



Πανεπιστήμιο Πατρών

Σχολή Οργάνωσης και Διοίκησης Επιχειρήσεων

Τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων Αγροτικών Προϊόντων και

Τροφίμων

ΔΙΔΑΚΤΟΡΙΚΗ ΔΙΑΤΡΙΒΗ

«Η σχέση μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών σε ώριμες και αναδυόμενες αγορές. Νέα πρότυπα οικονομικής πολιτικής μέσα από ένα νέο μεθοδολογικό πλαίσιο.»

Σπυριδούλα – Κωνσταντίνα Βαρθολομάτου

ΑΓΡΙΝΙΟ – ΙΑΝΟΥΑΡΙΟΣ 2021

«Το έργο συγχρηματοδοτείται από την Ελλάδα και την Ευρωπαϊκή Ένωση (Ευρωπαϊκό Κοινωνικό Ταμείο) μέσω του Επιχειρησιακού Προγράμματος «Ανάπτυξη Ανθρώπινου Δυναμικού, Εκπαίδευση και Διά Βίου Μάθηση», στο πλαίσιο της Πράξης «Ενίσχυση του ανθρώπινου ερευνητικού δυναμικού μέσω της υλοποίησης διδακτορικής έρευνας» (MIS-5000432), που υλοποιεί το Ίδρυμα Κρατικών Υποτροφιών (ΙΚΥ)»



Επιχειρησιακό Πρόγραμμα
Ανάπτυξη Ανθρώπινου Δυναμικού,
Εκπαίδευση και Διά Βίου Μάθηση

Με τη συγχρηματοδότηση της Ελλάδας και της Ευρωπαϊκής Ένωσης



Τριμελής Συμβουλευτική Επιτροπή:

1. Πενταράκη Κωνσταντίνα, Επίκουρη Καθηγήτρια, τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων Αγροτικών Προϊόντων και Τροφίμων, Πανεπιστήμιο Πατρών (Κύρια Επιβλέπουσα).
2. Γεωργόπουλος Αντώνης, Καθηγητής, τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων, Πανεπιστήμιο Πατρών (Συν επιβλέπων).
3. Παπαδάμου Στέφανος, Καθηγητής, τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας (Συν επιβλέπων).

Επταμελής Εξεταστική Επιτροπή

1. Πενταράκη Κωνσταντίνα, Επίκουρη Καθηγήτρια, τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων Αγροτικών Προϊόντων και Τροφίμων, Πανεπιστήμιο Πατρών.
2. Γεωργόπουλος Αντώνης, Καθηγητής, τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων, Πανεπιστήμιο Πατρών.
3. Παπαδάμου Στέφανος, Καθηγητής, τμήμα Οικονομικών Επιστημών, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας.
4. Γαλαριώτης Αιμίλιος, Professor of Finance department in Audencia Business School, Ναντ, Γαλλία.
5. Συριόπουλος Κωνσταντίνος, Professor of Finance, College of Business, Abu Dhabi, Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα.
6. Δασίλας Απόστολος, Αναπληρωτής Καθηγητής Χρηματοοικονομικής των Επιχειρήσεων, τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας.
7. Μαυρομάτη Αθανασία, Επίκουρη Καθηγήτρια, τμήμα Διοίκησης Επιχειρήσεων Αγροτικών Προϊόντων και Τροφίμων, Πανεπιστήμιο Πατρών.

Στην οικογένειά μου

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ	7
ΣΥΝΤΟΜΟ ΒΙΟΓΡΑΦΙΚΟ ΣΗΜΕΙΩΜΑ	8
ΠΕΡΙΛΗΨΗ	9
ABSTRACT	11
ΕΙΣΑΓΩΓΗ	13
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1: ΕΤΑΙΡΙΚΑ ΟΜΟΛΟΓΑ ΚΑΙ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΕΣ ΙΣΟΤΙΜΙΕΣ	
1.1 Εταιρικά Ομόλογα.....	21
1.2 Πιστωτικός Κίνδυνος και Εταιρικά Ομόλογα.....	26
1.3 Συναλλαγματικές Ισοτιμίες.....	31
1.4 Συσχέτιση εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών.....	37
1.5 Οι περιπτώσεις Ελλάδας και Η.Π.Α.....	44
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2: ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ, ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΘΕΩΡΗΤΙΚΟΥ ΠΛΑΙΣΙΟΥ ΚΑΙ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ	
2.1 Εισαγωγή.....	48
2.2 Επισκόπηση της βιβλιογραφίας.....	49

2.3 Μια κριτική άποψη των προηγούμενων μελετών.....	68
2.4 Ανάπτυξη θεωρητικού πλαισίου και σχηματισμός των υποθέσεων.....	71

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3: ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΚΑΙ ΠΡΟΤΕΙΝΟΜΕΝΟ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ

3.1 Εισαγωγή.....	78
3.2 Περιγραφή δεδομένων.....	78
3.3 Προκαταρκτικά αποτελέσματα.....	82
3.4 Έλεγχοι στασιμότητας KPSS, ERS και Μη παραμετρικός μοναδιαίας ρίζας υπό μη στάσιμη μεταβλητότητα.....	94
3.5 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger και Έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen.....	98
3.6 Το υπόδειγμα dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL – ECM).....	101
3.7 Το υπόδειγμα cross – quantilogram.....	109

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4: ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ

4.1 Εμπειρικά αποτελέσματα και Ανάλυση για Ελλάδα και Η.Π.Α	113
4.2 Εμπειρικά αποτελέσματα και Ανάλυση για Ιρλανδία και Ελλάδα	134

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5: ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ, ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΕΣ ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΕΙΣ.....	148
--	------------

Βιβλιογραφία.....	156
--------------------------	------------

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Προς την επιβλέπουσα καθηγήτρια κυρία Κωνσταντίνα Πενταράκη για τη συνεργασία της, την ενθάρρυνση, τη συμπαράσταση και γενικά την αμέριστη βοήθεια που είχα από αυτήν καθ' όλη τη διάρκεια της διατριβής. Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω και τους άλλους δύο καθηγητές μέλη της τριμελούς επιτροπής κύριους Αντώνη Γεωργόπουλο και Στέφανο Παπαδάμου καθώς και τα υπόλοιπα τέσσερα μέλη της επταμελούς επιτροπής κύριους Αιμίλιο Γαλαριώτη, Κωνσταντίνο Συριόπουλο, Απόστολο Δασίλα και Μαυρομάτη Αθανασία για τα αξιόλογα σχόλια και προτάσεις τους. Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω το Ίδρυμα Κρατικών Υποτροφιών για τη χορήγηση υποτροφίας που με βοήθησε να αποπερατώσω τη διδακτορική μου διατριβή χωρίς προβλήματα.

ΣΥΝΤΟΜΟ ΒΙΟΓΡΑΦΙΚΟ ΣΗΜΕΙΩΜΑ

Η Σπυριδούλα – Κωνσταντίνα Βαρθολομάτου είναι πτυχιούχος του τμήματος Διοίκησης Επιχειρήσεων του Πανεπιστημίου Πατρών (2005) και κάτοχος μεταπτυχιακού διπλώματος ειδίκευσης «MBA: Νέες Αρχές Διοίκησης Επιχειρήσεων» από το ίδιο τμήμα (2016). Από τον Ιούνιο του 2016 είναι υποψήφια διδάκτωρ του τμήματος Διοίκησης Επιχειρήσεων Αγροτικών Προϊόντων και Τροφίμων του Πανεπιστημίου Πατρών. Τα επιστημονικά της ενδιαφέροντα αφορούν τη χρηματοοικονομική ανάλυση και τις ποσοτικές μεθόδους. Έχει δημοσιεύσει εργασίες της σε έγκριτα διεθνή επιστημονικά περιοδικά όπως τα *Journal of Economic Studies*, *Research in International Business and Finance*, *International Journal of Banking, Accounting and Finance*, *International Journal of Finance and Economics*. Επίσης έχει παρουσιάσει εργασίες της σε διεθνή και εθνικά συνέδρια.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Λαμβάνοντας υπόψη ότι η ταχύτητα μετάδοσης ενός σοκ είτε οικονομική είτε νομισματική έχει αλλάξει δραματικά, στην παρούσα διατριβή δίνεται έμφαση στην εξέταση της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών στις ΗΠΑ και την Ελλάδα.

Εξετάζοντας το ζήτημα των εταιρικών ομολόγων κάτω από ένα διαφορετικό θεωρητικό πλαίσιο, αρχικά, ο κύριος στόχος της διατριβής αφορά την υιοθέτηση μιας ορθολογικής πολιτικής από τις επιχειρήσεις και τις κυβερνήσεις για την επίτευξη σταθερής ανάπτυξης σε ένα περιβάλλον χρηματοοικονομικής αστάθειας και ασυμμετρίας για πρώτη φορά στη διεθνή βιβλιογραφία. Στο εμπειρικό κομμάτι της έρευνας, έμφαση δίνεται στη διερεύνηση βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των σειρών διαμέσου μιας νέας οικονομετρικής προσέγγισης του dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL-ECM).

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, διαπιστώθηκε ότι στην Ελλάδα, οι μεταβολές των εταιρικών ομολόγων οφείλονται κυρίως στις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Οι ποσοτικές εκτιμήσεις έδειξαν ότι η ισχύς της μακροχρόνιας σχέσης αυξάνεται καθώς μειώνεται ο κίνδυνος αθέτησης της υπό εξέταση χώρας. Επιπλέον, ασυμμετρίες εντοπίστηκαν και στις βραχυχρόνιες σχέσεις όλης της υπό εξέταση περιόδου. Στις ΗΠΑ διαπιστώθηκε τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυπρόθεσμη σχέση μεταξύ των υπό εξέταση μεταβλητών, με τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας να οφείλονται κυρίως στις μεταβολές των εταιρικών ομολόγων. Οι ποσοτικές εκτιμήσεις παρουσίασαν ένα μη συμμετρικό μοτίβο της σχέσης μεταξύ των μεταβλητών, το οποίο αποτελεί ένδειξη πιθανών προβλημάτων στην χρηματοδότηση των επιχειρήσεων.

Στην συνέχεια, στην παρούσα διατριβή επιδιώκεται μέσα από την διερεύνηση της σχέσης των αποδόσεων εταιρικών ομολόγων και των τιμών της συναλλαγματικής ισοτιμίας να αποκαλύψουμε την οικονομική αξία της μνημονιακής πολιτικής σε δύο περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης και συγκεκριμένα την Ελλάδα και την Ιρλανδία, για την ανάπτυξη μιας υγιούς οικονομικής πολιτικής που θα συμβάλει στη βελτίωση και την τόνωση της επιχειρηματικής δραστηριότητας. Για την επίτευξη αυτού του στόχου, διερευνάται η ποσοτική εξάρτηση των μεταβλητών μας, χρησιμοποιώντας μια νέα οικονομετρική μεθοδολογία, the cross-quantilogram. Στην Ιρλανδία, τα εμπειρικά αποτελέσματα αποδεικνύουν υψηλότερο ποσοστό απορρόφησης των διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων που συμβάλλει στην πιο σταθερή ενίσχυση των επιχειρήσεων. Αντίθετα, στην Ελλάδα, αν και οι διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις ήταν πιο ισχυρές σε σχέση με αυτές που παρουσιάστηκαν στην Ιρλανδία, παρουσιάζεται μια παρόμοια εικόνα στις διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις, ωστόσο μετά από μια μεγαλύτερη χρονική περίοδο από την έξοδο από το μνημόνιο και μόνο όταν ενισχύεται η ευρωπαϊκή οικονομία σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α.

Η εφαρμογή του προτεινόμενου μεθοδολογικού πλαισίου στην μελέτη της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών σε ώριμες και αναδυόμενες αγορές αποτελεί ένα σημαντικό εργαλείο στην χάραξη νέων προτύπων οικονομικής πολιτικής σε συνθήκες χρηματοοικονομικής αστάθειας και ασυμμετρίας. Παράλληλα, αποκαλύπτεται η οικονομική αξία πολιτικών όπως είναι η εφαρμογή μνημονίων σε δύο περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης.

Λέξεις Κλειδιά: Εταιρικά ομόλογα, συναλλαγματική ισοτιμία, χρηματοοικονομική κρίση, οικονομική πολιτική, χρηματοοικονομική πίεση, ασυμμετρία, μνημόνιο, QARDL-ECM, cross-quantilogram.

JEL classifications: C21, C01, G01, G15, G38,

Abstract

Taking into consideration that the speed of transmission of a shock, either financial or monetary has changed dramatically in the present dissertation we give emphasis in the examination of the relationship between corporate bond and exchange rates in US and Greek markets.

Considering the issue of corporate bonds from a different theoretical framework, initially, the main aim of the dissertation is to adopt a rational policy by enterprises and governments to achieve sustainable growth in an environment of financial stress and asymmetry for the first time in the international literature. In the empirical part of the research, emphasis is placed on investigating the short-term and long-term relationship between series through a new econometric approach of the dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL-ECM).

According to the results of the research, it was found that in Greece, the changes in corporate bonds are mainly driven by changes in the exchange rate. The quantile estimates have shown that the strength of the long-term relationship increases as the risk of default in the country decreases. In addition, asymmetries were identified in the short-term relationships of the entire period under review. In the US, both long-term and short-term relationships were observed between the variables in question, with exchange rate fluctuations being mainly due to changes in corporate bonds. The quantile estimates showed an asymmetric pattern of the relationship between the variables, which is an indication of possible problems in business financing.

In the present dissertation, the purpose of exploring the relationship between the returns of corporate bonds and exchange rate prices is to reveal the economic value of

the memorandum policy in two peripheral countries of the Eurozone, namely Greece and Ireland, for the development of a healthy economic policy that will contribute to the improvement and stimulation of business activity. To achieve this goal, the quantile dependence of our variables is investigated, using a new econometric methodology, the cross-quantilogram. In Ireland, empirical results show a higher rate of absorption of structural reforms, which contributes to more stable business support. In Greece, on the other hand, although the structural reforms were stronger than those presented in Ireland, a similar picture emerges in the structural reforms, but after a longer period of time since the exit from the memorandum and only when the European economy is strengthened compared to that of the USA.

The application of the proposed methodological framework in the study of the relationship between corporate bonds and exchange rates in emerged and emerging markets is an important tool in setting new economic policy standards under conditions of financial stress and asymmetry. At the same time, the economic value of policies such as the implementation of memorandum in two peripheral countries of the Eurozone is revealed.

Keywords: Corporate bonds, exchange rate, financial crisis, economic policy, financial stress, asymmetry, memorandum, QARDL-ECM, cross-quantilogram.

JEL classifications: C21, C01, G01, G15, G38,

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2007-2010 και η επακόλουθη κρίση του δημοσίου χρέους της Ευρωζώνης επηρέασαν αρνητικά τόσο τον βαθμό εξάρτησης μεταξύ των αγορών όσο και τον αντίστοιχο βαθμό ασυμμετρίας που υπάρχει εσωτερικά αλλά και μεταξύ τους. Επίσης έδειξαν ότι η ταχύτητα μετάδοσης ενός σοκ είτε χρηματοοικονομικού είτε νομισματικού έχει αλλάξει δραματικά. Με βάση αυτά τα ευρήματα, στην παρούσα διατριβή δίνουμε αρχικά έμφαση σε μια σχέση που έχει μεν περιορισμένη έκταση αλλά αποδεικνύεται στη σχετική βιβλιογραφία η ύπαρξή της. Ειδικότερα, εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών εστιάζοντας στις αγορές των Η.Π.Α και της Ελλάδας. Στην μέχρι τώρα διεθνή βιβλιογραφία, δεν έχει αποτελέσει αντικείμενο μελέτης η εξέταση των σχέσεων μεταξύ τιμών ή αποδόσεων εταιρικών ομολόγων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Αυτό πραγματοποιείται για πρώτη φορά στην παρούσα διατριβή θέτοντας ξεκάθαρους στόχους οι οποίοι στηρίζονται σε τεκμηριωμένες υποθέσεις.

Σε αντίθεση με άλλες μελέτες εξετάζουμε το ζήτημα των εταιρικών ομολόγων χρησιμοποιώντας μια διαφορετική θεωρητική προσέγγιση που οδηγεί προοδευτικά στην ανάπτυξη δύο ορθολογικών αλλά αντίθετων θεωρητικών υποθέσεων. Η βασική μας συμβολή και κύριος στόχος μας είναι να προσδιορίσουμε μια υγιή οικονομική πολιτική που θα παρέχει προοπτικές ανάπτυξης για τις επιχειρήσεις και των δύο χωρών διαμέσου της αγοράς εταιρικών ομολόγων μέσα σε ένα περιβάλλον χρηματοοικονομικής πίεσης και ασυμμετρίας.

Οι κρίσεις ανέδειξαν και μια πρόσθετη αρνητική διάσταση με τη διαστρέβλωση στις οργανωτικές δομές και τα μοντέλα ανάπτυξης στις περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης. Συνεπώς, όπως ήταν αναμενόμενο, οι χώρες αυτές σταμάτησαν να έχουν

πρόσβαση στις χρηματαγορές. Για το λόγο αυτό υιοθέτησαν οικονομικά μέτρα τα οποία κυρίως επιβλήθηκαν από εξωτερικούς οργανισμούς (π.χ Διεθνές Νομισματικό Ταμείο, Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα κτλ) ως μέρος μιας συστηματικής δράσης υγιούς χρηματοδότηση τους και οικονομική τους επιβίωσης.

Ο πρόσθετος στόχος της διατριβής αλλά εξίσου σημαντικός είναι μέσα από την εξέταση της σχέσης των αποδόσεων (επενδυτικών και όχι στη λήξη) εταιρικών ομολόγων και των τιμών της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε δύο περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης (Ελλάδα και Ιρλανδία) να αποκαλύψουμε την οικονομική αξία του μνημονίου (ο σκοπός του αφορά την ανάπτυξη μέσω μιας υγιούς οικονομικής πολιτικής που θα συμβάλει στη βελτίωση και την τόνωση της επιχειρηματικής δραστηριότητας). Για το λόγο αυτό αναπτύσσουμε μια θεωρητική προσέγγιση που οδηγεί προοδευτικά στην ανάπτυξη μια αντιπροσωπευτικής θεωρητικής υπόθεσης.

Σχετικά με το βασικό μας στόχο η πρόκληση ήταν να εστιάσουμε στην ασυμμετρία και τη δομική μεταβλητότητα των σειρών ελέγχοντας ταυτόχρονα για την ύπαρξη βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης αντίστοιχα μεταξύ των δύο χρονολογικών σειρών (τιμών εταιρικών ομολόγων και τιμών συναλλαγματικής ισοτιμίας). Το κενό αυτό εμπειρικά έρχεται να εξαλείψει μια νέα μεθοδολογία το dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL-ECM) την οποία εφαρμόζουμε. Αναφορικά με τον πρόσθετο στόχο μας εξετάζουμε την ποσοτική εξάρτηση των δύο σειρών (επενδυτικών αποδόσεων εταιρικών ομολόγων και τιμών συναλλαγματικής ισοτιμίας) χρησιμοποιώντας μια νέα οικονομετρική μέθοδο, το υπόδειγμα cross-quantilogram που εξετάζει αν μια χρονολογική σειρά έχει κατευθυντική προβλεψιμότητα (directional predictability) πάνω σε μια άλλη σειρά.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την Ελληνική αγορά, οι μεταβολές στις τιμές των εταιρικών ομολόγων καθοδηγούνται κυρίως από τις

μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και όχι από τις ιστορικές τους τιμές. Οι quantile εκτιμήσεις επιβεβαιώνουν την ύπαρξη της μακροχρόνιας σχέσης ενώ οι μεταβλητές ελέγχου αποκτούν στατιστική σημαντικότητα με ασθενέστερη επίδραση όταν κινούμαστε σε υψηλότερο quantile όπου το ρίσκο αθέτησης για τη χώρα μειώνεται. Συνεπώς διαπιστώθηκε ότι, τα ελληνικά εταιρικά ομόλογα αποτελούν επενδυτική επιλογή υψηλού κινδύνου. Ωστόσο, η κυβέρνηση διαμέσου της υλοποίησης διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων επιτυγχάνει μια βελτίωση της ταχύτητας προσαρμογής των εταιρικών ομολόγων στις τιμές-στόχους τους υπό την επίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αυτή η δραστηριότητα θα μεταβάλλει θετικά την εμπιστοσύνη των επενδυτών. Η άλλη συστηματική δράση που πρέπει να ληφθεί αφορά την εκπαίδευση των εγχώριων επενδυτών ώστε να χρησιμοποιούν τα εταιρικά ομόλογα ως μια ασφαλή επενδυτική επιλογή. Για να επιτευχθεί αυτός ο στόχος οι επιχειρήσεις πρέπει να επιμείνουν σε μεταρρυθμίσεις που βελτιώνουν την ανταγωνιστικότητά τους. Αυτή η δράση θα επαυξήσει περαιτέρω την εμπιστοσύνη των επενδυτών με σταθερό τρόπο.

Στις Η.Π.Α υπάρχει τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες καθοδηγούνται κυρίως από τις μεταβολές στις τιμές των εταιρικών ομολόγων (με προσωρινό χαρακτήρα) παρά από τις ιστορικές τους τιμές. Στις quantile εκτιμήσεις ο ECM συντελεστής οδηγεί σε μια διαφορετική ταχύτητα προσαρμογής. Τα διαφορετικά χρηματοοικονομικά χαρακτηριστικά προκαλούν μια απόκλιση των συναλλαγματικών ισοτιμιών από τις τιμές – στόχους τους υπό την επίδραση των εταιρικών ομολόγων. Αξιοπρόσεκτο από άποψης στατιστικής σημαντικότητας είναι το δεύτερο quantile που περιλαμβάνει την παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2008 – 2009. Διαπιστώνεται ότι η σχέση μεταξύ των μεταβλητών ακολουθεί ένα μη –

συμμετρικό πρότυπο το οποίο δείχνει την ύπαρξη πιθανών προβλημάτων χρηματοδότησης στις επιχειρήσεις. Αν και αυτά τα προβλήματα φαίνεται να είναι προσωρινά, απαιτούν προσεκτική διαχείριση, επειδή μπορούν να εκτροχιάσουν το οικονομικό πρότυπο που ακολουθούν οι επιχειρήσεις. Γι' αυτό το λόγο οι επιχειρηματίες χρειάζεται να αλλάξουν το μοντέλο διαχείρισης που ακολουθούν ιδιαίτερα στον τομέα της χρηματοδότησης. Το κρίσιμο σημείο αφορά την επιμονή στην ορθολογική χρηματοοικονομική διαχείριση και την ποικιλία χρηματοδότησης που εξομαλύνει τόσο την αρνητική επίδραση της παραμέτρου ορμής όσο και την επίδραση από διαφορετικά χρηματοοικονομικά χαρακτηριστικά. Με αυτό τον τρόπο θα μπορούν να αποφύγουν ακόμη και προσωρινά εμπόδια που μπορούν να αποκτήσουν έναν πιο μόνιμο χαρακτήρα με αρνητικά αποτελέσματα σε όλη την οικονομία.

Όπως συνάγεται, εξηγείται επαρκώς η επιχειρηματική στρατηγική που πρέπει να ακολουθηθεί, ώστε τα εταιρικά ομόλογα να καταστούν ένα σημαντικό μόνιμο χρηματοδοτικό εργαλείο σε ένα περιβάλλον οικονομικής πίεσης και ασυμμετρίας.

Για τον επιπρόσθετο στόχο μας, η Ιρλανδία, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του cross-quantilogram παρουσιάζει ένα υψηλότερο βαθμό απορρόφησης των διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων που στοχεύουν στην ανάπτυξη μέσω υγιών επιχειρηματικών δραστηριοτήτων. Αυτό είναι εμφανές από το γεγονός ότι επιτυγχάνει τον στόχο ήδη πριν αποχωρήσει από το μνημόνιο ακόμη και σε ένα περιβάλλον όπου η ευρωπαϊκή οικονομία υστερεί σε σχέση με εκείνη των Η.Π.Α. Επομένως, πράγματι οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων παρουσιάζουν διαφορετική συμπεριφορά πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης ανεξάρτητα από την ισχυροποίηση ή μη της ευρύτερης οικονομικής ομάδας που ανήκει η συγκεκριμένη χώρα.

Σχετικά με την Ελλάδα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του cross-quantilogram η διαφορετική συμπεριφορά των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης (μνημόνιο) εξαρτάται από την ισχυροποίηση ή μη της ευρύτερης οικονομικής ομάδας που ανήκει η συγκεκριμένη χώρα. Πιο συγκεκριμένα, αν και οι διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις που ελήφθησαν ήταν πιο ισχυρές σε σχέση με την Ιρλανδία, οι δύο χώρες παρουσιάζουν μια παρόμοια εικόνα στην περίπτωση κατά την οποία η Ελλάδα διαγράφει μια μακρύτερη χρονική περίοδο από την έξοδο από το μνημόνιο και μόνο όταν ενισχύεται η ευρωπαϊκή οικονομία σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α.

Γενικά, τα αποτελέσματα της παρούσας διατριβής δείχνουν ότι οι δύο χώρες προχωρούν σε οικονομική σύγκλιση προς τον πυρήνα των χωρών της Ευρωζώνης, αν και η σύγκλιση αυτή πραγματοποιείται με διαφορετικό ρυθμό. Ένας σημαντικός λόγος για αυτήν την απόκλιση αναφέρεται στη διαφοροποίηση των πολιτικών που υιοθετούνται για την εφαρμογή αυτών των μεταρρυθμίσεων. Ωστόσο, τα θετικά αποτελέσματα στην Ελλάδα, αν και καθυστερούν, δείχνουν μια σαφή τάση για πολιτική σύγκλιση. Ως εκ τούτου, το μνημόνιο επιτυγχάνει τον κύριο στόχο της οικονομικής σύγκλισης, προωθώντας παράλληλα τις προϋποθέσεις για τη διατήρησή του μέσω της πολιτικής σύγκλισης.

Τα καινοτόμα στοιχεία της παρούσας διατριβής συνοψίζονται στους ακόλουθους κύριους άξονες:

- Εξετάζουμε για πρώτη φορά στην σχετική βιβλιογραφία τη σχέση μεταξύ τιμών και αποδόσεων εταιρικών ομολόγων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.
- Έχουμε δύο ξεκάθαρους στόχους να επιτύχουμε μέσα από αυτή τη σχέση. Ο πρώτος στόχος αφορά τον προσδιορισμό μια υγιούς οικονομικής πολιτικής που θα παρέχει προοπτικές ανάπτυξης για τις επιχειρήσεις των Η.Π.Α και Ελλάδας

διαμέσου της αγοράς εταιρικών ομολόγων μέσα σε ένα περιβάλλον χρηματοοικονομικής πίεσης και ασυμμετρίας. Ο δεύτερος στόχος αφορά την αποκάλυψη της οικονομικής αξίας του μνημονίου μέσα από την εφαρμογή του σε δύο περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης (Ελλάδα και Ιρλανδία)

- Αναπτύσσουμε ένα διαφορετικό θεωρητικό πλαίσιο που οδηγεί προοδευτικά στην ανάπτυξη ορθολογικών θεωρητικών υποθέσεων σύμφωνα πάντα με τους στόχους της διατριβής.
- Ο πρώτος στόχος επιτυγχάνεται μέσα από μια νέα μεθοδολογία το dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL-ECM) που διαχειρίζεται την ασυμμετρία και τη δομική μεταβλητότητα ελέγχοντας ταυτόχρονα για την ύπαρξη βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των δύο χρονολογικών σειρών (επενδυτικών αποδόσεων εταιρικών ομολόγων και τιμών συναλλαγματικής ισοτιμίας)
- Ο δεύτερος στόχος μας επιτυγχάνεται εξετάζοντας την ποσοτική εξάρτηση των δύο σειρών χρησιμοποιώντας εκ νέου μια νέα οικονομετρική μέθοδο, το υπόδειγμα cross-quantilogram που εξετάζει αν μια χρονολογική σειρά έχει κατευθυντική προβλεψιμότητα (directional predictability) πάνω σε μια άλλη σειρά.

Με σκοπό την πληρέστερη κατά το δυνατό μελέτη της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών σε ώριμες και αναδυόμενες αγορές, της διερεύνησης της οικονομικής αξίας πολιτικών μνημονίων και του προτεινόμενου ολοκληρωμένου μεθοδολογικού πλαισίου που αναπτύσσεται, η παρούσα διδακτορική διατριβή οργανώνεται σε πέντε κεφάλαια.

Στο κεφάλαιο 1 αρχικά γίνεται μια περιγραφή των εταιρικών ομολόγων. Δηλαδή ποια είναι η έννοιά τους, ποιες οι κατηγορίες στις οποίες χωρίζονται, ποια χαρακτηριστικά προσδιορίζουν την αξία τους και πως μετριέται η συνολική απόδοσή τους. Εν συνεχεία παρουσιάζονται οι μέθοδοι μέτρησης και οι μέθοδοι διαχείρισης του πιστωτικού κινδύνου για τα εταιρικά ομόλογα. Ακολούθως παρουσιάζεται η έννοια της συναλλαγματικής ισοτιμίας καθώς και οι αιτίες των μεταβολών της. Τέλος παρουσιάζεται η μορφή συσχέτισης της συναλλαγματικής ισοτιμίας και των εταιρικών ομολόγων και πως αυτή δομείται στις δύο κύριες αγορές του ερευνητικού ενδιαφέροντός μας τις Η.Π.Α και την Ελλάδα.

Στο κεφάλαιο 2 αρχικά πραγματοποιείται μια ενδελεχής επισκόπηση της βιβλιογραφίας ακόμη και της πιο πρόσφατης (δηλαδή του έτους 2020) και ακολούθως ταξινομούνται οι μελέτες αυτές με ορθό τρόπο αναδεικνύοντας τις διαφοροποιήσεις της παρούσας διατριβής. Το κεφάλαιο αυτό ολοκληρώνεται με την ανάπτυξη του θεωρητικού πλαισίου και τον σχηματισμό των θεωρητικών υποθέσεων.

Στο κεφάλαιο 3 αρχικά περιγράφονται τα δεδομένα μας πάντα με βάση τους στόχους που έχουμε θέσει στη συγκεκριμένη διατριβή. Δείχνουμε τις βάσεις που έχουν χρησιμοποιηθεί για κάθε χώρα, τους δείκτες που θα χρησιμοποιηθούν μαζί με τον τρόπο που αυτοί κατασκευάζονται καθώς και την χρονική περίοδο μελέτης παρέχοντας σαφή δικαιολόγηση για κάθε επιλογή. Ακολούθως, αναλύονται τα προκαταρκτικά αποτελέσματα με τη χρήση περιγραφικών στατιστικών μέτρων και μέσα από αυτά αναδεικνύεται η ανάγκη χρήσης και εφαρμογής εξειδικευμένων οικονομετρικών μεθόδων οποίες περιγράφονται και αναπτύσσονται με ακρίβεια αποτελώντας το προτεινόμενο μεθοδολογικό πλαίσιο.

Στο κεφάλαιο 4 παρουσιάζονται τα εμπειρικά αποτελέσματα τα οποία συνδέονται με τις θεωρητικές υποθέσεις (απόρριψη ή αποδοχή αυτών) συνοδευόμενα από μια συζήτηση και προτάσεις που θα βελτιώσουν την υφιστάμενη κατάσταση.

Η διατριβή ολοκληρώνεται στο πέμπτο και τελευταίο κεφάλαιο με την παρουσίαση των βασικότερων συμπερασμάτων και την παροχή προτάσεων πολιτικής και κατευθύνσεων για μελλοντική έρευνα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1 : ΕΤΑΙΡΙΚΑ ΟΜΟΛΟΓΑ ΚΑΙ ΣΥΝΑΛΛΑΓΜΑΤΙΚΕΣ ΙΣΟΤΙΜΙΕΣ

1.1 Εταιρικά Ομόλογα

Καταρχάς η ομολογία είναι ένας τίτλος χρέους από την πλευρά του εκδότη. Πρόκειται για αξιόγραφο σταθερού εισοδήματος για τα οποία είναι γνωστό το επιτόκιο τους. Εταιρικά ομόλογα (corporate bonds) είναι αυτά που εκδίδονται από επιχειρήσεις. Υπάρχουν και άλλες κατηγορίες με βασική αυτά που εκδίδονται από κράτη (government bonds or sovereign bonds). Τα συγκεκριμένα αντιπροσωπεύουν το δανεισμό της κυβέρνησης, έχουν μεγάλη ρευστότητα και λόγω της υποστήριξης από το δημόσιο θεωρούνται μηδενικού κινδύνου αθέτησης υποχρεώσεων. Ωστόσο αυτή η παραδοχή καταρρίφθηκε μέσα από την αναδιάρθρωση του ελληνικού χρέους (Private sector involvement – PSI) το 2012 όπου 197 δις ευρώ που κατείχαν ιδιώτες μειώθηκαν κατά 53,5%. Οι δύο άλλες κατηγορίες είναι τα ενυπόθηκα ομόλογα που αποτελούν δανειακές υποχρεώσεις με κάλυμμα ακίνητα και τα δημοτικά ομόλογα (κυρίως στις Η.Π.Α) που αποτελούν δανειακές υποχρεώσεις πολιτειακών ή δημοτικών αρχών με κάλυμμα τη φερεγγυότητα του δήμου, της πολιτείας ή ενός κρατικού φορέα (Elton et al. 2018).

Οι ομολογιούχοι είναι οι κάτοχοι των ομολόγων ή διαφορετικά οι δανειστές (lenders) του ομολόγου. Ο εκδότης (issuer) του ομολόγου έχει την υποχρέωση να πληρώσει τον δανειστή για το ποσό που δανείστηκε καθώς και τον τόκο ανάλογα με το χρονικό διάστημα δανεισμού. Το διάστημα ποικίλει από 1 ως 30 έτη. Ομολογίες με ληκτότητα (term to maturity) από 1 ως 5 έτη καλούνται βραχυπρόθεσμες (short term

bonds), από 5 ως 10 έτη καλούνται μεσοπρόθεσμες και άνω των 10 ετών ονομάζονται μακροχρόνιες (long term bonds – Brealey et al. 2016).

Ονομαστική αξία (face value) ονομάζεται το ποσό που θα εισπράξει ο κάτοχος της ομολογίας κατά την ημερομηνία λήξης της (maturity). Ονομαστικό επιτόκιο (coupon rate) ονομάζεται το επιτόκιο με το οποίο δανείστηκε ο εκδότης του ομολογιακού δανείου το κεφάλαιο. Ουσιαστικά πρόκειται για το επιτόκιο που πληρώνει ο εκδότης στον κάτοχο του ομολογιακού δανείου. Το ονομαστικό επιτόκιο είναι είτε σταθερό είτε μεταβάλλεται σε τακτά χρονικά διαστήματα. Ανάλογα με τη συχνότητα καταβολής του τοκομεριδίου υπάρχουν οι παρακάτω κατηγορίες ομολόγων:

A. Ομόλογα με μηδενικό τοκομερίδιο (zero coupon bonds). Δηλαδή δεν παρέχεται τοκομερίδιο παρά μόνο κατά τη λήξη μαζί με την ονομαστική αξία.

B. Ομόλογα με σταθερό (περιοδικό) τοκομερίδιο (coupon bond). Πληρώνεται σε τακτά χρονικά διαστήματα σύμφωνα με το ονομαστικό επιτόκιο έκδοσής τους.

Γ. Ομόλογα με κυμαινόμενο επιτόκιο (floating rate bonds). Δηλαδή οι πληρωμές μεταβάλλονται σε συνάρτηση με το επιτόκιο. Συνήθως το τοκομερίδιό τους καθορίζεται στη διαφορά απόδοσης με την οποία κανονικά διατίθενται σε σχέση με τα κρατικά ομόλογα.

Υπάρχουν και ορισμένες ειδικές κατηγορίες ομολόγων οι οποίες είναι οι ακόλουθες:

A. Μετατρέψιμες ομολογίες (convertible bonds): Αυτές δίνουν τη δυνατότητα στον κάτοχο τους τη μετατροπή του ομολόγου σε κοινές μετοχές. Ο ομολογιούχος μπορεί να συμμετέχει στα κεφαλαιακά κέρδη των μετοχών του εκδότη.

B. Ομολογίες με πιστοποιητικά αγοράς μετοχών (warrants): Ο κάτοχός τους έχει το δικαίωμα να αποκτήσει αριθμό μετοχών ή άλλους τίτλους σε καθορισμένη τιμή μέχρι και τη λήξη τους.

Γ. Ομόλογα με δικαίωμα ανάκλησης (callable bonds): Παρέχεται το δικαίωμα στον εκδότη του ομολόγου να επαναγοράσει τις ομολογίες σε προκαθορισμένη τιμή πριν την λήξη τους. Αυτό μπορεί να συμβεί όταν ο εκδότης θέλει να εξασφαλίσει χαμηλότερο κόστος δανεισμού.

Δ. Ειδική περίπτωση: Ομολογίες υψηλού κινδύνου (junk bonds). Πρόκειται για ομολογίες με υψηλό κίνδυνο (επομένως και απόδοση) που εκδίδονται για να χρηματοδοτήσουν ή επιχειρήσεις υψηλού κινδύνου ή εξαγορές και συγχωνεύσεις επιχειρήσεων.

Όπως είναι γνωστό ο κίνδυνος ενός αξιόγραφου έχει υψηλή θετική συσχέτιση με την απόδοση του. Το ίδιο ισχύει και με τις ομολογίες. Προφανώς οι επενδυτές θέλουν να γνωρίζουν το βαθμό κινδύνου που αναλαμβάνουν όταν αγοράζουν μια ομολογία. Σε αυτό βοηθούν οι διεθνείς οίκοι αξιολόγησης πιστοληπτικής ικανότητας (π.χ Moody's, S&P, Fitch Ratings, DBRS) οι οποίοι αποτιμούν την αξία κάθε εταιρικού ομολόγου (καθώς και άλλων αξιόγραφων) χρησιμοποιώντας συνδυασμό χαρακτηριστικών της εταιρίας όπως η κερδοφορία, η ρευστότητα, ο ρυθμός ανάπτυξης της και το μακροοικονομικό περιβάλλον δραστηριοποίησής της. Με τη χρήση κατάλληλων υποδειγμάτων (οικονομετρικών – μαθηματικών) κατατάσσουν την ομολογία σε κατηγορίες που δείχνουν το βαθμό επικινδυνότητάς τους. Ενδεικτικά η Moody's κατατάσσει τις ομολογίες από Aaa (Υψηλότετη ποιότητα, πολύ μικρή πιθανότητα πτώχευσης) ως D (Σε διαδικασία πτώχευσης).

Σχετικά με την αξία ενός ομολόγου αυτή εξαρτάται από διάφορα χαρακτηριστικά. Καταρχάς υπάρχει αντίστροφη σχέση ανάμεσα στην απαιτούμενη απόδοση από τους επενδυτές και την τιμή του ομολόγου. Όσο μεγαλύτερη είναι η απαιτούμενη απόδοση τόσο μικρότερη είναι αξία του ομολόγου. Η απαιτούμενη

απόδοση δεν προσδιορίζεται μόνο κατά την έκδοση του ομολόγου αλλά και κάθε χρονική στιγμή αφού τα εταιρικά ομόλογα διαπραγματεύονται σε οργανωμένη αγορά (γνωστή ως δευτερογενής αγορά).

