μεταβλητότητα. Στη πλειοψηφία των περιπτώσεων είναι στατιστικά σημαντικοί. Ωστόσο, η κύρια παράμετρος που θα μελετήσουμε δεν παραμένει σταθερή κατά τη διάρκεια εναλλαγών των καταστάσεων. Σε αρκετές περιπτώσεις το *shock* είναι αμφίπλευρο, από τη χώρα 1 περνάει στη χώρα 2 και επίσης από τη χώρα 2 περνάει στη χώρα 1. Παρατηρούμε ότι στα ζευγάρια Ελλάδα/Γαλλία, Ελλάδα/Γερμανία και Ελλάδα/Ιταλία η εκτίμηση για το δ_2 είναι

αρνητική αυτό συνεπάγεται ,ότι το shock από τη χώρα 2 επιστρέφει στη χώρα 1 αλλά επηρεάζει αρνητικά τη μεταβλητότητα, δηλαδή μειώνεται.

Στο γράφημα 10 που παρατίθεται παρακάτω παρουσιάζεται η πιθανότητα το idiosyncratic shock κάθε χώρας να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Η γραφική μελέτη της μεταβλητότητας του idiosyncratic shock είναι αρκετά βοηθητική για την κατανόηση του μοντέλου μας και κυρίως για τον έλεγχο ύπαρξης pure contagion.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Γράφημα 10: Πιθανότητα το idiosyncratic shock να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας



Από τα γραφήματα διαπιστώνουμε ότι η πιθανότητα είναι αρκετά μεγάλη σε κάθε περίπτωση. Σε κάποιες περιπτώσεις παραμένει για αρκετό διάστημα σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας και σε κάποιες άλλες βρίσκεται πιο συχνά σε αυτή τη κατάσταση. Πιο αναλυτικά, η μεταβλητότητα του idiosyncratic shock των χωρών Γαλλίας, Γερμανίας, Ιρλανδίας, Ιταλίας, Πορτογαλίας και Ισπανίας από το 2000 βρίσκεται σε υψηλά επίπεδα, σε αντίθεση με της Ελλάδας που άρχισε να πλησιάζει τα ίδια επίπεδα και να τα ξεπερνά από το 2008 και έπειτα.

Στην τελευταία στήλη του πίνακα 4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από το likelihood ratio test που διεξήγαμε ώστε να αξιολογηθεί η σημαντικότητα των αμφίπλευρων συνεπειών. Σε όλες τις περιπτώσεις με μοναδική εξαίρεση την Ελλάδα/Γαλλία απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι $\delta_i=0$. Επομένως, επιβεβαιώνεται η σημαντικότητα του αμφίπλευρου pure contagion.

Εν συνεχεία παραθέτουμε τα γραφήματα conditional correlation, conditional correlation of shift contagion και conditional correlation of pure contagion καθώς επίσης και τους υπολογισμούς της συνολικής συσχέτισης, της συσχέτισης που οφείλεται σε shift contagion και της συσχέτισης που οφείλεται σε pure contagion. Στόχος της εισαγωγής των συγκεκριμένων γραφημάτων είναι να διαπιστώσουμε αν η συνολική συσχέτιση είναι άμεσο αποτέλεσμα του shift contagion ή του pure contagion.

Στο γράφημα 11 αναπαριστάται η conditional correlation για την Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Πορτογαλία και Ισπανία. Ο τρόπος υπολογισμού της προκύπτει από τη σχέση (24).

$$\text{corr} = \frac{\text{cov}}{sd_1 * sd_2}, \text{ σχέση (24)}$$

Από τη σχέση (24) υπολογίζουμε τη συνολική συσχέτιση του ομολόγου της Ελλάδας με κάθε χώρα αντίστοιχα όπως αυτό εξελίσσεται μέσα στο χρόνο. Ο αριθμητής του κλάσματος είναι η συνδιακύμανση των χωρών 1 και 2 όπου χώρα 1 έχει επιλεχθεί η Ελλάδα και προκύπτει από τον ακόλουθο τύπο:

$$\text{cov} = (1 - \text{prob}_3)^2 * \sigma_{c1} * \sigma_{c2} + \text{prob}_3^2 * \sigma_{c1}^* * \sigma_{c2}^* + \text{prob}_1^2 * \delta_2 * \sigma_1^{*2} + \text{prob}_2^2 * \delta_1 * \sigma_2^{*2} \quad (25)$$

Τα sd_1 και sd_2 είναι οι τυπικές αποκλίσεις και υπολογίζονται βάση των σχέσεων (26) και (27).

$$sd_1 = (1 - \text{prob}_1) * \sigma_1 + \text{prob}_1 * \sigma_1^* + (1 - \text{prob}_3) * \sigma_{c1} + \text{prob}_3 * \sigma_{c1}^* + \text{prob}_2 * (|\delta_1| * \sigma_2^*), \quad (26)$$

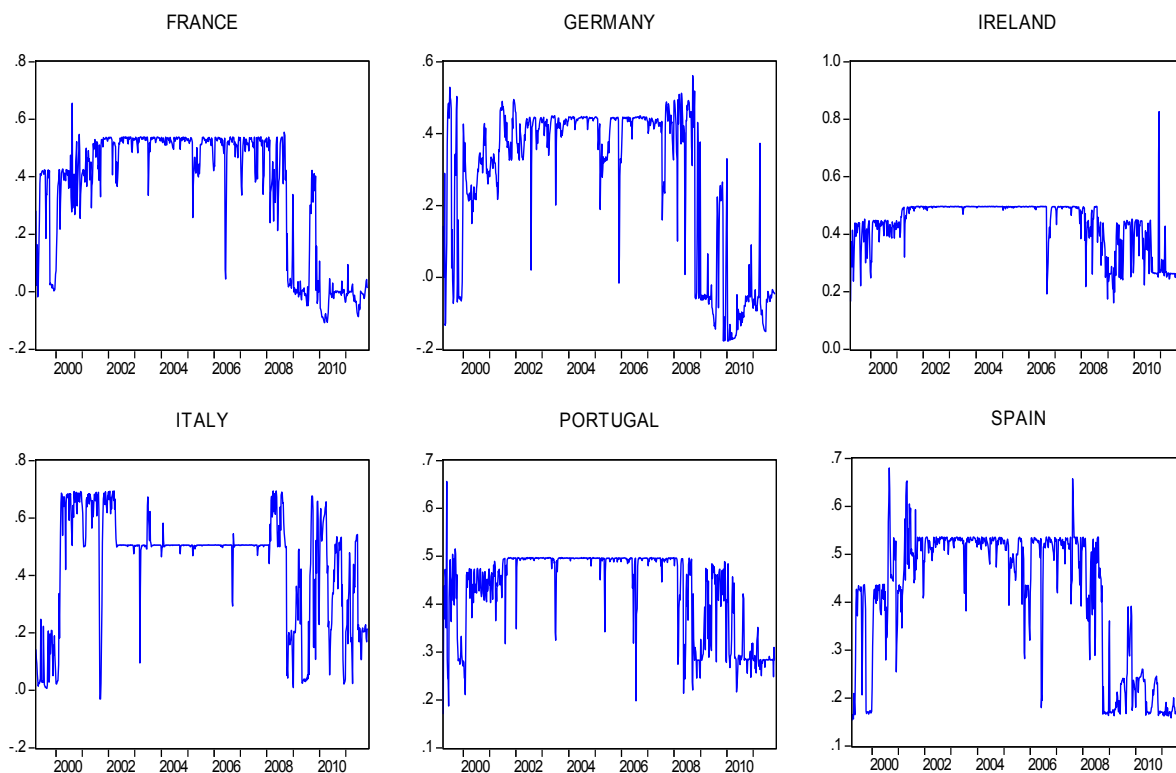
Και

$$sd_2 = (1 - \text{prob}_2) * \sigma_2 + \text{prob}_2 * \sigma_2^* + (1 - \text{prob}_3) * |\sigma_{c2}| + \text{prob}_3 * |\sigma_{c2}^*| + \text{prob}_1 * (|\delta_2| * \sigma_1^*), \quad (27)$$

Τα prob_1 , prob_2 και prob_3 είναι οι πιθανότητες που προκύπτουν από το Markov(1) switching μοντέλο από τις σχέσεις (15) και (16). Πιο συγκεκριμένα η prob_1 είναι η

πιθανότητα η χώρα 1 (Ελλάδα) να βρίσκεται σε υψηλή μεταβλητότητα. Αντίστοιχα η πιθανότητα $prob_2$ αναφέρεται στη δεύτερη χώρα..Η $prob_3$ είναι η πιθανότητα το common shock να βρίσκεται σε υψηλή μεταβλητότητα.