Επίσης, δύο άλλα χαρακτηριστικά που προσδιορίζουν την αξία ενός ομολόγου είναι η κυρτότητα και η διάρκεια. Η κυρτότητα σημαίνει ότι για ίσες μεταβολές επιτοκίων πάνω και κάτω, το κέρδος από την αύξηση των τιμών είναι μεγαλύτερο από τη ζημία που προέρχεται από τη μείωση των τιμών. Άρα, όσο μεγαλύτερη είναι η κυρτότητα τόσο μικρότερος είναι ο κίνδυνος που προέρχεται από τις μεταβολές των επιτοκίων. Εξ αυτών έπεται ότι η κυρτότητα είναι ένα επιθυμητό χαρακτηριστικό για αυτούς οι οποίοι επενδύουν και διαχειρίζονται χαρτοφυλάκια με ομόλογα. Η διάρκεια ενός χρηματοοικονομικού προϊόντος είναι ο μέσος σταθμικός χρόνος που απαιτείται για να ανακτηθεί το αρχικό κεφάλαιο σε όρους παρούσας αξίας. Η διάρκεια ενός χρηματοοικονομικού προϊόντος είναι ίση με τον χρόνο λήξης μόνο στην περίπτωση που το προϊόν πραγματοποιεί μια μόνο πληρωμή στη λήξη του. Όταν το προϊόν πραγματοποιεί περισσότερες από μία πληρωμές, η διάρκεια είναι μικρότερη της λήξης. Ομόλογα πιο κυρτά και με μεγαλύτερη διάρκεια έχουν μεγαλύτερη αξία από αντίστοιχα λιγότερο κυρτά και μικρότερης διάρκειας. Αυτό διότι με αύξηση της απαιτούμενης απόδοσης η αξία τους πέφτει με μικρότερο ρυθμό και με μείωση της απαιτούμενης απόδοσης η αξία τους ανεβαίνει με μεγαλύτερο ρυθμό.

Ιδιαίτερο ρόλο στην αξία του ομολόγου παίζουν οι φορολογικές επιδράσεις. Οι χρηματοροές ορισμένων ομολόγων απολαμβάνουν φορολογικό πλεονέκτημα. Τα ομόλογα αυτά πρέπει να πωλούνται με διαφορετική απόδοση στη λήξη σε σύγκριση με ομόλογα που δεν έχουν αυτό το φορολογικό πλεονέκτημα. Χαρακτηριστικό παράδειγμα αποτελούν τα δημοτικά ομόλογα όπου οι καταβολές των τοκομεριδίων τους δεν υπόκεινται σε κεντρική φορολόγηση. Λόγω αυτού του οφέλους η απόδοση

στη λήξη η απόδοση στη λήξη είναι μικρότερη από την απόδοση στη λήξη συγκρίσιμων φορολογητέων εκδόσεων. Στην κατηγορία αυτή ανήκουν και τα επονομαζόμενα “flower bonds” που γίνονται αποδεκτά στην ονομαστική τους τιμή για την εξόφληση φόρων κληρονομιάς. Τέλος όσο αφορά τους επενδυτές η συνολική απόδοση από την κατοχή ενός εταιρικού ομολόγου προέρχεται από τις ακόλουθες τρεις πηγές:

- A. Το περιοδικό τοκομερίδιο (coupon interest payments).
- B. Το κεφαλαιακό όφελος/ ζημιά όταν το ομόλογο φθάσει στη λήξη του και
- Γ. Το εισόδημα που προκύπτει από την επανεπένδυση των περιοδικών πληρωμών (reinvestment income).

Γενικά τα εταιρικά ομόλογα έχουν υψηλότερο υπεσχημένο (εγγυημένο) επιτόκιο από τα κρατικά. Αυτό ονομάζεται διαφορά απόδοσης (spread) και επηρεάζεται από τρεις παράγοντες:

- A. Την αναμενόμενη ζημιά λόγω αθέτησης υποχρεώσεων: Ορισμένα εταιρικά ομόλογα θα εισέλθουν σε κατάσταση αθέτησης υποχρεώσεων και οι επενδυτές απαιτούν υψηλότερη υπεσχημένη πληρωμή για να αντισταθμίσουν την αναμενόμενη ζημιά.
- B. Το ασφάλιστρο φορολόγησης: Οι πληρωμές τόκων των εταιρικών ομολόγων φορολογούνται από την κυβέρνηση κάτι που δεν συμβαίνει με τις πληρωμές τόκων των κρατικών ομολόγων.
- Γ. Το ασφάλιστρο κινδύνου: Η απόδοση των εταιρικών ομολόγων είναι υψηλότερου κινδύνου από την απόδοση των κρατικών ομολόγων και οι επενδυτές απαιτούν ασφάλιστρο για αυτό τον αυξημένο κίνδυνο. Αυτό συμβαίνει επειδή μεγάλο μέρος του κινδύνου των εταιρικών ομολόγων είναι συστηματικού και όχι διαφοροποιήσιμου χαρακτήρα. Τα εταιρικά ομόλογα σχετίζονται συστηματικά με τους ίδιους παράγοντες με τους οποίους σχετίζονται οι κοινές μετοχές άρα θα πρέπει να έχουν παρόμοιο

ασφάλιστρο κινδύνου. Επίσης οι Elton et al. (2001) αποδεικνύουν ότι η ευαισθησία στους παράγοντες των κοινών μετοχών αυξάνεται όσο μειώνεται η βαθμολογία.

1.2 Πιστωτικός Κίνδυνος και Εταιρικά Ομόλογα

Όπως αναφέραμε παραπάνω οι επενδυτές θέλουν να γνωρίζουν το βαθμό κινδύνου που αναλαμβάνουν όταν αγοράζουν ένα χρηματοοικονομικό προϊόν, επομένως και για μια εταιρική ομολογία. Η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2007 – 2010 και η επακόλουθη κρίση του δημοσίου χρέους της Ευρωζώνης (αναλύονται παρακάτω) εκτός του ότι ανέδειξαν τον υψηλό βαθμό εξάρτησης μεταξύ των αγορών και τον αντίστοιχο βαθμό ασυμμετρίας τους προέβλεψαν τη δυναμική αλλαγή στη μεταβλητότητα προϊόντος που μπορεί να επιφέρει κάθε μορφή χρηματοοικονομικού κινδύνου αλλά ιδιαίτερα αυτή του πιστωτικού κινδύνου.

Καταρχάς ως πιστωτικό κίνδυνο ορίζουμε την πιθανή ή αναμενόμενη ζημιά που προέρχεται από την αδυναμία των δανειζόμενων (στην προκειμένη περίπτωση τον εκδότη του εταιρικού ομολόγου) να επιστρέψουν κεφάλαια ή/και τους τόκους των κεφαλαίων που δανείστηκαν, δηλαδή αδυναμία εκπλήρωσης των συμβατικών υποχρεώσεων τους. Η ανάληψη του γίνεται έναντι κάποιας αμοιβής η οποία ενσωματώνεται στο επιτόκιο χρηματοδότησης το οποίο περιέχει και το περιθώριο κινδύνου (Risk Premium). Άλλοι παράγοντες που επηρεάζουν το περιθώριο κινδύνου είναι οι ακόλουθοι:

1. Ο επιχειρηματικός κίνδυνος, ο οποίος εκφράζει την αβεβαιότητα των μελλοντικών εισοδηματικών ροών, λόγω της φύσης της επιχείρησης και του κλάδου στον οποίο δραστηριοποιείται. Για παράδειγμα, μια βιομηχανία τροφίμων χαρακτηρίζεται από σταθερές πωλήσεις και σταθερή ανάπτυξη κερδών, έναντι μιας αυτοκινητοβιομηχανίας, που έχει υψηλότερο επιχειρηματικό κίνδυνο.

2. Ο χρηματοοικονομικός κίνδυνος, ο οποίος αναφέρεται στην αβεβαιότητα που εισάγεται λόγω της διαφοροποίησης του τρόπου χρηματοδότησης των επενδύσεων των επιχειρήσεων. Ο κίνδυνος αυτός ονομάζεται και χρηματοοικονομική μόχλευση και αυξάνει το ασφάλιστρο κινδύνου των μετοχών.
3. Ο κίνδυνος ρευστότητας, που εισάγεται από τη δευτερογενή αγορά, εκεί, δηλαδή, που διαπραγματεύονται τα αξιόγραφα (π.χ. Χρηματιστήριο αξιών). Εκφράζεται από την αβεβαιότητα του επενδυτή να μετατρέψει το αξιόγραφο σε μετρητά.
4. Ο συναλλαγματικός κίνδυνος, ο οποίος εισάγεται όταν η επένδυση από τα χρήματα του εταιρικού ομολόγου αναφέρεται σε άλλο νόμισμα από αυτό της χώρας του. Όσο υψηλότερη είναι η συναλλαγματική μεταβλητότητα, τόσο υψηλότερο είναι το ασφάλιστρο έναντι του συναλλαγματικού κινδύνου.
5. Ο κίνδυνος χώρας ή πολιτικός κίνδυνος, ο οποίος εκφράζεται από την αβεβαιότητα των μεταβολών της νομισματικής πολιτικής μιας οικονομίας.

Μια εναλλακτική προσέγγιση του κινδύνου συζητείται στο πλαίσιο της σύγχρονης θεωρίας χαρτοφυλακίου και της θεωρίας της κεφαλαιαγοράς. Σύμφωνα με τους Markowitz και Sharpe, οι επενδυτές οφείλουν να θεωρήσουν ένα άλλο μέγεθος μέτρησης του κινδύνου, τον (εξωτερικό) κίνδυνο της αγοράς. Κάτω από την υπόθεση ορθολογικών επενδυτών, οι επενδυτές επιθυμούν να διακρατούν ένα πλήρως διαφοροποιημένο χαρτοφυλάκιο αγοράς επικίνδυνων περιουσιακών στοιχείων. Στο πλαίσιο αυτό το κατάλληλο μέτρο κινδύνου για κάποιο περιουσιακό στοιχείο είναι η συμπίευσή του με το χαρτοφυλάκιο της αγοράς. Αυτή η συμπίευση μετράται με τη συνδιακύμανση των αποδόσεων του επικίνδυνου περιουσιακού στοιχείου με τις αποδόσεις της αγοράς και ονομάζεται συστηματικός κίνδυνος.

Επανερχόμενοι στον πιστωτικό κίνδυνο υπάρχει αυτός που μπορεί να μετρηθεί και αυτός που δεν μπορεί να μετρηθεί. Σε κάθε περίπτωση αφετηρία είναι η αξιολόγηση και κατάταξη των πιστούχων σε βαθμίδες πιστωτικού κινδύνου (κλίμακα διαβάθμισης του πιστωτικού κινδύνου) με βάση ποσοτικά και ποιοτικά κριτήρια (Συριόπουλος και Παπαδάμου 2015). Όπως είπαμε σε αυτό βοηθούν οι διεθνείς οίκοι αξιολόγησης πιστοληπτικής ικανότητας (π.χ Moody's, S&P, Fitch Ratings, DBRS) οι οποίοι αποτιμούν την αξία κάθε εταιρικού ομολόγου (καθώς και άλλων αξιόγραφων) χρησιμοποιώντας συνδυασμό χαρακτηριστικών της εταιρίας όπως η κερδοφορία, η ρευστότητα, ο ρυθμός ανάπτυξής της και το μακροοικονομικό περιβάλλον δραστηριοποίησής της.

Όλες οι μέθοδοι μέτρησης του κινδύνου, και για τα εταιρικά ομόλογα, χρησιμοποιούν κατά κύριο λόγο δύο χαρακτηριστικά, την πιθανότητα αθέτησης υποχρέωσης (Probability of Default, PD) και την ποσοστιαία ζημία σε περίπτωση αθέτησης (Loss Given Default, LGD). Η θεμελιώδης μέθοδος μέτρησης του πιστωτικού κινδύνου είναι η αξία σε κίνδυνο (Value at Risk VaR). Κατά τον Best (2000) η αξία σε κίνδυνο, είναι το μέγιστο ποσό χρημάτων που μπορεί να απολέσει ένα συγκεκριμένο χαρτοφυλάκιο κατά τη διάρκεια μιας συγκεκριμένης χρονικής περιόδου, δεδομένου ενός επιπέδου εμπιστοσύνης. Ειδικότερα, αποτελεί μια στατιστική εκτίμησης, η οποία υπολογίζει, μέσα σε συγκεκριμένο διάστημα εμπιστοσύνης (π.χ. 95%), το χρηματικό ποσό σε ένα συγκεκριμένο νόμισμα, το οποίο ένα χρηματοπιστωτικό ίδρυμα μπορεί να χάσει σε ένα συγκεκριμένο χρονικό ορίζοντα, εξαιτίας των δυνητικών μεταβολών στις αγοραίες τιμές των υποκειμένων τίτλων (Jorion, 1996).

Παρά το γεγονός ότι ο ορισμός του VaR είναι σχετικά απλός υπάρχουν πολλές διαφορετικές προσεγγίσεις στον υπολογισμό του. Η βασική τους διάφορα είναι ο

τρόπος υπολογισμού της κατανομής των αποδόσεων του χαρτοφυλακίου, μερικές μέθοδοι υποθέτουν κάποιες δεδομένες κατανομές για τις αποδόσεις (όπως κανονική, t κατανομή και άλλες), ενώ κάποιες άλλες βασίζονται σε μη παραμετρικές μεθόδους και δεν κάνουν κάποια υπόθεση για συγκεκριμένη κατανομή των αποδόσεων. Κατά τους Engle and Manganelli (2001) μπορούμε να χωρίσουμε τις διάφορες μεθοδολογίες σε τρεις γενικές κατηγορίες τις μη παραμετρικές μεθόδους (πχ. η μέθοδος Ιστορικής Προσομοίωσης - Historical Simulation και το Υβριδικό Μοντέλο -Hybrid Model), τις παραμετρικές (πχ η μεθοδολογία Risk Metrics) και τις ημι-παραμετρικές (πχ. η θεωρία των ακραίων Τιμών - Extreme Value Theory). Μια εναλλακτική είναι το Cvar που μπορεί να συλλάβει την ελάχιστη πιθανότητα μιας σημαντικής απώλειας για μια στρατηγική με ένα ασύμμετρο προφίλ κινδύνου Rockafellar and Uryasev (2000). Παρόλα αυτά οι VaR εκτιμήσεις τείνουν να είναι πιο σταθερές από ότι οι cvar εκτιμήσεις για το ίδιο επίπεδο εμπιστοσύνης γι' αυτό και εξακολουθεί να χρησιμοποιείται ευρέως.

Παρόλα αυτά υπάρχουν και άλλες μέθοδοι μέτρησης του κινδύνου που χρησιμοποιούνται τα τελευταία χρόνια. Πιο συγκεκριμένα, έχουμε το υπόδειγμα Credit Metrics που κατασκευάστηκε και έγινε γνωστό το 1997 από την εταιρεία χρηματοοικονομικών υπηρεσιών J.P. Morgan Chase & Co. Είναι μια παραλλαγή του VaR που δίνει έμφαση στην αθέτηση των υποχρεώσεων (default) εξετάζοντας εντονότερα την πιθανή επιδείνωση της πιστοληπτικής ικανότητας (credit deterioration). Τα όρια προκύπτουν διαμέσου των πιστωτικών αξιολογήσεων (credit ratings). Εν συνεχεία έχουμε το υπόδειγμα credit risk plus που κατασκευάστηκε και έγινε γνωστό το 1997 από τη φημισμένη εταιρεία παροχής χρηματοοικονομικών υπηρεσιών Credit Suisse. Είναι ένα ιδιαίτερα σύνθετο υπόδειγμα που βασίζεται σε

προχωρημένες μαθηματικές μεθόδους και λειτουργεί ως ανταγωνιστικό στο υπόδειγμα Credit Metrics.

Πιο συγκεκριμένα, η βασική διαφοροποίησή τους εστιάζει στο ότι το credit risk plus διαχειρίζεται το περιθώριο επιτοκίου ως ένα κομμάτι του κινδύνου της αγοράς και όχι του πιστωτικού κινδύνου. Δίνει έμφαση στη μέτρηση των αναμενόμενων απωλειών και όχι στην μέτρηση της μεταβολής της αξίας στον κίνδυνο. Επομένως έχουμε δύο καταστάσεις: αθέτηση και μη αθέτηση. Επιπλέον, η πιθανότητα αθέτησης λαμβάνεται ως μία συνεχή μεταβλητή σε μια κατανομή πιθανότητας σε αντίθεση με το Credit Metrics που είναι διακριτή για κάθε χρονική περίοδο και πιστωτική διαβάθμιση.

Ολοκληρώνοντας, θα αναφέρουμε δύο βασικές μεθόδους διαχείρισης του πιστωτικού κινδύνου που χρησιμοποιούνται συχνά από τους διαχειριστές χαρτοφυλακίου εταιρικών ομολόγων. Αρχικά έχουμε τα προθεσμιακά συμβόλαια ανταλλαγής πιστωτικού κινδύνου, τα γνωστά Credit Default Swaps (CDS) τα οποία εξασφαλίζουν στον αγοραστή τους ότι αν υπάρξει αθέτηση υποχρέωσης θα λάβει την αξία της ζημίας του (Elton et al. 2018). Όπως σε κάθε ασφαλιστήριο ο αγοραστής παρέχει περιοδικές πληρωμές προς τον εκδότη του ασφαλιστηρίου (π.χ κάθε εξάμηνο). Αν το εταιρικό ομόλογο βρεθεί σε κατάσταση αθέτησης, ο εκδότης είτε λαμβάνει το εταιρικό ομόλογο και καταβάλλει στον αγοραστή την ονομαστική αξία του είτε καταβάλλει στον αγοραστή τη διαφορά μεταξύ της ονομαστικής αξίας του ομολόγου και της τρέχουσας αγοραίας αξίας του.

Μια άλλη μέθοδος διαχείρισης του πιστωτικού κινδύνου εταιρικών ομολόγων είναι η τεχνική της ανοσοποίησης (immunization). Αυτή εστιάζει στην προστασία από τη μετατόπιση των επιτοκίων. Οι μετατοπίσεις της καμπύλης αποδόσεων ως αποτέλεσμα της μεταβολής των επιτοκίων, θεωρείται από τους διαχειριστές χαρτοφυλακίου εταιρικών ομολόγων ως μία τεράστια πηγή κινδύνου. Η θεωρία της

ανοσοποίησης έχει ως στόχο την εξάλειψη της ευαισθησίας στη μετατόπιση της χρονικής διάρθρωσης μέσα από την αντιστοιχία της διάρκειας των στοιχείων του χαρτοφυλακίου εταιρικών ομολόγων με τη διάρκεια των υποχρεώσεων. Επομένως, εφόσον η διάρκεια αποτελεί πραγματικά μέτρηση της ευαισθησίας σε μετατοπίσεις του επιτοκίου, μια μετατόπιση στη χρονική διάρθρωση θα έχει ίδια επίδραση στην παρούσα αξία τόσο των περιουσιακών στοιχείων όσο και των υποχρεώσεων και το πρόγραμμα θα έχει τη δυνατότητα κάλυψης των όποιων υποχρεώσεων. Για παράδειγμα αν αυξάνονται τα επιτόκια οι παρούσες αξίες των περιουσιακών στοιχείων και των υποχρεώσεων θα μειώνονται εξίσου.

1.3 Συναλλαγματικές Ισοτιμίες

Καταρχάς ως συναλλαγματική ισοτιμία δύο νομισμάτων ορίζουμε την αξία ξένου νομίσματος ανά μονάδα εθνικού νομίσματος. Για παράδειγμα όταν η ισοτιμία ευρώ-δολαρίου είναι 1,20 αυτό σημαίνει ότι με 1 ευρώ αγοράζουμε 1,20 δολάρια. Αυτή καλείται άμεση μέθοδος υπολογισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας και μας πληροφορεί για την ποσότητα ξένου νομίσματος που μπορεί να αγοράσει μια μονάδα εγχώριου νομίσματος (Συριόπουλος και Παπαδάμου 2015). Υπάρχει και η έμμεση μέθοδος υπολογισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας που δείχνει την ποσότητα εγχώριου νομίσματος που μπορεί να αγοράσει μια μονάδα ξένου νομίσματος. Η συναλλαγματική ισοτιμία δύο νομισμάτων προφανώς δεν παραμένει σταθερή αλλά μεταβάλλεται ανάλογα με τη ζήτηση του ενός σε σχέση με το άλλο. Σε αυτή την περίπτωση είτε θα έχουμε ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος σε σχέση με το ξένο με αποτέλεσμα οι εισαγωγές να γίνονται φθηνότερες είτε θα έχουμε υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος σε σχέση με το ξένο με αποτέλεσμα οι εξαγωγές να γίνονται φθηνότερες.

Η μεταβολή στη ζήτηση του ενός νομίσματος σε σχέση με το άλλο οφείλεται στις αγορές συναλλάγματος. Πρόκειται για την τρέχουσα αγορά συναλλάγματος που εξυπηρετεί ως επί το πλείστον το εμπόριο αγαθών και υπηρεσιών. Αφορά σύναψη συμβολαίου για άμεση, εντός το πολύ δύο ημερών, παράδοση του συναλλάγματος. Επίσης, έχουμε την προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος που αφορά τη σύναψη συμβολαίου για αγορά συναλλάγματος σε προκαθορισμένη τιμή και ημερομηνία με κύριο στόχο την κάλυψη μελλοντικής συναλλαγής από την αβεβαιότητα της πορείας της συναλλαγματικής ισοτιμίας (συναλλαγματικός κίνδυνος). Η διαφορά μεταξύ των τιμών των δύο αγορών λέγεται περιθώριο (spread) και συντελεί στην κάλυψη εξόδων καθώς και το κέρδος των τραπεζών που ασχολούνται με την αγοραπωλησία των νομισμάτων.

Οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες που προέρχονται από εμπορικές συναλλαγές και κατ' επέκταση η ύπαρξη κινδύνου η οποία δημιουργεί απόδοση προσελκύουν την επενδυτική δραστηριότητα είτε από οργανωμένα funds είτε από ιδιώτες. Για να διαπιστώσει ένας επενδυτής ή δανειζόμενος σε τι νόμισμα (πχ ευρώ ή δολάριο) τον συμφέρει να επενδύσει τα περιουσιακά του στοιχεία ή σε τι νόμισμα θα δανειστεί, εξετάζει τις αποδόσεις των τίτλων και τις συγκρίνει. Επενδύει εκεί που οι αποδόσεις είναι υψηλότερες ή δανείζεται από την φθηνότερη αγορά (χαμηλότερες αποδόσεις). Γενικά οι συμμετέχοντες στην αγορά συναλλάγματος διακρίνονται σε τρεις βασικές κατηγορίες. Τους αντισταθμιστές κινδύνου, τους κερδοσκόπους και αυτούς που προβαίνουν σε αντισταθμιστική κερδοσκοπία. Οι πρώτοι χρησιμοποιούν παράγωγα χρηματοοικονομικά προϊόντα για να καλύψουν την έκθεση τους σε κάποιο συναλλαγματικό κίνδυνο. Οι δεύτεροι αναλαμβάνουν κίνδυνο προκειμένου να έχουν κάποια αναμενόμενα κέρδη ενώ οι τελευταίοι κάνουν το λεγόμενο arbitrage δηλαδή

την αγορά ενός νομίσματος σε χαμηλή τιμή και την ταυτόχρονη πώλησή του σε υψηλότερη τιμή.

Είναι προφανές ότι οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες προσδιορίζονται σε αντίστοιχο βαθμό (εκτός από τις εμπορικές συναλλαγές) και από τις χρηματοοικονομικές συναλλαγές. Πιο συγκεκριμένα οι εξαγωγές επηρεάζουν την προσφορά συναλλάγματος και είναι θετική συνάρτηση του ξένου επιπέδου τιμών (P^*) και του ξένου εισοδήματος (Y^*), και αρνητική συνάρτηση του εγχώριου επιπέδου τιμών (P). Ενώ οι εισαγωγές επηρεάζουν τη ζήτηση συναλλάγματος και είναι θετική συνάρτηση του εγχώριου επιπέδου τιμών (P) και του εγχώριου εισοδήματος (Y) και αρνητική συνάρτηση του ξένου επιπέδου τιμών (P^*). Επίσης, η ζήτηση της ημεδαπής για ξένα χρηματοοικονομικά προϊόντα η οποία κατ' επέκταση επηρεάζει τη ζήτηση συναλλάγματος είναι αρνητική συνάρτηση του εγχώριου επιτοκίου (R) και θετική συνάρτηση του ξένου επιτοκίου (R^*) και της αναμενόμενης συναλλαγματικής ισοτιμίας (ES). Όταν το ξένο νόμισμα αναμένεται να ανατιμηθεί η ζήτηση για ξένα χρηματοοικονομικά προϊόντα θα αυξηθεί και επομένως θα αυξηθεί η ζήτηση συναλλάγματος. Αντίστροφα είναι τα πράγματα από την ζήτηση της αλλοδαπής για χρηματοοικονομικά στοιχεία της ημεδαπής. Δηλαδή η ζήτηση για εγχώρια χρηματοοικονομικά προϊόντα θα μειωθεί και επομένως θα μειωθεί η ζήτηση συναλλάγματος.

Ένα σημαντικό στοιχείο είναι ότι οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες αποτελούν αιτία για διαταραχές στο ισοζύγιο πληρωμών (σε αυτό καταγράφονται όλες οι οικονομικές συναλλαγές μεταξύ κατοίκων μίας χώρας και του υπόλοιπου κόσμου για μια δεδομένη χρονική περίοδο. Η χρονική περίοδος συνήθως είναι το ένα έτος. Πληροφορίες για τις εξαγωγές/εισαγωγές, για το εάν μια χώρα δανείζει/δανείζεται, για το εάν η κεντρική τράπεζα αυξάνει ή μειώνει τα διαθέσιμά της σε ξένο νόμισμα).

Ελλείμματα και πλεονάσματα στο ισοζύγιο πληρωμών είναι δυνατό να δημιουργηθούν με την αύξηση της ζήτησης για εισαγόμενα προϊόντα ή και από περιορισμούς στις εισαγωγές αλλοδαπών προϊόντων. Δηλαδή αιτίες που σχετίζονται με τις συνθήκες της ζήτησης σε μια οικονομία και τη συναλλαγματική ισοτιμία.

Οι άλλες δύο αιτίες είναι ο μη συντονισμός στην άσκηση νομισματικής πολιτικής μεταξύ δύο χωρών. Αν για παράδειγμα μια χώρα εφαρμόζει επεκτατική νομισματική πολιτική τη στιγμή που άλλες χώρες που συναλλάσσεται ακολουθούν περιοριστική νομισματική πολιτική. Τότε συνέπεια αυτών των πολιτικών θα είναι μια αύξηση των εισαγωγών, και κατ' επέκταση μια αύξηση της ζήτησης για συνάλλαγμα το οποίο θα εισρεύσει στην χώρα προκαλώντας ανισορροπία. Επίσης οι διαταραχές της προσφοράς αγαθών και υπηρεσιών. Διαταραχές που μπορεί να οφείλονται σε καιρικές συνθήκες, σε μεταβολές στις προτιμήσεις των καταναλωτών, στην τεχνολογική εξέλιξη με την εμφάνιση νέων προϊόντων και την ταυτόχρονη εξαφάνιση παλαιών, σε μεταβολές στο εργατικό δυναμικό.

Η εξειδίκευση της επίδρασης των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας στο ισοζύγιο πληρωμών προέρχεται από την κενσινανή προσέγγιση. Πιο συγκεκριμένα παρουσιάζει δύο υποδείγματα που αποσκοπούν στη διερεύνηση των συνθηκών που χρειάζεται να ικανοποιούνται ώστε η υποτίμηση του νομίσματος να οδηγεί σε βελτίωση του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών. Το πρώτο, γνωστό ως υπόδειγμα των ελαστικοτήτων, υποστηρίζει ότι η βελτίωση ή όχι του εμπορικού ισοζυγίου μιας χώρας από την υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος εξαρτάται από τις συναλλαγματικές ελαστικότητες των εξαγωγών και των εισαγωγών. Ενώ το υπόδειγμα της απορρόφησης ή δαπάνης αναδεικνύει την σημαντικότητα των εισοδηματικών επιδράσεων από μεταβολές των εξαγωγών στον τελικό αποτέλεσμα από την υποτίμηση πάνω στο εμπορικό ισοζύγιο.

Στις βασικές υποθέσεις των δύο υποδειγμάτων είναι ότι οι εξαγωγές των δυο χωρών ημεδαπής και αλλοδαπής αποτελούνται κυρίως από βιομηχανικά προϊόντα και οι συναρτήσεις των εξαγωγών τους είναι τελείως ελαστικές. Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές της ημεδαπής και της αλλοδαπής δεν επηρεάζονται από μεταβολές της ζήτησης για εισαγωγές κάθε χώρας. Πρακτικά αυτό συνεπάγεται ότι μια αύξηση της ονομαστικής συναλλαγματικής ισοτιμίας οδηγεί σε αύξηση της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Τέλος αξίζει να αναφέρουμε ότι έχουν αναπτυχθεί διάφορα συστήματα συναλλαγματικών ισοτιμιών. Μια πρώτη σημαντική διάκριση των νομισματικών συστημάτων αναφέρεται στο σύστημα σταθερών ισοτιμιών (*fixed exchange rates*), και στο σύστημα των κυμαινόμενων ισοτιμιών (*floating exchange rates*). Στην πραγματικότητα όμως υπάρχει ένα συνεχές φάσμα συστημάτων μεταξύ αυτών των δύο (Αντζουλάτος, 2011).

Αρχικά έχουμε τη «*Νομισματική Ένωση*» (*Monetary Union*) που αποτελείται από δυο ή περισσότερες χώρες οι οποίες έχουν ένα ενιαίο νόμισμα. Η άσκηση της κοινής νομισματικής πολιτικής γίνεται από την κεντρική τράπεζα της ένωσης με βάση την συνολική εικόνα της οικονομίας της ένωσης και όχι με βάση τα επιμέρους θέματα κάθε οικονομίας. Αυτό είναι και ένα από τα βασικά μειονεκτήματα αυτού του συστήματος ιδιαίτερα όταν οι επιχειρηματικοί κύκλοι των χωρών μελών της Ένωσης δεν είναι συγχρονισμένοι. Στην περίπτωση μη συγχρονισμού του επιχειρηματικού κύκλου κάποια χώρα απαιτεί επιπλέον ρευστότητα, ενώ κάποια άλλη φοβάται την διάχυση πληθωριστικών πιέσεων. Από την άλλη το σημαντικότερο πλεονέκτημα της Νομισματικής Ένωσης είναι ότι το κοινό νόμισμα δημιουργεί ένα περιβάλλον σταθερότητας μεταξύ των χωρών. Έτσι διευκολύνεται η μεγάλη ανάπτυξη του εμπορίου μεταξύ των χωρών-μελών η οποία αποτελεί θεμελιώδη λίθο στην οικονομική

ανάπτυξη. Αυτό το σύστημα θεωρείται το πιο σταθερό αφού δεν είναι εύκολη η διάλυση μιας νομισματικής ένωσης.

Ακολουθεί το «*Dollarization*» σύστημα όπου μία χώρα υιοθετεί επισήμως ή ανεπίσημως το νόμισμα μιας άλλης χώρας, συνήθως μεγάλης όπως πχ το δολάριο ή το ευρώ. Ενώ στην νομισματική ένωση η νομισματική πολιτική ασκείται με βάση τις συνθήκες σε όλες τις χώρες-μέλη, εδώ ασκείται με βάση τις συνθήκες της χώρας που εκδίδει το νόμισμα που χρησιμοποιείται. Με αποτέλεσμα η υιοθετούσα χώρα να ακολουθεί την νομισματική πολιτική της εκδίδουσας. Πολλές φορές αυτό συμβαίνει από χώρες που θέλουν να τιθασεύσουν τον πληθωρισμό τους και δένονται με ένα νόμισμα χαμηλού πληθωρισμού δημιουργώντας μια δέσμευση πειθαρχίας στην δημοσιονομική τους διαχείριση. Εν συνεχεία έχουμε το «*Currency Board*» με κύριο χαρακτηριστικό του συστήματος ότι ορίζεται στη νομοθεσία μια σταθερή ισοτιμία του νομίσματος με κάποιο ισχυρό νόμισμα και η ελεύθερη μετατροπή του εγχώριου στο ξένο νόμισμα. Η κεντρική τράπεζα δεν μπορεί με θεσμική δέσμευση να δημιουργήσει εγχώριο χρήμα. Στο *Currency Board* σύστημα η κεντρική τράπεζα δεν έχει την δυνατότητα να παράσχει ρευστότητα στις τράπεζες της χώρας γιατί καλύπτει την νομισματική βάση με συναλλαγματικά αποθέματα.

Επίσης έχουμε το *Truly Fixed Exchange Rate* σύστημα όπου η κεντρική τράπεζα ανακοινώνει σταθερή ισοτιμία έναντι κάποιου άλλου νομίσματος αλλά η διατήρηση ή μη εξαρτάται από το κατά πόσο το κόστος αθέτησης είναι μικρότερο από το όφελος αυτής της δέσμευσης. Το «*Adjustable Peg*» (*Ρυθμιζόμενη Ισοτιμία*) οι αρχές ανακοινώνουν μια σταθερή ισοτιμία γύρω από κάποια όρια και δεσμεύονται να την υποστηρίξουν. Όμως αν ακραίες συνθήκες το απαιτούν επιτρέπεται η μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Το σύστημα «*Crawling Peg*» (*Διολισθαίνουσα Ισοτιμία*) που επιτρέπει σε χώρες με υψηλό πληθωρισμό να έχουν μια σταθερή ονομαστική

ισοτιμία που αναπροσαρμόζεται με μικρές υποτιμήσεις έτσι ώστε να αποφευχθεί μια μεγάλη υποτίμηση. Η αξιόπιστη ανακοίνωση των υποτιμήσεων εκ των προτέρων διαδραματίζει σημαντικό ρόλο για την επιτυχία του συστήματος.

Το «*Basket Peg*» (Σύνδεση προς δέσμη νομισμάτων) όπου ορίζεται η ισοτιμία όχι με βάση κάποιο συγκεκριμένο ισχυρό νόμισμα αλλά με βάση ένα σταθμισμένο καλάθι ξένων νομισμάτων. Χαρακτηριστική είναι η περίπτωση της σύνδεσης των υποψήφιων νομισμάτων για την Ευρωπαϊκή Νομισματική Ένωση με το λεγόμενο ECU τον πρόγονο του Ευρώ. Το basket peg συμβάλλει στην ανταγωνιστικότητα μιας χώρας διεθνώς. Το «*Target Zone*» (Σύστημα Ζώνης) όπου παρόλο που η προσφορά και η ζήτηση των νομισμάτων καθορίζει τη συναλλαγματική ισοτιμία, οι κεντρικές τράπεζες ορίζουν ένα ανώτατο και ένα κατώτατο όριο στο οποίο μπορεί να κυμαίνεται η ισοτιμία και δεσμεύονται να παρέμβουν στην αγορά μόνο όταν η ονομαστική ισοτιμία φτάσει κάποιο από τα όρια. Το μέγεθος των ορίων παίζει καθοριστικό ρόλο. Για παράδειγμα τα στενά όρια κάνουν πιο δύσκολο το έργο της κεντρικής τράπεζας με πιο συχνές αγοροπωλησίες νομισμάτων και παρεμβάσεις μέσω των επιτοκίων. Κάνοντας δύσκολη και την διαμόρφωση των προσδοκίων σχετικά με την ισοτιμία. Όσο η ισοτιμία κυμαίνεται μέσα στα όρια της ζώνης δεν υπάρχει παρέμβαση.

1.4 Συσχέτιση εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών

Όπως γνωρίζουμε οι αγορές (κυρίως χρηματοοικονομικές) χαρακτηρίζονται από την ιδιότητα των συγκοινωνούντων δοχείων. Αυτό έγινε πιο έντονο πρόσφατα όπου η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2007 – 2010 και η επακόλουθη κρίση του δημοσίου χρέους της Ευρωζώνης ανέδειξαν (με αρνητικό τρόπο) τον υψηλό βαθμό

εξάρτησης μεταξύ των αγορών καθώς και τον αντίστοιχο βαθμό ασυμμετρίας που υπάρχει τόσο εσωτερικά όσο και μεταξύ τους.

Η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2007 – 2010 ήταν η πιο σημαντική των τελευταίων δεκαετιών και προήλθε από τις μαζικές αθετήσεις υποχρεώσεων στην αγορά ενυπόθηκων δανείων μειωμένης εξασφάλισης στις Η.Π.Α. Αυτό οδήγησε σε έντονη πτώση των τιμών των κατοικιών και σημαντική αύξηση του ρυθμού αθέτησης υποχρεώσεων επί συμβατικών ενυπόθηκων δανείων. Το πρόβλημα διογκώθηκε λόγω της μετάδοσής του στον τραπεζικό κλάδο. Οι τράπεζες μετά την ανάκληση του νόμου Glass – Steagall επιτρεπόταν να επιδοθούν σε εργασίες αναδοχής ομολόγων συμπεριλαμβανομένου και αυτών που είχαν κατασκευαστεί με βάση την αγορά ενυπόθηκων δανείων μειωμένης εξασφάλισης. Μάλιστα επειδή αυτά παρείχαν τη δυνατότητα υψηλού κέρδους αποτέλεσαν κύρια επιλογή τους.

Η κατάρρευση των τιμών των ακινήτων είχε ως συνέπεια οι τράπεζες να μην μπορούν να δανείζονται για να χρηματοδοτούν τα εκτός ισολογισμού περιουσιακά στοιχεία εξαιτίας της γενικής απαισιοδοξίας στις αγορές. Επίσης σταμάτησαν να δανείζουν η μία την άλλη προκαλώντας χάος σε όλες τις αγορές ομολόγων. Ως συνέπεια οι τράπεζες προχώρησαν σε σημαντική συρρίκνωση κάθε μορφής δανεισμού επειδή χαρακτηρίζονταν από ιδιαίτερα υψηλή μόχλευση και έπρεπε να διαφυλάξουν τα κεφάλαιά τους. Ουσιαστικά αυτό αποτελούσε και τη μετάδοση της κρίσης αυτής στην πραγματική οικονομία αφού πολλές υγιείς οικονομικά επιχειρήσεις δεν μπορούσαν να έχουν πρόσβαση σε δανειακά κεφάλαια που θα διοχετεύονταν σε επενδυτικά σχέδια και κατ' επέκταση στην ανάπτυξή τους.

Ένα παράδειγμα ως αιτία του υψηλού βαθμού εξάρτησης μεταξύ των αγορών αποτελεί η υψηλή συσχέτιση μεταξύ της αγοράς επιτοκίων και της αγοράς νομισμάτων. Σε αυτό συντείνει η ακάλυπτη ισοδυναμία επιτοκίων (uncovered interest parity – UIP).

Αυτή αποτελεί μια στρατηγική η οποία στοχεύει στην επίτευξη κερδών εκμεταλλευόμενη την ανισότητα ανάμεσα στην επιτοκιακή διαφορά δύο νομισμάτων και την αναμενόμενη μεταβολή στη συναλλαγματική τους ισοτιμία. Βασίζεται πάνω στην αρχή της ελεύθερης κίνησης κεφαλαίου και εφόσον η ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης ονομάζεται αρχή της μιας τιμής εδώ αυτή η σχέση ονομάζεται η αρχή της ίδιας απόδοσης ή του ενός επιτοκίου. Στην πρώτη περίπτωση συγκρίνουμε τις τιμές αγαθών ενώ εδώ συγκρίνουμε τις τιμές του χρήματος αντίστοιχα.

Οι παραπάνω κρίσεις προέβλεπαν και μια πρόσθετη αρνητική διάσταση με την ανάδειξη της διαστρέβλωσης στις οργανωτικές δομές και τα μοντέλα ανάπτυξης στις περιφερειακές χώρες τις Ευρωζώνης. Ως συνέπεια οι χώρες αυτές σταμάτησαν να έχουν πρόσβαση στις χρηματαγορές. Για το λόγο αυτό υιοθέτησαν οικονομικά μέτρα τα οποία κυρίως επιβλήθηκαν από εξωτερικούς οργανισμούς (π.χ Διεθνές Νομισματικό Ταμείο, Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα κτλ) ως μέρος μιας συστηματικής δράσης για χρηματοδότηση τους που θα επιτύχει την οικονομική τους επιβίωση (μνημόνιο).

Γνωστά υποδείγματα (που έχουν αναπτυχθεί στο παρελθόν) καθορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών αντικατοπτρίζουν τη συσχέτιση ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών. Πιο συγκεκριμένα το νομισματικό υπόδειγμα εύκαμπτων τιμών το οποίο αναπτύχθηκε στο δεύτερο μισό της δεκαετίας του 1970 από τους Frenkel (1976, 1981), Kouri (1976) και Mussa (1976, 1979) εξετάζει τους προσδιοριστικούς παράγοντες της διμερούς συναλλαγματικής ισοτιμίας δύο χωρών, της ημεδαπής και της αλλοδαπής. Βασίζεται σε δυο υποθέσεις. Πρώτον ότι η Ισοδυναμία Αγοραστικής Δύναμης¹ ισχύει στο διηνεκές και δεύτερον, η ζήτηση χρήματος σε κάθε χώρα είναι μια θετική συνάρτηση του πραγματικού εισοδήματος (Y)

¹ Δηλώνει ότι στην απουσία κόστους συναλλαγής και περιορισμών στις διεθνείς ροές εμπορίου, οι τιμές ίδιων εμπορευσιμων αγαθών μεταξύ χωρών είναι ίδιες, όταν εκφράζονται στο ίδιο νόμισμα, έτσι ώστε να εξαλείφεται κάθε κίνητρο αντισταθμιστικής κερδοσκοπίας (arbitrage) στις αγορές αγαθών μεταξύ χωρών.

και αρνητική συνάρτηση του επιτοκίου των ομολόγων (R). Το επιτόκιο των ομολόγων απεικονίζει το κόστος ευκαιρίας διακράτησης του χρήματος σε ρευστά διαθέσιμα.

Ένα άλλο υπόδειγμα αναπτύχθηκε από τον Dornbusch (1976) υποθέτοντας τις συνηθισμένες συνθήκες ότι η προσφορά χρήματος είναι εξωγενώς δεδομένη και ότι μακροπρόθεσμα ισχύει η Ισοδυναμία Αγοραστικής Δύναμη (ΙΑΔ). Πρόκειται για το νομισματικό υπόδειγμα με ατελή ευκαμψία. Υποθέτει παλινδρομικές προσδοκίες (Regressive Expectations) δηλαδή οποιαδήποτε κίνηση μακριά από την ισορροπία ενεργοποιεί έναν μηχανισμό επιστροφής σε αυτήν. Σε αντίθεση με το υπόδειγμα των εύκαμπτων τιμών υποθέτει έναν βαθμό ακαμψίας (sticky prices) για τους μισθούς και τις τιμές των αγαθών ενώ αντίθετα δέχεται την πλήρη ευκαμψία για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Κάτω από την υπόθεση των ορθολογικών προσδοκιών οι συμμετέχοντες στην αγορά συναλλάγματος γνωρίζουν την μακροχρόνια τιμή της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην ισορροπία. Παρά το γεγονός αυτό, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες μπορούν να υπερβούν την μακροχρόνια θέση ισορροπίας τους, το λεγόμενο φαινόμενο της υπερακόντισης. Δηλαδή, όταν η συναλλαγματική ισοτιμία είναι πάνω από την τιμή μακροχρόνιας ισορροπίας θα πέσει πολύ χαμηλότερα από την τιμή ισορροπίας πριν και πάλι ανέβει προς την ισορροπία. Ομοίως, μια αυξανόμενη συναλλαγματική ισοτιμία θα αυξηθεί πάνω από την τιμή ισορροπίας πριν από την πτώση προς αυτή. Αυτό το αποτέλεσμα επιτυγχάνεται με την παραδοχή ότι η προσαρμογή στις αγορές αγαθών και εργασίας γίνεται αργά ενώ στην αγορά αξιογράφων άμεσα. Η αγορά συναλλάγματος ανήκει στην τελευταία αγορά και έτσι βραχυχρόνια οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες αποκλίνουν από τις μεταβολές στις τιμές των αγαθών και τους μισθούς. Έτσι έχουμε απόκλιση από την βραχυχρόνια ισοδυναμία αγοραστικής δύναμης, παρόλο που μακροχρόνια υποθέτει ότι ισχύει.

Ακολούθως αναπτύχθηκαν αρχικά το υπόδειγμα του διαφορικού πραγματικού επιτοκίου από το Frankel (1979) που παρείχε ένα πιο γενικό υπόδειγμα καθορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας του οποίου ειδικές περιπτώσεις αποτελούν το υπόδειγμα των εύκαμπτων τιμών (flexible-price model) και το υπόδειγμα με την ατελή ευκαμψία τιμών (sticky-price model). Εν συνεχεία το υπόδειγμα ισορροπίας του χαρτοφυλακίου όπου άρρεται η υπόθεση περί τέλει υποκατάστασης μεταξύ εγχώριων και ξένων ομολόγων (Συριόπουλος και Παπαδάμου 2015).

Οι εμπειρικές μελέτες έχουν δείξει ότι το ακάλυπτο arbitrage επιτοκίων δεν ισχύει στην πράξη γεγονός που υποδηλώνει ότι οι επενδυτές στην πράξη αποστρέφονται το συναλλαγματικό κίνδυνο. Όπως λέμε στην διεθνή ορολογία χαρακτηρίζονται ως «risk averse» επενδυτές. Έτσι καταλήγουμε στην λεγόμενη επαυξημένη εκδοχή του ακάλυπτου arbitrage επιτοκίων που υποστηρίζει ότι η επιτοκιακή διαφορά αντικατοπτρίζει αφενός την προσδοκώμενη μεταβολή στη συναλλαγματική ισοτιμία όψεως και αφετέρου ένα ασφάλιστρο κινδύνου θ .

Μια πιο ορθολογική διαχείριση πραγματοποιείται διαμέσου της καλυμμένης ισοδυναμίας επιτοκίων (Covered Interest Parity – CIP) που δείχνει επένδυση σε ξένο νόμισμα με ταυτόχρονη κάλυψη του συναλλαγματικού κινδύνου διαμέσου προθεσμιακών πράξεων. Σκοπός αυτής της επενδυτικής στρατηγικής είναι η εμφάνιση κερδών από τη διαφορά που υπάρχει μεταξύ του προθεσμιακού πριμ ή έκπτωσης και των επιτοκίων των δύο νομισμάτων. Συχνά αναφέρεται στην βιβλιογραφία και ως καλυμμένο αρμπιτράζ επιτοκίων (ΚΑΕ).

Η προθεσμιακή συναλλαγματική ισοτιμία την οποία βλέπουμε στις τράπεζες αλλά και στο διαδίκτυο υπολογίζεται από το καλυμμένο αρμπιτράζ επιτοκίων (ΚΑΕ). Δηλαδή γνωρίζοντας τα επιτόκια σε δύο χώρες μελέτης και την τρέχουσα συναλλαγματική ισοτιμία μπορούμε να προσδιορίσουμε την προθεσμιακή τους

ισοτιμία. Σύμφωνα με τη θεωρία των προσδοκιών και υποθέτοντας μια συμπεριφορά των επενδυτών ουδέτερη απέναντι στον κίνδυνο (risk neutrality) η προθεσμιακή ισοτιμία αποτελεί έναν αμερόληπτο εκτιμητή (unbiased estimator) της αναμενόμενης ισοτιμίας όψεως.

Εστιάζοντας στα εταιρικά ομόλογα, στο σύγχρονο οικονομικό περιβάλλον, αυτά αποτελούν μια εναλλακτική επιλογή χρηματοδότησης των επιχειρήσεων ιδιαίτερα σε περιόδους χρηματοοικονομικών κρίσεων. Για παράδειγμα, οι ερευνητές Becker and Ivashina (2014) βρίσκουν ισχυρές ενδείξεις για υποκατάσταση των δανείων από εταιρικά ομόλογα σε περιόδους που χαρακτηρίζονται από συρρίκνωση της προσφοράς τραπεζικών δανείων και αυστηρή νομισματική πολιτική. Επίσης, υπό το πλαίσιο των οικονομιών σε αναδυόμενες αγορές, οι Bolton and Freixas (2008) υποστηρίζουν ότι η χρηματοδότηση διαμέσου εταιρικών ομολόγων, ως μορφή μακροπρόθεσμης χρηματοδότησης, δεν εκθέτει τις επιχειρήσεις στους κινδύνους των μη αναμενόμενων τραπεζικών απαιτήσεων και συστημικών κρίσεων. Επομένως, ενώ οι επιχειρήσεις που χρηματοδοτούνται από το τραπεζικό σύστημα είναι πλήρως εκτεθειμένες στους κινδύνους των τραπεζικών δανείων, οι επιχειρήσεις που χρηματοδοτούνται από τα εταιρικά ομόλογα προστατεύονται σε μεγαλύτερο βαθμό από τις δυσμενείς επιπτώσεις μιας χρηματοπιστωτικής κρίσης και κατά συνέπεια είναι πιο πιθανό να επιβιώσουν. Η άποψη αυτή ενισχύεται από τα συμπεράσματα που προέκυψαν από την εμπειρία της ασιατικής κρίσης του 1997 – 1998 σύμφωνα με τα οποία η παροχή πρόσβασης σε καλά ανεπτυγμένες αγορές εταιρικών ομολόγων μπορεί να μετριάσει τις αρνητικές επιπτώσεις μιας χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Σε αυτό το σημείο μπορούμε να διακρίνουμε μια πρώτη συσχέτιση των εταιρικών ομολόγων και των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Για να γίνουμε πιο ακριβείς, σε πολλές περιπτώσεις τα εταιρικά ομόλογα χρηματοδοτούνται από ξένους επενδυτές όπως

τράπεζες, ξένα funds ή ακόμη και μεγάλους ιδιώτες επενδυτές. Προφανώς αυτοί θα χρειαστεί να μετατρέψουν το ξένο νόμισμα σε εγχώριο για να προβούν στην επένδυσή τους. Ο βαθμός μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να επηρεάσει και το βαθμό επενδυτικής δραστηριότητας σε αυτά εκτός από τα χαρακτηριστικά των επιχειρήσεων (Spaliara and Tsoukas 2017). Βέβαια υπάρχει και η δυνατότητα από πλευράς επιχειρήσεων να εκδώσουν ομόλογα σε ξένη αγορά (foreign bonds) αναλαμβάνοντας οι ίδιες ουσιαστικά το συναλλαγματικό κίνδυνο. Ωστόσο, ορισμένοι ερευνητές όπως ο Turner (2012) υποστηρίζουν ότι η ανάπτυξη της εγχώριας αγοράς εταιρικών ομολόγων βοηθά τις επιχειρήσεις να αντιμετωπίζουν καλύτερα τις χρηματοπιστωτικές κρίσεις και να αποφεύγουν τις αναντιστοιχίες των νομισμάτων.

Γενικά, όπως επισημαίνουν και οι ερευνητές Tsagkanos and Sirioroulos (2013) οι διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών μπορεί να προκαλέσουν τη μεταφορά κεφαλαίων από μια αγορά σε άλλη καθώς και αντίστοιχες διακυμάνσεις σε άλλες αγορές. Ο Kim (2003) δείχνει ότι οι διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών έχουν άμεσο αντίκτυπο στην κερδοφορία των επιχειρήσεων και τη διεθνή ανταγωνιστικότητά τους. Αυτό εκτός από σημαντικές μεταβολές στις τιμές των μετοχών τους μπορεί να επιφέρει και αντίστοιχες μεταβολές στις τιμές των ομολόγων τους που ήδη διαπραγματεύονται στην αγορά (ακολουθεί αναλυτικότερη ερμηνεία κατά την ανάπτυξη του θεωρητικού πλαισίου). Το ίδιο μπορεί να συμβεί και στην ικανότητά των επιχειρήσεων έκδοσης νέων ομολογιών. Φυσικά υπάρχουν και θεωρίες όπως του Frenkel (1976) που υποστηρίζουν την απουσία οποιασδήποτε σχέσης μεταξύ των αγορών αυτών. Σύμφωνα με αυτές τις θεωρίες οι μεταβολές οφείλονται σε διάφορους παράγοντες που οδηγούν την αγορά των συναλλαγματικών ισοτιμιών και την αγορά των εταιρικών ομολόγων να είναι πλήρως ανεξάρτητες. Ωστόσο, ερευνητές όπως οι Ajayi and Mougoue (1996) τονίζουν ότι υπάρχουν ορισμένοι κοινοί

παράγοντες όπως τα επιτόκια που μπορούν να ενώσουν τις δύο αγορές (όπως συμβαίνει στην εφαρμογή των υποδειγμάτων καθορισμού των συναλλαγματικών ισοτιμιών).

1.5 Οι περιπτώσεις Ελλάδας και Η.Π.Α

Παραπάνω αναφέραμε το σημαντικό βαθμό εξάρτησης των αγορών καθώς και τον αντίστοιχο βαθμό ασυμμετρίας που υπάρχει εσωτερικά και μεταξύ τους όπως προκύπτει από τις πρόσφατες χρηματοοικονομικές κρίσεις. Για το λόγο αυτό πολλοί ερευνητές μελετούν πιο διεξοδικά τις οικονομικές σχέσεις που έχουν παγιωθεί στη σχετική βιβλιογραφία χρησιμοποιώντας νέες μεθοδολογικές προσεγγίσεις. Στόχος τους είναι να παρέχουν πιο ορθολογικές αποφάσεις οικονομικής πολιτικής και χρηματοοικονομικής διαχείρισης. Για παράδειγμα, οι Evgenidis et al. (2020), χρησιμοποιώντας ένα πλαίσιο εργασίας meta – analysis, διαπίστωσαν ότι το περιθώριο απόδοσης (yield spread) είναι ένα χρήσιμο εργαλείο για την πρόβλεψη της οικονομικής δραστηριότητας σε πολλές μεγάλες παγκόσμιες οικονομίες, ιδίως κατά τη διάρκεια περιόδων χρηματοοικονομικής πίεσης. Λαμβάνοντας υπόψη ότι η ταχύτητα μετάδοσης ενός σοκ είτε χρηματοοικονομικού είτε νομισματικού έχει αλλάξει δραματικά, στην παρούσα διατριβή δίνουμε έμφαση σε μια σχέση που έχει περιορισμένη έκταση στη σχετική βιβλιογραφία αλλά έχει αποδειχθεί η ύπαρξή της μέσα από αυτή. Ειδικότερα, εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών εστιάζοντας στις αγορές των Η.Π.Α και της Ελλάδας.

Οι Η.Π.Α και η Ελλάδα είναι δύο διαφορετικές αγορές όσο αφορά την ανάπτυξη των εταιρικών ομολόγων. Καταρχάς με τον όρο ανάπτυξη δεν εννοούμε απλώς μια συμπληρωματική πηγή χρηματοδότησης των επιχειρήσεων σε σχέση με τον τραπεζικό δανεισμό (η οποία ήρθε προσωρινά σε λειτουργία λόγω αλλαγής του επιχειρησιακού περιβάλλοντος των τραπεζών – Sander et al. 2016) λόγω

χρηματοοικονομικών κρίσεων αλλά τη διαρθρωτική μεταβολή της μορφής χρηματοδότησης του επιχειρείν στην εκάστοτε χώρα. Στις Η.Π.Α αυτό άρχισε να πραγματοποιείται κατά τη δεκαετία του 1970 (μετά από δύο πετρελαϊκές κρίσεις) με συνέπεια να θεωρείται η πιο αναπτυγμένη αγορά εταιρικών ομολόγων στον κόσμο. Στην Ελλάδα, κάτι ανάλογο άρχισε να συμβαίνει στα μέσα του 2013 (με εκδόσεις εταιρικών ομολόγων από τις εταιρείες ΕΛΠΕ, TITAN, ΟΤΕ, Frifoglass) ως εκ τούτου θεωρείται ως μια αναδυόμενη αγορά εταιρικών ομολόγων με σχετικά περιορισμένη αλλά αναπτυσσόμενη δραστηριότητα. Συγκεκριμένα, η αγορά αυτή στην Ελλάδα εξελίσσεται ακόμη και στις μέρες μας όπου παρά την ύφεση λόγω της πανδημίας του κορωνοϊού COVID-19 είχαμε δύο νέες εκδόσεις εταιρικών ομολόγων εντός του Ιουλίου 2020. Η μία ήταν από την εταιρεία ΓΕΚ ΤΕΡΝΑ με 500 εκατομμύρια ευρώ και η άλλη από την εταιρία Lamda Development με σχεδόν 300 εκατομμύρια ευρώ. Τα στοιχεία αυτά είναι ιδιαίτερα σημαντικά για μια χώρα της ευρωζώνης με τις πρόσφατες οικονομικές συνθήκες (μνημόνια και εποπτεία) και πολιτικές συγκυρίες (αποτυχία σχηματισμού κυβερνήσεων πλειοψηφίας). Ως εκ τούτου, η Ελλάδα μπορεί να λειτουργήσει ως παράδειγμα για άλλες αναδυόμενες αγορές της Ευρωπαϊκής Ένωσης αλλά και εκτός αυτής που είναι ακόμη λιγότερο ανεπτυγμένες στον τομέα των εταιρικών ομολόγων.

Εδώ πρέπει να τονίσουμε ότι η διαρθρωτική μεταβολή της μορφής χρηματοδότησης των επιχειρήσεων μέσω εταιρικών ομολόγων δεν συνεπάγεται την εξάλειψη του τραπεζικού δανεισμού. Οι Rauh and Sufi (2010) διερευνούν την παράλληλη χρήση του τραπεζικού χρέους και του χρέους διαμέσου ομολόγων. Τα αποτελέσματά τους παρέχουν περαιτέρω ενίσχυση της σημασίας παρακολούθησης των τραπεζών. Επιπλέον, διαπίστωσαν ότι οι επιχειρήσεις με εταιρικό χρέος συνεχίζουν να χρησιμοποιούν τραπεζικό δανεισμό. Ωστόσο, και ο τραπεζικός δανεισμός επίσης

άλλαξε τον χαρακτήρα του αφού οι τράπεζες αντιμετωπίζουν αυξημένο ανταγωνισμό από τον εταιρικό δανεισμό. Μάλιστα όπως επισημαίνουν οι Langfield and Pagano, (2016), στις ευρωπαϊκές αγορές (όπως και η Ελληνική) οι τράπεζες διατήρησαν σημαντικό ρόλο στο χρηματοπιστωτικό σύστημα.

Η παραπάνω διαφοροποίηση ενισχύεται τόσο από το μέγεθος των επιχειρήσεων που εκδίδουν ομόλογα στην Ελλάδα σε σχέση με το αντίστοιχο μέγεθος αυτών των Η.Π.Α όσο και από τα ποσά των ομολόγων. Στην Ελλάδα οι επιχειρήσεις είναι μεσαίου μεγέθους σε σχέση με αυτές των Η.Π.Α και τα ποσά σημαντικά μικρότερα (συνήθως μέχρι 500 εκατομμύρια ευρώ). Βέβαια η έκδοση μικρών ομολόγων (εκτός από υψηλότερα πάγια έξοδα) ενέχουν τον κίνδυνο απουσίας επενδυτικού ενδιαφέροντος από θεσμικούς επενδυτές. Ωστόσο οι επενδυτές παρουσιάζονται όλο και πιο πρόθυμοι να αγοράσουν (μικρότερα) ομόλογα με περιορισμένη ρευστότητα. Υπάρχουν δύο λόγοι που εξηγούν αυτή την κατάσταση. Ο πρώτος είναι ότι σε ένα περιβάλλον χαμηλής απόδοσης με έλλειψη στην ποιότητα των στοιχείων του ενεργητικού, τα ομόλογα προσφέρουν πολύ ελκυστικές αποδόσεις προσαρμοσμένες στον κίνδυνο – σε βαθμό τέτοιο που αρκετοί επενδυτές είναι έτοιμοι να ανταλλάξουν τη ρευστότητα με πρόσβαση σε υψηλότερες αποδόσεις. Ο δεύτερος λόγος είναι ότι τα επαγγελματικά επενδυτικά κεφάλαια (funds), τα οποία υποχρεούνται να συνδέσουν τα στοιχεία ενεργητικού τους με την αγορά, αναζητούν λιγότερη ρευστότητα για μέρος του χαρτοφυλακίου τους, καθώς αυτό μειώνει τη μεταβλητότητα στις αποτιμήσεις τους, γεγονός που βοηθά στη μείωση της ανάγκης τους να ρευστοποιήσουν στοιχεία του ενεργητικού γρήγορα, για την εξόφληση των επενδυτών (Γκιουμέζ, 2014).

Από τα παραπάνω και σε συνδυασμό με την μελέτη των Bolton and Freixas (2008) που θεωρούν τα εταιρικά ομόλογα ως μορφή μακροπρόθεσμης χρηματοδότησης, γίνεται εμφανές ότι πλέον ακόμη και σε αναδυόμενες αγορές

εταιρικών ομολόγων αυτά θεωρούνται ως αντιπροσωπευτική μεταβλητή της εμπιστοσύνης των θεσμικών επενδυτών στις επιχειρήσεις της εκάστοτε χώρας.

Στις αγορές Η.Π.Α και Ελλάδα, η διαφορά είναι εμφανής και σε άλλες διαστάσεις της αγοράς ομολόγων για τις δύο χώρες, όπως η διαχείριση του κινδύνου επιτοκίου με νέες εκδόσεις χρεών (Deleze and Korkeamaki 2018), οι οποίες δημιουργούν ένα πρόσθετο κίνητρο στην παρούσα διατριβή για την εξέταση αυτών των δύο αγορών. Είναι χαρακτηριστικό ότι σε μια πρόσφατη διολίσθηση (Μάιος 2018) των τιμών των εταιρικών ομολόγων διεθνώς οι αναλυτές του Bloomberg έδωσαν ως αιτία την άνοδο του δολαρίου και την ανησυχία για την ποιότητα του χρέους για τις αναδυόμενες αγορές (μεταξύ αυτών και η Ελλάδα) και τις πιέσεις που προέρχονται από την άνοδο των επιτοκίων για την αγορά εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α. Γεγονός που καθιστά προφανή τη διαφορά στα οικονομικά επίπεδα των δύο χωρών. Αυτή η διαφοροποίηση παρέχει ένα πρόσθετο κίνητρο για την εξέταση της σχέσης εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Στη διατριβή αυτή ο κύριος στόχος μας είναι να προσδιορίσουμε μια υγιή οικονομική πολιτική που θα παρέχει προοπτικές ανάπτυξης για τις επιχειρήσεις και των δύο χωρών διαμέσου της αγοράς εταιρικών ομολόγων μέσα σε ένα περιβάλλον χρηματοοικονομικής πίεσης και ασυμμετρίας. Ωστόσο αυτός δεν είναι ο μοναδικός στόχος μας. Επιδιώκουμε επίσης, μέσα από την εξέταση της σχέσης εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών σε δύο περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης (Ελλάδα και Ιρλανδία) να αποκαλύψουμε την οικονομική αξία του μνημονίου. Είναι γνωστό ότι ο σκοπός εφαρμογής μνημονίων στις χώρες είναι μεταξύ άλλων η βελτίωση και η τόνωση της επιχειρηματικής δραστηριότητας μέσω της εφαρμογής μίας υγιούς οικονομικής πολιτικής.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2 : ΕΠΙΣΚΟΠΗΣΗ ΤΗΣ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ, ΑΝΑΠΤΥΞΗ ΘΕΩΡΗΤΙΚΟΥ ΠΛΑΙΣΙΟΥ ΚΑΙ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ ΤΗΣ ΕΡΕΥΝΑΣ

2.1 Εισαγωγή

Όπως ήδη έχει αναφερθεί, οι ερευνητές εξετάζουν πλέον πιο διεξοδικά οικονομικές-χρηματοοικονομικές σχέσεις που είχαν παγιωθεί στη σχετική βιβλιογραφία με συγκεκριμένες μορφές. Σε αυτό συμβάλλουν οι νέες μεθοδολογικές προσεγγίσεις που έχουν καταγραφεί οι οποίες συνδυάζονται τόσο με νέες όσο και με προηγούμενες θεωρητικές προσεγγίσεις. Λαμβάνοντας υπόψη την αξία που έχουν τα εταιρικά ομόλογα σε διάφορες διαστάσεις της οικονομικής δραστηριότητας, ένα σημαντικό κομμάτι της βιβλιογραφίας διερευνά τις επιπτώσεις που έχει η ανάπτυξη της αγοράς των εταιρικών ομολόγων μέσω διαφορετικών σχέσεων. Ωστόσο, δεν υπάρχει συγκεκριμένη μελέτη που να επικεντρώνεται στη σχέση των εταιρικών ομολόγων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Εξάλλου, η ανάπτυξη των εταιρικών ομολόγων ακόμα και στην πιο ώριμη αγορά, δηλαδή αυτή των Η.Π.Α, ξεκίνησε σχετικά πρόσφατα από τη δεκαετία του 1970 (αντίθετα η χρηματιστηριακή αγορά της Νέας Υόρκης έχει ξεκινήσει τη λειτουργία της από το 1792). Το γεγονός αυτό είχε ως συνέπεια οι περισσότερες σημαντικές μελέτες να εμφανίζονται μετά το 2006 χωρίς να εστιάζουν συστηματικά στη σχέση με μια συγκεκριμένη μεταβλητή. Παρακάτω, θα προχωρήσουμε με μια αναλυτική επισκόπηση της βιβλιογραφίας που εστιάζει στα εταιρικά ομόλογα και πως αυτά επηρεάζουν ή/και επηρεάζονται από άλλες μεταβλητές οδηγώντας σε αντίστοιχα οικονομικά αποτελέσματα.

2.2 Επισκόπηση της βιβλιογραφίας

Μια πρώτη σημαντική μελέτη που εντοπίζουμε στη βιβλιογραφία προέρχεται από τους Edwards et al. (2007) που εστιάζει στη διαφάνεια και τα κόστη συναλλαγών στην Αμερικανική αγορά εταιρικών ομολόγων. Οι ερευνητές παρατηρούν ότι τα δευτερογενή κόστη συναλλαγών στις αγορές εταιρικών ομολόγων δεν είναι ευρέως γνωστά πέρα από την κοινότητα των επαγγελματιών διαχειριστών σταθερού εισοδήματος. Επίσης, σε αυτό συμβάλλει ο χαμηλότερος βαθμός διαφάνειας σε σχέση με άλλες αγορές κεφαλαίου. Οι ερευνητές εξετάζουν αν η έλλειψη διαφάνειας συμβάλλει στα αυξημένα κόστη συναλλαγών στην αγορά εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α.

Για το λόγο αυτό οι Edwards et al. (2007) συλλέγουν δεδομένα από τη δευτερογενή αγορά εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α (TRACE data) και εκτιμούν το μέσο κόστος συναλλαγών ως μια συνάρτηση του μεγέθους συναλλαγών για κάθε ομόλογο που συναλλάσσεται πάνω από εννέα φορές το 2003 το οποίο είναι το έτος αναφοράς της μελέτης τους. Επιλέγουν ως μεθοδολογία τη χρήση χρονολογικών σειρών διαμέσου του μοντέλου των Harris and Piwowar (2004) και cross – sectional panel μεθόδους. Βρίσκουν ότι τα κόστη συναλλαγών είναι υψηλότερα από ότι στην αγορά μετοχών και μειώνονται όσο αυξάνεται το μέγεθος της συναλλαγής. Μάλιστα για τους ιδιώτες επενδυτές τα κόστη αυτά είναι σχεδόν απαγορευτικά. Υψηλής διαβάθμισης ομόλογα, ομόλογα που έχουν εκδοθεί πρόσφατα και ομόλογα των οποίων πλησιάζει η λήξη τους απολαμβάνουν χαμηλότερα κόστη συναλλαγών από οποιαδήποτε άλλα. Επίσης, τα κόστη είναι χαμηλότερα για ομόλογα των οποίων οι τιμές είναι δημοσιευμένες ή όταν το TRACE σύστημα αρχίζει να δημοσιεύει τις τιμές τους. Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι συναλλασσόμενοι θα επωφεληθούν σημαντικά αν οι τιμές των εταιρικών ομολόγων αποκτήσουν μεγαλύτερο βαθμό διαφάνειας.

Μια άλλη εξίσου σημαντική μελέτη είναι αυτή των Lin et al. (2011). Καταρχάς οι ερευνητές αναγνωρίζουν ότι η ρευστότητα συχνά θεωρείται σημαντικό χαρακτηριστικό του επενδυτικού περιβάλλοντος. Επίσης ενστερνίζονται τόσο την άποψη ότι για τους ακαδημαϊκούς, η διερεύνηση του ρόλου του κινδύνου ρευστότητας στην τιμολόγηση των εταιρικών ομολόγων είναι ένα απαραίτητο βήμα προς την κατανόηση των καθοριστικών παραγόντων του κόστους δανεισμού όσο και την άποψη ότι για τους οικονομικούς διαχειριστές, τη γνώση των ευαισθησιών των τιμών των ομολόγων στη ρευστότητα και άλλων παραγόντων κινδύνου βοηθούν στις αποφάσεις έκδοσης ομολόγων από τις εταιρείες. Βασιζόμενοι στη μελέτη των Fama and French (1993) που πρώτοι δείχνουν ότι τα προεπιλεγμένα και μακροπρόθεσμα οφέλη είναι σημαντικοί παράγοντες για την τιμολόγηση των εταιρικών ομολόγων εξετάζουν τις επιδράσεις του συντελεστή ρευστότητας και των χαρακτηριστικών του ομολόγου στην τιμολόγηση των εταιρικών ομολόγων. Επίσης, συμπληρώνουν την υπάρχουσα βιβλιογραφία εξετάζοντας τις ευαισθησίες των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων σε σχέση με τις διακυμάνσεις της ρευστότητας στη διεθνή αγορά και εκτιμώντας τη σημασία της στην τιμολόγηση των εταιρικών ομολόγων.

Για το λόγο αυτό χρησιμοποιούν ένα ευρύ δείγμα συναλλαγών τόσο χρονικά (Ιανουάριος 1994 – Μάρτιος 2009) όσο και από άποψη πηγών (TRACE, NASD, NAIC) και κατασκευάζουν αθροιστικά μέτρα ρευστότητας χρησιμοποιώντας τις μεθόδους των Amihud (2002) και Pastor and Stambaugh (2003). Η εμπειρική ανάλυση που βασίζεται κυρίως σε παλινδρομήσεις και ανάλυση χαρτοφυλακίου δείχνει ότι ο συντελεστής κινδύνου ρευστότητας αποτιμάται επαρκώς στα εταιρικά ομόλογα. Επίσης, η μέση απόδοση των ομολόγων με υψηλές ευαισθησίες στις καινοτομίες της αθροιστικής ρευστότητας υπερβαίνει εκείνη των ομολόγων με χαμηλή ευαισθησία κατά 4% περίπου ετησίως. Ακόμη, η θετική σχέση μεταξύ αναμενόμενων αποδόσεων

εταιρικών ομολόγων και της ρευστότητας beta είναι ευσταθής σε επιδράσεις των προθεσμιών betas, του επιπέδου ρευστότητας και άλλων χαρακτηριστικών των ομολόγων, καθώς και με διαφορετικά υποδείγματα, μεθοδολογικούς ελέγχους και μια ποικιλία μέτρων ρευστότητας. Γενικά τα αποτελέσματα δείχνουν ότι ο κίνδυνος ρευστότητας είναι ένας σημαντικός προσδιοριστικός παράγοντας των αναμενόμενων αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων.

Στο ίδιο μήκος κύματος (δηλαδή τη σχέση με τη ρευστότητα) αλλά από μια διαφορετική σκοπιά κινείται μια πολύ αξιόλογη μελέτη των Bao et al. (2011). Η έρευνα αυτή εξετάζει την έλλειψη ρευστότητας των εταιρικών ομολόγων και τις συνέπειες της στην τιμολόγηση περιουσιακών στοιχείων. Βασίζονται στο γεγονός ότι προηγούμενες μελέτες δείχνουν ότι η έλλειψη ρευστότητας είναι σημαντική στην τιμολόγηση των εταιρικών ομολόγων, αλλά τα στοιχεία τους είναι κατά βάση ποιοτικά και έμμεσα. Επίσης παρατηρούν ότι η γνώση σε σχέση με τη σημαντικότητα της έλλειψης ρευστότητας και του πιστωτικού κινδύνου στον προσδιορισμό των spread των εταιρικών ομολόγων και πως αυτά μεταβάλλονται ανάλογα με τις συνθήκες της αγοράς παραμένει περιορισμένη.

Για το σκοπό τους αυτό κατασκευάζουν ένα απλό αλλά ευσταθές μέτρο έλλειψης ρευστότητας για κάθε μεμονωμένο εταιρικό ομόλογο αφού έχουν πρώτα χρησιμοποιήσει αντίστοιχα δεδομένα συναλλαγών από το 2003 ως το 2009. Αποδεικνύεται ότι η έλλειψη ρευστότητας στα εταιρικά ομόλογα είναι σημαντική, σημαντικά μεγαλύτερη από ότι μπορεί να εξηγηθεί από τα bid – ask spreads. Διαπιστώνουν επίσης μια ισχυρή συσχέτιση στη χρονική διακύμανση της έλλειψης ρευστότητας των ομολόγων, η οποία αυξάνεται έντονα κατά τη διάρκεια της κρίσης του 2008.

Εν γένει, σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας εγκαθίσταται μια ισχυρή σχέση μεταξύ του μέτρου της έλλειψης ρευστότητας και των τιμών των ομολόγων, τόσο σε συνολικό (aggregate) όσο και σε ατομικό (cross – section) επίπεδο. Σε συνολικό επίπεδο οι Bao et al. (2011), βρίσκουν ότι οι αλλαγές στο επίπεδο της έλλειψης ρευστότητας στην αγορά εξηγούν ένα σημαντικό μέρος της χρονικής μεταβλητότητας των αποδόσεων των spread των ομολόγων υψηλής διαβάθμισης (AAA ως A). Κατά τη διάρκεια της κρίσης του 2008, η συνιστώσα της αθροιστικής έλλειψης ρευστότητας των αποδόσεων των spread γίνεται ακόμα πιο σημαντική υπερβαίνοντας τη συνιστώσα του πιστωτικού κινδύνου. Σε ατομικό επίπεδο διαπιστώνουν ότι το μέτρο έλλειψης ρευστότητας εξηγεί τις αποδόσεις των spread των μεμονωμένων εταιρικών ομολόγων με μεγάλη οικονομική σημασία.

Η σχέση των spread των εταιρικών ομολόγων με τη ρευστότητα εξετάζεται από άλλες δύο μελέτες κατά το έτος 2012. Η πρώτη προέρχεται από τους Dick – Nielsen et al. (2012). Οι ερευνητές αυτοί εστιάζουν στην εμφάνιση της κρίσης των ενυπόθηκων δανείων η οποία προκάλεσε μια δραματική αύξηση των spread των εταιρικών ομολόγων. Για το λόγο αυτό αναλύουν τις συνιστώσες ρευστότητας των spread των εταιρικών ομολόγων κατά το χρονικό διάστημα 2005 – 2009 χρησιμοποιώντας ένα νέο ευσταθές μέτρο έλλειψης ρευστότητας. Επισημαίνουν ότι το νέο μέτρο είναι πιο αποτελεσματικό από το αντίστοιχο των Bao et al. (2011). Τα δεδομένα τους προέρχονται από τη δευτερογενή αγορά εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ (TRACE transactions data).

Η αύξηση της έλλειψης ρευστότητας είναι αργή στις ομολογίες επενδυτικού βαθμού (που δείχνουν μια αξιοπρόσεκτη ανθεκτικότητα), ενώ η επίδραση είναι ισχυρότερη αλλά πιο μικρής χρονικής διάρκειας για ομόλογα κερδοσκοπικού χαρακτήρα. Τα ομόλογα καθίστανται λιγότερο ρευστοποιήσιμα όταν οι

χρηματοοικονομικοί περιορισμοί γίνονται πιο αισθητοί σε ένα κύριο ανάδοχο και η ρευστότητα των ομολόγων που εκδίδονται από τις χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις μειώνεται επικίνδυνα κάτω από την εμφάνιση των κρίσεων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, κατά τη διάρκεια της κρίσης των ενυπόθηκων δανείων υψηλού κινδύνου περιορίστηκε ακόμα και η ποιότητα ομολόγων με διαβάθμιση AAA από τους επενδυτικούς οίκους.

Η δεύτερη έρευνα προέρχεται από τους Friewald et al. (2012). Οι ερευνητές εξετάζουν αν η ρευστότητα είναι ένας σημαντικός παράγοντας αποτίμησης στην αγορά εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α. Πιο συγκεκριμένα, εστιάζουν στο κατά πόσο οι επιδράσεις στη ρευστότητα είναι πιο έντονες σε περιόδους χρηματοπιστωτικών κρίσεων, ειδικότερα για ομόλογα με υψηλό πιστωτικό κίνδυνο, χρησιμοποιώντας ένα μοναδικό σύνολο δεδομένων που καλύπτει περισσότερα από 20.000 ομόλογα, μεταξύ Οκτωβρίου 2004 και Δεκεμβρίου 2008. Ουσιαστικά καλύπτεται ολόκληρη η αγορά εταιρικών ομολόγων χρησιμοποιώντας ένα ευρύ φάσμα μέτρων ρευστότητας για την ποσοτικοποίηση των επιδράσεων ρευστότητας στα spread των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων.

Η μέτρηση της ρευστότητας ολοκληρώνεται μέσα από πρόσθετες αντιπροσωπευτικές μεταβλητές όπως τα χαρακτηριστικά των ομολόγων και οι μεταβλητές συναλλακτικής δραστηριότητας. Οι μελετητές διαπιστώνουν ότι οι επιδράσεις ρευστότητας αντιπροσωπεύουν περίπου το 14% της εξηγηθείσας διακύμανσης των spread των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων σε ολόκληρη την αγορά. Επίσης, καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι ο οικονομικός αντίκτυπος των μέτρων ρευστότητας είναι σημαντικά μεγαλύτερος σε περιόδους κρίσης και σε ομόλογα κερδοσκοπικού χαρακτήρα.

Η μελέτη της ρευστότητας ως σημαντική μεταβλητή κινδύνου στην αξιολόγηση των εταιρικών ομολόγων αποτελεί αντικείμενο μελέτης των Acharya et al. (2013). Το άρθρο αυτό δείχνει ότι η τιμολόγηση του κινδύνου ρευστότητας στην αγορά ομολόγων εξαρτάται από την κατάσταση της οικονομίας, με τον κίνδυνο ρευστότητας να γίνεται πιο σημαντικός σε περιόδους χρηματοοικονομικής και οικονομικής πίεσης. Για το λόγο αυτό εξετάζουν την έκθεση των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων στις Η.Π.Α στα σοκ ρευστότητας μετοχών και κρατικών ομολόγων 1973 – 2007 χρησιμοποιώντας ένα regime – switching υπόδειγμα.

Διαπιστώνουν ότι στο ένα regime, τα σοκ ρευστότητας έχουν ως επί το πλείστον μη σημαντικές επιδράσεις στις τιμές των ομολόγων, ενώ στο άλλο regime, η αύξηση της έλλειψης ρευστότητας προκαλεί σημαντικά αλλά αντιφατικά αποτελέσματα. Δηλαδή οι τιμές των διαβαθμισμένων ομολόγων αυξάνουν ενώ αυτές των ομολόγων κερδοσκοπικού χαρακτήρα υποχωρούν σημαντικά. Επίσης, σχετίζοντας την πιθανότητα αυτών των καταστάσεων (regimes) με τις μακροοικονομικές συνθήκες βρίσκουν ότι η δεύτερη κατάσταση (regime) μπορεί να προβλεφθεί από τις οικονομικές συνθήκες οι οποίες χαρακτηρίζονται ως “συνθήκες πίεσης”.