Γράφημα 11: Conditional Correlations



ΠΑΝΕΠΙ

Στο γράφημα 12 που ακολουθεί αναπαριστάται η Conditional Correlations of Shift Contagion για την Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Πορτογαλία και Ισπανία. Υπολογίζεται χρησιμοποιώντας τη σχέση (28).

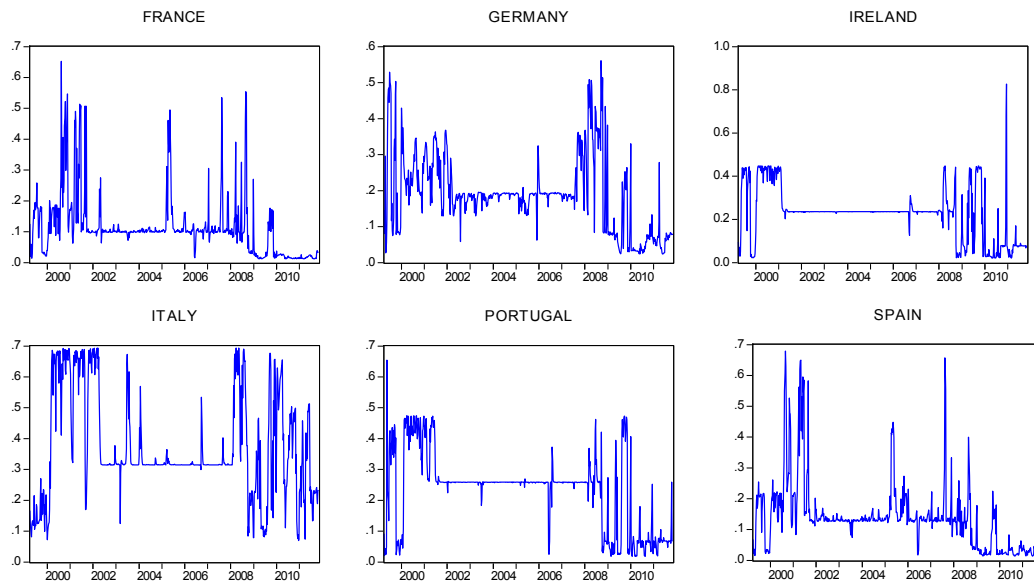
$$\text{corrs} = \frac{\text{covs}}{\text{sd}_1 * \text{sd}_2}, \quad \text{σχέση (28)}$$

Από τη σχέση (28) υπολογίζουμε τη συμβολή του shift contagion στις συνολικές συσχετίσεις. Ο αριθμητής του κλάσματος είναι η συνδιακύμανση του common shock για τη χώρα 1 και 2 και προκύπτει από τον ακόλουθο τύπο:

$$\text{covs} = (1 - \text{prob}_3)^2 * \sigma_{c1} * \sigma_{c2} + \text{prob}_3^2 * \sigma_{c1}^* * \sigma_{c2}^*, \quad (29)$$

Ο παρανομαστής του κλάσματος προκύπτει από τις σχέσεις (26) και (27) που έχουν προαναφερθεί.

Γράφημα 12: Conditional Correlations of Shift Contagion



Στο γράφημα 13 αναπαριστάται η Conditional Correlations of Pure Contagion για την Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Πορτογαλία και Ισπανία. Από τη σχέση (30) υπολογίζουμε την συσχέτιση που οφείλεται σε pure contagion.

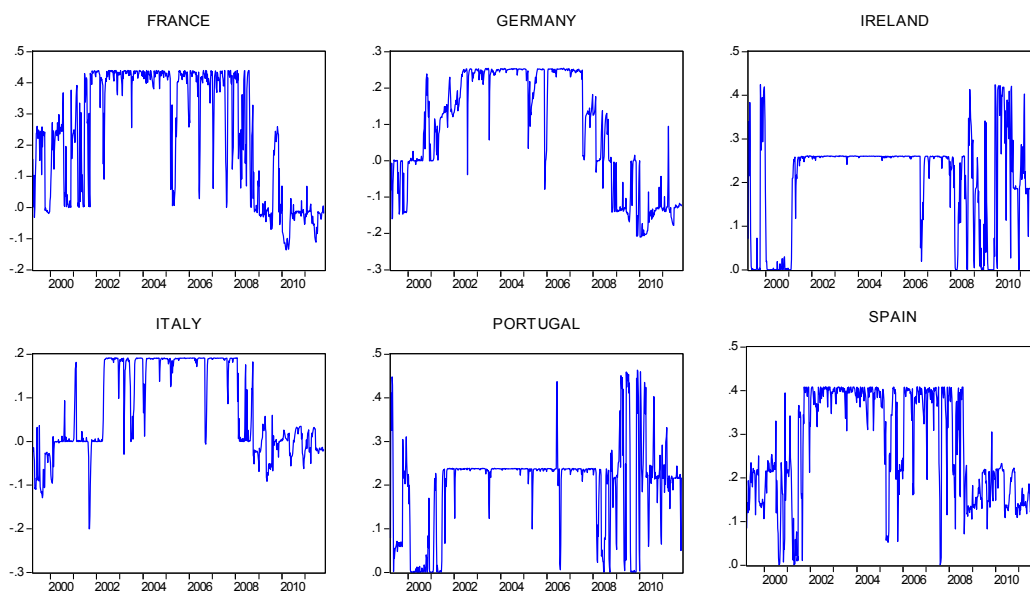
$$\text{corr}_p = \frac{\text{cov}_p}{sd_1 * sd_2}, \quad \text{σχέση (30)}$$

Από τη σχέση (30) υπολογίζουμε τη συσχέτιση του ομολόγου της Ελλάδας που οφείλεται σε pure contagion με κάθε χώρα αντίστοιχα όπως αυτή εξελίσσεται μέσα στο χρόνο. Ο αριθμητής του κλάσματος είναι η συνδιακύμανση του idiosyncratic shock για τη χώρα 1 και 2 και προκύπτει από τον ακόλουθο τύπο:

$$\text{cov}_p = \text{prob}_1^2 * \delta_2 * \sigma_1^{*2} + \text{prob}_2^2 * \delta_1 * \sigma_2^{*2}, \quad (31)$$

Ο παρανομαστής του κλάσματος προκύπτει από τις σχέσεις (26) και (27) που έχουν προαναφερθεί.

Γράφημα 13: Conditional Correlations of Pure Contagion



Παρατηρώντας συνολικά τα γραφήματα 11, 12 και 13 καταλήγουμε στα εξής συμπεράσματα:

Αρχικά υπολογίζοντας τη συνολική συσχέτιση του ομολόγου την Ελλάδα με κάθε χώρα όπως φαίνεται από το γράφημα 11. Τη συνολική συσχέτιση την έχουμε χωρίσει σε αυτή που οφείλεται στο common shock, όπως αναπαριστάται στο γράφημα 12 και στο idiosyncratic shock, όπως αναπαριστάται στο γράφημα 13. Παρατηρώντας τα γραφήματα 11,12 και 13 διαπιστώνουμε ότι η συμβολή του pure contagion στη συνολική συσχέτιση είναι μεγαλύτερη από του shift contagion.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

4.3 Εκτιμήσεις- Χώρα αναφοράς: Γερμανία

Αρχικά, θα επαναλάβουμε την ανάλυση μας με την βασική διαφορά ότι το δείγμα μας δεν αποτελείται ακριβώς από τις ίδιες χώρες. Στη συγκεκριμένη ανάλυση το δείγμα είναι τα δεκαετή ομόλογα των χωρών Γερμανίας, Γαλλίας, Ιρλανδίας, Ιταλίας, Ισπανίας και Ιταλίας. Στους τρεις πίνακες που ακολουθούν έχουμε επιλέξει την Γερμανία ως χώρα αναφοράς ενώ οι υπόλοιπες χώρες αναφέρονται στην αριστερή στήλη των πινάκων. Οποιαδήποτε παράμετρος με δείκτη 1 αναφέρεται στην Γερμανία και οι υπόλοιποι παράμετροι με δείκτη 2 αναφέρονται στις υπόλοιπες χώρες. Στους πίνακες 2 και 3 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα για την ύπαρξη shift και pure contagion αντίστοιχα. Επιλέγουμε τη Γερμανία ως χώρα αναφοράς, ώστε η μελέτη μας να αποτελείται από μια χώρα που βρίσκεται σε βαθειά οικονομική ύφεση όπως η Ελλάδα, ενώ στον αντίποδα βρίσκεται η Γερμανία κατέχοντας μια από τις ανταγωνιστικότερες οικονομίες.

4.3.1 Εκτίμηση του μέσου

Στον πίνακα 4 στις στήλες 2 και 3 παρουσιάζονται οι αποδόσεις των μέσων των ομολόγων για τις αντίστοιχες χώρες σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας. Αντίστοιχα στις στήλες 4 και 5 παρουσιάζονται οι αποδόσεις για κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Η χώρα αναφοράς που έχουμε επιλέξει είναι η Γερμανία.

Πίνακας 5: Εκτίμηση των αποδόσεων του μέσου στις αλλαγές καταστάσεων

Germany	μ_1	μ_2	μ_1^*	μ_2^*	LR
Ireland	0.12*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.07 (0.06)	0.09 (0.06)	10.43*** (5.44E-03)
Italy	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.03 (0.07)	0.05 (0.07)	2.66 (0.26)
Portugal	0.08*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.44*** (0.08)	-0.48 (0.44)	11.72*** (2.85E-03)
Spain	0.11*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.07 (0.06)	0.09** (0.44)	6.81** (0.03)
France	0.11** (0.05)	0.10*** (0.04)	0.11*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.38 (0.83)

*Σημειώσεις: Τα Standard errors είναι σε παρένθεση ακριβώς κάτω από τις αναμενόμενες αποδόσεις. Το likelihood ratio test ελέγχει την υπόθεση αν οι αποδόσεις των μέσων παραμένουν σταθερές στις αλλαγές των καταστάσεων. Το test statistic ακολουθεί την $\chi^2(2)$ κατανομή. Τα *** υποδηλώνουν διάστημα εμπιστοσύνης 1%, τα ** 5% και το * 10%. Το p-value βρίσκεται σε παρένθεση κάτω από το LR statistic.*

Παρατηρώντας τα αποτελέσματα διαπιστώνουμε ότι σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας οι αποδόσεις των μέσων είναι παντού θετικές και σε όλες τις περιπτώσεις είναι στατιστικά σημαντικές. Πιο αναλυτικά, στη περίπτωση Γερμανία/Ιρλανδία, οι αποδόσεις τους σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας είναι αντίστοιχα 0.12 και 0.11 και είναι στατιστικά σημαντικές. Στη περίπτωση των χωρών Γερμανία/Ιταλία, οι αποδόσεις είναι επίσης θετικές (0.13 και 0.13) και είναι στατιστικά σημαντικές. Οι αποδόσεις των μέσων των ομολόγων Γερμανία/Πορτογαλία είναι θετικές (0.08 και 0.09) και στατιστικά σημαντικές. Παρατηρώντας και τις τελευταίες δυο περιπτώσεις Γερμανία/Ισπανία και Γερμανία/Γαλλία οι αποδόσεις είναι ομοίως θετικές και στατιστικά σημαντικές.

Σε αντίθεση με τις αποδόσεις των μέσων των ομολόγων σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας οι αντίστοιχες αποδόσεις σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας είναι χαμηλότερες και κάποιες είναι αρνητικές. Για παράδειγμα, στην περίπτωση Γερμανίας/Πορτογαλίας οι αποδόσεις είναι 0.44 και -0.48 και στατιστικά σημαντική είναι μόνο της Γερμανίας. Στην περίπτωση Γερμανία/Ιρλανδία η αναμενόμενη απόδοση του μέσου του ομολόγου της Γερμανίας είναι 0.07 και του μέσου της Ιρλανδίας είναι 0.09 και δεν είναι στατιστικά σημαντικές. Παρατηρώντας τις αποδόσεις των μέσων στις υπόλοιπες περιπτώσεις Γερμανία/Ιταλία, Γερμανία/Ισπανία και Γερμανία/Γαλλία είναι θετικές, ενώ στατιστικά σημαντικές είναι μόνο για την Ισπανία και τη Γαλλία.

Στη συνέχεια, προχωρήσαμε στην εφαρμογή ενός ελέγχου ώστε να διαπιστώσουμε αν οι αναμενόμενες αποδόσεις των μέσων παραμένουν σταθερές ή όχι. Ο έλεγχος που διεξήγαμε είναι το likelihood ratio test, τα αποτελέσματα που προκύπτουν διαφέρουν σύμφωνα με την περίπτωση. Η υπόθεση της ισότητας των μέσων απορρίπτεται για τις

Γερμανία/Πορτογαλία, Γερμανία/Ισπανία και Γερμανία/Ιρλανδία, ενώ για τις υπόλοιπες χώρες δεν ισχύει το ίδιο.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

4.3.2 Έλεγχος για shift contagion

Ο έλεγχος για την ύπαρξη ή όχι shift contagion επικεντρώνεται κυρίως στη σταθερότητα των μηχανισμών διάδοσης common shock ανάμεσα στις αλλαγές καταστάσεων, από χαμηλή σε υψηλή μεταβλητότητα. Στο πίνακα 6, αναφέρουμε τα αποτελέσματα για shift contagion. Στις δυο πρώτες στήλες αναφέρονται η συχνότητα (frequency) και η διάρκεια (duration). Η συχνότητα μετρά την αναλογία του χρόνου που το common shock παρέμεινε σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Η διάρκεια είναι το μήκος του χρόνου (σε χρόνια) που το common shock έμεινε σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Στις στήλες 3,4,5 και 6 αναφέρονται οι εκτιμήσεις των συντελεστών επίπτωσης (impact coefficients), πιο συγκεκριμένα στις στήλες 3 και 4 παρουσιάζονται οι συντελεστές επίπτωσης για κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας ενώ στις στήλες 5 και 6 για την κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας.