Αυτές οι επιδράσεις, οι οποίες είναι ευσταθείς ελέγχοντας για επιπρόσθετο συστηματικό ρίσκο, δείχνουν την ύπαρξη χρονικά μεταβαλλόμενου ρίσκου ρευστότητας για τα εταιρικά ομόλογα κάτω από συγκεκριμένες συνθήκες κρίσεων ρευστότητας. Το μοντέλο προβλέπει επαρκώς τις εκτός δείγματος αποδόσεις των ομολόγων για τα έτη 2008 – 2009. Τέλος οι μελετητές βρίσκουν ένα αντίστοιχο μοτίβο για τις μετοχές που ταξινομούνται από υψηλό ή χαμηλό λόγο του δείκτη λογιστική προς αγοραία τιμή όπου πάλι τα σοκ ρευστότητας διαδραματίζουν σημαντικό πεδίο έρευνας σε περιόδους που χαρακτηρίζονται από δυσμενείς οικονομικές συνθήκες.

Σε μία πρόσφατη μελέτη, οι Goldstein and Hotchkiss (2020) εξετάζουν τη συμπεριφορά των διαπραγματευτών για 55.988 αμερικανικά εταιρικά ομόλογα, με έμφαση στην πλειοψηφία των ομολόγων που δεν διαπραγματεύονται συχνά και εκθέτουν τους διαπραγματευτές σε σημαντικό αποθεματικό κίνδυνο. Χρησιμοποιώντας δεδομένα από διαπραγματευτές καταγεγραμμένα στην TRACE καθώς και τα υποδείγματα Probit και Switching regression δείχνουν ότι η συμπεριφορά των διαπραγματευτών ενδογενώς αλλάζει με βάση το ρίσκο και την έλλειψη ρευστότητας των περιουσιακών στοιχείων που διαπραγματεύονται. Το αν οι διαπραγματευτές λαμβάνουν ομόλογα με μικρή συναλλακτική δραστηριότητα εξαρτάται από παράγοντες που καθοδηγούν τα αναμενόμενα κόστη αναζήτησης και αποθεματικού κινδύνου, συμπεριλαμβανομένων των χαρακτηριστικών των ομολόγων, των χαρακτηριστικών του διαπραγματευτή και των αντισυμβαλλομένων, των συνθηκών της αγοράς και της δομής του ανταγωνισμού της αγοράς των διαπραγματευτών για ένα συγκεκριμένο ομόλογο. Διαπιστώνουν ότι οι διαπραγματευτές είναι πιο πιθανό να αντισταθμίσουν γρήγορα τις συναλλαγές, αντί να κρατούν ομόλογα για μια μέρα ή περισσότερο, για τα λιγότερο ενεργά διαπραγματεύσιμα και πιο επικίνδυνα ομόλογα. Ακόμη, αποδεικνύουν ότι η επιλογή παροχής ρευστότητας αντικατοπτρίζεται στα παρατηρούμενα περιθώρια στις συναλλαγές των διαπραγματευτών.

Το 2013 εμφανίζονται τα πρώτα άρθρα που δεν εστιάζουν στην ρευστότητα. Βέβαια την πρώτη διαφοροποίηση σε σχέση με τη ρευστότητα εμφανίζουν οι Loncarski and Szilagyi (2012) οι οποίοι διερευνούν τη δυναμική του βραχυχρόνιου πιστωτικού ανοίγματος (credit spread) της ποιότητας των εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α βασιζόμενοι στο υπόδειγμα των Longstaff and Schwartz (1995). Διαπίστωσαν ότι οι μεταβολές του πιστωτικού ανοίγματος εμφανίζουν συνήθως σημαντική αρνητική

σχέση με τις μεταβολές τόσο του βραχυχρόνιου επιτοκίου άνευ κινδύνου όσο και των αποδόσεων του δείκτη μετοχών ως αντιπροσωπευτικός για τις αξίες των περιουσιακών στοιχείων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας διαπιστώθηκε ότι αυτές οι μεταβλητές δεν παρέχουν σημαντική συνεισφορά στις διακυμάνσεις των ανοιγμάτων σε ωριμότητες μεταξύ 10 και 15 ετών. Οι μελετητές υποστηρίζουν επίσης ότι η σχετική έλλειψη ρευστότητας της δευτερογενούς αγοράς εταιρικών ομολόγων δεν μπορεί γενικά να επιτρέψει την άμεση ενσωμάτωση της πληροφορίας στις τιμές των ομολόγων, η οποία επηρεάζει σημαντικά τα ανοίγματα.

Επανερχόμενοι στο 2013 η πιο σημαντική μελέτη είναι αυτή των Asquith et al. (2013) που περιγράφει την αγορά δανεισμού εταιρικών ομολόγων βασιζόμενοι στο γεγονός ότι η αγορά εταιρικών ομολόγων είναι μία από τις μεγαλύτερες εξωχρηματοπιστηριακές (OTC) χρηματοπιστωτικές αγορές του κόσμου (κατά τα έτη 2004 – 2007 που πραγματοποιήθηκε η μελέτη). Για το λόγο αυτό χρησιμοποιούν μια μεγάλη βάση δεδομένων με συναλλαγές δανεισμού εταιρικών ομολόγων από ένα μεγάλο θεσμικό αποθετήριο για την τετραετή περίοδο από 1 Ιανουαρίου 2004 έως 31 Δεκεμβρίου 2007.

Τα αποτελέσματα της έρευνας δείχνουν ότι το κόστος δανεισμού εταιρικών ομολόγων είναι συγκρίσιμο με το κόστος δανεισμού μετοχών. Οι παράγοντες που επηρεάζουν τα κόστη δανεισμού είναι το μέγεθος του δανείου, το ποσοστό του δανεισμένου αποθέματος, και τέλος η διαβάθμιση και η ταυτότητα του δανειζόμενου (κυρίως όσο αφορά το βαθμό φερεγγυότητάς του). Επίσης, δεν υπάρχει καμία ένδειξη ότι οι short πωλητές ομολόγων είναι δέκτες ιδιωτικής πληροφόρησης. Τα ομόλογα με συμβάσεις αντιστάθμισης πιστωτικού κινδύνου (CDS) παρουσιάζουν μεγαλύτερη δραστηριότητα δανεισμού σε σχέση με αυτά χωρίς CDS. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας, η πιστωτική κρίση του 2007 δεν επηρέασε το μέσο κόστος

δανεισμού ή τον όγκο των δανείων αλλά αύξησε τη μεταβλητότητα στο κόστος δανεισμού.

Τέλος, ένα πολύ σημαντικό στοιχείο αυτής της μελέτης είναι ότι η συναλλαγματική ισοτιμία μετατρέπεται σε μεταβλητή κύριου ενδιαφέροντος. Η προηγούμενη βιβλιογραφία (π.χ Grammatikos and Vermeulen 2012) ως επί το πλείστον χρησιμοποιεί τη συναλλαγματική ισοτιμία ως μεταβλητή ελέγχου. Για παράδειγμα η μελέτη των Paiva and Savoia (2009) αποκαλύπτει τους παράγοντες που επηρεάζουν την τιμή έκδοσης των εταιρικών ομολόγων στη Βραζιλία κατά την περίοδο 2000 – 2004. Η συναλλαγματική ισοτιμία χρησιμοποιείται ως εξωγενής μεταβλητή ελέγχου επιδιώκοντας να εξηγήσουν τη συμπεριφορά απόδοσης και τιμής διαμέσου ενός παραγοντικού μοντέλου (factor model). Σύμφωνα με τα αποτελέσματά της έρευνας η επίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών είναι περιορισμένη, ενώ άλλες μεταβλητές όπως η πιθανότητα αθέτησης υποχρέωσης, η μεταβλητότητα των δεικτών (CDI και IGPM) και η ωρίμανση των ομολόγων έχουν σημαντική επίδραση στα εταιρικά ομόλογα τόσο στη διαβάθμισή τους όσο και στην τιμολόγησή τους.

Μια άλλη μελέτη που διαφοροποιείται από τη ρευστότητα είναι αυτή των Dbouk et al. (2013). Οι ερευνητές εξετάζουν την παρουσία, το μέγεθος και τους προσδιοριστικούς παράγοντες της επίδρασης του Ιανουαρίου (January effect) για μεμονωμένα εταιρικά ομόλογα. Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιούν ένα δείγμα ημερήσιων τιμών μεμονωμένων εταιρικών ομολόγων εισηγμένων επιχειρήσεων από τη βιομηχανία, το χρηματοπιστωτικό τομέα και τις κατασκευές για την περίοδο 1995 – 2010. Βάσεις δεδομένων αποτελούν η TRACE transactions data και η datastream.

Τα αποτελέσματά τους παρέχουν ενδείξεις θετικών και στατιστικά (αλλά όχι οικονομικά) σημαντικών μη κανονικών αποδόσεων των Ιανουάριο κατά μήκος διαφόρων γεγονότων και υποδειγμάτων. Τα αποτελέσματα δηλώνουν επίσης ότι, εκτός

από τους όρους και τους προεπιλεγμένους παράγοντες, οι μη κανονικές αποδόσεις των μετοχών, το μέγεθός τους και ο δείκτης λογιστική προς αγοραία αξία τιμολογούνται επαρκώς για τον προσδιορισμό των αποδόσεων μεμονωμένων ομολόγων. Ακόμη, διερευνώνται ορισμένοι καθοριστικοί παράγοντες των μη κανονικών αποδόσεων του Ιανουαρίου για μεμονωμένα εταιρικά ομόλογα. Τα ευρήματά της έρευνας υποδεικνύουν ότι το αποτέλεσμα των φορολογικών απωλειών είναι σημαντικός καθοριστικός παράγοντας για τις μη κανονικές αποδόσεις των μεμονωμένων εταιρικών ομολόγων.

Στο ίδιο μήκος κύματος κινείται και η μελέτη των Duca and Murphy (2013). Καταρχάς λαμβάνουν υπόψη ότι τα spread των εταιρικών ομολόγων σε σύγκριση με άλλους δείκτες αγοραίων περιουσιακών στοιχείων περιλαμβάνουν σημαντικό περιεχόμενο σε σχέση με την οριακή πρόβλεψη της μελλοντικής οικονομικής δραστηριότητας ειδικά για κυκλικά ευαίσθητες συνιστώσες της συνολικής ζήτησης (Faust et al. 2013). Για το λόγο αυτό θέτουν το ερώτημα αν η μεγάλη ύφεση του 2008 – 2010 θα είχε λιγότερο σοβαρές συνέπειες αν η FED (Κεντρική Τράπεζα των Η.Π.Α) κάλυπτε χρηματοδοτικά και τα εταιρικά ομόλογα επενδυτικής βαθμίδας (κάτι το οποίο υλοποιεί πρόσφατα για την αντιμετώπιση των οικονομικών επιπτώσεων της πανδημίας του κορονοϊού). Οι Duca and Murphy (2013) προσπαθούν να δώσουν απάντηση στο ερώτημα αυτό προσομοιώνοντας τις μακροοικονομικές επιδράσεις του περιορισμού των spread των εταιρικών ομολόγων υπό την στήριξη των κεντρικών τραπεζών που λειτουργούν ως καταφύγιο έσχατης ανάγκης (Bagehot, 1973; Farmer, 2012; Goodhart, 1987; Reis, 2009).

Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι μια διευκόλυνση των εταιρικών ομολόγων, σύμφωνα με τα χαρακτηριστικά που αναλύονται στην έρευνα, έχει σημαντικά πλεονεκτήματα. Αποτελεί ένα βασισμένο σε κανόνες, αξιόπιστο πρόγραμμα με σαφή

στρατηγική εξόδου. Θα μπορούσε να βοηθήσει την αγορά αλλά όχι μια συγκεκριμένη εταιρεία, ενώ πιθανότατα θα απαιτούσε από το Υπουργείο Οικονομικών να αποζημιώσει την FED όπως έκανε στο πλαίσιο του προγράμματος TALF. Αυτή η διευκόλυνση των εταιρικών ομολόγων αντιμετωπίζει τον συστημικό κίνδυνο, ενώ περιορίζει τις στρεβλώσεις και τον ηθικό κίνδυνο. Οι προσομοιώσεις δείχνουν ότι η διευκόλυνση των εταιρικών ομολόγων θα ενίσχυε το ΑΕΠ και την απασχόληση κατά την περίοδο της μεγάλης ύφεσης του 2008 – 2010 κάτι που έρχεται σε συμφωνία με τις μελέτες των Gilchrist and Zakrajsek (2012) και Hall (2011).

Οι Fang and Hung (2014) εξετάζουν την επίδραση στην τιμή των εταιρικών ομολόγων υπό την παρουσία νέας πληροφορίας σχετικά με τον ιδιοσυγκρασιακό κίνδυνο συγκεκριμένης επιχείρησης. Οι ερευνητές εστιάζουν στην αγορά της Αυστραλίας και τονίζουν ότι η αγορά μη κυβερνητικών ομολόγων είναι πολύ μεγαλύτερη από αυτή των κυβερνητικών αντανακλώντας ένα σχετικά χαμηλό επίπεδο δημοσίου χρέους. Προσδιορίζουν την ιδιοσυγκρασιακή διασπορά και ιδιοσυγκρασιακή μεταβλητότητα που αντιπροσωπεύουν αντίστοιχα, την κατεύθυνση της πληροφορίας και το μέγεθος του ιδιοσυγκρασιακού κινδύνου.

Για το λόγο αυτό χρησιμοποιούν το GJR – GARCH υπόδειγμα. Διαπιστώνουν ότι η ιδιοσυγκρασιακή μεταβλητότητα της απόδοσης δεν επηρεάζει τις τιμές των ομολόγων, ενώ η κατεύθυνση του ιδιοσυγκρασιακού κινδύνου που αντικατοπτρίζει τις ευνοϊκές ή δυσμενείς πληροφορίες παρουσιάζουν επιπτώσεις στις τιμές των ομολόγων. Επίσης, παρατηρείται ότι η ιδιοσυγκρασιακή διασπορά της απόδοσης των μετοχών μιας εταιρείας μία εβδομάδα πριν, γενικά συνδέεται θετικά με τις μεταβολές των τιμών των ομολόγων στην τρέχουσα εβδομάδα. Αυτή η επίδραση είναι πιο έντονη για τις επιχειρήσεις που εμφανίζουν χαρακτηριστικά που σχετίζονται με χαμηλότερο προεπιλεγμένο επίπεδο κίνδυνο.

Το 2014, οι Aboody et al. εξετάζουν τις επιδράσεις των κυβερνητικών ενεργειών και λογιστικών πολιτικών στην αγορά των εταιρικών ομολόγων που προκύπτουν από τις αλλαγές στις σχέσεις μεταξύ των συνολικών αποδόσεων των ομολόγων, των ταμειακών ροών και των προεξοφλητικών επιτοκίων. Βασίζονται στις αποτυχημένες πολιτικές των κυβερνήσεων στην πρόβλεψη ενδεχόμενης κρίσης και της ανεπάρκειας των παρεμβάσεων τους μετά την έναρξη της κρίσης.

Αποτυπώνουν την επίδραση του κινδύνου με τη διαίρεση των ομολόγων σε επενδυτικού και κερδοσκοπικού χαρακτήρα. Χρησιμοποιούν τις αλλαγές των κερδών ως αντιπροσωπευτικές για τις ταμειακές ροές και τις μεταβολές των επιτοκίων T – Bill ως αντιπροσωπευτικές των ειδήσεων για τον προσδιορισμό του ύψους του προεξοφλητικού επιτοκίου. Το δείγμα τους αποτελείται από όλες τις συναλλαγές ομολόγων που αναφέρονται στην MERGENT Fixed Income Securities Database (MERGENT FISD) κατά τη διάρκεια της περιόδου 1994 – 2011 και η ανάλυσή τους βασίζεται σε λογάριθμο-γραμμικές παλινδρομήσεις. Όπως αναμενόταν, κατά τη διάρκεια μη κρίσιμων περιόδων, παρατηρούν μια θετική σχέση ανάμεσα στις αλλαγές των κερδών και τις αποδόσεις των ομολόγων και αρνητική σχέση για τις μεταβολές των επιτοκίων T – Bill.

Ένας συνδυασμός κυβερνητικών μέτρων διάσωσης μεγάλων χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και λογιστικής αξιολόγησης της αγοράς διατηρεί τη θετική σχέση για τις μεταβολές των κερδών κατά τη διάρκεια της κρίσης για ομόλογα επενδυτικού χαρακτήρα, ενώ η απουσία αυτών των παραγόντων οδηγεί σε μη σημαντική σχέση για ομόλογα κερδοσκοπικού χαρακτήρα. Η παρέμβαση της ομοσπονδιακής τράπεζας αποθεμάτων με στόχο να προκαλέσει μείωση των επιτοκίων καθώς τα κέρδη των επιχειρήσεων μειώνονταν, καθώς επίσης η μετατόπιση της ζήτησης από εταιρικά ομόλογα σε T – Bill και τα χαμηλού κόστους κεφάλαια που

επενδύονται σε επενδύσεις χωρίς κίνδυνο εξηγούν την ανατροπή της σχέσης μεταξύ αποδόσεων ομολόγων και μεταβολών του T – Bill επιτοκίου και για τις δύο διαβαθμίσεις ομολόγων.

Μια άλλη μελέτη από τον Tolikas (2016) εξετάζει τη σχετική πληροφοριακή αποτελεσματικότητα του βιβλίου έκδοσης νέων παραγγελιών για Ομολογιακά Δάνεια (ORB) στο Χρηματιστήριο του Λονδίνου. Βασίζεται στην υπόθεση ότι οι μετοχές και τα ομόλογα είναι συστατικά των ίδιων εταιρικών περιουσιακών στοιχείων επομένως η άφιξη των διαθέσιμων στο κοινό πληροφοριών που επηρεάζουν τις αγοραίες αξίες αυτών των περιουσιακών στοιχείων θα πρέπει να επηρεάζει ταυτόχρονα τις αποδόσεις τους. Το δείγμα του βασίζεται στα εταιρικά ομόλογα λιανικής που είναι εισηγμένα στο ORB και καλύπτει το χρονικό διάστημα από 1 Φεβρουαρίου 2010 έως 1 Φεβρουαρίου 2014.

Υιοθετώντας ένα διμετάβλητο VAR υπόδειγμα βρίσκει ότι οι ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών των επιχειρήσεων που έχουν εκδώσει ομόλογα καθοδηγούν τις ημερήσιες αποδόσεις των ομολόγων λιανικής που γεννήθηκαν στο ORB. Το συμπέρασμα αυτό ισχύει και για τα προϋπάρχοντα ομόλογα που μεταφέρθηκαν στην ORB από την κύρια αγορά του LSE και για τα ομόλογα με διαφορετικές αξιολογήσεις πιστοληπτικής ικανότητας, με διαφορετικά μεγέθη έκδοσης και διαφορετικούς χρόνους ωριμότητας. Διαπιστώθηκε επίσης ότι τα ομόλογα έχουν πολύ περιορισμένη προγνωστική ικανότητα στις αποδόσεις των μετοχών. Συνολικά, τα αποτελέσματα της έρευνας υποδεικνύουν ότι η υποκείμενη χρηματιστηριακή αγορά είναι σχετικά πιο αποτελεσματική από την ORB. Επιπλέον, η σχετική ανεπαρκής πληροφόρηση της ORB συνεπάγεται ευκαιρίες επωφελών συναλλαγών για ιδιώτες επενδυτές.

Η επόμενη μελέτη προέρχεται από τους Bao and Hou (2017) οι οποίοι εξετάζουν την επίδραση της θέσης ενός ομολόγου στη δομή λήξης του εκδότη του,

στον πιστωτικό κίνδυνο. Βασίζονται στο γεγονός ότι ένα από τα κεντρικά ζητήματα στη βιβλιογραφία των εταιρικών ομολόγων είναι η μέτρηση του πιστωτικού κινδύνου και των επιπτώσεών του στις τιμές και τις αποδόσεις. Εμπειρικά, η εργασία τους σχετίζεται με τη βιβλιογραφία που προσπαθεί να αξιολογήσει την τιμολόγηση των εταιρικών ομολόγων μέσω των δομικών μοντέλων αθέτησης. Η μελέτη των Huang and Huang (2003) αναφέρεται στην κύρια έρευνα που δείχνει ότι ένα μεγάλο μέρος των πιστωτικών περιθωρίων δεν μπορεί να εξηγηθεί από κοινά δομικά μοντέλα αθέτησης.

Η εργασία τους σχετίζεται επίσης με τη θεωρητική βιβλιογραφία σχετικά με την επιλογή ωριμότητας ισορροπίας. Εστιάζουν στα εμπειρικά στοιχεία της θέσης ενός ομολόγου στη δομή της ωριμότητας της εταιρείας, στις τιμές και τις αποδόσεις της. Τα δεδομένα τους προέρχονται από τη δευτερογενή αγορά εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α (TRACE data) για διαβαθμισμένα εταιρικά ομόλογα για την περίοδο Ιούλιος 2002 – Δεκέμβριος 2013. Σύμφωνα με τα εμπειρικά τους αποτελέσματα, υπάρχουν ενδείξεις ότι τα μεταγενέστερα ομόλογα παρουσιάζουν μεγάλες διαφορές στις αποδόσεις τους και μεγαλύτερη συσχέτιση με τα ίδια κεφάλαια και ότι το μέγεθος αυτών των επιδράσεων είναι συνεπές με προβλέψεις των υποδειγμάτων για ομολογίες διαφορετικού επενδυτικού χαρακτήρα.

Το ενδιαφέρον για τα εταιρικά ομόλογα και η συσχέτιση τους με άλλες μεταβλητές που οδηγούν σε οικονομικές προεκτάσεις συνεχίζει να υπάρχει ακόμη και σε πολύ πρόσφατες μελέτες. Πιο συγκεκριμένα οι Dick – Nielsen and Rossi (2018) εστιάζουν στο κόστος της αμεσότητας για τα εταιρικά ομόλογα. Βασίζονται στο γεγονός ότι η παροχή ρευστότητας σε εταιρικά ομόλογα έχει γίνει σημαντικά ακριβότερη μετά την κρίση του 2008. Η κύρια συμβολή της μελέτης τους είναι να ποσοτικοποιήσει το κόστος αμεσότητας των εταιρικών ομολόγων σε ένα περιβάλλον συναλλαγών που παραβιάζει την κριτική του Lucas (1976).

Υπολογίζουν το κόστος ρευστότητας γύρω από τις αποκλίσεις από το δείκτη εταιρικών ομολόγων επενδυτικής διαβάθμισης της Barclay Capital χρησιμοποιώντας ένα δείγμα συναλλαγών από τον Ιούλιο του 2002 ως το Νοέμβριο του 2013 στη δευτερογενή αγορά εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ (TRACE data). Επιπλέον, διερευνούν τον αντίκτυπο της τιμολόγησης των πληροφοριών, τις αλλαγές στη δομή ιδιοκτησίας και τις διαφορές μεταξύ τραπεζικών και μη τραπεζικών αντιπροσώπων.

Σε μια άλλη μελέτη των Aslan and Kumar (2018) τίθεται το ερώτημα ποιες είναι οι πραγματικές επιπτώσεις των αναγκαστικών πωλήσεων εταιρικών χρεογράφων. Η θεωρητική τους ανάλυση δείχνει ότι η αβεβαιότητα του μοντέλου που αναπτύσσουν μπορεί να δημιουργήσει στρεβλωμένες αρνητικές (ή θετικές) επιδράσεις στα επενδυτικά κεφάλαια κατά τη διάρκεια της πτώσης των τιμών (ή αντίστροφα) στο σημείο ισορροπίας όταν υπάρχει ανατροφοδότηση πληροφοριών από τις χρηματοπιστωτικές αγορές.

Επιπρόσθετα, χρησιμοποιώντας μια μοναδική βάση δεδομένων για τα εταιρικά ομόλογα και τα τιτλοποιημένα περιουσιακά στοιχεία των οργανισμών διαπιστώνουν ότι οι αναγκαστικές πωλήσεις εταιρικών ομολόγων από χρηματοπιστωτικά ιδρύματα είχαν σημαντικές αρνητικές επιπτώσεις στις επενδύσεις κεφαλαίου και την ανταγωνιστικότητα της αγοράς προϊόντων – που μετράται από τα μερίδια αγοράς και τα περιθώρια κόστους – των εκτεθειμένων επιχειρήσεων κατά τη διάρκεια της χρηματοπιστωτικής κρίσης. Αυτές οι δυσμενείς επιπτώσεις στις προβληματικές επιχειρήσεις μεταδόθηκαν επίσης κάθετα στους προμηθευτές και τους πελάτες τους.

Η διερεύνηση θεμάτων ποιότητας στις συναλλαγές εταιρικών ομολόγων αποτελεί το θέμα της μελέτης των O' Hara et al. (2018). Εστιάζουν στο γεγονός ότι παρά τη μαζικότητα και ανάπτυξη της αγοράς εταιρικών ομολόγων στις Η.Π.Α, η διαπραγμάτευση τους παραμένει σε μεγάλο βαθμό περιορισμένη στις εξαιρετικά

αποκεντρωμένες αγορές όπου, όπως σημειώνει ο Πρόεδρος της Επιτροπής Κεφαλαιαγοράς Mary Jo White, το κόστος της διαμεσολάβησης είναι πολύ πιο δύσκολο να μετρηθεί από ό, τι σε άλλους, πιο διαφανείς τόπους συναλλαγών.

Για το λόγο αυτό χρησιμοποιούν ένα εκτεταμένο δείγμα συναλλαγών εταιρικών ομολόγων από ασφαλιστικές εταιρείες των Η.Π.Α για την περίοδο 2002 – 2011 από τη δευτερογενή αγορά εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ (TRACE data). Διαπιστώνουν ότι μια ασφαλιστική εταιρεία που εισέρχεται σε συναλλαγές παρόμοιου μεγέθους και στην ίδια πλευρά για το ίδιο ομόλογο την ίδια μέρα με τον ίδιο αντιπρόσωπο θα λάβει καλύτερη τιμή αν είναι πιο ενεργός ο επενδυτής από ότι εάν είναι λιγότερο ενεργός ο επενδυτής. Οι συναλλαγές με τον κυρίαρχο αντιπρόσωπο ή ασφαλιστή επιδεινώνουν αυτές τις διαφορές, ενώ η μεγαλύτερη διαφάνεια και τα μικρότερα εμπορικά δίκτυα μειώνουν αυτές τις επιδράσεις. Τα αποτελέσματά τους παρέχουν ισχυρές ενδείξεις συστηματικής αποτυχίας στην ποιότητα εκτέλεσης των συναλλαγών εταιρικών ομολόγων.

Οι Bao et al. (2018) εστιάζουν στις υποβαθμίσεις των ομολόγων ως γεγονότα χρηματοοικονομικής πίεσης που οδηγούν στην πώληση εταιρικών ομολόγων, τεκμηριώνοντας ότι η έλλειψη ρευστότητας των ομολόγων που έχουν δεχθεί πιέσεις έχει αυξηθεί μετά τον κανόνα Volcker ο οποίος αποσκοπούσε στον περιορισμό της ανάληψης τραπεζικών κινδύνων περιορίζοντας ή απαγορεύοντας ορισμένες κερδοσκοπικές δραστηριότητες. Βασίζονται στο γεγονός ότι μεταξύ των πολλών κανονιστικών αλλαγών μετά τη χρηματοπιστωτική κρίση, λίγες είναι πιο αμφιλεγόμενες από τον κανόνα Volcker.

Οι Bao et al. (2018), επικεντρώνονται σε εταιρικά ομόλογα σταθερού κουπονιού με εξαμηνιαία πληρωμή, \$ 1.000 par value και σταθερή ωριμότητα. Τα δεδομένα τους αφορούν την περίοδο Ιανουάριος 2006 – Μάρτιος 2016 για επιχειρήσεις

του ασφαλιστικού τομέα συλλέγοντάς τα από τη δευτερογενή αγορά εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α (TRACE data). Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι αντιπρόσωποι που υπόκεινται στους περιορισμούς του Κανόνα έχουν μειώσει τις δραστηριότητές τους στην αγορά, ενώ οι αντιπρόσωποι που δεν υπόκεινται σε αυτούς τους περιορισμούς δεν έχουν αντίστοιχο αντιστάθμισμα όσο αφορά κάποια μείωση στις δραστηριότητες αυτές.

Επιπλέον, μολονότι οι αντιπρόσωποι που υπόκεινται στους περιορισμούς του Κανόνα δεν περιορίζονται από τους κανονισμούς της Basel III και του CCAR αλλάζουν τη συμπεριφορά τους, ασυμβίβαστα με τις δράσεις που καθοδηγούνται από αυτούς τους άλλους κανονισμούς. Παρά το ότι οι αντιπρόσωποι που υπόκεινται στους περιορισμούς του Κανόνα Volcker ήταν οι κύριοι προμηθευτές ρευστότητας, τα ομόλογα έχουν γίνει λιγότερο ρευστά σε περιόδους πίεσης λόγω αυτού του κανόνα.

Τη διαχείριση του κινδύνου επιτοκίου στην Ευρωπαϊκή αγορά εταιρικών ομολόγων πραγματεύονται οι Deleze and Korkeamaki (2018). Αρχικά, αναφορικά με την τραπεζική χρηματοδότηση, αναφέρουν ότι η αγορά δημόσιου χρέους μπορεί να επιτρέψει στις επιχειρήσεις να προσαρμόσουν πιο εύκολα τις δομές λήξης και κινδύνου μεταξύ των στοιχείων του ενεργητικού και του παθητικού τους. Επιπρόσθετα υπογραμμίζουν το γεγονός ότι η ταχεία ανάπτυξη των ευρωπαϊκών αγορών εταιρικών ομολόγων από την εισαγωγή του ευρώ και έπειτα παρείχε στις ευρωπαϊκές επιχειρήσεις μια μεγάλη σειρά ευκαιριών για να διαχειριστούν τις εκθέσεις των επιτοκίων τους.

Για τους λόγους αυτούς εξετάζουν αν οι νέοι εκδότες στις αγορές ομολόγων στην Ευρωζώνη βιώνουν μια αλλαγή στην ευαισθησία των επιτοκίων τους κατά την έκδοση των ομολόγων τους. Τα δεδομένα τους προέρχονται από την datastream για τις 15 πρώτες χώρες της Ευρωζώνης (χωρίς το Λουξεμβούργο) καθώς και για Νορβηγία και Ελβετία. Αφορούν τιμές και επιτόκια για νέες εκδόσεις εταιρικών ομολόγων για

την περίοδο 1990 – 2007. Διαπιστώνουν ότι οι αποδόσεις των μετοχών έχουν γίνει αισθητά λιγότερο ευαίσθητες στις διακυμάνσεις των επιτοκίων για τις επιχειρήσεις που εισέρχονται στην αγορά εταιρικών ομολόγων. Τα ευρήματά τους υποστηρίζουν την ιδέα ότι οι επιχειρήσεις διαχειρίζονται τον κίνδυνο του επιτοκίου τους με τις εκδόσεις νέου χρέους.

Ολοκληρώνοντας τη βιβλιογραφική ανασκόπηση παρατηρούμε ότι πρόσφατα το ενδιαφέρον των ερευνητών μετατοπίζεται σε άλλες προεκτάσεις της αγοράς των εταιρικών ομολόγων (εκτός της συσχέτισής τους με άλλες μεταβλητές) και πιο συγκεκριμένα σε θέματα συμπεριφοράς. Η μελέτη των Galariotis et al. (2016A) παρέχει σημαντική συνεισφορά στη βιβλιογραφία που αφορά όμως τα κρατικά ομόλογα. Χρησιμοποιώντας 10ετή κρατικά ομόλογα από χώρες της ΕΕ βρίσκουν ότι κατά τη διάρκεια της κρίσης οι ανακοινώσεις μακροοικονομικών πληροφοριών προτρέπουν τους επενδυτές της αγοράς ομολόγων να συμπεριφέρονται μαζικά με τον ίδιο τρόπο.

Στον τομέα των εταιρικών ομολόγων η βασική μελέτη προέρχεται από τους Cai et al. (2019). Αυτοί βασίζονται στο ότι τα τελευταία χρόνια, οι ρυθμιστικές αρχές, οι ερευνητές και οι συμμετέχοντες στην αγορά ανησυχούν ολοένα και περισσότερο για τον κίνδυνο κατάρρευσης της χρηματοπιστωτικής σταθερότητας λόγω της μαζικής και όμοιας συμπεριφοράς των θεσμικών επενδυτών στη διαπραγμάτευση αξιών σταθερού εισοδήματος. Σε αυτό το πλαίσιο, εξετάζουν δύο βασικά εμπειρικά ερωτήματα. Ακολουθούν οι θεσμικοί επενδυτές την συμπεριφορά της αγέλης στην αγορά εταιρικών ομολόγων; Αν ναι, η συμπεριφορά αυτή αποσταθεροποιεί τις τιμές των ομολόγων; Για το λόγο αυτό εστιάζουν στο συσχετισμένο χαρτοφυλάκιο ομολόγων των οργανισμών και όχι στις εξαγορές των τελικών επενδυτών, οι οποίες μελετώνται από τους Chen et al. (2010) και Goldstein et al. (2017).

Στηριζόμενοι σε ένα ολοκληρωμένο σύνολο δεδομένων που αφορούν τις συμμετοχές θεσμικών επενδυτών σε εταιρικά ομόλογα πραγματοποιούν μια πλήρη ανάλυση της συμπεριφοράς της αγέλης και την επίδραση αυτής της συμπεριφοράς στις τιμές των εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α. Εκτιμούν το μέγεθος της συμπεριφοράς αυτής βασιζόμενοι σε ένα ευρέως αποδεκτό μέτρο που ορίστηκε από τους Lakonishok et al. (1992). Βασίζονται σε παλινδρομήσεις panel για να εκτιμήσουν τον τρόπο με τον οποίο η συμπεριφορά τους ποικίλλει ανάλογα με τα χαρακτηριστικά των ομολόγων καθώς και τις προηγούμενες επιδόσεις των ομολόγων και τις κατευθύνσεις λόγω αυτής της συμπεριφοράς. Τέλος, εφαρμόζουν μια προσέγγιση χαρτοφυλακίου για να αναλύσουν τη δυναμική των τιμών που προέρχεται από την συμπεριφορά της αγέλης καθώς και τα κίνητρα αυτής.

Τα αποτελέσματά τους δείχνουν ότι το επίπεδο της συμπεριφοράς της αγέλης στα εταιρικά ομόλογα είναι σημαντικά υψηλότερο από το αντίστοιχο για τις μετοχές, ιδίως μεταξύ των ομολόγων με χαμηλότερες αξιολογήσεις και κυρίως σε επίπεδο πωλήσεων παρά αγορών. Επίσης, διαπιστώνουν ότι οι θεσμικοί επενδυτές έχουν τέτοια συμπεριφορά σε χαμηλότερης βαθμίδας, μικρότερου μεγέθους και λιγότερο ρευστοποιήσιμα ομόλογα και σε ομόλογα που έχουν πρόσφατα αντιμετωπίσει μεταβολές στις αξιολογήσεις τους. Τέλος, τεκμηριώνουν την ισχυρή επιμονή στην συμπεριφορά της αγέλης, κυρίως στην πλευρά πώλησης, και η επιμονή αυτή καθοδηγείται από την μιμητική συμπεριφορά.

Τέλος μια άλλη προέκταση της αγοράς των εταιρικών ομολόγων πέρα από τη συσχέτισή τους με άλλες μεταβλητές προέρχεται από την πρόσφατη μελέτη των Kanas and Molyneux (2020) που αφορά την πρόβλεψη των επιπέδων αθέτησης των εταιρικών ομολόγων μέσα από μέτρα συστηματικού κινδύνου. Καταρχάς εστιάζουν στις αθετήσεις εταιρικών ομολόγων στις Η.Π.Α για την χρονική περίοδο 1926 – 2011.

Χρησιμοποιούν μονομεταβλητή και πολυμεταβλητή μικτή δειγματοληψία δεδομένων (Mixed Data Sampling – MIDAS) και LASSO (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) μεθοδολογίες εκτίμησης. Διαμέσου αυτών εξετάζουν αν το μέσο ετήσιο επίπεδο αθέτησης των εταιρικών ομολόγων στις Η.Π.Α μπορεί να προβλεφθεί από δωδεκάμηνα μέτρα συστηματικού κινδύνου όπως αυτά που προτείνονται στη σχετική βιβλιογραφία.

Βρίσκουν ότι σχεδόν όλοι οι δείκτες συστηματικού κινδύνου έχουν προβλεπτική ισχύ για το επίπεδο αθέτησης. Αυτό το συμπέρασμα στηρίζεται και από τους ελέγχους αιτιότητας κατά Granger που βασίζονται σε μικτής συχνότητας πολυμεταβλητά VAR (Vector Autoregressive) υποδείγματα. Στη βάση των υποδειγμάτων MIDAS δείχνουν ότι πέντε από αυτούς τους δείκτες είναι ικανοί να προβλέψουν την αθέτηση εταιρικών ομολόγων εκτός δείγματος για το έτος 2009 κατά τη διάρκεια της χρηματοοικονομικής κρίσης. Χρησιμοποιώντας το πολυμεταβλητό υπόδειγμα LASSO δείχνουν επιπρόσθετα ότι οι δείκτες συστηματικού κινδύνου μπορούν να προβλέψουν την αθέτηση εταιρικών ομολόγων εκτός δείγματος τόσο για το έτος 2009 όσο και για την περίοδο συσσώρευσης πριν και την περίοδο εκτόνωσης μετά την κρίση. Μέτρα συστηματικού κινδύνου θεσμικής εξειδίκευσης και μεταβλητότητας (Institution-specific and volatility systemic risk measures) είναι πιο κατάλληλα για τη μοντελοποίηση του επιπέδου αθέτησης των εταιρικών ομολόγων στις Η.Π.Α σε σχέση με τα υπό συνθήκη μέτρα αξίας σε κίνδυνο (Conditional Value at Risk) των Adrian and Brunnermeier (2016).

2.3 Μια κριτική άποψη των προηγούμενων μελετών

Αρχικά οι ερευνητές προσπαθούν να εξηγήσουν τα οικονομικά αποτελέσματα που έχουν τα εταιρικά ομόλογα τόσο στους επενδυτές όσο και στις επιχειρήσεις χωρίς

να λαμβάνουν υπόψη τις αποδόσεις τους, τις τιμές τους ή τη συσχέτισή τους με άλλες μεταβλητές. Όπως είδαμε οι Edwards et al. (2007) εξετάζουν τα κόστη συναλλαγών σε σχέση με τα αντίστοιχα στην αγορά μετοχών καθώς και το ρόλο που παίζει ο βαθμός διαφάνειας στις τιμές τους. Προφανώς τέτοιες μελέτες δεν μπορούσαν να έχουν ως στόχο αλλά ούτε και να καταλήξουν σε οικονομική πολιτική που θα παρέχει προοπτικές ανάπτυξης για τις επιχειρήσεις αλλά ούτε και να εξετάσουν την αξία υιοθετούμενων οικονομικών μέτρων όπως αυτό του μνημονίου.

Στη συνέχεια η ερευνητική δραστηριότητα μετατοπίζεται στην εξέταση της ρευστότητας και διάφορων εκφάνσεων της (όπως η έλλειψη ρευστότητας, η ρευστότητα διαμέσου του αντίστοιχου ρίσκου κτλ.) τόσο στην τιμολόγηση όσο και στην απόδοση των εταιρικών ομολόγων ξεκινώντας με την μελέτη των Lin et al. (2011). Εξετάζεται ακόμη και με έμμεσο τρόπο όπως με τη συμπεριφορά των διαπραγματευτών που έδειξαν οι Goldstein and Hotchkiss (2020). Γενικά οι επιδράσεις της ρευστότητας και η συσχέτισή της με τα εταιρικά ομόλογα έχει εκτενώς αναλυθεί από τους ερευνητές παρέχοντας σημαντικές οικονομικές και τεχνικές προεκτάσεις. Παρόλα αυτά καμία μελέτη δεν πραγματεύεται σχέση με συναλλαγματικές ισοτιμίες ούτε τις χρησιμοποιεί ως κύρια μεταβλητή ή μεταβλητή ελέγχου. Επομένως και αυτή η ομάδα των μελετών βρίσκεται μακριά από τους στόχους που θέτει και εν τέλει επιτυγχάνει η παρούσα διδακτορική διατριβή.

Ακολούθως εμφανίζεται μια ομάδα μελετών που δεν εστιάζουν στην ρευστότητα (είτε ολοκληρωτικά είτε εν μέρει). Η διασπορά τους όσο αφορά τις μεταβλητές και τις σχέσεις που χρησιμοποιούν είναι σχετικά υψηλή (έχουν αναλυθεί διεξοδικά παραπάνω). Ωστόσο, μέσα σε αυτή την ομάδα υπάρχουν μελέτες που χρησιμοποιούν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες είτε ως κύρια μεταβλητή είτε ως μεταβλητή ελέγχου. Μάλιστα δύο συγκεκριμένες μελέτες δηλαδή των Bao et al. (2018)

και Asquith et al. (2013) περιγράφουν τον τρόπο με τον οποίο αλληλοεπιδρούν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες με τις αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων. Ειδικότερα δείχνουν και αποδεικνύουν τα κανάλια μετάδοσης των μεταβολών στις μεταβλητές που αφορούν την έλλειψη ρευστότητας και τα επιτόκια αντίστοιχα. Όμως και αυτές οι μελέτες δεν εξετάζουν σχέσεις μεταξύ τιμών ή αποδόσεων εταιρικών ομολόγων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες και δεν καταλήγουν σε αποτελέσματα και συμπεράσματα που παράγει η παρούσα διατριβή. Παρόλα αυτά αποτέλεσαν ισχυρό κίνητρο και βάση για την υλοποίηση της παρούσας έρευνας.

Τέλος είδαμε ότι πρόσφατα το ενδιαφέρον των ερευνητών μετατοπίζεται σε άλλες προεκτάσεις της αγοράς των εταιρικών ομολόγων (εκτός της συσχέτισής τους με άλλες μεταβλητές) και ειδικότερα σε θέματα συμπεριφοράς με πιο χαρακτηριστική μελέτη αυτή των Cai et al. (2019). Είναι ξεκάθαρο ότι καμία ομάδα μελετών δεν εξετάζει σχέσεις μεταξύ τιμών ή αποδόσεων εταιρικών ομολόγων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Αυτό πραγματοποιείται για πρώτη φορά στην παρούσα διατριβή με ξεκάθαρους στόχους που αφορούν από τη μια πλευρά μια οικονομική πολιτική την οποία υιοθετώντας (κυβερνήσεις και επιχειρήσεις) θα παρέχει προοπτικές σταθερής ανάπτυξης για επιχειρήσεις και από την άλλη πλευρά την εξέταση επιτυχίας υιοθετούμενων οικονομικών μέτρων όπως αυτό του μνημονίου.

Μάλιστα η εξέταση του βαθμού επιτυχίας τέτοιων μέτρων και ο εντοπισμός λαθών και παραλείψεων αποκτά ιδιαίτερη αξία στις μέρες μας όπου ενδεχομένως πολλές χώρες να βρεθούν στην ανάγκη υιοθέτησης αντίστοιχων μέτρων ως αποτέλεσμα της πανδημίας από τον γνωστό κορονοϊό (π.χ αύξηση του δείκτη φόβου των επενδυτών που οδηγεί στη συμπεριφορά της αγέλης για την επίτευξη της μέγιστης δυνατής ρευστότητας και επομένως σε μια βίαιη κατάρρευση των τιμών όλων των περιουσιακών στοιχείων). Είναι χαρακτηριστικό ότι στο πρόσφατο Eurogroup

(Μάρτιος 2020) η Γερμανία και η Ολλανδία αρνήθηκαν πεισματικά την έκδοση κοινού ομολόγου των χωρών μελών της νομισματικής ένωσης (για την αντιμετώπιση της οικονομικής ύφεσης λόγω κοροναϊού) και αντί αυτού πρότειναν την ένταξη των χωρών που ζητάνε στήριξη στον ESM κάτι που ουσιαστικά οδηγεί σε επίβλεψη και νέο μνημόνιο (έστω και με χαλαρότερους όρους από αυτά που προϋπήρχαν διαμέσου αυτού του χρηματοδοτικού εργαλείου).

2.4 Ανάπτυξη Θεωρητικού Πλαισίου και Σχηματισμός των Υποθέσεων

Αρχικά αναπτύσσουμε το θεωρητικό πλαίσιο και τις υποθέσεις με γνώμονα τον πρώτο στόχο που επιθυμούμε να πετύχουμε. Πιο συγκεκριμένα, η θεωρητική λογική της επίδρασης των συναλλαγματικών ισοτιμιών στις τιμές των μετοχών είναι καλά τεκμηριωμένη από τους Dornbusch and Fisher (1980) κάτι που επιβεβαιώνεται και από τον Kim (2003). Αυτή ονομάζεται «υπόθεση της σωστής αγοράς - good market hypothesis» ή διαφορετικά «διεθνή εμπορικό αποτέλεσμα - international trading effect». Προήλθε μέσα από ένα μοντέλο (που ανέπτυξαν οι παραπάνω συγγραφείς) του προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας που ορίζει τους ρόλους των σχετικών τιμών και των αγορών κεφαλαίου και δίνει έμφαση στη σχέση ανάμεσα στη συμπεριφορά της συναλλαγματικής ισοτιμίας και τους τρεχούμενους λογαριασμούς.

Υιοθετώντας αυτή την υπόθεση μπορούμε να ισχυριστούμε ότι οι διακυμάνσεις των συναλλαγματικών ισοτιμιών επηρεάζουν τις τιμές των εταιρικών ομολόγων. Πιο συγκεκριμένα, η ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας μειώνει τις πωλήσεις των εξαγωγέων (αφού τα αγαθά γίνονται πιο ακριβά για τους καταναλωτές του εξωτερικού) και συνεπώς μειώνει και τα κέρδη τους. Το αποτέλεσμα είναι η εμπιστοσύνη των επενδυτών να συρρικνώνεται συστηματικά, ένα γεγονός που από τη μια πλευρά

προκαλεί πτώση των τιμών των εταιρικών ομολόγων ενώ από την άλλη πλευρά αναστέλλονται (ακόμη και ματαιώνονται) νέες εκδόσεις εταιρικών ομολόγων. Αντίθετα, οι εισαγωγείς αντιμετωπίζουν χαμηλότερες τιμές για τα προϊόντα τους (αφού το εγχώριο νόμισμα γίνεται πιο ισχυρό). Απολαμβάνουν αύξηση των κερδών τους καθώς και των χρηματοροών τους. Επομένως προσελκύουν το ενδιαφέρον των επενδυτών (κυρίως από ομολογιακά funds και διαχείρισης διαθεσίμων) και επιτυγχάνουν άνοδο των τιμών των εταιρικών τους ομολόγων. Τα αντίθετα αποτελέσματα εμφανίζονται όταν οι συναλλαγματικές ισοτιμίες υποτιμηθούν. Δηλαδή ευνοούνται οι επιχειρήσεις με εξαγωγικό προσανατολισμό και αυτές τώρα επιτυγχάνουν καλύτερες συνθήκες έκδοσης και διαπραγμάτευσης των εταιρικών τους ομολόγων.

Εδώ θεωρούμε ότι οι μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών αποκτούν μια σταθερή τάση με μια μακροπρόθεσμη δυναμική ώστε να είναι δυνατό να επηρεάσουν σε συνεχή βάση την κεφαλαιακή διάρθρωση της επιχείρησης. Σε αυτό το σημείο πρέπει να τονίσουμε ότι τα εταιρικά ομόλογα εκδίδονται στο πλαίσιο της κεφαλαιακής δομής των επιχειρήσεων. Δηλαδή αποτελούν ένα μέρος της κεφαλαιακής διάρθρωσης της επιχείρησης που απεικονίζεται πάντα στις χρηματοοικονομικές της καταστάσεις και ενδεχομένως αλληλοεπιδρά με άλλα στοιχεία ενεργητικού.

Πριν να διατυπώσουμε την υπόθεσή μας, τίθεται ένα ερώτημα σχετικά με τον πιθανό αντίκτυπο που οφείλεται στο επίπεδο ρευστότητας των εταιρικών ομολόγων σε σχέση με την αντίστοιχη ρευστότητα των μετοχών. Η βιβλιογραφία γενικά έχει δείξει ότι τα εταιρικά ομόλογα δεν έχουν το ίδιο επίπεδο ρευστότητας όπως οι μετοχές. Ωστόσο, όπως επισημαίνουν οι Lin et al. (2011) ο κύριος αντίκτυπος προέρχεται από την τιμολόγηση του κινδύνου ρευστότητας. Οι συγγραφείς αυτοί, αφού πρώτα αναγνωρίζουν ότι η ρευστότητα συχνά θεωρείται σημαντικό χαρακτηριστικό του

επενδυτικού περιβάλλοντος, διαπίστωσαν ότι ο κίνδυνος ρευστότητας είναι επαρκώς τιμολογημένος στις αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων και αποτελεί ένα σημαντικό προσδιοριστικό παράγοντα τους.

Στο ίδιο μήκος κύματος κινείται και η μελέτη του Dick – Nielsen et al. (2012) που επιβεβαιώνει αυτό το συμπέρασμα. Οι συγκεκριμένοι συγγραφείς έχοντας ως κίνητρο την εμφάνιση της κρίσης των ενυπόθηκων δανείων που προκάλεσε μια δραματική αύξηση των spread των εταιρικών ομολόγων χρησιμοποιούν ένα ευσταθές μέτρο έλλειψης ρευστότητας. Διαπιστώνουν ότι η έλλειψη ρευστότητας παρουσιάζεται με πολύ αργό ρυθμό στα εταιρικά ομόλογα. Μάλιστα ο ρυθμός αυτός μειώνεται ακόμη περισσότερο στα εταιρικά ομόλογα που ανήκουν σε επενδυτική βαθμίδα. Η πρώτη υπόθεση στην οποία στηρίζεται η παρούσα διατριβή είναι η ακόλουθη:

Υπόθεση 1: Οι διακυμάνσεις στις συναλλαγματικές ισοτιμίες επηρεάζουν τις τιμές και τις εκδόσεις εταιρικών ομολόγων καθώς επίσης και το ρυθμό ανάπτυξης της χώρας.

Η Υπόθεση 1 που μόλις ορίσαμε έχει ισχυρότερη θεωρητική βάση από ότι το international trading effect. Καταρχάς, λαμβάνουμε υπόψη ότι η αγορά των εταιρικών ομολόγων στην Ελλάδα βρίσκεται σε νηπιακό στάδιο αυτή την περίοδο. Αυτό σημαίνει ότι συνολικά ως αγορά δεν έχει ουσιαστική επίδραση σε μακροοικονομικό επίπεδο (πιθανώς ούτε σε μικροοικονομικό επίπεδο). Από την άλλη πλευρά, ο συναλλαγματικός δείκτης προσδιορίζεται εξωγενώς (στην Ελλάδα είναι η Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα που καθορίζει το επίπεδο των επιτοκίων και κατ' επέκταση την οικονομική δραστηριότητα της Ευρωζώνης) κάτι που ενισχύει αυτή την άποψη. Επιπρόσθετα, οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων ενδέχεται να επηρεάζονται με μη συμμετρικό τρόπο από τις μεταβολές του επιτοκίου συναλλάγματος σε σύγκριση με το πως επηρεάζονται οι χρηματοπιστωτικές αγορές από αυτό. Όταν οι τιμές συναλλάγματος καθιστούν το κόστος δανεισμού υψηλότερο, οι επιχειρήσεις ενδέχεται

να μειώσουν το δανεισμό τους. Ωστόσο, εάν οι αποδόσεις των ομολόγων μεταβάλλονται περισσότερο (αρνητικά) από ότι οι αποδόσεις της χρηματιστηριακής αγοράς, τότε ο δανεισμός είναι πολύ πιθανό να μετατοπιστεί (δηλαδή να ζητηθεί) στη χρηματαγορά (π.χ με την έκδοση νέων κοινών μετοχών ή ακόμη και προνομιούχων μετοχών).

Από την άλλη πλευρά, η αντίστροφη θεωρητική λογική της επίδρασης των τιμών των μετοχών στη συναλλαγματική ισοτιμία είναι καλά τεκμηριωμένη από τον Frankel (1983). Αυτό είναι το μοντέλο ισορροπίας χαρτοφυλακίου (the portfolio balance model). Πιο συγκεκριμένα η ανάπτυξη της εγχώριας χρηματιστηριακής αγοράς προσελκύει επενδυτές αυξάνοντας επομένως τη ζήτηση για εγχώρια περιουσιακά στοιχεία και νόμισμα. Ως αποτέλεσμα έχουμε την ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος. Η άνοδος των τιμών των περιουσιακών στοιχείων οδηγεί στο ίδιο αποτέλεσμα και με ένα διαφορετικό τρόπο. Η ζήτηση για εγχώριο χρήμα αυξάνει τα επιτόκια και ανατιμά το εγχώριο νόμισμα.

Παρόλα αυτά στο παρελθόν υπήρξαν και ορισμένες θεωρίες όπως η θεωρία των μοντέλων της αγοράς περιουσιακών στοιχείων (the theory of asset market models) από τον Frenkel (1976) που υποστήριζαν την απουσία οποιασδήποτε σχέσης μεταξύ των συναλλαγματικών ισοτιμιών και των τιμών των μετοχών. Σύμφωνα με την εξήγησή τους οι μεταβολές οφείλονται σε διάφορους παράγοντες που οδηγούν την αγορά των συναλλαγματικών ισοτιμιών και την αγορά των τιμών των μετοχών να είναι πλήρως διαχωρισμένες. Ωστόσο, η δυναμική αυτών των θεωριών σταδιακά ελαττώθηκε. Μεταγενέστερες μελέτες όπως για παράδειγμα των Ajayi and Mougoue (1996) επισημαίνουν ότι υπάρχουν ορισμένοι κοινοί παράγοντες όπως τα επιτόκια που μπορούν να συνδεθούν και με τις δύο αγορές.

Με την υιοθέτηση αυτής της αντίστροφης θεωρητικής λογικής μπορούμε να ισχυριστούμε ότι οι διακυμάνσεις των εταιρικών ομολόγων επηρεάζουν τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Βέβαια, δοθέντος της μικρο – φύσης των τιμών των εταιρικών ομολόγων και της μακρο – φύσης των συναλλαγματικών ισοτιμιών, ο ισχυρισμός μας αφορά κυρίως προσωρινές επιδράσεις που δεν μπορούν να διατηρηθούν μακροχρόνια. Είναι γνωστό από τη σχετική βιβλιογραφία ότι οι μακρο – μεταβλητές είναι αυτές που κυρίως επηρεάζουν τις αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων (π.χ Giesecke et al., 2011 και Kontonikas et al., 2017). Η προσωρινή επίδραση βασίζεται επίσης στο γεγονός ότι ο συναλλαγματικός δείκτης καθορίζεται ενδογενώς. Δηλαδή στις Η.Π.Α η ομοσπονδιακή τράπεζα (FED) έχει δραστική επίδραση στις τιμές συναλλάγματος διαμέσου των επιτοκίων και ο συναλλαγματικός δείκτης αντανακλά σε σημαντικό βαθμό την οικονομική δραστηριότητα στη χώρα.

Σε μια καλά οργανωμένη αγορά όπως αυτή των Η.Π.Α, οι στρατηγικές αποφάσεις των γενικών διευθυντών (CEO) των επιχειρήσεων, οι αναδιοργανώσεις και οι συγχωνεύσεις και εξαγορές διαδραματίζουν τον κύριο ρόλο της προσέλκυσης επενδυτών. Ως εκ τούτου, αυξάνουν τη ζήτηση για εγχώρια περιουσιακά στοιχεία και νόμισμα με συνέπεια να προκαλούν την ανατίμηση του εγχώριου νομίσματος. Οι τιμές των εταιρικών ομολόγων αντικατοπτρίζουν, πολλές φορές με ιδιαίτερη ακρίβεια (περισσότερο από αυτή των μετοχών), τις παραπάνω δραστηριότητες. Λαμβάνοντας υπόψη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά της πιο ανεπτυγμένης αγοράς εταιρικών ομολόγων δηλαδή αυτής των Η.Π.Α, η δεύτερη θεωρητική υπόθεση είναι η ακόλουθη:

Υπόθεση 2: Οι διακυμάνσεις των τιμών των εταιρικών ομολόγων επηρεάζουν προσωρινά τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Οι Ehrmann et al. (2011) δικαιολογούν επαρκώς τη διατύπωση αυτής της δεύτερης υπόθεσης. Οι συγγραφείς αυτοί διαπίστωσαν ότι στις Η.Π.Α η μεταβολή των συναλλαγματικών ισοτιμιών έρχεται ως αντίδραση στη μεταβολή των αποδόσεων των ομολόγων. Κατέληξαν σε αυτό το συμπέρασμα παρουσιάζοντας ένα πλαίσιο για την ανάλυση του βαθμού χρηματοοικονομικής μετάδοσης μεταξύ αγορών χρήματος, ομολόγων και μετοχών και συναλλαγματικών ισοτιμιών εντός και μεταξύ των Ηνωμένων Πολιτειών και της ζώνης του ευρώ. Έδωσαν έμφαση στη μοντελοποίηση διεθνών μεταξύ των αγορών χρηματοοικονομικών συνδέσεων ενώ ένα από τα επιπλέον αξιόλογα συμπεράσματά τους ήταν ότι οι χρηματαγορές καθοδηγούνται ως επί το πλείστον από κατά χώρα (country – specific) και κατά αγορά (market – specific) παράγοντες.

Στη συνέχεια αναπτύσσουμε το θεωρητικό μας πλαίσιο με γνώμονα τον δεύτερο στόχο που επιθυμούμε να πετύχουμε. Ειδικότερα, ο στόχος μιας γραμμής οικονομικής στήριξης σε μια χώρα αποτελεί τη μετάβαση σε ένα οικονομικό μοντέλο που θα εξαλείφει τις διαστρεβλώσεις του παρελθόντος και θα ωθήσει σε μια διαρκή και στέρεη οικονομική ανάπτυξη. Η εμπιστοσύνη των επενδυτών απεικονίζεται στην χρηματοδότηση των επιχειρήσεων της χώρας διαμέσου των εταιρικών τους ομολόγων (ως κύρια επενδυτική επιλογή). Θεωρητικά η επιτυχία μιας γραμμής οικονομικής στήριξης απεικονίζεται στη σημαντική μεταβολή των αποδόσεων (εννοούμε επενδυτικών και όχι στη λήξη) των εταιρικών ομολόγων μετά την εφαρμογή της. Σε αυτή τη μεταβολή δεν συμβάλλει (ή τουλάχιστο όχι σημαντικά) η ισχυροποίηση ή μη της ευρύτερης οικονομικής ομάδας που ανήκει η συγκεκριμένη χώρα. Εδώ πρέπει να αναφέρουμε ότι οι επενδυτικές αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων αποτελούν σημείο διερεύνησης και σε άλλες σημαντικές μελέτες όπως αυτή των Jostova et al. (2013) που εστιάζουν στα κέρδη ορμής (momentum profits).

Υπό αυτό το πλαίσιο η τρίτη θεωρητική υπόθεση που εξετάζουμε είναι η ακόλουθη:

Υπόθεση 3: Οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων παρουσιάζουν διαφορετική συμπεριφορά πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης (μνημόνιο) ανεξάρτητη από τις μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Ως εκ τούτου ολοκληρώνουμε το θεωρητικό πλαίσιο και την ανάπτυξη των αντίστοιχων υποθέσεων με γνώμονα τους στόχους που επιθυμούμε να πετύχουμε στην παρούσα διατριβή.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3 : ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΚΑΙ ΠΡΟΤΕΙΝΟΜΕΝΟ ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ

3.1 Εισαγωγή

Στο κεφάλαιο αυτό αρχικά θα περιγράψουμε τα δεδομένα μας πάντα με βάση τους στόχους που έχουμε θέσει στη συγκεκριμένη διατριβή. Δηλαδή θα αποκαλύψουμε τις βάσεις που έχουν χρησιμοποιηθεί για κάθε χώρα (Ελλάδα, Η.Π.Α, Ιρλανδία) τους δείκτες που θα χρησιμοποιήσουμε μαζί με τον τρόπο τον οποίο αυτοί κατασκευάζονται καθώς και την χρονική περίοδο μελέτης παρέχοντας σαφή δικαιολόγηση για έκαστη επιλογή. Ακολούθως θα αναλύσουμε τα προκαταρκτικά αποτελέσματα με τη χρήση περιγραφικών στατιστικών μέτρων και μέσα από αυτά θα αναδείξουμε την ανάγκη χρήσης και εφαρμογής εξειδικευμένων οικονομετρικών μεθόδων τις οποίες θα περιγράψουμε και θα αναπτύξουμε με ακρίβεια αποτελώντας το μεθοδολογικό μας πλαίσιο.

3.2 Περιγραφή Δεδομένων

Έχοντας ως γνώμονα τον πρώτο στόχο της διατριβής οι τιμές των εταιρικών ομολόγων για την Ελλάδα λαμβάνονται από τις βάσεις δεδομένων δύο έγκυρων οικονομικών εφημερίδων (ηλεκτρονική τους μορφή) την *euro2day.gr* και την *naftemporiki.gr*. Επειδή δεν υπάρχει κάποιος επίσημος δείκτης που να περιλαμβάνει τα εταιρικά ομόλογα (όπως π.χ στην περίπτωση των μετοχών – Γενικός Δείκτης του Χρηματιστηρίου Αξιών Αθηνών, FTSE 20 κτλ) κατασκευάζουμε ένα σταθμισμένο δείκτη τιμών που περιλαμβάνει τις ελληνικές επιχειρήσεις που έχουν εκδώσει ομόλογα

στην εγχώρια αγορά. Οι σταθμίσεις επιλέγονται προσεκτικά σύμφωνα με το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης κάθε επιχείρησης στη χρηματαγορά με αντίστοιχη σύγκριση μεταξύ τους. Σε αυτό το δείκτη τιμών χρησιμοποιούμε μη μετατρέψιμα εταιρικά ομόλογα (δηλαδή όχι μετατροπή τους μετά από ένα χρονικό διάστημα σε κοινές ή προνομιούχες μετοχές) που διαπραγματεύονται στην Ελληνική χρηματαγορά και έχουν τουλάχιστο διαθέσιμη μία αξιολόγηση (από κάποιον οίκο αξιολόγησης πιστοληπτικής ικανότητας, εδώ μπορεί να είναι και ελληνικός όπως η ICAP). Το χρονικό διάστημα των παρατηρήσεων περιλαμβάνει την περίοδο από Ιούλιο 2014 ως και Ιούλιο 2017 με χρήση ημερήσιων παρατηρήσεων τιμών κλεισίματος εταιρικών ομολόγων. Επομένως ο σταθμισμένος δείκτης μας κατασκευάζεται σε ημερήσια βάση. Ξεκινάμε από το 2014 διότι από τότε έχουμε διαθέσιμες τιμές και εκδόσεις εταιρικών ομολόγων μεγάλων επιχειρηματικών ομίλων όπως ο ΟΤΕ και η ΔΕΗ.

Όσο αφορά τις Η.Π.Α τα δεδομένα μας για τα εταιρικά ομόλογα εξάγονται από την έγκυρη βάση δεδομένων FRED (Federal Reserve Economic Data, FRED St.Louis Fed) της Κεντρικής Τράπεζας. Κατασκευάζουμε ένα σταθμισμένο δείκτη με ίδια στάθμιση στους επιμέρους δείκτες Aaa και Baa εταιρικών ομολόγων της FRED. Όπως γίνεται αντιληπτό, σε αντίθεση με την Ελλάδα δεν κατασκευάζουμε κάποιο δείκτη από μεμονωμένα εταιρικά ομόλογα γιατί αφενός η FRED δεν διαθέτει τιμές μεμονωμένων εταιρικών ομολόγων οπότε κάτι τέτοιο θα ήταν ιδιαίτερα προβληματικό και επιστημονικά μη αποδεκτό και αφετέρου θα απαιτείτο μια ιδιαίτερη βάση όπως η SDC platinum η οποία δεν είναι διαθέσιμη ούτε προσβάσιμη από κάποιο Ανώτατο Εκπαιδευτικό Ίδρυμα ή Ερευνητικό ινστιτούτο της ημεδαπής. Το χρονικό διάστημα των παρατηρήσεων περιλαμβάνει την περίοδο από Ιανουάριο του 1999 ως και Ιούλιο του 2017 με χρήση ημερήσιων παρατηρήσεων τιμών κλεισίματος για τους δείκτες Aaa και Baa εταιρικών ομολόγων της FRED. Ο τελικός χρόνος συμπίπτει με αυτό που

λαμβάνεται για τα ελληνικά εταιρικά ομόλογα όμως η αρχή είναι πολύ πιο πριν αυξάνοντας σημαντικά τη διαθεσιμότητα των δεδομένων μας.

Είναι εμφανές ότι η πιο αναπτυγμένη αγορά εταιρικών ομολόγων παγκόσμια προσφέρει τη δυνατότητα να εξάγουμε ένα πιο εκτεταμένο χρονικά δείγμα το οποίο περιλαμβάνει τις πιο σημαντικές παγκόσμιες κρίσεις όπως η κατάρρευση dot.com (2000-2001), η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση 2008 – 2009 και η Ευρωπαϊκή κρίση χρέους του 2010. Επομένως συμπεριλαμβάνουμε market moving periods όπως οι Kassimatis et al. (2008). Οι συγκεκριμένοι συγγραφείς διερευνούν τη βραχυπρόθεσμη αντίδραση των επενδυτών διεθνών κρατικών ομολόγων σε ακραία (market moving) γεγονότα, δηλαδή συμβάντα που χρησιμοποιούνται ως αντιπροσωπευτικά για μη παρατηρήσιμες πληροφορίες. Χρησιμοποιούν ημερήσια δεδομένα δεικτών ομολόγων καθαρών τιμών από 17 αγορές για την περίοδο 1989–2004 και βρίσκουν μια καθυστερημένη αντιστροφή των τιμών των κρατικών ομολόγων που είναι ισχυρότερη μετά από αρνητικά σοκ.

Για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, με στόχο την καλύτερη δυνατή αντιπροσώπευσή τους χρησιμοποιούμε ως αντιπροσωπευτική μεταβλητή την ισοτιμία ευρώ – δολαρίου. Ο κύριος λόγος γι' αυτή την επιλογή είναι ότι η έρευνά μας πραγματοποιείται σε μία χώρα (Ελλάδα) που ανήκει στην Ευρωζώνη και την εκδότρια χώρα του δολαρίου δηλαδή τις Η.Π.Α. Εξάλλου, μόνο αυτή η άμεση ισοτιμία μπορεί να δείξει ορθολογικά την κινητικότητα του κεφαλαίου και την ενίσχυση της μίας αγοράς έναντι της άλλης (Drakos et al. 2017).

Λαμβάνοντας υπόψη τον δεύτερο στόχο που επιθυμούμε να πετύχουμε τόσο για την Ελλάδα όσο και για την Ιρλανδία, όπως προηγουμένως, αρχικά κατασκευάζουμε ένα σταθμισμένο δείκτη τιμών εταιρικών ομολόγων που

περιλαμβάνει τις ελληνικές (αντίστοιχα Ιρλανδικές) επιχειρήσεις που έχουν εκδώσει μη μετατρέψιμα εταιρικά ομόλογα στην εγχώρια αγορά τους με σταθμίσεις σύμφωνα με το μέγεθος της κεφαλαιοποίησης κάθε επιχείρησης στη χρηματαγορά. Για την Ελλάδα χρησιμοποιούνται οι ίδιες βάσεις δεδομένων όπως αναφέρονται παραπάνω ενώ για την Ιρλανδία χρησιμοποιείται η έγκυρη βάση δεδομένων *Thomson Reuters*.

Εν συνεχεία υπολογίζουμε τις ημερήσιες αποδόσεις για τους επενδυτές από αυτό το δείκτη. Σχετικά με το χρονικό διάστημα των παρατηρήσεων για να εξετάσουμε ορθολογικά τη θεωρητική μας υπόθεση επιδιώκουμε τη βέλτιστη ισορροπία για πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης. Πιο συγκεκριμένα για την Ιρλανδία η οποία αποχωρεί από το μνημόνιο το Δεκέμβρη του 2013 το χρονικό διάστημα ξεκινά από το Φεβρουάριο του 2011 ως το Δεκέμβρη του 2013 (η πρώτη υπο – περίοδος) και από τον Ιανουάριο του 2014 ως τον Οκτώβριο του 2016 (η δεύτερη υπο – περίοδος). Για την Ελλάδα στην οποία οι περιορισμοί του μνημονίου παραμένουν (τουλάχιστο επίσημα) μέχρι τον Αύγουστο του 2018 το χρονικό διάστημα ξεκινά από το Ιούνιο του 2017 ως τον Αύγουστο του 2018 (η πρώτη υπο – περίοδος) και από τον Σεπτέμβριο του 2018 ως τον Οκτώβριο του 2019 (η δεύτερη υπο – περίοδος).

Ιδιαίτερα για την Ελλάδα πρέπει να τονίσουμε ότι στο χρονικό διάστημα Ιούνιος 2017 ως Οκτώβριος 2019 πραγματοποιήθηκαν νέες εκδόσεις εταιρικών ομολόγων με συνέπεια αυτά να εισέρχονται προς διαπραγμάτευση στη δευτερογενή αγορά. Για το λόγο αυτό αναπροσαρμόζαμε το σταθμισμένο δείκτη τιμών εταιρικών ομολόγων όποτε χρειαζόταν ώστε να έχουμε τις σωστές ημερήσιες αποδόσεις για τους επενδυτές. Τέλος, όσο αφορά τις συναλλαγματικές ισοτιμίες, και εδώ χρησιμοποιούμε ως αντιπροσωπευτική μεταβλητή την ισοτιμία ευρώ-δολαρίου. Η διαφορά με την προηγούμενη περίπτωση έχει να κάνει με το λόγο αυτής της επιλογής. Δηλαδή η οικονομία των Η.Π.Α είναι ο ισχυρότερος ανταγωνιστής της οικονομίας της

Ευρωζώνης και επομένως η κινητικότητα του κεφαλαίου συμβαίνει κατά σημαντικό ποσοστό αμφίδρομα και λιγότερο προς άλλες οικονομίες.

4.3 Προκαταρκτικά Αποτελέσματα

Με βάση την παραπάνω ανάλυση θα ξεκινήσουμε με τα περιγραφικά στατιστικά μέτρα που αφορούν τα δεδομένα μας για Ελλάδα και Η.Π.Α.

Πίνακας 1: Περιγραφικά μέτρα του δείκτη εταιρικών ομολόγων και της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου για Ελλάδα και Η.Π.Α.

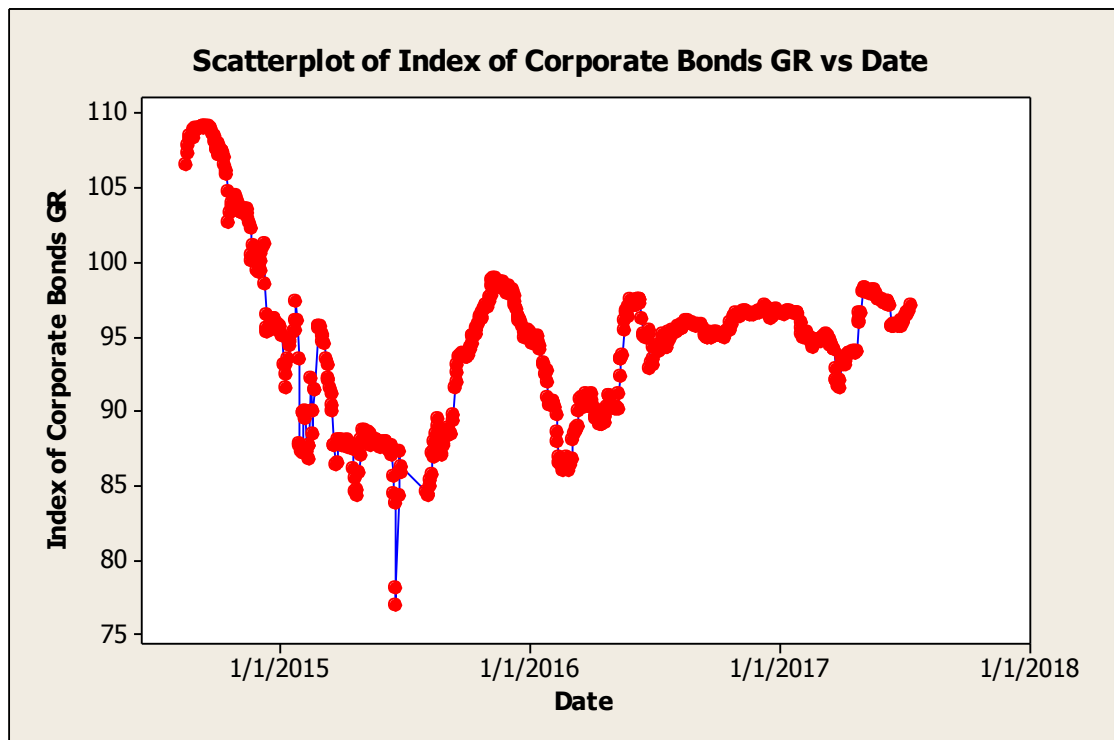
	Greece		USA	
	Index of CB	Euro-dollar	Index of CB	Euro-dollar
Mean	94,76403	1,100479	98,7366	1,210279
Median	95,17000	1,104000	98,5871	1,250400
Max	109,1300	1,162000	121,8753	1,597400
Min	76,89000	1,038700	77,4052	0,827300
Std. Dev.	5,423846	0,026586	7,1068	0,177423
Skew	0,498163	-0,333813	-0,1374	-0,301031
Kurt	3,826420	2,091927	0,5843	2,259606
JB	46,28941	35,09261	1147,2813	176,3648
p-value	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000

Σχετικά με την Ελλάδα παρατηρούμε ότι ο δείκτης εταιρικών ομολόγων που κατασκευάσαμε λαμβάνει κατά μέσο όρο μια τιμή μικρότερη από την τιμή εκκίνησης (δηλαδή το 100). Το ίδιο ισχύει και αν χρησιμοποιήσουμε ως μέτρο τη διάμεσο

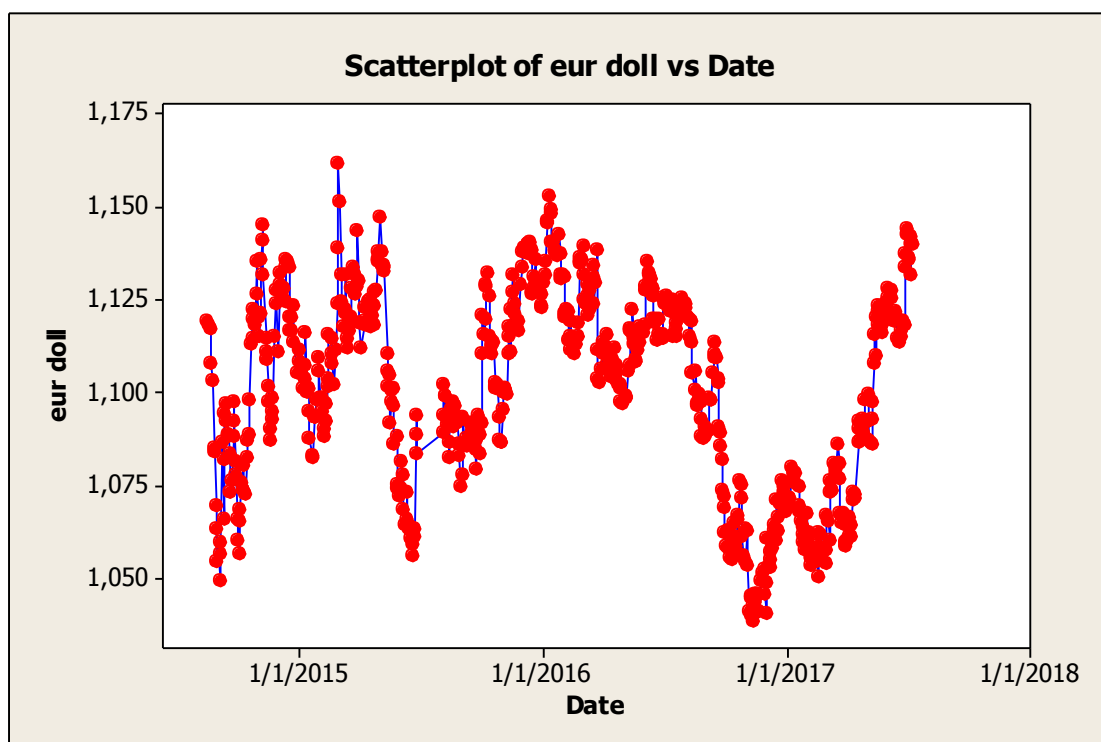
οδηγώντας μας στο συμπέρασμα ότι δεν υφίσταται επίδραση ακραίων τιμών. Αυτό είναι μια πρώτη ένδειξη της απώλειας της εμπιστοσύνης των επενδυτών προς τις επιχειρήσεις ακόμη και τους μεγάλους επιχειρηματικούς ομίλους που εκδίδουν εταιρικά ομόλογα για την χρονική περίοδο 2014 – 2017. Μια εξήγηση μπορεί να εξαχθεί από το γεγονός ότι αυτή περιλαμβάνει την υπο – περίοδο 2014 – 2016 όπου το ρίσκο αθέτησης για την χώρα και η επαπειλούμενη έξοδος (Grexit) από τη ζώνη του ευρώ ήταν ιδιαίτερα υψηλά και σημαντικά.

Η παραπάνω ένδειξη φαίνεται να γίνεται πιο ισχυρή βλέποντας ότι η τυπική απόκλιση του δείκτη αν και υψηλή (η τιμή της είναι 5,423) συγκρίνοντάς της με το μέσο όρο, αυτή είναι το 5,72% αυτού (ισοδυναμεί με την τιμή που λαμβάνει ο συντελεστής μεταβλητότητας). Εξάλλου και η μέγιστη τιμή του δείκτη συγκρίνοντάς τη με την τιμή εκκίνησης την ξεπερνά μόλις κατά 9,13% ενώ η ελάχιστη τιμή βρίσκεται κάτω από αυτή κατά 23,11%. Όσο αφορά την ισοτιμία ευρώ – δολαρίου αυτή λαμβάνει μέση τιμή 1,10 δολάρια ανά ευρώ για την εν λόγω χρονική περίοδο με πολύ μικρή τυπική απόκλιση (ο συντελεστής μεταβλητότητας υπολογίζεται 2,36%). Το δολάριο σταθερά αυξάνεται κατά την χρονική περίοδο 2014 – 2017 δείχνοντας την τάση το κεφάλαιο να κινείται προς τις Η.Π.Α παρά την Ευρωπαϊκή οικονομία. Μια εικόνα για τα παραπάνω στοιχεία φαίνεται και από τα αντίστοιχα γραφήματα.

Γράφημα 1: Χρονική σειρά (2014 – 2017) του δείκτη εταιρικών ομολόγων για την Ελλάδα.



Γράφημα 2: Χρονική σειρά (2014 – 2017) της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου.