Πίνακας 6: Εκτίμηση παραμέτρων για common shocks

Germany	Frequency	Duration	σ_{c1}	σ_{c2}	σ_{c1}^*	σ_{c2}^*	γ	LR
Ireland	62.60%	23.64	0.56*** (0.02)	0.59*** (0.02)	0.98*** (0.05)	1.00*** (0.05)	1.09	39.43*** (3.39205E-10)
Italy	48.47%	30.30	0.47*** (0.03)	0.46*** (0.03)	0.91*** (0.05)	0.89*** (1.22)	1.00	0.01 (0.94)
Portugal	74.74%	21.03	0.67*** (0.20)	0.61*** (0.02)	0.67*** (0.02)	3.82*** (0.25)	6.25	39.31*** (3.60775E-10)
Spain	41.13%	30.94	0.49*** (0.03)	0.50*** (0.03)	0.87*** (0.05)	0.90*** (0.05)	1.02	1.29 (0.26)
France	88.07%	6.11	0.58*** (0.03)	0.29*** (0.03)	0.58*** (0.03)	0.55*** (0.03)	1.93	50.66*** (1.09849E-12)

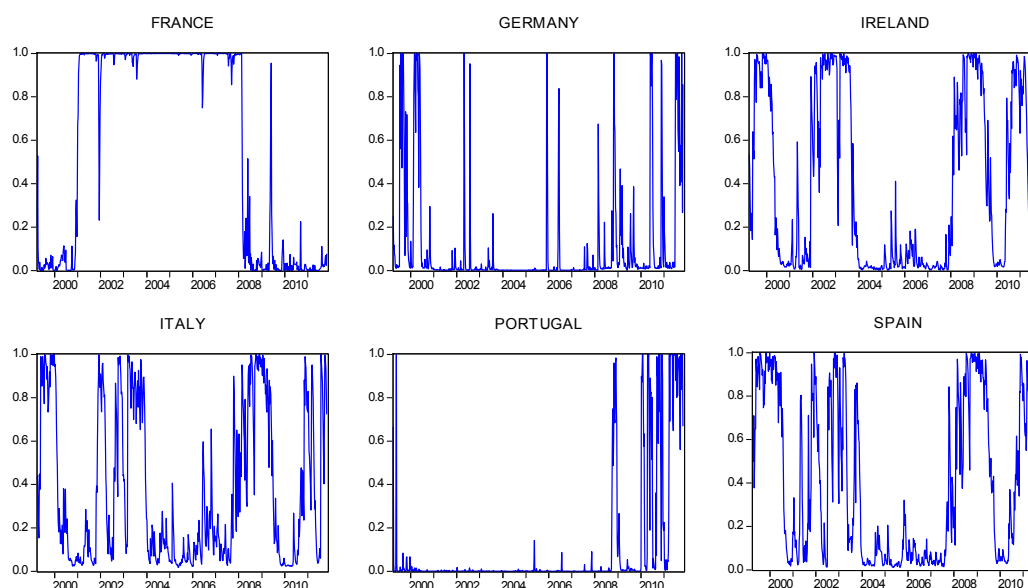
Σημειώσεις: Το “Duration” αναφέρεται στην κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας των common shocks και το “Frequency” στο unconditional probability της υψηλής μεταβλητότητας εκφρασμένο σε ποσοστό. Τα Standard errors είναι σε παρένθεση ακριβώς κάτω από τις παραμέτρους. Το likelihood ratio test ελέγχει την μηδενική υπόθεση που υποδηλώνει την απουσία shift contagion έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ύπαρξης shift contagion ανάμεσα στην Γερμανία και στις υπόλοιπες χώρες. Το test statistic ακολουθεί την $\chi^2(1)$ κατανομή. Τα *** υποδηλώνουν διάστημα εμπιστοσύνης 1%, τα ** 5% και το * 10%. Το p-value βρίσκεται σε παρένθεση κάτω από το LR statistic

Παρατηρώντας αναλυτικά τον πίνακα 6, διαπιστώνουμε ότι σε όλες τις χώρες το common shock βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας τουλάχιστον σε ποσοστό 66% του χρόνου, το υψηλότερο ποσοστό παρατηρείται για το ζευγάρι χωρών Γερμανία/Γαλλία με ποσοστό 88%, περίπου 7 χρόνια, ενώ η χρονική διάρκεια που το common shock παρέμεινε σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας είναι μόλις 2 μήνες. Σε αντίθεση με το ζευγάρι Γερμανία/Ισπανία, που ενώ παρουσιάζει την χαμηλότερη συχνότητα (41% περίπου 7 χρόνια), έχει τη μεγαλύτερη διάρκεια 8 μήνες. Όσον αφορά τους υπόλοιπους συνδυασμούς χωρών Γερμανία/Ιταλία, Γερμανία/Ιρλανδία και Γερμανία/Πορτογαλία η συχνότητα κυμαίνεται από 48%, 62% και 74% αντίστοιχα.

Παρατηρώντας επομένως, τους συντελεστές επίπτωσης διαπιστώνουμε ότι σε κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας οι συντελεστές είναι σχετικά μικρότεροι σε αντίθεση με τη κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Όλοι οι συντελεστές επίπτωσης ανεξάρτητα αν βρισκόμαστε σε κατάσταση χαμηλής ή υψηλής μεταβλητότητας είναι στατιστικά σημαντικοί.

Στο γράφημα που ακολουθεί έχουμε υπολογίσει την πιθανότητα που το common shock βρίσκεται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας για κάθε χώρα ξεχωριστά. Παρατηρώντας διεξοδικά τα γραφήματα αποκτούμε μια γενική εικόνα συμπεριφοράς της μεταβλητότητας.

Γράφημα 14: Πιθανότητα το common shock να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας



Παρατηρώντας το γράφημα 14 διαπιστώνουμε ότι η Γερμανία, η Ιρλανδία, η Ιταλία και η Ισπανία βρίσκονται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας κατά τη διάρκεια της δεκαετίας, που γίνεται πιο έντονη μετά το 2008. Από το 2008 και έπειτα την ίδια κατάσταση αντιμετωπίζει και η Πορτογαλία. Σε αντίθεση με τις προαναφερθείσες περιπτώσεις η Γαλλία βρίσκεται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας από την έναρξη της δεκαετίας, η οποία όμως αξίζει να σημειωθεί ότι γίνεται ηπιότερη στο τέλος.

Στις τελευταίες δυο στήλες του πίνακα 6 έχουμε υπολογίσει το κλάσμα γ και έχουμε διεξάγει ένα likelihood ratio test. Αν και το γ δεν αποκλίνει πολύ από τη μονάδα με εξαίρεση τη περίπτωση Γερμανία/Πορτογαλία (6.25) δεχόμαστε την ύπαρξη shift contagion για τα ζευγάρια Γερμανία/Ιρλανδία, Γερμανία/Γαλλία και Γερμανία/Πορτογαλία. Για τα υπόλοιπα δυο ζευγάρια Γερμανία/Ισπανία και Γερμανία/Ιταλία αποτύχαμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση απουσίας ύπαρξης shift contagion.

4.3.3 Έλεγχος για Pure contagion

Στον πίνακα 7 που παρατίθεται, στις στήλες 2 και 3 αναφέρονται η συχνότητα (frequency) παραμονής σε υψηλή μεταβλητότητα για κάθε χώρα και η διάρκεια παραμονής (duration) σε υψηλή μεταβλητότητα. Στις στήλες 4,5,6 και 7 αναφέρονται οι εκτιμήσεις για τους συντελεστές επίπτωσης. Πιο συγκεκριμένα στις στήλες 4 και 5 παρουσιάζονται οι συντελεστές επίπτωσης για την κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας, ενώ στις στήλες 6 και 7 οι συντελεστές επίπτωσης για την κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Στις στήλες 8 και 9 παρουσιάζονται οι κύριοι παράγοντες του συγκεκριμένου ελέγχου, οι οποίοι εκφράζουν τη δύναμη των επιπτώσεων μεταφοράς pure contagion, από τη χώρα 1 στη χώρα 2.