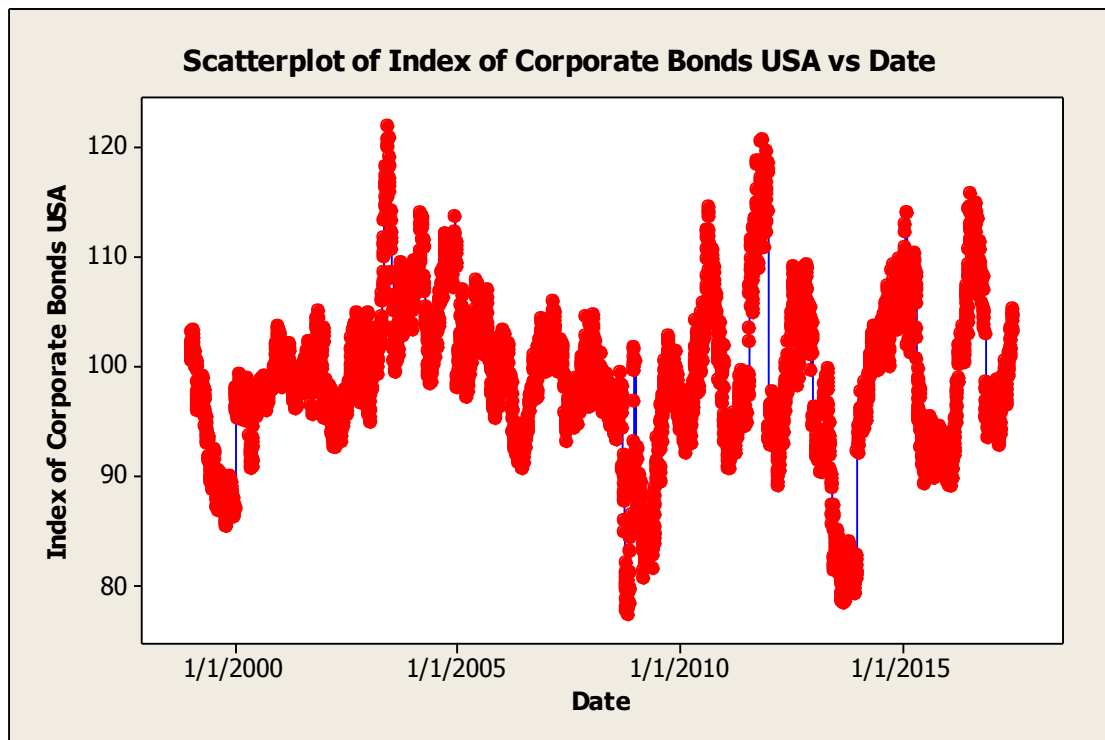


Περνώντας στις Η.Π.Α παρατηρούμε ότι ο δείκτης εταιρικών ομολόγων που κατασκευάσαμε και αυτός λαμβάνει κατά μέσο όρο μια τιμή μικρότερη από την τιμή εκκίνησης. Σχεδόν ίδια τιμή λαμβάνει και η διάμεσος οδηγώντας μας και πάλι στο συμπέρασμα ότι δεν υφίσταται επίδραση ακραίων τιμών. Αυτό λανθασμένα δείχνει ότι η εμπιστοσύνη των επενδυτών μειώνεται. Ο λόγος είναι (που προκαλεί και τις χαμηλές τιμές στο δείκτη) οι κακές οικονομικές συνθήκες της χρονικής περιόδου 2007 – 2009 και η κατάρρευση της αγοράς ακινήτων που συμπαρέσυρε πολλές επιχειρήσεις συνδεδεμένες με αυτό τον κλάδο όχι μόνο άμεσα αλλά και έμμεσα όπως η κατάρρευση της μεγάλης επενδυτικής εταιρίας Lehman Brothers που ανήκει στο χρηματοπιστωτικό τομέα και συνδέθηκε ισχυρά με την εν λόγω αγορά διαμέσου των ομολόγων σε ενυπόθηκα στεγαστικά δάνεια (subprimes) τα οποία έφεραν τεράστιες απώλειες στην εταιρία (έφθασαν τα 2,8 δισεκατομμύρια δολάρια το δεύτερο οικονομικό τρίμηνο του 2008).

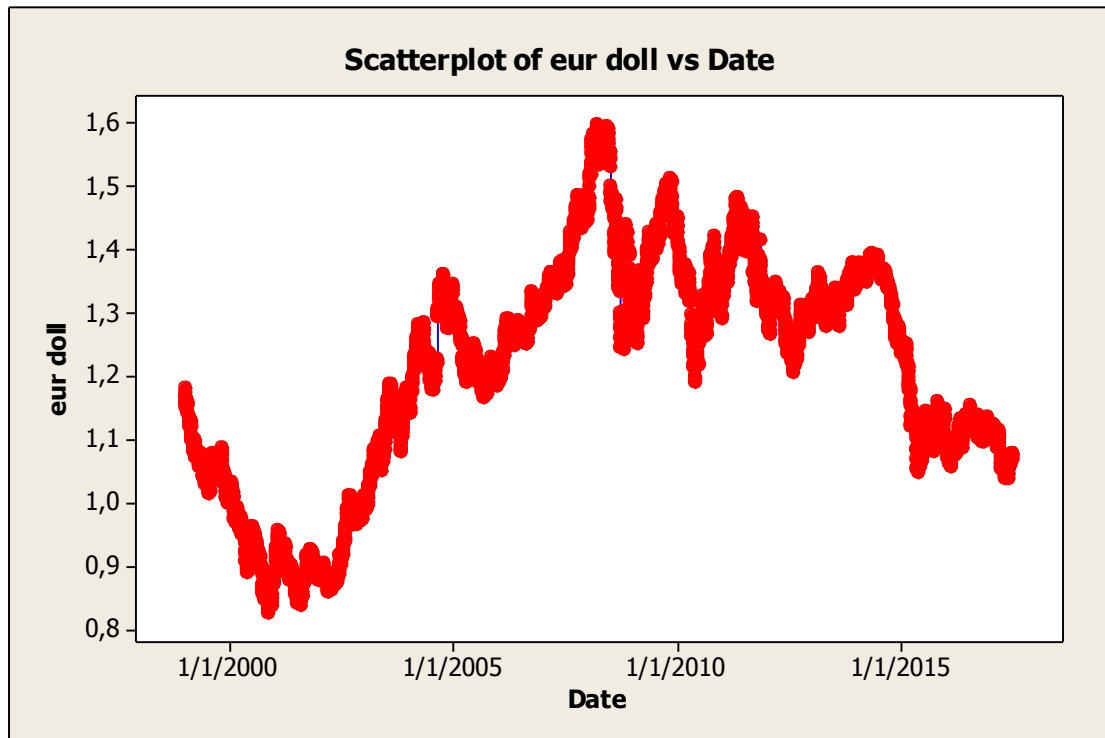
Στο παραπάνω συμπέρασμα συμβάλλει και το ότι η τυπική απόκλιση του δείκτη λαμβάνει τιμή που αντιστοιχεί στο 7,19% σε σχέση με το μέσο όρο του (δηλαδή ο συντελεστής μεταβλητότητας) η οποία είναι σαφώς υψηλότερη από την αντίστοιχη για την Ελλάδα. Επίσης, η μέγιστη τιμή του δείκτη συγκρίνοντάς τη με την τιμή εκκίνησης την ξεπερνά αισθητά κατά 21,87% η οποία είναι σαφώς μεγαλύτερη από την αντίστοιχη για την Ελλάδα. Στο ίδιο μήκος κύματος και η ελάχιστη τιμή που συνηγορεί στο συμπέρασμά μας αφού βρίσκεται κάτω από την τιμή εκκίνησης κατά 22,60% η οποία είναι μικρότερη από την αντίστοιχη για την Ελλάδα.

Εξάλλου η ισχυρή τάση για επενδύσεις σε επιλεγμένες επιχειρήσεις στις Η.Π.Α ενισχύεται από την τιμή του δολαρίου. Η ισοτιμία ευρώ – δολαρίου λαμβάνει μέση τιμή 1,21 δολάρια ανά ευρώ για την εν λόγω χρονική περίοδο με σημαντική τυπική απόκλιση που παράγει συντελεστή μεταβλητότητας αρκετά υψηλό και ίσο με 14,62%. Παρόλα αυτά τα τελευταία χρόνια υπάρχει διαρκής ενίσχυση του δολαρίου έναντι του ευρώ όπως είδαμε και παραπάνω για την χρονική περίοδο 2014 – 2017. Άρα υφίσταται τάση το κεφάλαιο να κινείται προς τις Η.Π.Α παρά την Ευρωπαϊκή οικονομία που οδηγεί στις επενδύσεις που προαναφέραμε. Μια εικόνα για τα στοιχεία αυτά λαμβάνουμε και από τα αντίστοιχα γραφήματα.

Γράφημα 3: Χρονική σειρά (1999 – 2017) του δείκτη εταιρικών ομολόγων για τις Η.Π.Α.



Γράφημα 4: Χρονική σειρά (1999 – 2017) της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου.



Γενικά τα περιγραφικά μέτρα μας δίνουν μια πρώτη εικόνα αλλά δεν έχουν την δυνατότητα να εντοπίσουν μια σαφή κατεύθυνση αναφορικά με τη σχέση μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ως εκ τούτου, δεν μπορούν να εξεταστούν οι θεωρητικές υποθέσεις και δεν μπορούμε να οδηγηθούμε με ασφάλεια σε κάποια απόφαση – πρόταση αναφορικά με το στόχο μας. Σε αυτό συμβάλει το γεγονός ότι όλες οι μεταβλητές μας (όπως εκφράζονται από τους δείκτες) παρουσιάζουν σημαντικό βαθμό ασυμμετρίας και κύρτωσης. Επομένως όλες οι κατανομές είναι μη συμμετρικές. Αυτό επιβεβαιώνεται και από το στατιστικό έλεγχο κανονικότητας Jarque – Bera (JB) (από τους ομώνυμους συγγραφείς, Jarque – Bera 1980 και 1987) που έχει παρατηρούμενο επίπεδο σημαντικότητας (p – value) μηδέν οδηγώντας σε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης της κανονικότητας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Άρα όλες οι σειρές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή. Αυτά τα αποτελέσματα ξεκάθαρα

δηλώνουν την ανάγκη υιοθέτησης μιας εμπειρικής στρατηγικής που θα ενσωματώνει ασυμμετρίες και δομικές μεταβλητότητες.

Ακολουθώντας, προχωράμε με τα περιγραφικά στατιστικά μέτρα που αφορούν τα δεδομένα μας για Ιρλανδία και Ελλάδα.

Πίνακας 2: Περιγραφικά μέτρα των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων και της ισοτιμίας ευρώ-δολαρίου για Ιρλανδία και Ελλάδα.

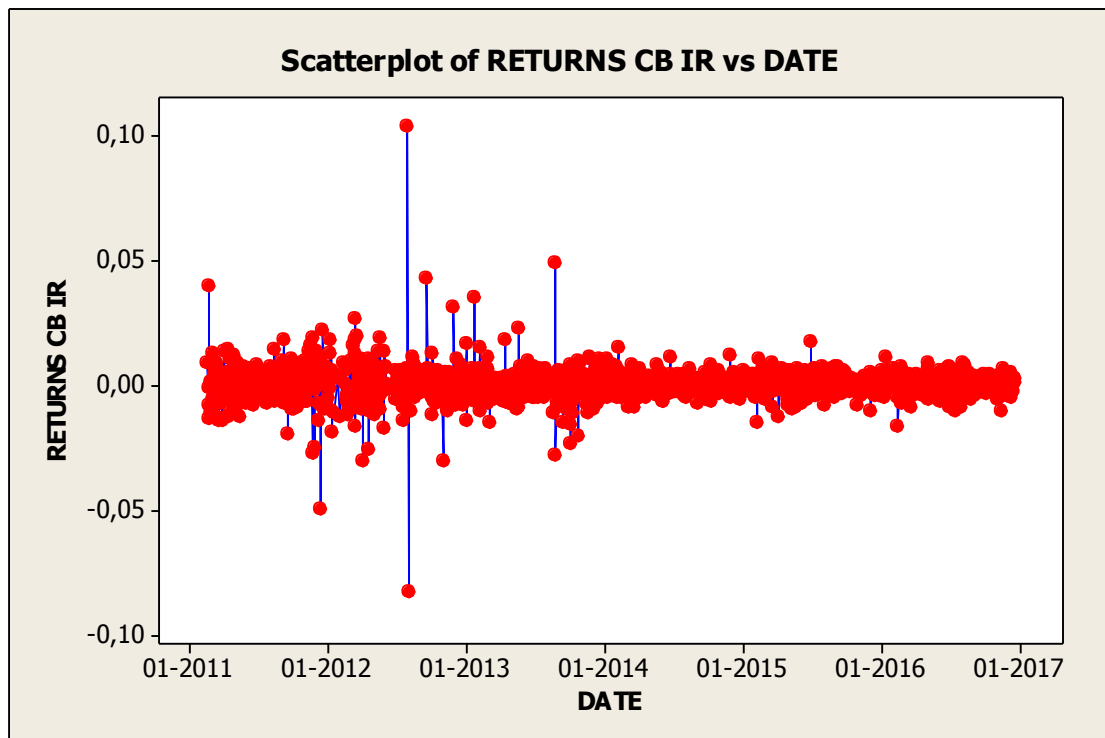
	Ireland				Greece			
	1 st sub – period		2 nd sub – period		1 st sub – period		2 nd sub – period	
	Returns of CB	Euro-dollar	Returns of CB	Euro-dollar	Returns of CB	Euro-dollar	Returns of CB	Euro-dollar
Mean	0,0278	1,3338	-0,0012	1,1996	-0,0320	1,1862	0,0173	1,1390
Median	0,0342	1,3223	0,0034	1,1345	-0,0340	1,1820	0,0060	1,1364
Max	0,1038	1,4828	0,1753	1,3934	0,0224	1,2490	0,2922	1,1786
Min	-0,8261	1,2060	-0,1705	1,0495	-0,0394	1,1127	-0,0531	1,1058
Std. Dev.	0,9180	0,0585	0,3566	0,1142	0,0982	0,0344	0,2347	0,0170
Skew	1,10	0,47	-0,16	0,55	-0,86	-0,13	6,40	0,52
Kurt	34,58	-0,33	2,18	-1,41	2,03	-0,60	78,63	-0,66
JB	35555,98	29,479	143,168	137,34	84,582	5,438	7620,8	18,698
p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0659	0,0000	0,0000

Ξεκινώντας με την Ιρλανδία παρατηρούμε ότι η μέση απόδοση για τους επενδυτές κατά την πρώτη υπο – περίοδο όπου η χώρα βρίσκεται εντός των περιορισμών του μνημονίου υπολογίζεται στο 2,78% και είναι μεγαλύτερη από την

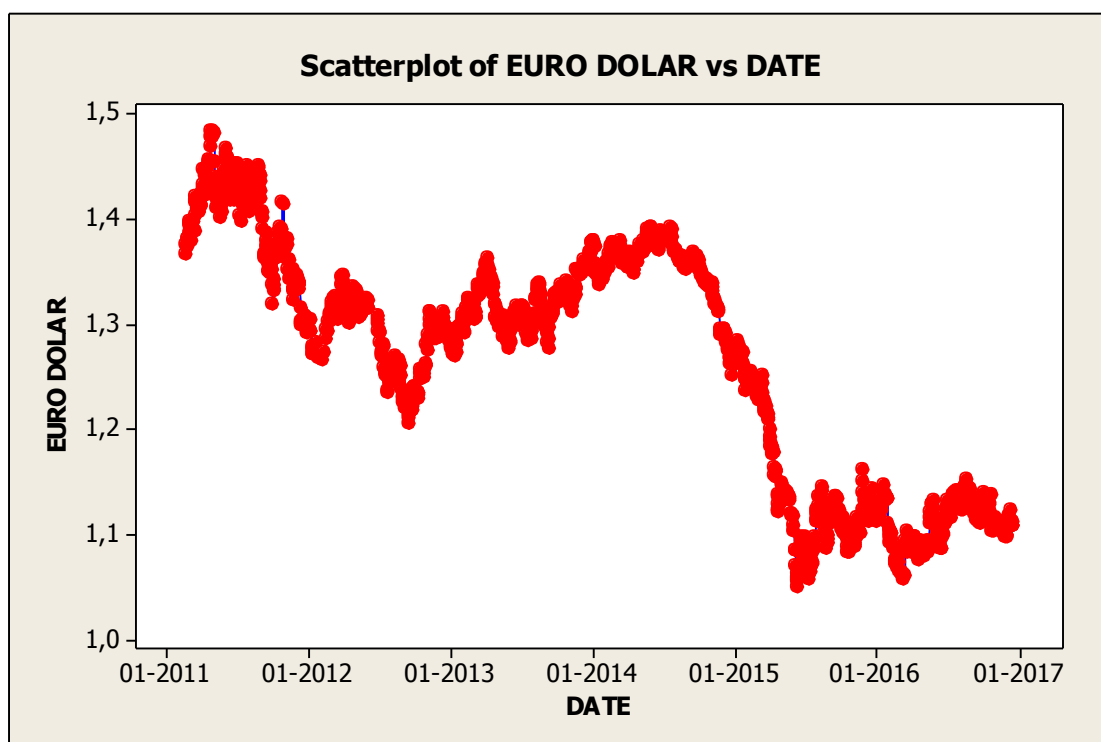
αντίστοιχη μέση απόδοση της δεύτερης υπο – περιόδου όπου η χώρα είναι πλέον εκτός των μνημονιακών απαιτήσεων. Μάλιστα στη δεύτερη υπο – περίοδο η μέση απόδοση είναι ελαφρώς αρνητική στο -0,12%. Αυτό από τη μια πλευρά συνδέεται με το σοκ της εξόδου από το μνημόνιο και τις αναμενόμενες θετικές επιδράσεις (για τους μακροχρόνιους επενδυτές) που γίνονται πιο έντονες προς το τέλος της πρώτης υπο – περιόδου και από την άλλη πλευρά στη σχετικά ενισχυμένη θέση της Ευρωπαϊκής οικονομίας σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α. Πράγματι, κατά την πρώτη υπο – περίοδο η μέση τιμή της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου είναι στο 1,3338 σαφώς υψηλότερη από αυτή της δεύτερης υπο – περιόδου που βρίσκεται στο 1,1996.

Αυτό το αποτέλεσμα μοιάζει ελαφρώς παράδοξο αφού θεωρητικά η ελευθερία επιχειρηματικών κινήσεων διαμέσου των αντίστοιχων κυβερνητικών κινήσεων και τα οφέλη της γραμμής στήριξης θα πρέπει να γίνονται εμφανή κατά τη δεύτερη υπό – περίοδο. Παρόλα αυτά αν εστιάσουμε στη διάμεσο (η οποία όπως είναι γνωστό επηρεάζεται πολύ λιγότερο από ακραίες τιμές) βλέπουμε ότι παρουσιάζει θετική τιμή και κατά τη δεύτερη υπό – περίοδο (έστω και αν υπολείπεται από αυτή της πρώτης – παραμένει η διαφορά στις ισοτιμίες). Επίσης, η μέγιστη τιμή της δεύτερης υπό – περιόδου είναι σαφώς μεγαλύτερη από την αντίστοιχη της πρώτης ενώ συνοδεύεται και από μικρότερη μεταβλητότητα σύμφωνα με τις τιμές των τυπικών αποκλίσεων. Παράλληλα, οι συντελεστές Jarque – Bera (JB) δίνουν τιμές που έχουν παρατηρούμενο επίπεδο σημαντικότητας (p – value) μηδέν οδηγώντας σε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης της κανονικότητας σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Οπότε και εδώ οι σειρές δεν ακολουθούν κανονική κατανομή. Συνεπώς, υπάρχει μια τάση εξάλειψης της αρχικής εικόνας από τις μέσες τιμές. Τα παρακάτω γραφήματα δείχνουν μια εικόνα αυτής της ανάλυσης.

Γράφημα 5: Χρονική σειρά (2011 – 2016) των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων για την Ιρλανδία



Γράφημα 6: Χρονική σειρά (2011 – 2016) της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου.

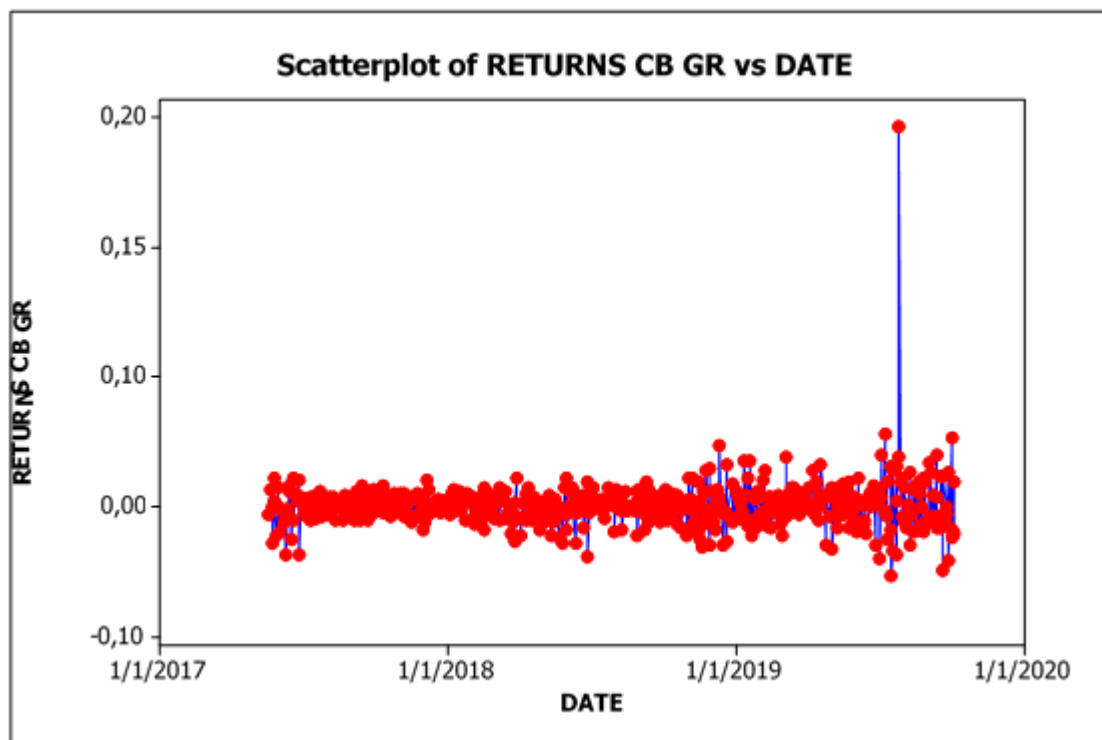


Περνώντας τώρα στην Ελλάδα η εικόνα φαίνεται να είναι διαφορετική από αυτή της Ιρλανδίας. Η μέση απόδοση για τους επενδυτές κατά την πρώτη υπο – περίοδο όπου η χώρα βρίσκεται εντός των περιορισμών του μνημονίου είναι αρνητική στο - 3,20%. Αντίθετα στη δεύτερη υπο – περίοδο όπου η χώρα είναι πλέον εκτός των μνημονιακών απαιτήσεων έχουμε θετική μέση απόδοση στο 1,73%. Είναι προφανές ότι το σοκ της εξόδου από το μνημόνιο δεν έχει παρόμοια επίδραση όπως στην Ιρλανδία ενώ δεν μπορούμε να θεωρήσουμε ότι υπάρχει ξεκάθαρη ενισχυμένη θέση της Ευρωπαϊκής οικονομίας σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α. δοθέντος ότι η μέση τιμή της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου είναι πολύ κοντά στις δύο υπό – περιόδους (1,1862 και 1,1390 αντίστοιχα). Στο τελευταίο συμπέρασμα συμβάλει και το ότι η μεταβλητότητα της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου είναι σχεδόν η διπλάσια στην πρώτη υπο – περίοδο.

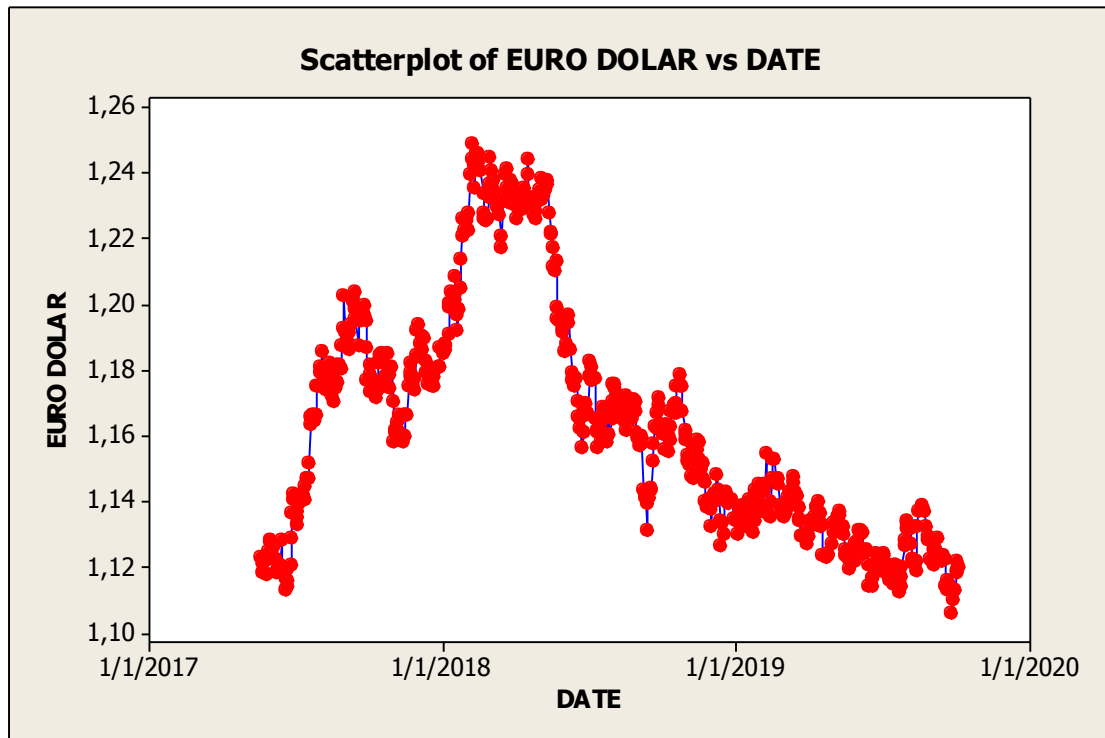
Στη δεύτερη υπο – περίοδο η μέγιστη τιμή είναι σαφώς μεγαλύτερη από την αντίστοιχη της πρώτης (αντίστοιχα και η ελάχιστη τιμή είναι μικρότερη από την

αντίστοιχη της πρώτης) ενώ συνοδεύεται και από μεγαλύτερη μεταβλητότητα σύμφωνα με τις τιμές των τυπικών αποκλίσεων. Αν συνδυάσουμε και την μη κανονικότητα των σειρών όπως προκύπτει από τους συντελεστές Jarque – Bera (δίνουν τιμές που έχουν μηδενικό παρατηρούμενο επίπεδο σημαντικότητας) δημιουργείται μια εικόνα που μοιάζει να προσομοιώνει ασθενή αποκατάσταση της εμπιστοσύνης των επενδυτών που φαίνεται να αποζητούν πρόσθετες εξασφαλίσεις. Μια εικόνα αυτής της ανάλυσης έχουμε από τα παρακάτω γραφήματα.

Γράφημα 7: Χρονική σειρά (2017 – 2019) των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων για την Ελλάδα.



Γράφημα 8: Χρονική σειρά (2017 – 2019) της ισοτιμίας ευρώ – δολαρίου.



Ξεκάθαρα και εδώ τα περιγραφικά μέτρα δεν μπορούν να δώσουν μια σαφή εικόνα της ποσοτικής εξάρτησης των δύο σειρών η οποία θα μας οδηγήσει με ασφάλεια σε κάποια απόφαση – πρόταση αναφορικά με το στόχο μας. Προφανώς, ούτε εδώ μπορούμε να εξετάσουμε την θεωρητική μας υπόθεση και επομένως χρειαζόμαστε μια διαφορετική εμπειρική στρατηγική που θα αναλύει τη δομή προβλεψιμότητας μεταξύ των μεταβλητών μας.

3.4 Έλεγχοι στασιμότητας KPSS, ERS και Μη παραμετρικός μοναδιαίας ρίζας υπό μη στάσιμη μεταβλητότητα

Όπως είδαμε τα περιγραφικά μέτρα δεν μας δίνουν την δυνατότητα να εντοπίσουμε μια σαφή κατεύθυνση αναφορικά με τη σχέση μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών με συνέπεια να μην μπορούμε να

εξετάσουμε τις θεωρητικές υποθέσεις μας. Για το λόγο αυτό θα ξεκινήσουμε να εξετάσουμε τη σχέση (βραχυχρόνια και μακροχρόνια) μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών χρησιμοποιώντας την κύρια μεθοδολογία του ελέγχου αιτιότητας Granger και την προσέγγιση Johansen system cointegration (όπως πολλές αντίστοιχες εμπειρικές μελέτες που χρησιμοποιούν χρονολογικές σειρές). Η εφαρμογή όμως αυτών των ελέγχων απαιτεί την ύπαρξη στασιμότητας των σειρών που θα χρησιμοποιηθούν. Για να την εξασφαλίσουμε μέσα από μια εμπειριστατωμένη εμπειρική ανάλυση θα χρησιμοποιήσουμε τρεις ελέγχους στασιμότητας που έχει διαφορετική φύση ο καθένας.

Αρχικά θα ξεκινήσουμε με τον έλεγχο που πρότειναν οι Kwiatkowski, Phillips, Schmidt και Shin (1992) γνωστό ως KPSS. Έστω η χρονοσειρά $Y_t, t = 1, 2, \dots, n$ για την οποία $Y_t = R_t + \beta t + e_t$, $R_t = R_{t-1} + u_t$ είναι ένας τυχαίος περίπατος με $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$, βt είναι ο όρος προσδιοριστικής τάσης και e_t το στάσιμο σφάλμα. Ελέγχεται η στασιμότητα της σειράς ορίζοντας ως μηδενική υπόθεση $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ δηλαδή η σειρά είναι στάσιμη και $H_1 : \sigma_u^2 > 0$ καθώς και η τάση με $H_0 : \beta = 0$ δηλαδή η σειρά δεν έχει τάση. Με $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j$ ορίζεται η αθροιστική κατανομή του σφάλματος και με

$\sigma^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n^2}{n}$ η μακροχρόνια διακύμανση των σφαλμάτων. Οπότε ένας συνεπής εκτιμητής της μπορεί να κατασκευαστεί βάση των καταλοίπων και της μεθόδου των

Newey – West (1994) ως εξής $\sigma^2(p) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^p w_j(p) \sum_{t=j+1}^n \hat{e}_t \hat{e}_{t-j}$ όπου p είναι

μια υστέρηση και $w_j(p)$ είναι μια συνάρτηση στάθμισης $w_j(p) = 1 - j/(p+1)$

(Συριόπουλος και Φίλιππας, 2010). Επομένως η στατιστική συνάρτηση του ελέγχου

είναι $KPSS = \frac{\sum_{t=1}^n S_t^2 / \hat{\sigma}^2(p)}{n^2}$. Για τη μηδενική υπόθεση της στασιμότητας ο KPSS

συγκλίνει στο $\int_0^1 V_1(r)^2 dr$ όπου $V_1(r) = B(r) - rB(1)$ και $B(r)$ είναι κίνηση Brown 1^{ης}

τάξης με $r \in [0,1]$. Για τη μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης τάσης ο KPSS συγκλίνει

στο $\int_0^1 V_2(r)^2 dr$ όπου $V_2(r)$ επίσης συνάρτηση από κίνηση Brown. Η απόρριψη ή μη

της μηδενικής υπόθεσης σε κάθε περίπτωση προκύπτει σύμφωνα με το άνω όριο των κριτικών τιμών της ασυμπτωτικής κατανομής της στατιστικής συνάρτησης που όρισαν οι συγγραφείς.

Ακολουθώντας προχωράμε με τον έλεγχο βέλτιστου σημείου που πρότειναν οι Elliott et al. (1996). Αυτός διαθέτει ιδιότητες ισχύος οι οποίες είναι πολύ κοντά στο power envelope δηλαδή την υψηλότερη ισχύς που μπορεί να επιτευχθεί για μια συγκεκριμένη απόκλιση από το μηδέν. Είναι κατάλληλος για χρονολογικές σειρές με άγνωστο μέσο ή γραμμική τάση και επεκτείνει μια παρόμοια ανάλυση από τους Saikkonen and Luukkonen (1993). Βασίζεται σε μια παλινδρόμηση ημι – διαφορών από όπου ορίζουμε τα κατάλοιπα ως $\hat{\eta}_t(a) = d\langle y_t | a \rangle - d\langle x_t | a \rangle' \mathcal{D}(a)$ και θέτουμε

$SSR(a) = \sum \hat{\eta}_t^2(a)$ να είναι η συνάρτηση του αθροίσματος τετραγώνων των σφαλμάτων. Στον έλεγχο του βέλτιστου σημείου των Elliott et al. (1996) η μηδενική και η εναλλακτική υπόθεση είναι $a = 1$ και $a = \bar{a}$ αντίστοιχα. Η στατιστική συνάρτηση

ελέγχου ορίζεται ως $P_T = \frac{[SSR(\bar{a}) - (\bar{a})SSR(1)]}{f_0}$ όπου f_0 ένας εκτιμητής των

καταλοίπων στη συχνότητα μηδέν. Αυτή συγκρίνεται με τις κρίσιμες τιμές των Elliott – Rothenberg – Stock (1996, table 1). Εδώ το μήκος των υστερήσεων καθορίζεται από την ελάχιστη τιμή στο τροποποιημένο κριτήριο του Akaike.

Ολοκληρώνουμε τους ελέγχους στασιμότητας κάνοντας ένα βήμα παραπάνω σε σχέση με προηγούμενες μελέτες με τη χρήση ενός μη παραμετρικού μοναδιαίας ρίζας υπό μη στάσιμη μεταβλητότητα όπως αναπτύχθηκε από τους Eroglu and Yigit (2016). Η πρόσφατη εμπειρική έρευνα δείχνει ότι η μετατόπιση της μεταβλητότητας (μη στάσιμη μεταβλητότητα) είναι ένα σύνηθες φαινόμενο στα μακροοικονομικά και χρηματοοικονομικά δεδομένα (π.χ Busetti and Taylor, 2003 και Sensier and Van Dijk, 2004). Οι Cavaliere and Taylor (2007) δείχνουν ότι υπό μη – στάσιμη μεταβλητότητα οι ασυμπτωτικές κατανομές των τυπικών ελέγχων μοναδιαίας ρίζας μεταβάλλονται δυσμενώς από την ενσωμάτωση μιας νέας παραμέτρου ενόχλησης η οποία καλείται “variance profile” και οδηγεί σε διαστρέβλωση του μεγέθους σε αυτούς τους ελέγχους. Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας των Eroglu and Yigit (2016) είναι ευσταθής υπό την παρουσία μη στάσιμης μεταβλητότητας και δεν απαιτεί την εκτίμηση της μακροχρόνιας διακύμανσης. Με αυτό τον τρόπο επιτυγχάνει στασιμότητα των σειρών ανεξάρτητα από το είδος της μεταβλητότητας.

Έστω η χρονολογική σειρά $x_t = y_t + \theta' \delta_t$ με $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$, $u_t = C(L) \varepsilon_t$, $\varepsilon_t = \sigma_t e_t$ όπου $e_t \sim i.i.d(0,1)$ και $\theta' \delta_t$ είναι ο προσδιοριστικός όρος και $C(L)$ είναι το πολυώνυμο υστέρησης. Όπως ο Nielsen (2009) εφαρμόζουν τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων με απαλοιφή της τάσης στις παρατηρούμενες σειρές x_t ώστε να εξαλείψουν τους προσδιοριστικούς όρους. Έστω \hat{x}_t τα κατάλοιπα από την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων με απαλοιφή της τάσης και ορίζοντας $\tilde{x}_t = \Delta_+^{-d} \hat{x}_t$ η στατιστική

συνάρτηση του ελέγχου δίνεται από τη σχέση $\tau_n(d) = T^{2d} \frac{\sum_{t=1}^T \hat{x}_t^2}{\sum_{t=1}^T \tilde{x}_t^2}$. Οι κριτικές τιμές του

ελέγχου παράγονται από προσομοίωση της ασυμπτωτικής κατανομής της παραπάνω

στατιστικής συνάρτησης. Η μηδενική υπόθεση της στασιμότητας της σειράς απορρίπτεται για υψηλές τιμές της εν λόγω στατιστικής συνάρτησης.

3.5 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger και Έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen.

Μετά τον έλεγχο της ύπαρξης στασιμότητας για τις τιμές εταιρικών ομολόγων και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες θα ελέγξουμε τη βραχυχρόνια σχέση μεταξύ τους χρησιμοποιώντας τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger όπως άλλες μελέτες (π.χ Kollias et al. 2010, Tsagkanos and Siriopoulos 2013). Επειδή στο πλαίσιο των υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών το πρόβλημα των νόθων (spurious) συσχετίσεων εμφανίζεται συχνά, αναζητήθηκε μια πιο αξιόπιστη μεθοδολογία για το ποια μεταβλητή προσδιορίζει τη συμπεριφορά της άλλης. Επειδή δεν ήταν εύκολο να καθοριστούν σχέσεις αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών ο Granger (1969) ανέπτυξε την οικονομική έννοια που είναι γνωστή ως αιτιότητα κατά Granger (Granger causality).

Ο Granger (1969) τονίζει πως η έννοια της αιτιότητας που εισάγεται στο άρθρο του περιορίζεται σε γραμμική αιτιότητα στο μέσο. Μόνο υπό αυτές τις υποθέσεις ισχύουν οι ορισμοί που διατυπώνονται και η μέθοδος με την οποία μπορούν να ελεγχθούν. Ωστόσο, τίθεται εν αμφιβόλω η ισχύς της υπόθεσης της γραμμικότητας στο περιβάλλον των σύγχρονων Αγορών χρήματος και Κεφαλαίου λόγω αιφνίδιων διαταραχών και ομαδοποίησης μεταβλητότητας που οδηγούν σε ασυμμετρίες και δομική μεταβλητότητα. Παρόλα αυτά η διαπίστωση της αιτιότητας είναι πολύ σημαντική αφού η παλινδρόμηση δεν μπορεί να δικαιολογήσει το γεγονός ότι οι μεταβολές της εξαρτημένης μεταβλητής Y δεν προηγούνται, έπονται ή είναι

συγχρονισμένες με τις μεταβολές της ανεξάρτητης μεταβλητής X. Η διαπίστωση της προηγέσεως (precedence) είναι ο σκοπός της ανάλυσης αιτιότητας κατά Granger.

Έστω το ακόλουθο σύστημα εξισώσεων δύο χρονολογικών σειρών Y και X.

$$Y_t = \sum \alpha_i Y_{t-i} + \sum \beta_i X_{t-i} + e_t$$

$$X_t = \sum \gamma_i Y_{t-i} + \sum \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Υποθέτουμε πως οι τρέχουσες τιμές της Y είναι επηρεασμένες από τις υστερήσεις της και από υστερήσεις της X και αντίστροφα. Υποθέτουμε επίσης ότι οι διαταρακτικοί όροι δεν ταυτίζονται και δεν συσχετίζονται. Συνεπώς διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις:

1. Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει αιτιότητα κατά Granger της X προς την Y.
2. Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} δεν είναι στατιστικά σημαντικοί ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει αιτιότητα κατά Granger της Y προς την X.
3. Οι συντελεστές β_i και γ_i είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει αιτιότητα κατά Granger της X προς την Y αμφίδρομα.
4. Οι συντελεστές β_i και γ_i δεν είναι στατιστικά σημαντικοί. Τότε λέμε πως υπάρχει ανεξαρτησία.

Για τον έλεγχο Granger θεωρούμε τη μηδενική υπόθεση ότι: H_0 : «Η X δεν προκαλεί αιτιότητα κατά Granger στην Y και η Y δεν προκαλεί αιτιότητα κατά Granger στην X»

ή διαφορετικά $H_0^1: \beta_1 = \beta_2 = \dots = 0$ ή $H_0^2: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = 0$. Ο έλεγχος γίνεται με τη χρήση της στατιστικής F.

Η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη

υποδείγματος αυτοπαλίνδρομου διανύσματος, καθώς και από τη στασιμότητα (όπως έχουμε προαναφέρει) των μεταβλητών που συμμετέχουν στις δύο παραπάνω συναρτήσεις.

Προχωρώντας στον έλεγχο της μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών χρησιμοποιούμε τον έλεγχο συνολοκλήρωσης κατά Johansen όπως άλλες μελέτες (π.χ Nieh and Lee, 2001). Ειδικότερα, αν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ δύο (ή περισσότερων) μη στάσιμων χρονολογικών σειρών και η απόκλισή τους από αυτή τη μακροχρόνια σχέση είναι στάσιμη, τότε οι μεταβλητές λέμε ότι συνολοκληρώνονται. Ο ορισμός της συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο σειρών αναπτύχθηκε από τους Engle and Granger (1987): Δύο χρονολογικές σειρές $Y_{1,t}$ και $Y_{2,t}$ λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες βαθμού d και b όπου $d \geq b \geq 0$ και συμβολίζουμε με $Y_{1,t}, Y_{2,t} \sim CI(d, b)$ αν:

1. Και οι δύο είναι ολοκληρωμένες βαθμού d .
2. Υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός τους $W_t = a_1 Y_{1,t} + a_2 Y_{2,t}$ ο οποίος δίνει μια σειρά που είναι ολοκληρωμένη βαθμού $d - b$.
3. Το διάνυσμα $[a_1, a_2]$ ονομάζεται διάνυσμα συνολοκλήρωσης (Cointegrating vector).

Ο έλεγχος του Johansen (1991) εξετάζει διάφορες μη στάσιμες μεταβλητές για τη συνολοκλήρωση. Έστω ο πίνακας $Z_t = [Y_t, X_t, W_t]$ και η εξίσωση $Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + u_t$. Μετασχηματίζοντας σε ένα διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης σφαλμάτων έχουμε το εξής: $\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + u_t$ όπου $\Gamma_i = (I - A_1 - \dots - A_k)$ και $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Αν το Π έχει πλήρη βαθμό οι μεταβλητές στο Z_t είναι $I(0)$. Ο έλεγχος του Johansen προϋποθέτει ότι τα κατάλοιπα

του διανύσματος u_t κατανέμονται κανονικά με μέσο μηδέν και διακύμανση σταθερή. Η αξία των χρονικών υστερήσεων καθορίζει το μήκος των αποκλίσεων από τη μακροχρόνια σχέση.

3.6 Το υπόδειγμα dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL-ECM).

Όπως είδαμε ένα μεγάλο μέρος της σχετικής βιβλιογραφίας χρησιμοποιεί τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger και τον έλεγχο συνολοκλήρωσης κατά Johansen για να ελέγξει την ύπαρξη βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης αντίστοιχα μεταξύ δύο χρονολογικών σειρών. Ωστόσο, αυτοί οι έλεγχοι δεν λαμβάνουν υπόψη πιθανή ασυμμετρία και δομικές μεταβλητότητες που έχουν ιδιαίτερη σημασία στο πλαίσιο της σχέσης που εξετάζουμε στην παρούσα διατριβή. Παρόμοια μειονεκτήματα παρουσιάζονται και σε άλλα υποδείγματα όπως το Panel VAR (π.χ Galariotis et al. 2016B). Το συγκεκριμένο υπόδειγμα όπως αναλύεται διεξοδικά από τους Love and Zicchino (2006) έχει το πλεονέκτημα ότι όλες οι μεταβλητές είναι ενδογενείς στο σύστημα και επιτρέπεται μη παρατηρούμενη individual heterogeneity. Παρόλα αυτά δεν προσδιορίζει τον τρόπο διαχείρισης της ασυμμετρίας και της δομικής μεταβλητότητας. Έτσι, η ασυμμετρία προκαλεί αναποτελεσματικούς εκτιμητές που οδηγούν σε μη ακριβή σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Επιπλέον, δεν υπάρχει υπόδειγμα στην υπάρχουσα βιβλιογραφία που να ελέγχει ταυτόχρονα βραχυχρόνια και μακροχρόνια σχέση μεταξύ των σειρών.

Το παραπάνω κενό που αφορά την εξάλειψη αυτών των μειονεκτημάτων έρχεται να καλύψει μια νέα μεθοδολογία που αναπτύχθηκε πρόσφατα από τους Cho et al. (2015). Πρόκειται για το dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL-ECM). Χρησιμοποιώντας το QARDL-ECM μπορούμε

ταυτόχρονα να ελέγξουμε για μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση κατά μήκος ενός εκτεταμένου εύρους quantiles με ένα πλήρως παραμετρικό τρόπο. Επιπροσθέτως το QARDL-ECM εφαρμόζεται σε μη στάσιμες ανεξάρτητες μεταβλητές όπως είναι η συντριπτική πλειοψηφία των καθαρών σειρών αποφεύγοντας με αυτό τον τρόπο την απώλεια δεδομένων που υφίσταται με τη διαφοροποίηση. Το πλεονέκτημά του αφορά την ανάπτυξη της ασυμπτωτικής θεωρίας που είναι απαραίτητη για την εκτίμηση και τον έλεγχο του QARDL-ECM με μη στάσιμες ανεξάρτητες μεταβλητές. Επιπλέον, περιορίζεται η πολυπλοκότητα της εκτίμησης των παραμέτρων του μοντέλου QARDL-ECM, καθώς αποδεικνύεται ότι ακολουθούν μια ασύμμετρη κανονική κατανομή.

Το QARDL-ECM αποτελεί μια επέκταση του ARDL-ECM το οποίο αναπτύχθηκε από τους Pesaran and Shin (1998) όπου όλες οι ιδιότητες άριστης εκτίμησης μπορούν να ληφθούν με παρόμοιο τρόπο με την ποσοτική επέκταση των Phillips and Hansen (1990) και Saikkonen (1991) όπως εφαρμόστηκε από τον Xiao (2009). Ο τελευταίος ανέπτυξε μια καινοτόμα τεχνική εκτίμησης για τις quantile cointegrated χρονολογικές σειρές. Το ARDL-ECM των Pesaran and Shin (1998) ελέγχει ταυτόχρονα για μακροχρόνια και βραχυχρόνια σχέση με ένα πλήρως παραμετρικό τρόπο. Το υπόδειγμα αυτό ήρθε ως απάντηση στην ημι – παραμετρική προσέγγιση των Phillips and Hansen (1990) η οποία είναι στατική και δείχνει μόνο τη μακροχρόνια σχέση ανάμεσα στις ολοκληρωμένες σειρές αφήνοντας την βραχυχρόνια σχέση να αποκαλύπτεται διαμέσου μια αναποτελεσματικής δύο επιπέδων προσέγγιση όπως αυτή των Engle and Granger (1987). Μάλιστα οι Pesaran et al. (2001) αναπτύσσουν μια ρεαλιστική διαδικασία ελέγχου ορίων για την ύπαρξη σταθερής μακροχρόνιας σχέσης η οποία είναι έγκυρη ανεξάρτητα από το αν οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι $I(1)$, αμοιβαία συνολοκληρώνονται ή είναι $I(0)$.

Επανερχόμενοι στον Xiao (2009) η προσέγγισή του είναι μια πολύ σημαντική συνεισφορά στο πλαίσιο της quantile παλινδρόμησης με μη στάσιμες μεταβλητές. Αυτό διότι από προηγούμενες έρευνες (π.χ. Koenker and Zhao, 1996 και Kim and White, 2003) έχει ισχυρά εδραιωθεί ότι ο quantile εκτιμητής είναι συνεπής και ασυμπτωτικά κανονικός όταν ο όρος της στασιμότητας ικανοποιείται μαζί με άλλες συνθήκες κανονικότητας. Σε αυτό το πλαίσιο, ο Granger (2010) ως πρωτοπόρος της ανάλυσης συνολοκλήρωσης παρέχει πρόσθετες συζητήσεις για την ανάλυση πιθανώς συνολοκληρώσιμων quantile χρονολογικών σειρών. Αξίζει να αναφέρουμε ότι ο Xiao (2009) δίνει ιδιαίτερη έμφαση στη μελέτη των στατιστικών ιδιοτήτων των εκτιμήσεων από την quantile παλινδρόμηση και στη συμπερασματολογία για τις ολοκληρωμένες χρονολογικές σειρές. Γενικά, η προσέγγιση του Xiao (2009) έχει υιοθετηθεί από διάφορες μελέτες, τεκμηριώνοντας αποδεικτικά στοιχεία ότι η συμβατική ανάλυση ολοκλήρωσης που εστιάζει στη μέση συμπεριφορά δεν παρέχει επαρκή πληροφορία.

Επιπρόσθετα οι άγνωστες τάξεις του QARDL-ECM επιλέγονται με συνέπεια σύμφωνα με το Bayesian information criterion (BIC). Αυτό στη γενική του μορφή γράφεται ως $BIC = k \ln(n) - 2 \ln(\hat{L})$. Όπου k ο αριθμός των παραμέτρων του υποδείγματος που εκτιμώνται, n ο αριθμός των παρατηρήσεων και \hat{L} η μέγιστη τιμή της συνάρτησης πιθανοφάνειας. Ένα άλλο πλεονέκτημα του QARDL-ECM είναι η ενσωμάτωση ασυμμετριών θέσης στη μακροχρόνια σχέση, οι οποίες αντιμετωπίζουν με καλύτερη ακρίβεια την πιθανή ετερογένεια κατά μήκος των διαφορετικών quantiles. Οι Cho et al. (2015) έδειξαν την ανωτερότητα του υποδείγματός τους στη συμπεριφορά μερισμάτων όπου προηγούμενες μελέτες εξέταζαν μόνο τον υπό συνθήκη μέσο χωρίς να διερευνούν τη σημαντική πιθανότητα η πολιτική μερισμάτων να είναι θεμελιωδώς ετερογενής κατά μήκος των διαφορετικών quantiles της υπό συνθήκη κατανομής μερισμάτων. Αυτοί ενσωμάτωσαν τοπικές (quantile) στο μακροχρόνιο στόχο του

λόγου πληρωμών και προχώρησαν σε δυναμική προσαρμογή των μερισμάτων σε συνολικό επίπεδο. Επίσης επέτρεψαν τη χρήση χρονικά μεταβαλλόμενων προτύπων μερισματικής πολιτικής χρησιμοποιώντας μια επαναλαμβανόμενη τεχνική εκτίμησης με μήκος παραθύρου 320 τεταρτημόρια.

Καταρχάς η αρχική μορφή του QARDL είναι η ακόλουθη:

$$Y_t = a_*(\tau) + \sum_{j=1}^p \phi_{j_*}(\tau) Y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_{j_*}(\tau)' X_{t-j} + U_t(\tau) \quad (1)$$

όπου $X_t \in \mathfrak{R}^k$ είναι μια ολοκληρώσιμη διαδικασία μιας στάσιμης και εργοδικής διαδικασίας με πληθυσμιακό μέσο μηδέν. $U_t(\tau)$ είναι ο όρος σφάλματος ο οποίος ορίζεται ως $Y_t - Q_{Y_t} \langle \tau | F_{t-1} \rangle$ κατά παρόμοιο τρόπο με τους Kim and White (2003). F_{t-1} είναι η μικρότερη σ -άλγεβρα (είναι μια άλγεβρα συνόλων που είναι κλειστή ως προς τη συμπλήρωση και τις αριθμήσιμες ενώσεις των μελών της) που παράγεται από $\{X'_t, Y_{t-1}, X'_{t-1}, \dots\}$ ενώ p και q ορίζονται ως οι τάξεις των υστερήσεων. Επίσης, υποθέτουμε ότι οι k μεταβλητές στο X_t δεν συνολοκληρώνονται μεταξύ τους. Για να αναλυθεί η QARDL ανασχηματίζεται η (1) ως εξής:

$$Y_t = a_*(\tau) + \sum_{j=0}^{q-1} W'_{t-j} \delta_{j_*}(\tau) + X'_t \gamma_*(\tau) + \sum_{j=1}^p \phi_{j_*}(\tau) Y_{t-j} + U_t(\tau) \quad (2)$$

με $\gamma_*(\tau) := \sum_{j=0}^q \theta_{j_*}(\tau)$, $W_t := \Delta X_t$ και $\delta_{j_*}(\tau) := -\sum_{i=j+1}^q \theta_{i_*}(\tau)$. Όλοι οι παράμετροι στη (2)

μετρούν βραχυχρόνιες δυναμικές και η μακροχρόνια σχέση ανάμεσα σε X_t και Y_t μπορεί να καλυφθεί με ανασχηματισμό της (2) στην ακόλουθη μακροχρόνια quantile διαδικασία: $Y_t = \mu_*(\tau) + X'_t \beta_*(\tau) + R_t(\tau)$ (3).

Ο όρος σφάλματος $R_t(\tau)$ αντιπροσωπεύει τη συλλογή σειριακώς συσχετιζόμενων στάσιμων μεταβλητών ασυσχέτιστες με τη μακροχρόνια σχέση. Αυτή καλύπτεται από

το $\beta_*(\tau)$ που ονομάζεται μακροχρόνια παράμετρος. Από τον ορισμό της η $\beta_*(\tau)$ είναι μια συνάρτηση των $\gamma_*(\tau)$ και $\phi_*(\tau) := (\phi_{1*}(\tau), \dots, \phi_{p*}(\tau))'$. Επομένως, μπορεί να εκτιμηθεί με συνέπεια από την αρχή plug-in και με συνέπεια να εκτιμηθούν τα $\gamma_*(\tau)$ και $\phi_*(\tau)$.

Λαμβάνοντας υπόψη ότι το κύριο ενδιαφέρον αφορά τη θεωρία εκτίμησης για τη μακροχρόνια παράμετρο $\beta_*(\tau)$ η τελική μορφή του QARDL σχηματίζοντας ένα υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος (QARDL-ECM) είναι:

$$\Delta Y_t = a_*(\tau) + \zeta_*(\tau) \left(Y_{t-1} - \beta_*(\tau)' X_{t-1} \right) + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^*(\tau) \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \theta_j^*(\tau)' \Delta X_{t-j} + U_t(\tau) \quad (4)$$

(Οι εξισώσεις για την κάθε χώρα εξειδικεύονται στο επόμενο κεφάλαιο). Το $\beta_*(\tau)$ όπως

και στην (3) είναι η μακροχρόνια παράμετρος. Όπου $\zeta_*(\tau) := \sum_{i=1}^p \phi_{i*}(\tau) - 1$ δείχνει την

ταχύτητα προσαρμογής του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος εξετάζοντας αν αυτή

είναι quantile εξαρτώμενη. Επίσης, $\theta_0^*(\tau) = \theta_{0*}(\tau)$ και για $j = 1, \dots, p-1$

$\phi_j^*(\tau) := - \sum_{h=j+1}^p \phi_{h*}(\tau)$ και $\theta_j^*(\tau) := - \sum_{h=j+1}^p \theta_{h*}(\tau)$. Σύμφωνα με τους Cho et al. (2015) το

$a_*(\tau)$ παράγει τους βραχυχρόνιους εκτιμητές $\tilde{\phi}_{j,n}(\tau)$ και $\gamma_n(\tau)$ κατ' αντιστοιχία με την εφαρμογή της τυπικής quantile παλινδρόμησης όπως οι Koenker and Hallock (2001).

Επιπλέον, οι Cho et al. (2015) περιγράφουν την παραγωγή δύο πρόσθετων παραμέτρων $\lambda_*(\tau)$ και $\delta_*(\tau)$ που αντιπροσωπεύουν την momentum (παράμετρος ορμής) και την impact reaction (αντίδραση κρούσης) παράμετρο αντίστοιχα. Αυτοί οι παράμετροι σχετίζονται με την ύπαρξη ασυμμετρίας θέσης και καλύπτουν πιθανή ετερογένεια κατά μήκος των διαφορετικών quantiles. Αυτό συμβαίνει επειδή η σχέση

μεταξύ της εξαρτημένης μεταβλητής και των ανεξαρτήτων μπορεί να διαφέρει ανάλογα με τη θέση της εξαρτημένης μεταβλητής στη δική της κατανομή. Η ανάλυση ολοκληρώνεται ελέγχοντας τη στατιστική σημαντικότητα της ασυμμετρίας τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια διαμέσου τριών ελέγχων wald $W_n(\mathbf{B})$, $W_n(\Phi)$ και $W_n(\Gamma)$. Ένα σημαντικό πλεονέκτημα είναι ότι η μηδενική κατανομή των Wald statistics τόσο εντός όσο και κατά μήκος των quantiles ασθενώς συγκλίνει στην $X -$ τετράγωνο κατανομή.

Πιο συγκεκριμένα το $W_n(\mathbf{B})$ που εξετάζει την ασυμμετρία σε μακροχρόνιο επίπεδο ασυμπτотικά ακολουθεί μια $X -$ τετράγωνο κατανομή υπό μια κατάλληλη μηδενική υπόθεση για το $\beta_*(\tau)$. Για να διερευνηθεί αυτή η ιδιότητα σχηματίζονται οι παρακάτω υποθέσεις: $H_0: \mathbf{R}\beta_*(\tau) = r$ έναντι $H_1: \mathbf{R}\beta_*(\tau) \neq r$ με \mathbf{R} να είναι ένας $r * k$ πίνακας και r ένα $r * 1$ διάνυσμα. Επίσης, το $W_n(\Phi)$ που εξετάζει την ασυμμετρία σε βραχυχρόνιο επίπεδο ασυμπτотικά ακολουθεί μια $X -$ τετράγωνο κατανομή υπό τις υποθέσεις: $H_0: \mathbf{Q}\phi_*(\tau) = q$ έναντι $H_1: \mathbf{Q}\phi_*(\tau) \neq q$ και $H_0: \mathbf{R}\gamma_*(\tau) = r$ έναντι $H_1: \mathbf{R}\gamma_*(\tau) \neq r$ με \mathbf{Q} να είναι ένας $r * p$ πίνακας και q ένα $r * 1$ διάνυσμα με την τάξη του \mathbf{R} να είναι ίση με 1 κάτι που είναι απαραίτητο ώστε να μην οδηγηθεί ο έλεγχος wald σε εκφυλισμό. Τέλος, το $W_n(\Gamma)$ εξετάζει και αυτό την ασυμμετρία σε μακροχρόνιο επίπεδο και ασυμπτотικά ακολουθεί μια $X -$ τετράγωνο κατανομή. Γενικά είναι δύσκολο να εφαρμοστεί το $W_n(\Gamma)$ αν η τάξη του \mathbf{R} είναι μεγαλύτερη από τη μονάδα. Ωστόσο αυτή η δυσκολία δεν εμφανίζεται αν \mathbf{R} και r σχεδιάζονται για να ελέγξουν τους λόγους των στοιχείων στο $\gamma_*(\tau)$.

Στο υπόδειγμα αυτό (QARDL-ECM), συμπεριλαμβάνουμε ένα σύνολο τεσσάρων μεταβλητών ελέγχου για την παρακολούθηση της ακριβούς φύσης της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αυτές οι μεταβλητές μπορούν ουσιαστικά να επηρεάσουν τόσο τα εταιρικά ομόλογα όσο και τις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Επομένως, η εμπειρική μας προσέγγιση δεν πάσχει από τη μεροληψία παράλειψης μεταβλητών. Αρχικά χρησιμοποιούμε ως μεταβλητή ελέγχου τις τιμές του χρυσού. Ο χρυσός είναι ένα ισχυρό αντιστάθμισμα σε σχέση με άλλες επενδυτικές επιλογές. Πιο συγκεκριμένα το επενδυτικό και χρηματοοικονομικό ρίσκο αυξάνεται κατά τη διάρκεια των χρηματοοικονομικών κρίσεων μειώνοντας επομένως τη ζήτηση για χρήμα. Άρα σημαντικές αλλαγές συμβαίνουν στις συναλλαγματικές ισοτιμίες. Από την άλλη πλευρά, οι χρηματαγορές όπως η αγορά εταιρικών ομολόγων γίνονται λιγότερο ελκυστικές αντιμετωπίζοντας σημαντικές εκροές που αναζητούν ασφαλέστερους προορισμούς² όπως το καταφύγιο του χρυσού (Tsagkanos and Sirioroulos, 2013).

Ο Li (2016) τονίζει ότι οι επενδυτές σε αυτό το περιβάλλον τροποποιούν τις απαιτήσεις τους για την αποζημίωση της λήψης του κινδύνου με αποτέλεσμα να αυξάνεται η μεταβλητότητα των χρηματαγορών. Μια μεταβλητότητα που οδηγεί σε αβεβαιότητα σε ποικίλες διαστάσεις της οικονομίας (π.χ Arellano et al. 2012 και Caggiano et al. 2014). Επιπλέον, λαμβάνοντας υπόψη ότι η χρηματοοικονομική ολοκλήρωση έχει αυξήσει την ευπάθεια των χωρών στις χρηματοοικονομικές κρίσεις από όπου και αν προέρχονται (Moshirian, 2008) ο χρυσός είναι μια κρίσιμη μεταβλητή ελέγχου για την υπό εξέταση περίοδο (η οποία περιλαμβάνει τις τελευταίες βασικές περιόδους υψηλής χρηματοοικονομικής πίεσης δηλαδή την κατάρρευση dot.com του

² Σε αυτούς του προορισμούς περιλαμβάνονται σε σημαντικό βαθμό και τα κρατικά ομόλογα ισχυρών οικονομικά χωρών. Για το λόγο αυτό έχει παρατηρηθεί ότι υπάρχει σημαντική αρνητική συσχέτιση μεταξύ της τιμής του χρυσού και της απόδοσης στη λήξη των εν λόγω ομολόγων.

2000-2001, την παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2008-2009 και την Ευρωπαϊκή κρίση χρέους του 2010). Παράλληλα, η τιμή του χρυσού είναι μια αντιπροσωπευτική μεταβλητή της αγοράς εμπορευμάτων και απαραίτητη για την κάλυψη ευρύτερων συνθηκών στην παγκόσμια χρηματοπιστωτική αγορά (Evgenidis and Tsagkanos, 2017).

Ακολουθώντας την μελέτη των Acharya et al. (2013) η οποία καθοδηγείται από την αντίστοιχη των Fama and French (1993) συμπεριλαμβάνουμε ένα σύνολο από δύο πρόσθετες μεταβλητές ελέγχου που αποτελούν κοινούς παράγοντες για τα εταιρικά ομόλογα. Αυτές οι μεταβλητές είναι οι TERM και DEF, οι οποίες δείχνουν μη αναμενόμενες αλλαγές στη δομή λήξεων επιτοκίων και τον κίνδυνο αθέτησης. Οι Fama and French (1993) αιτιολογούν αυτές τις επιλογές από μια διαχρονική ρύθμιση CAPM στην οποία αυτοί οι δύο παράγοντες αντισταθμίζουν τα χαρτοφυλάκια. Σύμφωνα με τους Gebhardt et al., (2005) ο παράγοντας TERM υπολογίζεται ως η διαφορά της μηνιαίας απόδοσης της μακροχρόνιας τριαντακονταετούς κρατικής ομολογίας (30-year government bond) και της μηνιαίας απόδοσης ενός βραχυχρόνιου εντόκου γραμματίου (Treasury bill). Ο παράγοντας DEF³ δείχνει τη διαφορά ανάμεσα στη μηνιαία απόδοση ενός ισορροπημένου χαρτοφυλακίου της αγοράς όλων των εταιρικών ομολόγων τουλάχιστον με ένα έτος έως τη λήξη και στη μέση απόδοση των κρατικών ομολόγων. Οι συγγραφείς τονίζουν ότι οι μη αναμενόμενες αλλαγές στη δομή λήξεων επιτοκίων και τον κίνδυνο αθέτησης συστηματικά επηρεάζουν τόσο τη συναλλαγματική ισοτιμία όσο και τις τιμές των εταιρικών ομολόγων.

Η τελευταία μεταβλητή ελέγχου που χρησιμοποιούμε είναι ο δείκτης VIX που είναι μια αντιπροσωπευτική μεταβλητή για τον περιορισμό χρηματοδότησης του αντιπροσώπου (Dick – Nielsen and Rossi, 2018). Αυτοί οι περιορισμοί μπορούν

³ Ταυτόχρονα αντικατοπτρίζει την υπερβάλλουσα απόδοση της αγοράς των εταιρικών ομολόγων.

σημαντικά να μεταβάλλουν τις τιμές των εταιρικών ομολόγων. Σύμφωνα με τον Bloom (2009) ο δείκτης VIX δείχνει τις αλλαγές στη στάση των επενδυτών έναντι του κινδύνου και μπορεί να θεωρηθεί ως μέτρο της χρονικά μεταβαλλόμενης μεταβλητότητας της χρηματαγοράς. Επιπρόσθετα ο δείκτης VIX απεικονίζει το βαθμό της οικονομικής αβεβαιότητας στις Η.Π.Α (Evgenidis et al., 2017) ο οποίος εντοπίζεται διαμέσου της μεταβλητότητας στη συναλλαγματική ισοτιμία.

3.7 Το υπόδειγμα cross – quantilogram

Όπως είδαμε τα περιγραφικά μέτρα δεν μπορούν να δώσουν μια σαφή εικόνα της ποσοτικής εξάρτησης των δύο σειρών (επενδυτικών αποδόσεων εταιρικών ομολόγων και τιμών συναλλαγματικής ισοτιμίας) η οποία θα μας οδηγήσει με ασφάλεια σε κάποια απόφαση – πρόταση αναφορικά με το δεύτερο βασικό στόχο μας. Για το λόγο αυτό η δομή προβλεψιμότητας μεταξύ των μεταβλητών μας αναλύεται με τη βοήθεια μιας νέας οικονομετρικής μεθόδου, του υποδείγματος cross-quantilogram (Han et al. 2016). Εξετάζεται δηλαδή αν μια χρονολογική σειρά έχει κατευθυντική προβλεψιμότητα (directional predictability) πάνω σε μια άλλη σειρά. Οι ερευνητές καθορίζουν την ασυμπτωτική κατανομή του cross-quantilogram και τις αντίστοιχες στατιστικές συναρτήσεις. Παράλληλα κατασκευάζουν συνεπή διαστήματα εμπιστοσύνης χρησιμοποιώντας την στάσιμη διαδικασία bootstrap.

Καταρχάς ο έλεγχος της προβλεψιμότητας των σειρών έχει εκτενώς αναλυθεί στη σχετική βιβλιογραφία εστιάζοντας ως επί το πλείστον στη χρήση προσημικών ή κατά τάξεων ελέγχων (π.χ Christoffersen and Diebold, 2002). Το quantilogram έχει διάφορα πλεονεκτήματα σε σύγκριση με τους άλλους στατιστικούς ελέγχους για την κατευθυντική προβλεψιμότητα. Δοθέντος ότι η μέθοδος βασίζεται στα quantile hits δεν απαιτεί συνθήκες ροπών όπως το κλασσικό κορελόγραμμα και στατιστικές

συναρτήσεις όπως το variance ratio που παράγονται από αυτό. Οι Mikosch and Starica (2000) τονίζουν ότι δουλεύει καλά και για χρονοσειρές με παχιές ουρές. Επιπρόσθετα αυτός ο τύπος μεθόδου επιτρέπει στους ερευνητές να εξετάσουν πολύ μεγάλες υστερήσεις σε σύγκριση με τις μεθόδους παλινδρόμησης (π.χ Engle and Manganelli, 2004).

Υπάρχει ένας μεγάλος αριθμός από πρόσφατες εργασίες που είτε επεκτείνουν είτε εφαρμόζουν αυτή τη μεθοδολογία. Για παράδειγμα οι Davis et al. (2012) και Davis et al. (2013) παρείχαν μεθόδους συμπεράσματος (inference methods) βασιζόμενοι στο bootstrap και τις μεταθέσεις για το εξτρεμόγραμμα (το οποίο είναι ουσιαστικά το quantilogram για extreme quantiles). Οι Han et al. (2016) κάνουν ένα βήμα παραπάνω παράγοντας όπως αναφέραμε το cross-quantilogram.

Πιο συγκεκριμένα τα διαστήματα εμπιστοσύνης που κατασκευάζουν είναι έγκυρα υπό δομές γενικής εξάρτησης (general dependence structures). Αναπτύσσουν τη μεθοδολογία τους εντός ενός πολυμεταβλητού πλαισίου που εξετάζεται λεπτομερώς υπό το cross-quantilogram. Για παράδειγμα οι Linton and Whang (2007) ανέφεραν εν συντομία μια τέτοια πολυμεταβλητή έκδοση του quantilogram, αλλά δεν παρείχαν ούτε θεωρητικά αποτελέσματα ούτε εμπειρικά αποτελέσματα. Εφαρμόζουν το cross-quantilogram στη μελέτη της προβλεψιμότητας των αποδόσεων των μετοχών τονίζοντας ότι η μεθοδολογία τους παρέχει μια πιο πλήρη εικόνα αναφορικά με τη δομή προβλεψιμότητας. Επίσης, επιτρέπουν ρητά το cross-quantilogram να βασίζεται σε υπό συνθήκη (ή παλινδρόμησης) quantiles (Koenker and Bassett, 1978). Χρησιμοποιώντας υπό συνθήκη quantiles αντί για μη υπό συνθήκη quantiles μετράται η κατευθυντική εξάρτηση ανάμεσα σε δύο χρονολογικές σειρές αφού επαρκώς ελεγχθεί για την πληροφορία κατά τον χρόνο πρόβλεψης. Τέλος παράγουν την ασυμπτωτική κατανομή του cross-quantilogram που ισχύει ομοιόμορφα σε ένα εύρος των quantiles.

Έστω $\{(\mathbf{y}_t, \mathbf{x}_t) : t \in \mathbb{Z}\}$ είναι αυστηρώς στάσιμες χρονολογικές σειρές με $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, y_{2t})^T \in \mathbb{R}^2$ και $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}) \in \mathbb{R}^{d_1} * \mathbb{R}^{d_2}$ όπου $x_{it} = [x_{it}^{(1)}, \dots, x_{it}^{(d_i)}]^T \in \mathbb{R}^{d_i}$ με $d_i \in \mathbb{N}$ για $i = 1, 2$. Χρησιμοποιείται η $F_{y_i/x_i} \langle \cdot | x_{it} \rangle$ απεικονίζοντας την υπό συνθήκη συνάρτηση κατανομής των σειρών y_{it} δοθέντος x_{it} με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας $f_{y_i/x_i} \langle \cdot | x_{it} \rangle$ και την αντίστοιχη υπό συνθήκη quantile συνάρτηση να ορίζεται ως $q_{i,t}(\tau_i) = \inf \{u : F_{y_i/x_i} \langle u | x_{it} \rangle \geq \tau_i\}$ με $\tau_i \in (0, 1)$ για $i = 1, 2$. Έστω \mathfrak{I} το εύρος των quantiles που ενδιαφερόμαστε να εκτιμήσουμε την κατευθυντική προβλεψιμότητα. Για απλότητα υποθέτουμε ότι \mathfrak{I} είναι ένα καρτεσιανό παράγωγο δύο κλειστών διαστημάτων στο $(0, 1)$ το οποίο είναι $\mathfrak{I} \equiv \mathfrak{I}_1 * \mathfrak{I}_2$ όπου $\mathfrak{I}_i = [\tau_i, \bar{\tau}_i]$ για κάποιο $0 < \tau_i < \bar{\tau}_i < 1$.

Θεωρούμε ένα μέτρο σειριακής εξάρτησης ανάμεσα σε δύο γεγονότα $\{y_{1t} \leq q_{1,t}(\tau_1)\}$ και $\{y_{2,t-k} \leq q_{2,t-k}(\tau_2)\}$ για ένα αυθαίρετο ζευγάρι των $\tau = (\tau_1, \tau_2)^T \in \mathfrak{I}$ και για ένα ακέραιο k . Στη βιβλιογραφία $\{1[y_{it} \leq q_{i,t}(\cdot)]\}$ καλείται το quantile – hit ή η διαδικασία quantile – exceedance για $i = 1, 2$. Το cross-quantilogram ορίζεται στη δειγματική του μορφή ως εξής:

$$\hat{\rho}_\tau(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_1}(y_{1t} - \hat{q}_{1,t}(\tau_1)) \psi_{\tau_2}(y_{2,t-k} - \hat{q}_{2,t-k}(\tau_2))}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_1}^2(y_{1t} - \hat{q}_{1,t}(\tau_1))} \sqrt{\sum_{t=k+1}^T \psi_{\tau_2}^2(y_{2,t-k} - \hat{q}_{2,t-k}(\tau_2))}} \quad (5)$$

για $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ όπου $\psi_a(u) \equiv 1[u < 0] - a$. Δοθέντος ενός συνόλου από υπό συνθήκη quantiles το cross-quantilogram εξετάζει την εξάρτηση από άποψης κατεύθυνσης της απόκλισης από τα υπό συνθήκη quantiles και επομένως μετρά την κατευθυντική

προβλεψιμότητα από μία σειρά προς άλλη. Από κατασκευής το $\hat{\rho}_\tau(k) \in [-1,1]$ με $\hat{\rho}_\tau(k) = 0$ να αντιστοιχεί στην περίπτωση της μη κατευθυντικής προβλεψιμότητας.

Ολοκληρώνοντας, πρέπει να αναφέρουμε ότι το cross-quantilogram παρέχει μια πιο πλήρη σχέση ανάμεσα στη σειρά πρόβλεψης (predictor) δηλαδή τις τιμές της συναλλαγματικής ισοτιμίας και τις αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων. Άρα γίνεται πιο ξεκάθαρη η δομή προβλεψιμότητας. Επιπρόσθετα όπως περιγράψαμε βασίζεται σε υπό συνθήκη quantiles ελέγχοντας με αυτό τον τρόπο για την πληροφορία κατά το χρόνο της πρόβλεψης. Άλλες μελέτες όπως των Nilavongse et al. (2020) εξετάζουν τις επιδράσεις στο κανάλι της συναλλαγματικής ισοτιμίας ή χρησιμοποιούν αυτό ως μέσο για την αντιπροσώπευση της επίδρασης του ρίσκου (Tunc et al. 2018).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4 : ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ

4.1 Εμπειρικά Αποτελέσματα και Ανάλυση για Ελλάδα και Η.Π.Α.

Ξεκινάμε την ανάλυσή μας με την Ελλάδα εξετάζοντας τη σχέση μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών χρησιμοποιώντας την κύρια μεθοδολογία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger και την προσέγγιση Johansen system cointegration. Επειδή όπως αναφέραμε η εφαρμογή αυτών των ελέγχων απαιτεί την ύπαρξη στασιμότητας των σειρών που θα χρησιμοποιηθούν αρχικά χρησιμοποιούμε τους ελέγχους KPSS και ERS. Αυτοί αναλύθηκαν λεπτομερώς παραπάνω και εξετάζουν την ύπαρξη ή μη στάσιμης σειράς των δεδομένων μας. Ο πίνακας 3 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 3: KPSS και ERS έλεγχοι για τις χρονοσειρές στην Ελλάδα.

Μηδενική Υπόθεση: Ο δείκτης τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) δεν έχει μοναδιαία ρίζα		
		LM-Stat
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.344691
Asymptotic critical values:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

Μηδενική Υπόθεση: Ο δείκτης τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) έχει μοναδιαία ρίζα		
ERS test statistic with	P-statistic	Sig
GLS detrended	-1.12	0.216
Μηδενική Υπόθεση: Η ισοτιμία ευρώ-δολαρίου δεν έχει μοναδιαία ρίζα		
		LM-Stat
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.473045
Asymptotic critical values:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
Μηδενική Υπόθεση: Η ισοτιμία ευρώ-δολαρίου έχει μοναδιαία ρίζα		
ERS test statistic with	P-statistic	Sig
GLS detrended	-1.03	0.277

Η στατιστική συνάρτηση ελέγχου του KPSS λαμβάνει τιμή η οποία είναι μικρότερη από κάθε κριτική τιμή στην περίπτωση των τιμών των εταιρικών ομολόγων. Όσο αφορά την ισοτιμία ευρώ – δολαρίου η στατιστική συνάρτηση ελέγχου του KPSS έχει τιμή μικρότερη από τις κριτικές τιμές των επιπέδων 1% και 5%. Αυτό σημαίνει ότι ο έλεγχος KPSS δείχνει στασιμότητα των σειρών σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Από την άλλη πλευρά η στατιστική συνάρτηση ελέγχου του ERS για το δείκτη τιμών των εταιρικών ομολόγων δίνει sig = 0,216 και για την ισοτιμία ευρώ – δολαρίου δίνει sig = 0,277. Είναι προφανές ότι δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας των σειρών για κάθε αποδεκτό επίπεδο εμπιστοσύνης. Άρα παρατηρούμε

αντικρουόμενα αποτελέσματα από τους δύο ελέγχους κάτι που αποτελεί μια πρώτη ένδειξη της επίδρασης της δομικής μεταβλητότητας.

Για το λόγο αυτό εφαρμόζουμε τον μη παραμετρικό έλεγχο μοναδιαίας ρίζας υπό μη στάσιμη μεταβλητότητα των Eroglu and Yigit (2016) που είναι ευσταθής υπό την παρουσία μη στάσιμης μεταβλητότητας. Όσο αφορά τον δείκτη τιμών των εταιρικών ομολόγων η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,358$ με p-value να είναι ίσο με 0,003. Αντίστοιχα για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,449$ με p-value να είναι ίσο με 0,000. Διαπιστώνουμε ότι η μηδενική υπόθεση της στασιμότητας της σειράς απορρίπτεται και στις δύο περιπτώσεις. Επειδή ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger απαιτεί την ύπαρξη στασιμότητας των σειρών που χρησιμοποιούνται επαναλαμβάνουμε τον έλεγχο στις πρώτες διαφορές των σειρών. Τώρα για τον δείκτη τιμών των εταιρικών ομολόγων η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,014$ με p-value να είναι ίσο με 0,827 και για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,002$ με p-value να είναι ίσο με 0,943. Επομένως έχουμε στασιμότητα και εφαρμόζουμε τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger στις πρώτες διαφορές των σειρών. Ο πίνακας 4 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 4: Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger για τις σειρές στην Ελλάδα.

Μηδενική Υπόθεση	F-Statistic	Sig
Η ισοτιμία ευρώ-δολαρίου δεν προκαλεί αιτιότητα κατά Granger	0,4119	0,8001

στο δείκτη τιμών εταιρικών ομολόγων (CB)		
Ο δείκτης τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) δεν προκαλεί αιτιότητα κατά Granger στην ισοτιμία ευρώ-δολαρίου	2,4792	0,0429

Από τα αποτελέσματα είναι εμφανής μια αιτιατή σχέση η οποία συνεπάγεται βραχυπρόθεσμη σχέση από τα εταιρικά ομόλογα προς τη συναλλαγματική ισοτιμία ευρώ – δολαρίου (σε αυτή την περίπτωση το Sig λαμβάνει τιμή μικρότερη του 5% και απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση). Αυτή η κατεύθυνση της αιτιότητας είναι κάτι το οποίο δεν αναμένουμε λαμβάνοντας υπόψη το θεωρητικό μοντέλο που αναπτύχθηκε αλλά και το γεγονός ότι η αγορά εταιρικών ομολόγων στην Ελλάδα βρίσκεται σε νηπιακό στάδιο κατά την περίοδο της μελέτης μας. Αυτό αποτελεί σημαντική ένδειξη της επίδρασης της πιθανής ασυμμετρίας (που επιβεβαιώνει τη μελέτη των Samitas and Tsakalos, 2013) και της δομικής μεταβλητότητας.