Πίνακας 7: Εκτίμηση παραμέτρων των idiosyncratic shocks για pure contagion

Germany	Frequency Duration(1)	Frequency Duration(2)	σ_1	σ_2	σ_1^*	σ_2^*	δ_1	δ_2	LR
France	17.83% 66.38	40.32% 344.27	3.78E-06 (4.88E-05)	0.08*** (0.01)	0.22* (0.12)	0.68*** (0.03)	0.97*** (0.01)	-2.87 (1.97)	14.11*** (8.64E-04)
Ireland	74.06% 53.57	57.01% 60.00	0.06*** (2.94E-03)	3.27E-05 (7.11E-04)	0.18*** (0.05)	2.48*** (0.17)	-0.18*** (0.04)	-1.16* (0.64)	41.04*** (1.22392E-09)
Italy	74.63% 41.99	61.26% 30.42	0.27*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.27*** (0.02)	0.84*** (0.09)	-0.89*** (0.16)	0.86*** (0.16)	336.97*** (6.7376E-74)
Spain	80.70% 30.99	58.91% 35.06	0.35*** (0.02)	0.00E+00 (7.50E-09)	0.35*** (0.02)	1.24*** (0.10)	-0.56*** (0.10)	0.85*** (0.01)	308.18*** (1.20143E-67)
Portugal	36.78% 39.24	87.29% 12.64	6.58E-05 (1.87E-03)	0.25*** (0.02)	1.01*** (0.07)	0.25*** (0.02)	0.78*** (0.03)	-0.72* (0.18)	156.54*** (1.01943E-34)

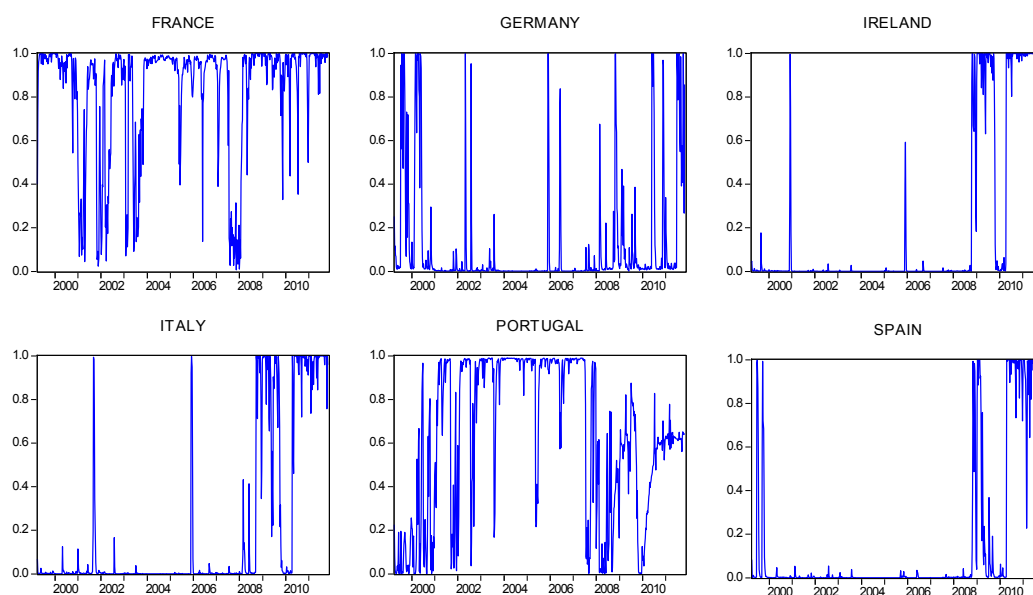
Σημειώσεις: Το “Duration” αναφέρεται στην κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας των idiosyncratic shocks και το “Frequency” στο unconditional probability της υψηλής μεταβλητότητας εκφρασμένο σε ποσοστό. Τα Standard errors είναι σε παρένθεση ακριβώς κάτω από τις παραμέτρους. Το likelihood ratio test ελέγχει την μηδενική υπόθεση που υποδηλώνει την απουσία pure contagion έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ύπαρξης pure contagion ανάμεσα στη Γερμανία και στις υπόλοιπες χώρες. Το test statistic ακολουθεί την $\chi^2(2)$ κατανομή. Τα *** υποδηλώνουν διάστημα εμπιστοσύνης 1%, τα ** 5% και το * 10%. Το p-value βρίσκεται σε παρένθεση κάτω από το LR statistic.

Από τον πίνακα 7 καταλήγουμε στο ότι η συχνότητα παραμονής της Γερμανίας σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας ποικίλλει από 2 χρόνια (17.83% του συνολικού μεγέθους του δείγματος) έως 8 χρόνια (80.70% του συνολικού μεγέθους του δείγματος). Η υψηλότερη συχνότητα εμφανίζεται στη Πορτογαλία, λιγότερο από 9 χρόνια, αλλά ταυτόχρονα, έχει τη μικρότερη παραμονή σε αυτή τη κατάσταση 3 μήνες (12.64 του συνολικού μεγέθους του δείγματος των δεκαετών ομολόγων). Εν αντιθέσει τη μικρότερη συχνότητα κατέχει η Γαλλία, η οποία βρίσκεται περίπου στα 4 χρόνια, αλλά ωστόσο έχει τη μεγαλύτερη διάρκεια παραμονής σε αυτή τη κατάσταση περίπου 7 χρόνια. Στις υπόλοιπες περιπτώσεις Ιρλανδία, Ιταλία και Ισπανία η συχνότητα είναι περίπου 6 χρόνια και η διάρκεια παραμονής σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας κυμαίνεται από 1,5 χρόνο έως 9 μήνες.

Παρατηρώντας τους συντελεστές επίπτωσης διαπιστώνουμε ότι σε όλες τις περιπτώσεις είναι στατιστικά σημαντικοί με εξαίρεση τον συνδυασμό Γερμανία/Πορτογαλία. Επίσης είναι ευαίσθητοι στις μεταβολές των καταστάσεων. Όταν από την κατάσταση χαμηλής μεταβλητότητας περνάμε σε υψηλή παρατηρούμε αύξηση των συντελεστών. Η κύρια παράμετρος με την οποία θα ασχοληθούμε είναι ευμετάβλητη στις εναλλαγές των καταστάσεων. Παρατηρούμε ότι υπάρχει αμφίπλευρη μόλυνση, από τη χώρα 1 το shock μεταφέρεται στη χώρα 2 και από τη χώρα 2 επιστρέφει ξανά στη χώρα 1 με μια εξαίρεση τη περίπτωση Γερμανία/Γαλλία όπου το shock από τη χώρα 2 δεν επηρεάζει τη μεταβλητότητα της χώρας 1. Στις υπόλοιπες περιπτώσεις παρατηρούμε ότι τα δ_1 και δ_2 λαμβάνουν σε κάποιες περιπτώσεις αρνητικές τιμές, το άμεσο συμπέρασμα το οποίο εξάγεται είναι ότι σε αυτές τις περιπτώσεις η μεταβλητότητα μειώνεται.

Στο γράφημα 15 που παρατίθεται παρακάτω παρουσιάζεται η πιθανότητα το idiosyncratic shock κάθε χώρας να βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Η διαδικασία είναι όμοια με πριν (χώρα αναφοράς Ελλάδα) στη παρούσα περίπτωση οι χώρες του δείγματος μας είναι Γαλλία, Γερμανία, Ιρλανδία, Ιταλία, Πορτογαλία και Ισπανία.

Γράφημα 15: Πιθανότητα το idiosyncratic shock να βρίσκεται σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας.



Στο γράφημα 15 όπως προαναφέραμε παρουσιάζονται οι πιθανότητες που το idiosyncratic shock βρίσκεται σε κατάσταση υψηλής μεταβλητότητας. Από τα γραφήματα διαπιστώνουμε ότι οι πιθανότητες είναι αρκετά μεγάλες για την Πορτογαλία, την Γαλλία και την Γερμανία κατά τη διάρκεια της δεκαετίας, σε αντίθεση με τις υπόλοιπες χώρες που το φαινόμενο γίνεται πιο έντονο στο τέλος της.

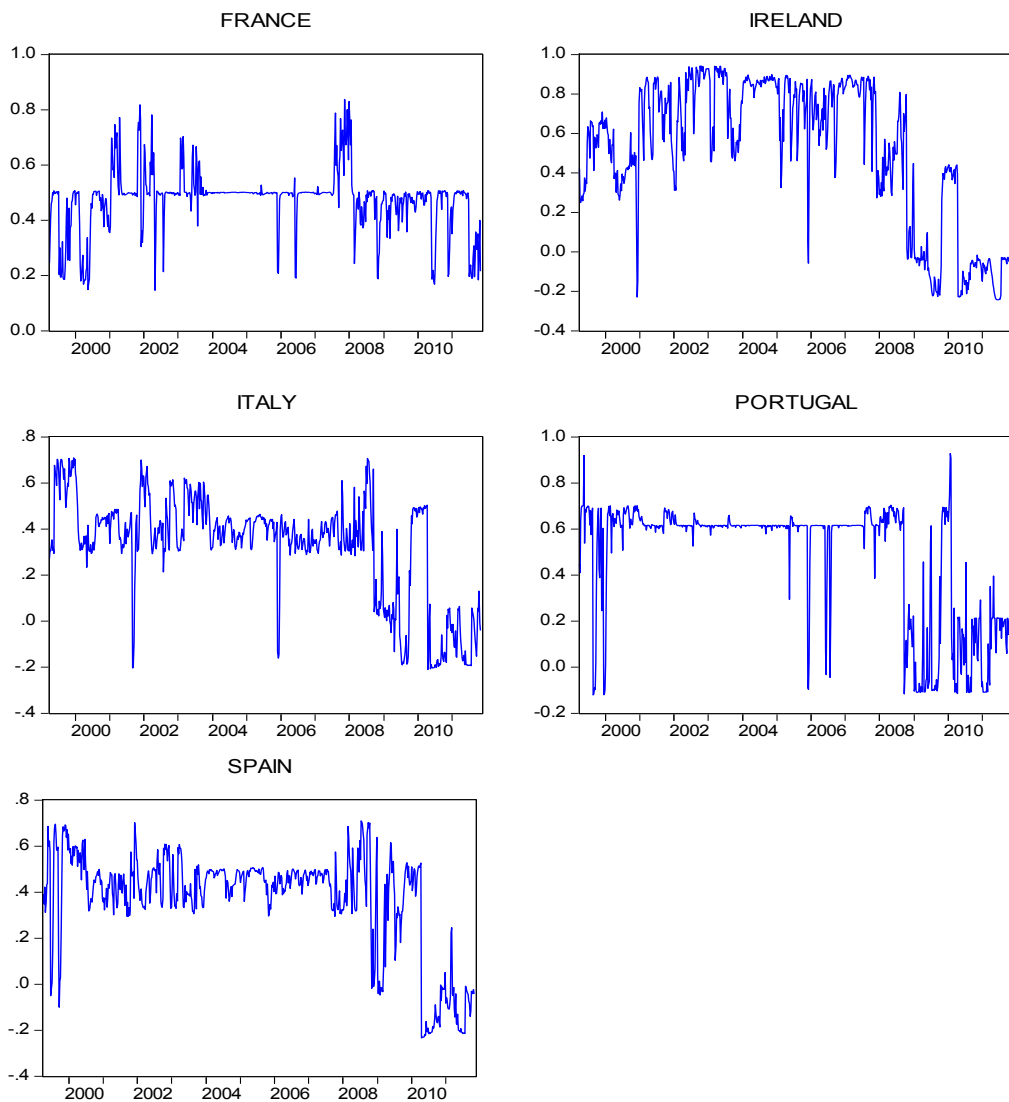
Στην τελευταία στήλη του πίνακα 4 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από το likelihood ratio test που διεξήγαμε ώστε να αξιολογηθεί η σημαντικότητα των αμφίπλευρων συνεπειών. Σε όλες τις περιπτώσεις απορρίπτουμε τη μηδενική υπόθεση ότι $\delta_i=0$. Επομένως, επιβεβαιώνεται η σημαντικότητα υπολογισμού αμφίπλευρου pure contagion.

Εν συνεχεία θα διερευνήσουμε την επιρροή του conditional correlation of pure contagion και του conditional correlation of shift contagion στη συνολική συσχέτιση (conditional correlation). Για τον λόγο αυτό παραθέτουμε τα γραφήματα 16, 17 και 18.

Στο γράφημα 16 αναπαριστάται η συνολική συσχέτιση του ομολόγου της Γερμανίας με κάθε χώρα αντίστοιχα όπως εξελίσσεται μέσα στο χρόνο, η οποία συνυπολογίζεται από το shift correlation και το pure correlation. Παρατηρούμε ότι από το 2008 και μετά η συσχέτιση σε κάποιες περιπτώσεις λαμβάνει αρνητικές τιμές, όπως συμβαίνει στην Ισπανία, την Ιταλία και την Ιρλανδία. Αντιθέτως, στη περίπτωση της Γαλλίας η συσχέτιση μειώνεται αλλά αρνητικές τιμές δεν λαμβάνει. Οι υπολογισμοί των συσχετίσεων έγιναν με τη χρήση των σχέσεων (24)-(27). Πιο αναλυτικά, για τον υπολογισμό της συνολικής συσχέτισης υπολογίσαμε τη συσχέτιση που προκύπτει από το shift contagion και έπειτα τη συσχέτιση που προκύπτει από το pure contagion, διαιρώντας με τις τυπικές αποκλίσεις προκύπτει η σχέση (24).

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

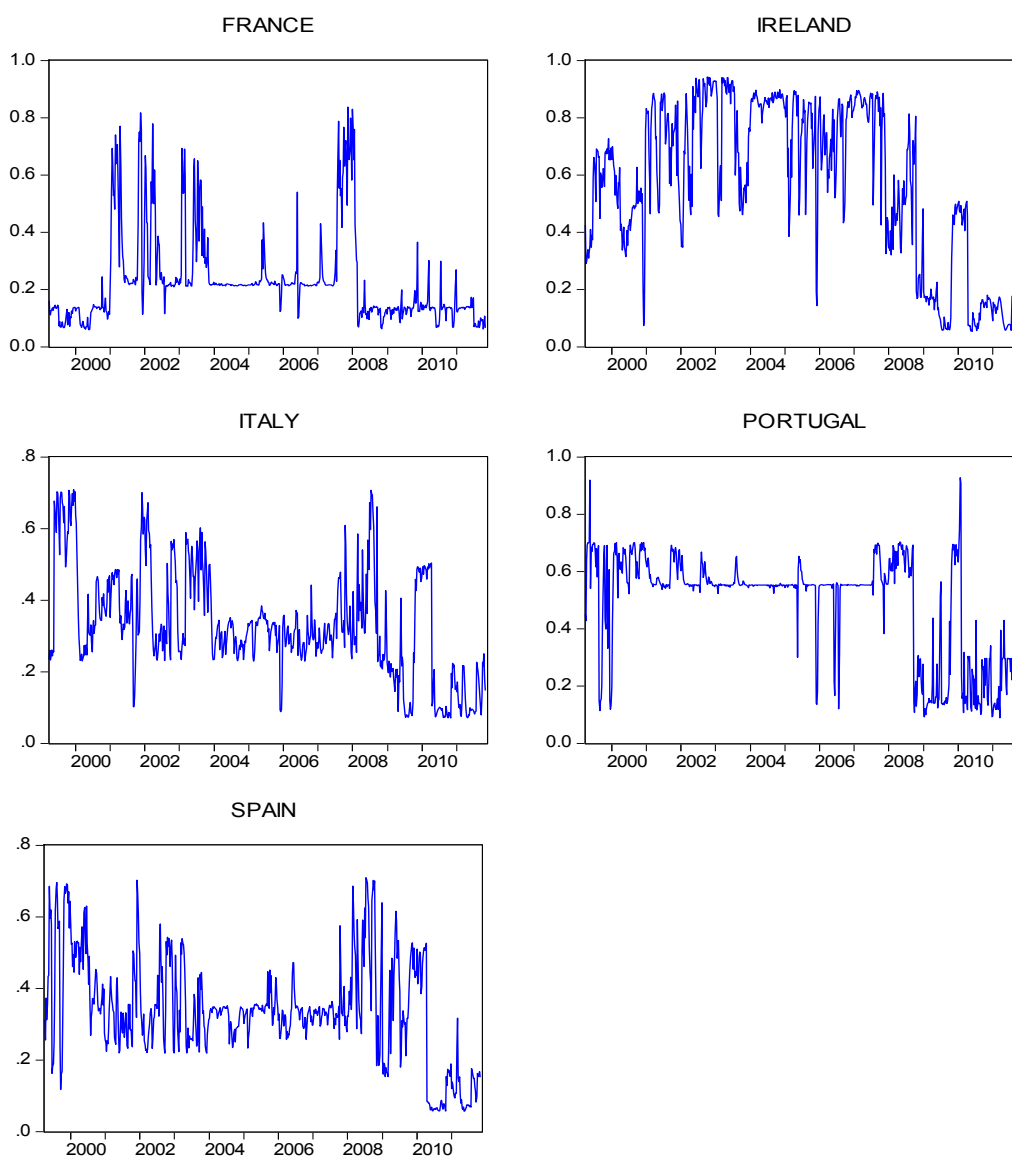
Γράφημα 16: Conditional Correlations



ΠΑΝ

Στο γράφημα 17 αναπαριστάται η συσχέτιση που οφείλεται στο common shock χρησιμοποιώντας τις σχέσεις (26)- (29). Παρατηρώντας διεξοδικά το κάθε γράφημα διαπιστώνουμε ότι η συσχέτιση μπορεί να μειώνεται αλλά αρνητικές τιμές δεν λαμβάνει σε καμία περίπτωση. Έντονη μείωση της συσχέτισης παρατηρείται μετά το 2008 σε όλες τις περιπτώσεις.

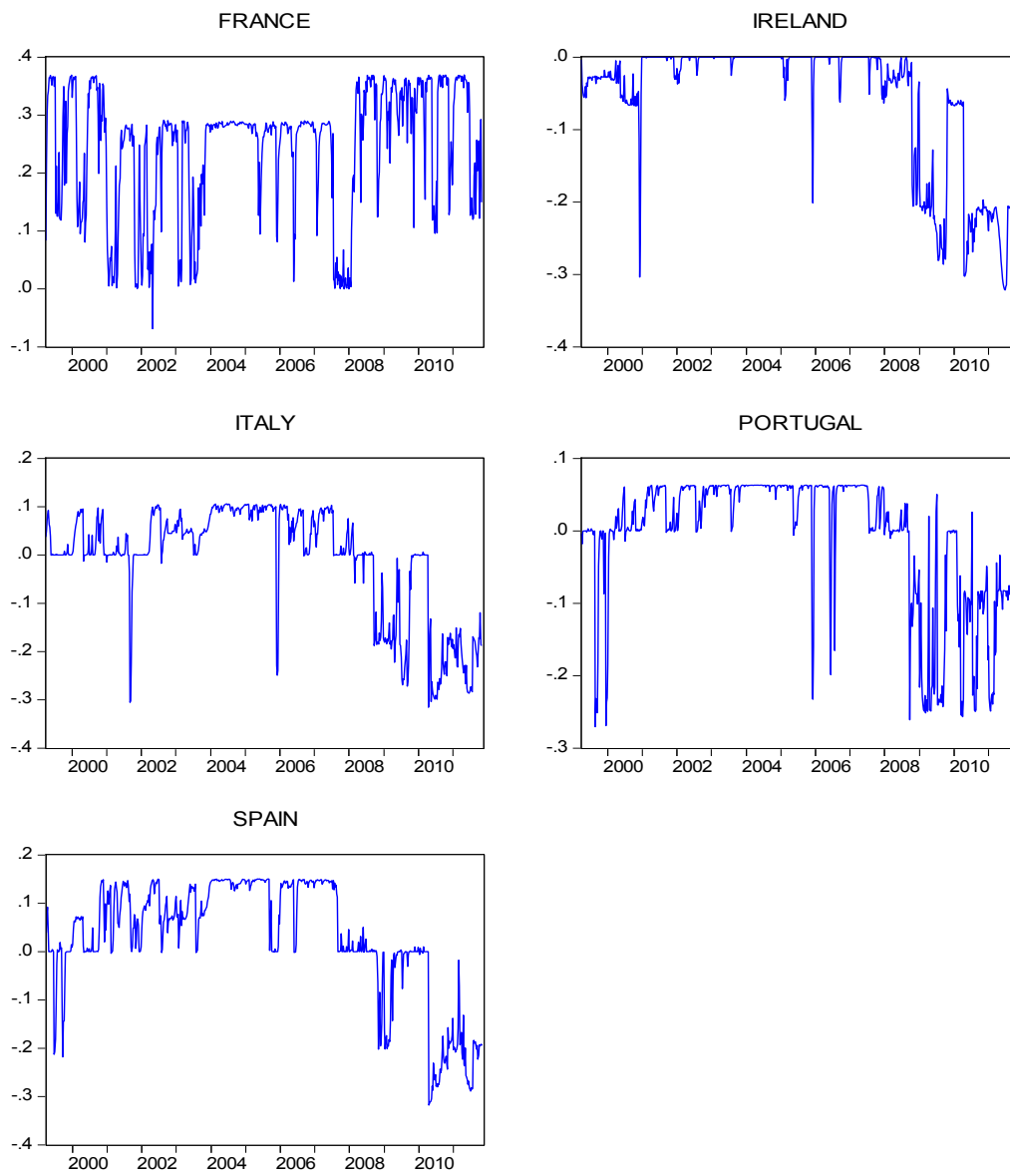
Γράφημα 17: Conditional Correlation of Shift Contagion



Στο γράφημα 18 αναπαριστάται η συσχέτιση του ομολόγου της Γερμανίας με τις υπόλοιπες χώρες αντίστοιχα που οφείλεται στο idiosyncratic shock χρησιμοποιώντας τις σχέσεις (30), (31) και (26), (27). Ομοίως και σε αυτή τη περίπτωση παρατηρείται μείωση της συσχέτισης από το 2008 και έπειτα, λαμβάνοντας και αρνητικές τιμές στη πλειοψηφία των χωρών. Από τα γραφήματα 16,17 και 18 θα μπορούσαμε να υποθέσουμε ότι το γράφημα της συνολικής συσχέτισης ακολουθεί παρόμοια πορεία με αυτή του γραφήματος του shift correlation και όχι σαν αυτή του γραφήματος του pure correlation.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Γράφημα 18: Conditional Correlation of Pure Contagion



5 Επίλογος/ Συμπεράσματα

Το κίνητρο της διεθνής κοινότητας για τη διερεύνηση ύπαρξης μόλυνσης είναι να επισημάνει τον τρόπο με τον οποίο οι χώρες μπορούν να μειώσουν την ευπάθεια τους στα επικείμενα shocks κατά τη διάρκεια περιόδων υψηλής μεταβλητότητας. Υπό αυτή τη σκοπιά είναι σημαντικό να γίνει αντιληπτό αν τα shocks μεταδίδονται στις αγορές-χώρες μέσω καναλιών που δημιουργούνται κατά τη διάρκεια της κρίσης ή μέσω καναλιών που υφίστανται ανεξάρτητα αν βρισκόμαστε σε περίοδο έντονης ή ήπιας μεταβλητότητας.

Στη συγκεκριμένη εργασία ελέγξαμε για την ύπαρξη shift contagion και pure contagion σε ένα ενοποιημένο πλαίσιο. Το μοντέλο που χρησιμοποιήσαμε βασίστηκε σε αυτό τον GKM (2006), ένα διμετάβλητο μοντέλο όπου τα μη αναμενόμενα στοιχεία των αποδόσεων τα χωρίσαμε σε common και idiosyncratic shocks. Εφαρμόσαμε το μοντέλο μας στην αγορά κυβερνητικών ομολόγων της Ευρωζώνης. Ελέγξαμε για αλλαγές στη μετάδοση των common shocks στα δεκαετή κυβερνητικά ομόλογα (shift contagion) καθώς επίσης και στη μεταφορά των idiosyncratic shocks από τη χώρα αναφοράς που έχουμε επιλέξει στις γειτονικές (pure contagion). Ως χώρες αναφοράς έχουμε επιλέξει την Ελλάδα και τη Γερμανία.

Στη πρώτη περίπτωση (χώρα αναφοράς: Ελλάδα) παρατηρούμε ότι οι αναμενόμενες αποδόσεις σε κατάσταση ήπιας μεταβλητότητας είναι θετικές ενώ όταν βρισκόμαστε σε κατάσταση έντονης μεταβλητότητας γίνονται αρνητικές. Επίσης, δεχόμαστε την ύπαρξη shift contagion και pure contagion για την πλειοψηφία των χωρών εκτός από τη περίπτωση της Γαλλίας. Στη δεύτερη περίπτωση (χώρα αναφοράς: Γερμανία), δεν παρατηρούνται ιδιαίτερες μεταβολές στις αναμενόμενες αποδόσεις, ενώ δεχόμαστε την ύπαρξη shift contagion μόνο για την Ιρλανδία, Πορτογαλία και Γαλλία στις υπόλοιπες περιπτώσεις την απορρίπτουμε. Αντιθέτως, παρατηρούμε ότι υπάρχουν ενδείξεις pure contagion από τη Γερμανία για όλες τις χώρες του δείγματος μας.

Εν κατακλείδι, διαπιστώνουμε ότι κατά τη διάρκεια της κρίσης στην Ευρωζώνη υπάρχουν έντονες ενδείξεις shift contagion και pure contagion με άμεσο αποτέλεσμα

Επίλογος

να μεταφέρεται η έντονη μεταβλητότητα μέσω καναλιών που πριν από την κρίση η παρουσία τους δεν είχε γίνει αντιληπτή. Ως εκ τούτου είναι ιδιαίτερα σημαντικό να λαμβάνεται υπόψη και να διερευνάται η ύπαρξη μόλυνσης κατά τη διάρκεια κρίσης, ώστε οι πολιτικές που σχεδιάζονται να αποσκοπούν στην αντιμετώπιση και των δυο ειδών μόλυνσης.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

6 Βιβλιογραφία

Bekaert, G., Harvey, C., Ng, A., (2005). *Market integration and contagion*. Journal of business 78:pp.39-69.

Bekaert, G., Harvey, C., (1997). *Emerging equity market volatility*. Journal of Financial Economics 43:pp.29-77.

Billio, M., Caporin, M., (2010). *Market linkages, variance spillovers and correlation stability: Empirical evidence of financial contagion*. Computational Statistics and Data Analysis 54:pp.2443-2458.

Billion, M., Caporin, M., (2005). *Multivariate Markov switching conditional correlation GARCH representations for contagion analysis*. Statistical Methods and Applications 14:pp.145-161.

Bollerslev, T., (1990). *Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model*. Review of Economics and Statistics 72:pp.498-505.

Chiang, T.C., Jeon, B.N., H. Li, (2010). *Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets*. Journal of International Money and Finance 26, 7: pp.1206-1228.

Constancio, V., (2012). *Contagion and the European debt crisis*. Bank of France:pp.109-122.

Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2005). *Some contagion, some interdependence, more pitfalls in tests of financial contagion*. J. Int. Money Finance 24:pp.1177-1199.

Corsetti, G., Pericoli, M., Sbracia, M. (2010). *Correlation analysis of financial contagion*, Kolb, R.W. (ed), *Financial contagion: The vital threat to the wealth of nations*. Wiley:NY

Dungey, M., Martin, V.,L. (2001). *Contagion across financial markets: An empirical assessment*. New York Stock Exchange Conference Paper.

Dungey, M., Fry, R., Martin, V., (2003). *Equity transmission mechanisms from Asia to Australia: interdependence or contagion*. Australian Journal of Management 28:pp.157-182.

Dungey, M., Fry, R., Martin, V., (2004). *Currency market contagion in the Asia-Pacific region*. Australia Economic Papers 43:pp.379-395.

Engle, R.F., (2002). *Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models*. Journal of Business and Economic Statistics 20:pp.339-350.

Engle, R.F., Ng, V.K., Rothschild, M., (1990). *Asset pricing with a factor ARCH covariance structure: Empirical estimates for treasury Bills*. Journal of Econometrics 45:pp.213-238.

Flavin, T., J., Panopoulou, E., (2007). *On the robustness of international portfolio diversification benefits to regime-switching volatility*. Int. Fin. Markets, Inst. And Money 19:pp.140-156.

Flavin, T., J., Panopoulou, E., Unalmis, D., (2008). *On the stability of domestic financial market linkages in the presence of time-varying volatility*. Emerging Markets Review 9:pp.280-301.

Flavin, T., J., Panopoulou, E., (2010). *Detecting shift and pure contagion in East Asian equity markets: A unified approach*. Pacific Economy Review, 15: pp.401-421.

Forbes, K.J., Rigobon, R.J., (2001). *Measurement contagion: conceptual and empirical issues*. In: Claessens, S., Forbes, K.J. (Eds.), *International Financial Contagion*. Kluwer Academic Publishers, Boston, pp.43-67.

Forbes, K.J., Rigobon, R.J., (2002). *No contagion only interdependence: Measuring stock market co-movements*. *Journal of Finance* 57, 5:pp.2223-61.

Gravelle, T., Kichian, M., Morley, J. (2005). *Detecting shift-contagion in currency and bond markets*. *Journal of International Economics* 68:pp.409-423.

Hong, Y., (2001). *A test for volatility spillover with application to exchange rates*. *Journal of Econometrics* 103, 1-2:pp.183-224.

King, M., A., Wadhvani, S. (1990). *Transmission of volatility between stock markets*. *Review of Financial Studies* 3:pp.5-33.

Metiu, M., (2012). *Sovereign risk contagion in the euro zone*. *Economics Letters*:pp.35-38.

Missio, S., Watzka, S., (2011). *Financial contagion and the European debt crisis*. CESifo Working Paper No. 3554.

Ng, A., (2000). *Volatility spillover effects from Japan and the U.S. to the Pacific-basin*. *Journal of International Money and Finance* 19:pp.207-33.

Pavlova, A., Rigobon, R., (2007). *Asset prices and exchange rates*. *Review of Financial Studies* 20 (4):pp.1139-1181.

Pelletier, D., (2006). *Regime switching for dynamic correlation*. *Journal of Econometrics Theory* 131:pp.445-473.

Pericoli, M., Sbracia, M., (2003). *A primer on financial contagion*. *Journal of Economic Surveys* 17, 4:pp.571-608.

Pesaran, H., Pick, A (2007). *Econometrics issues in the analysis of contagion*. Journal of Economic Dynamics and Control 31:pp.1245-1277.

Sentana, E., Fiorentini, G., (2001). *Identification, estimation, and testing of conditional heteroskedastic factor models*. Journal of Econometrics 102:pp.143-164.

Serwa, D., Bohl, M., T., (2005). *Financial contagion vulnerability and resistance: A comparison of European stock markets*. Economic Systems 29:pp.344-362.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