Ακολουθώς προχωράμε στον έλεγχο της μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των τιμών εταιρικών ομολόγων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας χρησιμοποιώντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Ο πίνακας 5 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 5: Έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen για τις σειρές στην Ελλάδα.

Μηδενική Υπόθεση	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Sig
Δεν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός που να είναι I(0) μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) και ισοτιμίας ευρώ- δολαρίου	0,135174	156,1599	15,49471	0,0001

Η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή 156,1599 που δίνει Sig σχεδόν μηδενικό οδηγώντας σε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης. Αυτό συνεπάγεται ότι υφίσταται μακροχρόνια σχέση μεταξύ των σειρών το οποίο σε συνδυασμό με την παραπάνω μορφή της βραχυχρόνιας σχέσης σημαίνει βαθύτερη επίδραση της ασυμμετρίας και της δομικής μεταβλητότητας.

Λαμβάνοντας υπόψη τόσο τη θεωρητική βάση όσο και την ασυμμετρία και δομική μεταβλητότητα, συμπεραίνουμε ότι ο βαθμός εξομάλυνσης των εταιρικών ομολόγων είναι θεμελιωδώς ετερογενής κατά μήκος των διαφορετικών quantiles της κατανομής του. Επομένως, συνεισφέρουμε στην υπάρχουσα βιβλιογραφία με την

ενσωμάτωση ασυμμετριών θέσης, οι οποίες όπως αναφέραμε παραπάνω αντιμετωπίζουν με καλύτερη ακρίβεια την πιθανή ετερογένεια κατά μήκος των διαφορετικών quantiles. Καταρχάς όπως είδαμε από τον έλεγχο των Eroglu and Yigit (2016) και οι δύο σειρές είναι μη – στάσιμες. Είναι αρκετά σαφές ότι το πρόβλημα με την απώλεια πληροφορίας αντιμετωπίζεται επαρκώς με την εφαρμογή του QARDL-ECM. Επίσης, σύμφωνα με το Bayesian information criterion (BIC) οι άγνωστες τάξεις για τα ρ και q του QARDL-ECM συγκλίνουν στην μονάδα. Άρα τα αποτελέσματα με την καθαρή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) εξάγονται σύμφωνα με το ακόλουθο

$$\text{υπόδειγμα: } \Delta CB_t = a_* + \zeta_* (CB_{t-1} - \beta_* ER_{t-1}) + \lambda_* \Delta CB_{t-1} + \delta_* \Delta ER_t + b_1 GOLD_t + b_2 TERM_t + b_3 DEF_t + b_4 VIX_t + U_t \quad (6)$$

ενώ τα Quantile αποτελέσματα εκτίμησης βασίζονται στο ακόλουθο υπόδειγμα:

$$\Delta CB_t = a_*(\tau) + \zeta_*(\tau) (CB_{t-1} - \beta_*(\tau) ER_{t-1}) + \lambda_*(\tau) \Delta CB_{t-1} + \delta_*(\tau) \Delta ER_t + b_1 GOLD_t + b_2 TERM_t + b_3 DEF_t + b_4 VIX_t + U_t(\tau) \quad (7)$$

Ο πίνακας 6 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 6: QARDL-ECM (1,1) αποτελέσματα για την Ελλάδα.

OLS Estimation Results			
ζ_*	β_*	λ_*	δ_*
-0,11	0,33	0,27	-0,39
(0,000)	(0,001)	(0,003)	(0,000)
GOLD	TERM	DEF	VIX
-0,725	-0,472	-0,881	-0,127
(0,003)	(0,015)	(0,000)	(0,039)

Quantile Estimation Results				
Quantile Index	$\zeta_*(\tau)$	$\beta_*(\tau)$	$\lambda_*(\tau)$	$\delta_*(\tau)$
0,25	-0,07	0,23	0,22	-0,35
	GOLD	TERM	DEF	VIX
	-0,922 (0,000)	-0,526 (0,004)	-0,936 (0,000)	-0,178 (0,019)
	$\zeta_*(\tau)$	$\beta_*(\tau)$	$\lambda_*(\tau)$	$\delta_*(\tau)$
0.50	-0,12	0,27	0,27	-0,36
	GOLD	TERM	DEF	VIX
	-0,703 (0,005)	-0,449 (0,012)	-0,845 (0,000)	-0,108 (0,033)
	$\zeta_*(\tau)$	$\beta_*(\tau)$	$\lambda_*(\tau)$	$\delta_*(\tau)$
0.75	-0,20	0,35	0,33	-0,38
	GOLD	TERM	DEF	VIX
	-0,617 (0,023)	-0,377 (0,038)	-0,699 (0,015)	-0,087 (0,076)
Wald Test	Beta	Phi	Gamma	
	3,785	3,488	3,691	
	(0,001)	(0,000)	(0,000)	

Σημείωση: Οι παρενθέσεις περιλαμβάνουν τα p-values. Τα τυπικά σφάλματα για το μακροχρόνιο συντελεστή υπολογίζονται σύμφωνα με την delta method.

Αρχικά σύμφωνα με τις εκτιμήσεις από την καθαρή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) ο ECM συντελεστής είναι -0,11 και στατιστικά σημαντικός (σύμφωνα με το p-value). Το αποτέλεσμα αυτό συνεπάγεται μια ταχύτητα

προσαρμογής περίπου στο 11%. Επίσης δείχνει το βαθμό εξομάλυνσης των εταιρικών ομολόγων. Δηλαδή πόσο γρήγορα επιτυγχάνουν τις τιμές στόχους τους υπό την επίδραση της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η τιμή του μακροχρόνιου (long – run) συντελεστή είναι 0,33 με ισχυρή στατιστική σημαντικότητα. Αυτό το αποτέλεσμα δηλώνει την παρουσία μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Δηλαδή το 33% της μεταβλητότητας των εταιρικών ομολόγων οφείλεται στη μακροχρόνια μεταβλητότητα της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

Επιπλέον, οι παράμετροι ορμής (momentum) και αντίδρασης κρούσης (impact reaction) εκτιμώνται σε 0,27 και -0,39 αντίστοιχα. Η πρώτη τιμή δείχνει ότι η αθροιστική επίδραση των μεταβολών των εταιρικών ομολόγων του παρελθόντος στις τρέχουσες μεταβολές των εταιρικών ομολόγων είναι 27%. Η δεύτερη τιμή δείχνει ότι το 39% των τρεχουσών μεταβολών των εταιρικών ομολόγων οφείλονται στην επίδραση των πρόσφατων μεταβολών (σε ίδιο χρόνο) της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Συνδυαστικά, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβολές στις τιμές των εταιρικών ομολόγων (στην Ελλάδα) καθοδηγούνται κυρίως από τις μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες (υψηλότερος συντελεστής σε απόλυτη τιμή αφού $0,39 > 0,27$ και σημαντικός σε χαμηλότερο επίπεδο έστω και οριακά) από ό, τι από τις ιστορικές τους τιμές. Η σημαντικότητα της παραμέτρου ορμής (momentum parameter) συνεπάγεται την ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών.

Από την άλλη πλευρά, η στατιστική σημαντικότητα των μεταβλητών ελέγχου δείχνει καθαρά τη συνεισφορά τους στην παρακολούθηση της ακριβούς φύσης της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών. Πιο συγκεκριμένα, το αρνητικό πρόσημο του συντελεστή της τιμής του χρυσού δείχνει ότι πράγματι ο χρυσός είναι ένα ασφαλές καταφύγιο. Μια αύξηση της τιμής του έχει ως αποτέλεσμα αρνητική μεταβολή στις τιμές των εταιρικών ομολόγων. Επομένως

λειτουργεί ως εμπόδιο στην ανάπτυξη της αγοράς εταιρικών ομολόγων, ιδιαίτερα σε μια περίοδο με έντονες οικονομικές – χρηματοοικονομικές διαταραχές απεικονίζοντας έτσι τις ευρύτερες συνθήκες στην παγκόσμια χρηματοπιστωτική αγορά.

Από τον πίνακα 6 παρατηρούμε ότι αρνητικά και στατιστικά σημαντικά πρόσημα έχουν στο υπόδειγμα τόσο η μεταβλητή TERM όσο και η μεταβλητή DEF. Είναι προφανές ότι μη αναμενόμενες μεταβολές στη δομή λήξεων των επιτοκίων και ο κίνδυνος αθέτησης (υποδηλώνεται αύξηση της τιμής των μεταβλητών αυτών) μειώνουν συστηματικά την αξία των εταιρικών ομολόγων. Παρόμοια, οι περιορισμοί χρηματοδότησης του αντιπροσώπου ή με άλλα λόγια οι αλλαγές στη στάση των επενδυτών έναντι του κινδύνου είναι τέτοιες που έχουν αρνητική επίδραση στην ανάπτυξη της αγοράς εταιρικών ομολόγων όπως δείχνει ο συντελεστής του δείκτη VIX με την αρνητική και στατιστικά σημαντική τιμή που λαμβάνει.

Περνώντας τώρα στις quantile εκτιμήσεις ο ECM συντελεστής μειώνεται μονοτονικά κατά μήκος των quantiles υποδηλώνοντας ξεκάθαρα μια διαφορετική ταχύτητα προσαρμογής. Σε αυτό το αποτέλεσμα συμβάλλει κυρίως το γεγονός ότι έχουμε διαφορετικό κίνδυνο χώρας σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Όσο χαμηλότερος είναι ο κίνδυνος της χώρας, τόσο πιο γρήγορα τα εταιρικά ομόλογα φθάνουν τις τιμές – στόχους τους υπό την επίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Οι quantile εκτιμήσεις του μακροχρόνιου (long – run) συντελεστή αυξάνουν μονοτονικά κάτι που δείχνει υψηλότερη επίδραση της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Είναι εμφανές από αυτή τη μονοτονική αύξηση ότι η ισχύς της μακροχρόνιας σχέσης αυξάνεται όσο το ρίσκο αθέτησης για τη χώρα μειώνεται.

Οι quantile εκτιμήσεις της παραμέτρου ορμής (momentum parameter) έχουν και αυτές μονοτονική αύξηση (υψηλότερη αθροιστική επίδραση των μεταβολών των εταιρικών ομολόγων του παρελθόντος στις τρέχουσες μεταβολές των εταιρικών

ομολόγων) παρέχοντας ισχυρή ένδειξη ασυμμετρίας θέσης και βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών σε όλη τη χρονική περίοδο. Από την άλλη πλευρά ο συντελεστής αντίδρασης κρούσης (impact reaction coefficient) παρουσιάζει πτώση χωρίς σημαντικές διαφορές κατά μήκος των quantiles. Αυτό το αποτέλεσμα οδηγεί σε χαμηλότερο βαθμό ασυμμετρίας. Με άλλα λόγια οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες επηρεάζουν πιο συμμετρικά τις τιμές των εταιρικών ομολόγων.

Ωστόσο, το τελευταίο αποτέλεσμα δεν μπορεί να υποστηριχθεί διαμέσου των τριών ελέγχων wald. Πιο συγκεκριμένα και στους τρεις ελέγχους τα p – value είναι σχεδόν μηδενικά που σημαίνει ότι απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της συμμετρίας (η μακροχρόνια για Beta και Gamma και η βραχυχρόνια για Phi). Επομένως, δείχνουν ξεκάθαρα το υψηλό βαθμό ασυμμετρίας τόσο για τη βραχυχρόνια όσο και για τη μακροχρόνια σχέση. Από την άλλη πλευρά, οι μεταβλητές ελέγχου παραμένουν στατιστικά σημαντικές με τιμές συντελεστών που αυξάνουν κατά μήκος των quantiles. Αυτό το αποτέλεσμα δείχνει και πάλι τη συνεισφορά τους στην παρακολούθηση της ακριβούς φύσης της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών. Παρόλα αυτά η στατιστική σημαντικότητά τους μειώνεται κατά μήκος των quantiles. Αυτό είναι μια ισχυρή ένδειξη ότι η επεξηγηματική τους ισχύς και επομένως η συνεισφορά τους στην παρακολούθηση της ακριβούς φύσης της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών εξασθενεί όταν κινούμαστε σε υψηλότερο quantile όπου το ρίσκο αθέτησης για τη χώρα μειώνεται.

Συνεχίζουμε την ανάλυσή μας με τις Η.Π.Α όπου επίσης εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών χρησιμοποιώντας την κύρια μεθοδολογία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger και την προσέγγιση Johansen system cointegration. Αφού η εφαρμογή αυτών των ελέγχων απαιτεί την ύπαρξη στασιμότητας των σειρών που θα χρησιμοποιηθούν αρχικά εξετάζουμε τη

στασιμότητα διαμέσου των ελέγχων KPSS και ERS. Ο πίνακας 7 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 7: KPSS και ERS έλεγχοι για τις χρονοσειρές στις Η.Π.Α.

Μηδενική Υπόθεση: Ο δείκτης τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) δεν έχει μοναδιαία ρίζα		
		LM-Stat
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.819368
Asymptotic critical values:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
Μηδενική Υπόθεση: Ο δείκτης τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) έχει μοναδιαία ρίζα		
ERS test statistic with GLS detrended	P-statistic	Sig
	-0.94	0.371
Μηδενική Υπόθεση: Η ισοτιμία ευρώ-δολαρίου δεν έχει μοναδιαία ρίζα		
		LM-Stat
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		3.381810
Asymptotic critical values:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000

	10% level	0.347000
Μηδενική Υπόθεση: Η ισοτιμία ευρώ-δολαρίου έχει μοναδιαία ρίζα		
ERS test statistic with	P-statistic	Sig
GLS detrended	0.88	0.415

Η στατιστική συνάρτηση ελέγχου του KPSS λαμβάνει τιμή η οποία είναι μεγαλύτερη από κάθε κριτική τιμή τόσο στην περίπτωση των τιμών των εταιρικών ομολόγων όσο και για την ισοτιμία ευρώ-δολαρίου. Αυτό σημαίνει ότι απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και ο έλεγχος KPSS δείχνει μη στασιμότητα των σειρών σε κάθε επίπεδο σημαντικότητας άρα και σε 5%. Επίσης, η στατιστική συνάρτηση ελέγχου του ERS για το δείκτη τιμών των εταιρικών ομολόγων δίνει sig = 0,371 και για την ισοτιμία ευρώ-δολαρίου δίνει sig = 0,415. Συνεπώς δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη στασιμότητας των σειρών για κάθε αποδεκτό επίπεδο εμπιστοσύνης. Σε αντίθεση με την Ελλάδα στις Η.Π.Α δεν έχουμε αντικρουόμενα αποτελέσματα από τους δύο ελέγχους άρα δεν υφίσταται ένδειξη της επίδρασης της δομικής μεταβλητότητας.

Όπως παραπάνω εφαρμόζουμε και πάλι τον μη παραμετρικό έλεγχο μοναδιαίας ρίζας υπό μη στάσιμη μεταβλητότητα των Eroglu and Yigit (2016) που είναι ευσταθής υπό την παρουσία μη στάσιμης μεταβλητότητας αλλά αυτή τη φορά ως έλεγχο ευστάθειας (test of robustness) στους KPSS και ERS. Όσο αφορά τον δείκτη τιμών των εταιρικών ομολόγων η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,561$ με p-value μηδενικό. Αντίστοιχα για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,625$ επίσης με μηδενικό p-value. Διαπιστώνουμε ότι η μηδενική υπόθεση της στασιμότητας της σειράς απορρίπτεται και στις δύο περιπτώσεις κάτι που επιβεβαιώνει τα αποτελέσματα των KPSS και ERS. Επειδή ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger απαιτεί την ύπαρξη στασιμότητας των

σειρών που χρησιμοποιούνται επαναλαμβάνουμε τον έλεγχο στις πρώτες διαφορές των σειρών. Τώρα για τον δείκτη τιμών των εταιρικών ομολόγων η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,005$ με p-value να είναι ίσο με 0,893 και για τις συναλλαγματικές ισοτιμίες λαμβάνει τιμή $\tau_{\eta}(d) = 0,001$ με p-value να είναι ίσο με 0,968. Επομένως έχουμε στασιμότητα και εφαρμόζουμε τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger στις πρώτες διαφορές των σειρών. Ο πίνακας 8 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 8: Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger για τις σειρές στις Η.Π.Α.

Μηδενική Υπόθεση	F-Statistic	Sig
Η ισοτιμία ευρώ-δολαρίου δεν προκαλεί αιτιότητα κατά Granger στο δείκτη τιμών εταιρικών ομολόγων (CB)	0,3522	0,8427
Ο δείκτης τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) δεν προκαλεί αιτιότητα κατά Granger στην ισοτιμία ευρώ-δολαρίου	1,1262	0,3421

Από τα παραπάνω αποτελέσματα παρατηρούμε ότι το Sig λαμβάνει τιμή πολύ μεγαλύτερη του 5% και στις δύο περιπτώσεις. Άρα δεν υπάρχει αιτιατή σχέση μεταξύ των μεταβλητών που σημαίνει ότι δεν μπορεί να υποστηριχθεί η βραχυχρόνια σχέση. Στη συνέχεια προχωράμε στον έλεγχο της μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των τιμών

εταιρικών ομολόγων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας χρησιμοποιώντας τον έλεγχο συνολοκλήρωσης κατά Johansen. Ο πίνακας 9 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 9: Έλεγχος συνολοκλήρωσης κατά Johansen για τις σειρές στις Η.Π.Α.

Μηδενική Υπόθεση	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Sig
Δεν υπάρχει γραμμικός συνδυασμός που να είναι I(0) μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων (CB) και ισοτιμίας ευρώ-δολαρίου	0,200249	1612,510	15,49471	0,0001

Η στατιστική συνάρτηση ελέγχου λαμβάνει τιμή 1612,510 που δίνει Sig σχεδόν μηδενικό οδηγώντας σε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης. Αυτό συνεπάγεται ότι υφίσταται μακροχρόνια σχέση μεταξύ των σειρών. Ο συνδυασμός των αποτελεσμάτων του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger με τον έλεγχο συνολοκλήρωσης κατά Johansen δείχνουν ότι η πραγματική σχέση μεταξύ των μεταβλητών δεν μπορεί να αναδειχθεί εξαιτίας του μεγέθους της ασυμμετρίας και της δομικής μεταβλητότητας.

Όπως προηγουμένως λαμβάνουμε υπόψη τη θεωρητική βάση την ασυμμετρία και τη δομική μεταβλητότητα και ενσωματώνουμε ασυμμετρίες θέσης διαμέσου του QARDL-ECM. Δοθέντος ότι όλοι οι έλεγχοι που χρησιμοποιήσαμε κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι και οι δύο σειρές είναι μη – στάσιμες η απώλεια πληροφορίας αντιμετωπίζεται επαρκώς με την εφαρμογή του QARDL-ECM. Σύμφωνα με το Bayesian information criterion (BIC) οι άγνωστες τάξεις για τα p και q του QARDL-ECM συγκλίνουν στην μονάδα. Άρα τα αποτελέσματα με την καθαρή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) εξάγονται σύμφωνα με το ακόλουθο υπόδειγμα:

$$\Delta ER_t = a_* + \zeta_* (ER_{t-1} - \beta_* CB_{t-1}) + \lambda_* \Delta ER_{t-1} + \delta_* \Delta CB_t + b_1 GOLD_t + b_2 TERM_t + b_3 DEF_t + b_4 VIX_t + U_t \quad (8)$$

ενώ τα Quantile αποτελέσματα εκτίμησης βασίζονται στο ακόλουθο υπόδειγμα:

$$\Delta ER_t = a_*(\tau) + \zeta_*(\tau)(ER_{t-1} - \beta_*(\tau)CB_{t-1}) + \lambda_*(\tau)\Delta ER_{t-1} + \delta_*(\tau)\Delta CB_t + b_1 GOLD_t + b_2 TERM_t + b_3 DEF_t + b_4 VIX_t + U_t(\tau) \quad (9)$$

Ο πίνακας 10 παρουσιάζει τα αποτελέσματα.

Πίνακας 10: QARDL-ECM (1,1) αποτελέσματα για τις Η.Π.Α.

OLS Estimation Results			
ζ_*	β_*	λ_*	δ_*
-0,17	0,39	0,28	-0,43
(0,000)	(0,000)	(0,008)	(0,000)
GOLD	TERM	DEF	VIX
-0,461	-0,585	-0,826	0,359
(0,096)	(0,000)	(0,000)	(0,005)
Quantile Estimation Results			

Quantile Index	$\zeta_*(\tau)$	$\beta_*(\tau)$	$\lambda_*(\tau)$	$\delta_*(\tau)$
0,25	-0,18	0,33	0,31	-0,36
	GOLD	TERM	DEF	VIX
	-0,271 (0,183)	-0,479 (0,002)	-0,705 (0,038)	0,285 (0,018)
	$\zeta_*(\tau)$	$\beta_*(\tau)$	$\lambda_*(\tau)$	$\delta_*(\tau)$
0,50	-0,12	0,40	0,19	-0,41
	GOLD	TERM	DEF	VIX
	-0,494 (0,048)	-0,631 (0,000)	-0,973 (0,000)	0,525 (0,000)
	$\zeta_*(\tau)$	$\beta_*(\tau)$	$\lambda_*(\tau)$	$\delta_*(\tau)$
0,75	-0,09	0,51	0,10	-0,52
	GOLD	TERM	DEF	VIX
	-0,216 (0,231)	-0,395 (0,022)	-0,788 (0,041)	0,193 (0,199)
Wald Test	Beta	Phi	Gamma	
	4,283	3,979	4,027	
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	

Σημείωση: Οι παρενθέσεις περιλαμβάνουν τα p-values. Τα τυπικά σφάλματα για το μακροχρόνιο συντελεστή υπολογίζονται σύμφωνα με την delta method.

Αρχικά σύμφωνα με τις εκτιμήσεις από την καθαρή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) ο ECM συντελεστής είναι -0,17 και στατιστικά σημαντικός (το p-value είναι μηδενικό). Το αποτέλεσμα αυτό συνεπάγεται μια ταχύτητα προσαρμογής περίπου στο 17% και δείχνει το βαθμό εξομάλυνσης της

συναλλαγματικής ισοτιμίας. Δηλαδή πόσο γρήγορα επιτυγχάνουν τις τιμές στόχους τους υπό την επίδραση των εταιρικών ομολόγων. Η τιμή του μακροχρόνιου (long – run) συντελεστή είναι 0,39 με ισχυρή στατιστική σημαντικότητα (και εδώ το p-value είναι μηδενικό). Αυτό το αποτέλεσμα δηλώνει την παρουσία μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών. Δηλαδή το 39% της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας οφείλεται στη μακροχρόνια μεταβλητότητα των εταιρικών ομολόγων.

Επιπλέον, οι παράμετροι ορμής (momentum) και αντίδρασης κρούσης (impact reaction) εκτιμώνται σε 0,28 και -0,43 αντίστοιχα. Η πρώτη τιμή δείχνει ότι η αθροιστική επίδραση των μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας του παρελθόντος στις τρέχουσες μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι 28%. Η δεύτερη τιμή δείχνει ότι το 43% των τρεχουσών μεταβολών της συναλλαγματικής ισοτιμίας οφείλεται στην επίδραση των πρόσφατων μεταβολών (σε ίδιο χρόνο) των εταιρικών ομολόγων. Συνδυαστικά, καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας (στις Η.Π.Α) καθοδηγούνται κυρίως από τις μεταβολές των εταιρικών ομολόγων (υψηλότερος συντελεστής σε απόλυτη τιμή αφού $0,43 > 0,28$ και σημαντικός σε χαμηλότερο επίπεδο έστω και οριακά) από ό, τι από τις ιστορικές τους τιμές. Η στατιστική σημαντικότητα της παραμέτρου ορμής (momentum parameter) συνεπάγεται την ύπαρξη βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών.

Όσο αφορά τις μεταβλητές ελέγχου όλες επιτυγχάνουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο κάτω του 1% εκτός από το συντελεστή της τιμής του χρυσού που οριακά επιτυγχάνει στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 10%. Άρα έχουμε μια ασθενή αρνητική επίδραση της τιμής του χρυσού στις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Αυτό οφείλεται στο ότι η εκτεταμένη περίοδος μελέτης για τις Η.Π.Α περιλαμβάνει υπό – περιόδους ισχυρής οικονομικής ανάπτυξης που αντισταθμίζουν την επίδραση της χρηματοοικονομικής κρίσης. Από τον πίνακα 10 παρατηρούμε ότι

αρνητικά και στατιστικά σημαντικά πρόσημα έχουν στο υπόδειγμα τόσο η μεταβλητή TERM όσο και η μεταβλητή DEF. Είναι προφανές ότι μη αναμενόμενες μεταβολές στη δομή λήξεων των επιτοκίων και ο κίνδυνος αθέτησης (υποδηλώνεται αύξηση της τιμής των μεταβλητών αυτών) μειώνουν συστηματικά την αξία της συναλλαγματικής ισοτιμίας αφού αυξάνει η ζήτηση για χρήμα από την ισχυρότερη οικονομία δηλαδή αυτή των Η.Π.Α. Ο συντελεστής του δείκτη VIX τώρα έχει θετική και στατιστικά σημαντική τιμή. Άρα μια αύξησή του (συνεπάγεται αλλαγή στη στάση των επενδυτών έναντι του κινδύνου) μειώνει τη συναλλαγματική ισοτιμία. Προφανώς όσο πιο υψηλή είναι η τιμή του δείκτη VIX οδηγεί σε υψηλότερο βαθμό οικονομικής αβεβαιότητας στις Η.Π.Α. που συνεπάγεται υποτίμηση του δολαρίου σε σχέση με το ευρώ. Για άλλη μια φορά η στατιστική σημαντικότητα των μεταβλητών ελέγχου δείχνει καθαρά τη συνεισφορά τους στην παρακολούθηση της ακριβούς φύσης της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Προχωρώντας με τις quantile εκτιμήσεις ο ECM συντελεστής αυξάνεται μονοτονικά κατά μήκος των quantiles υποδηλώνοντας ξεκάθαρα μια διαφορετική ταχύτητα προσαρμογής. Σε αυτό το αποτέλεσμα συμβάλλει κυρίως το γεγονός ότι ενσωματώνουμε στο δείγμα μας χρονικές περιόδους με διαφορετικά χρηματοοικονομικά χαρακτηριστικά. Αυτά τα χαρακτηριστικά προκαλούν μια απόκλιση των συναλλαγματικών ισοτιμιών από τις τιμές – στόχους τους υπό την επίδραση των εταιρικών ομολόγων. Οι quantile εκτιμήσεις του μακροχρόνιου (long – run) συντελεστή επίσης αυξάνουν μονοτονικά κάτι που δείχνει υψηλότερη επίδραση της μεταβλητότητας των εταιρικών ομολόγων. Άρα η ισχύς της μακροχρόνιας σχέσης αυξάνεται όσο η χρηματοοικονομική πίεση (financial stress) μειώνεται.

Οι quantile εκτιμήσεις της παραμέτρου ορμής (momentum parameter) μειώνονται μονοτονικά (υψηλότερη αθροιστική επίδραση των μεταβολών των

συναλλαγματικών ισοτιμιών του παρελθόντος στις τρέχουσες μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών) παρέχοντας ισχυρή ένδειξη ασυμμετρίας θέσης και βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών σε όλη τη χρονική περίοδο. Επίσης, ο συντελεστής αντίδρασης κρούσης (impact reaction coefficient) τείνει να μειώνεται με σημαντικές διαφορές κατά μήκος των quantiles. Αυτό το αποτέλεσμα οδηγεί σε υψηλό βαθμό ασυμμετρίας. Με άλλα λόγια οι μεταβολές στις τιμές των εταιρικών ομολόγων προσωρινά επηρεάζουν τις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών υπό ένα μη συμμετρικό πρότυπο. Αυτό κυρίως οφείλεται στις μεταβολές της χρηματοοικονομικής πίεσης στις αγορές.

Σε αντίθεση με την Ελλάδα στις Η.Π.Α, το τελευταίο αποτέλεσμα μπορεί να υποστηριχθεί διαμέσου των τριών ελέγχων wald. Πιο συγκεκριμένα και στους τρεις ελέγχους τα p – value είναι σχεδόν μηδενικά που σημαίνει ότι απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της συμμετρίας (η μακροχρόνια για Beta και Gamma και η βραχυχρόνια για Phi). Επομένως, δείχνουν ξεκάθαρα το υψηλό βαθμό ασυμμετρίας τόσο για τη βραχυχρόνια όσο και για τη μακροχρόνια σχέση. Από την άλλη πλευρά, οι μεταβλητές ελέγχου έχουν στατιστική σημαντικότητα που ποικίλει κατά μήκος των quantiles ενώ οι συντελεστές τους διατηρούν τα ίδια πρόσημα όπως στην καθαρή μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Ο υψηλότερος βαθμός σημαντικότητας εμφανίζεται στο δεύτερο quantile το οποίο περιλαμβάνει την παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2008 – 2009. Γενικά η επεξηγηματική τους ισχύς παραμένει αξιόλογη με σημαντική συνεισφορά στην παρακολούθηση της ακριβούς φύσης της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Τα παραπάνω αποτελέσματα υποστηρίζουν έντονα τις δύο πρώτες θεωρητικές υποθέσεις. Δηλαδή τα αποτελέσματα του QARDL-ECM για την Ελλάδα κάνουν αποδεκτή την πρώτη θεωρητική υπόθεση και τα αντίστοιχα για τις Η.Π.Α κάνουν

αποδεκτή τη δεύτερη θεωρητική υπόθεση. Οι συνέπειες του χρηματοοικονομικού άγχους και των κρίσεων (ασυμμετρία και δομική μεταβλητότητα) χειρίζονται σωστά και επαρκώς από το QARDL-ECM. Στην ελληνική οικονομία, όπου η περίοδος κρίσης έχει δείξει ότι είναι ευάλωτη στη μετάδοση ενός σοκ, η συναλλαγματική ισοτιμία τόσο βραχυχρόνια όσο και μακροχρόνια επηρεάζει τις τιμές των εταιρικών ομολόγων με διαφορετικό βαθμό ασυμμετρίας.

Αυτός ο συνδυασμός δείχνει καθαρά ότι τα ελληνικά εταιρικά ομόλογα αποτελούν επενδυτική επιλογή υψηλού κινδύνου. Σε αυτό το περιβάλλον, τον κύριο ρόλο του «επενδυτή» παίζουν τα hedge funds που επιδιώκουν να εκμεταλλευτούν τη χρονική υπο-τιμολόγηση (μέσω της επίδρασης των συναλλαγματικών ισοτιμιών) για την επίτευξη κέρδους. Εδώ αξίζει να αναφέρουμε ότι το επίπεδο της ξένης ιδιοκτησίας των ελληνικών εταιρικών ομολόγων ξεπερνά το 75%. Αυτό το στοιχείο σχετίζεται σημαντικά με το συμπέρασμά μας για τη δραστηριότητα των hedge funds. Αυτό το είδος της επενδυτικής δραστηριότητας ήταν κάτι που αναμέναμε λόγω του υψηλού ρίσκου αθέτησης ως χώρα για την Ελλάδα και την επαπειλούμενη έξοδο (Grexit) από τη ζώνη του ευρώ.

Παρόλα αυτά η πιθανότητα για έξοδο (Grexit) από τη ζώνη του ευρώ έχει μειωθεί σταθερά το τελευταίο έτος. Ο κύριος λόγος φαίνεται να είναι η υλοποίηση διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων από την κυβέρνηση, όπου η επίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών βελτίωσε την ταχύτητα προσαρμογής των εταιρικών ομολόγων στις τιμές – στόχους τους. Ωστόσο, αυτές οι παρεμβάσεις δεν είναι αρκετές για να αλλάξουν την προοπτική των επενδυτών για τα ελληνικά εταιρικά ομόλογα. Αυτό είναι σαφές από την παράμετρο ορμής και την αντίστοιχη ασυμμετρία θέσης που αναδεικνύει την αρνητική επίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών στα εταιρικά ομόλογα. Για να επιτευχθεί αυτός ο στόχος, οι επιχειρήσεις πρέπει να επιμείνουν

περισσότερο στις μεταρρυθμίσεις που θα προσελκύσουν το ενδιαφέρον των επενδυτών. Αυτές οι μεταρρυθμίσεις πρέπει να δώσουν έμφαση στη βελτίωση της παραγωγικότητας (συμπεριλαμβανομένης της ορθολογικής κατανομής του εισοδήματος που θα δίνει έμφαση στις πιο παραγωγικές ομάδες ή μονάδες του προσωπικού), στον εξαγωγικό προσανατολισμό και στη μείωση της έκθεσης σε αγορές υψηλού κινδύνου. Με άλλα λόγια, χρειάζονται μεταρρυθμίσεις που βελτιώνουν την ανταγωνιστικότητα των επιχειρήσεων τόσο στο εσωτερικό όσο και στο εξωτερικό.

Μαζί με τις μεταρρυθμίσεις, οι εγχώριοι επενδυτές πρέπει να εκπαιδευτούν στη χρήση εταιρικών ομολόγων ως μία ασφαλής επενδυτική επιλογή. Εάν πληρούνται αυτές οι δύο προϋποθέσεις, το ενδιαφέρον για επενδύσεις σε ελληνικά εταιρικά ομόλογα θα μετατοπιστεί από τα hedge funds σε μακροχρόνιους επενδυτές. Αυτό το αποτέλεσμα θα εξαλείψει σημαντικά τόσο την ασυμμετρία όσο και την δομική μεταβλητότητα. Με αυτόν τον τρόπο, οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα επηρεάσουν θετικά την ανάπτυξη των εταιρικών ομολόγων μακροπρόθεσμα με συμμετρικό και σχετικά προβλέψιμο πρότυπο. Επιπλέον, η εμπιστοσύνη των επενδυτών θα λειτουργήσει ως μοχλός ανάπτυξης για τη χρηματιστηριακή αγορά (που είναι μια πιο επικίνδυνη επενδυτική επιλογή και λειτουργεί πιο ομαλά με τη σταθερή ανάπτυξη της αγοράς εταιρικών ομολόγων). Αυτό το πλαίσιο θα προσφέρει ισχυρά επενδυτικά κεφάλαια για την ανάπτυξη των επιχειρήσεων και θα προωθήσει την οικονομική ανάπτυξη της χώρας, συμβάλλοντας στη μείωση της ανεργίας, στη βελτίωση των εξαγωγών και στην αύξηση του ΑΕΠ μεταξύ άλλων.

Στην οικονομία των Η.Π.Α, το QARDL-ECM δείχνει ότι οι τιμές των εταιρικών ομολόγων επηρεάζουν τις μεταβολές στη συναλλαγματική ισοτιμία αλλά πολύ κοντά με ένα μη συμμετρικό πρότυπο. Με μια πρώτη ματιά, η καλά οργανωμένη αγορά εταιρικών ομολόγων των Η.Π.Α παραμένει μια αξιόπιστη επενδυτική επιλογή τόσο για

εγχώριους όσο και για ξένους επενδυτές. Ως εκ τούτου, η αγορά αυτή παρέχει τα απαραίτητα επενδυτικά κεφάλαια στις επιχειρήσεις για την υλοποίηση των επενδυτικών τους και μη έργων τους. Αν και αυτή η δραστηριότητα εξακολουθεί να παραμένει σε ισχύ, μπορεί να οδηγήσει σε ένα παραπλανητικό συμπέρασμα τόσο για τους επιχειρηματίες όσο και για τους υπεύθυνους χάραξης πολιτικής, ενθαρρύνοντάς τους να παραμείνουν αφοσιωμένοι στο ίδιο μοντέλο επιχειρηματικής ανάπτυξης και χρηματοδότησης. Η άποψή μας αυτή υποστηρίζεται έντονα από το μη συμμετρικό πρότυπο της σχέσης που εξάγεται από την παράμετρο ορμής.

Η οικονομία των ΗΠΑ είναι σε θέση να απορροφήσει τις αναταραχές από τις συνθήκες οικονομικής πίεσης και αστάθειας. Ωστόσο, η ασυμμετρία που διαπιστώνεται μπορεί να προκαλέσει προβλήματα χρηματοδότησης στις επιχειρήσεις. Αν και αυτά τα προβλήματα αποκτούν συνήθως μια προσωρινή διάσταση, απαιτούν προσεκτική διαχείριση, επειδή μπορούν να εκτροχιάσουν το οικονομικό πρότυπο που ακολουθούν οι επιχειρήσεις. Σε αντίθεση με την Ελλάδα, το κρίσιμο σημείο δεν εντοπίζεται ούτε στις ισχυρές μεταρρυθμίσεις ούτε στην καλύτερη εκπαίδευση των επενδυτών. Το κρίσιμο σημείο αφορά την επιμονή στην ορθολογική χρηματοοικονομική διαχείριση και την ποικιλία χρηματοδότησης που εξομαλύνει τόσο την αρνητική επίδραση της παραμέτρου ορμής όσο και την επίδραση από διαφορετικά χρηματοοικονομικά χαρακτηριστικά. Επομένως, θα είναι σε θέση να αποφύγουν ακόμη και προσωρινά εμπόδια που μπορούν να αποκτήσουν έναν πιο μόνιμο χαρακτήρα με αρνητικά αποτελέσματα σε όλη την οικονομία.

4.2 Εμπειρικά Αποτελέσματα και Ανάλυση για Ιρλανδία και Ελλάδα.

Υλοποιούμε την ανάλυσή μας εξετάζοντας το cross-quantilogram στη δειγματική του μορφή το $\hat{\rho}_\tau(k)$ για διαφορετικά quantile σημεία. Για τα quantiles των

αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων $q_1(\tau_1)$ θεωρούμε $\tau_1 = 0,05, 0,10, 0,20, 0,30, 0,50, 0,70, 0,80, 0,90$ και $0,95$. Για τα quantiles της συναλλαγματικής ισοτιμίας ευρώ-δολαρίου $q_2(\tau_2)$ θεωρούμε $\tau_2 = 0,1$ και $0,9$. Αρχικά δίνουμε έμφαση στην περίπτωση της Ιρλανδίας.

Πίνακας 11: $\hat{\rho}_\tau(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ιρλανδία είναι εντός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
P	0,05	0,10	0,20	0,30	0,50	0,70	0,80	0,90	0,95
1	0,192	0,181	0,170	0,158	0,042	0,173	0,182	0,181	0,185
10	0,183	0,168	0,155	0,141	0,036	0,162	0,171	0,170	0,177
20	0,147	0,135	0,130	0,122	0,027	0,153	0,163	0,162	0,172
40	0,131	0,116	0,108	0,099	0,020	0,138	0,145	0,149	0,163
60	0,118	0,109	0,091	0,072	0,012	0,129	0,137	0,142	0,156

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,1$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο χαμηλό quantile (ενίσχυση του δολαρίου έναντι του ευρώ).

Στον πίνακα 11 (όπου η χώρα βρίσκεται κάτω από τους περιορισμούς του μνημονίου ενώ η οικονομία των Η.Π.Α ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή της Ευρωπαϊκής Ένωσης) στην αριστερή πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν υψηλές θετικές τιμές οι οποίες μειώνονται κινούμενοι σε υψηλότερες υστερήσεις και quantiles. Αυτό είναι μια σαφής ένδειξη σημαντικών αρνητικών αποδόσεων για τους επενδυτές εταιρικών ομολόγων, οι οποίες ωστόσο δείχνουν μια σταδιακή τάση ανάκαμψης. Στην δεξιά πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ παρουσιάζουν παρόμοια συμπεριφορά κινούμενοι από $\tau_1 = 0.95$ προς $\tau_1 = 0.50$. Είναι ξεκάθαρο ότι οι επενδυτές απέχουν πολύ από σημαντικές θετικές αποδόσεις. Στη συνέχεια περνάμε σε ένα περιβάλλον όπου η οικονομία της Ευρωπαϊκής Ένωσης ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α.

Πίνακας 12: $\hat{\rho}_\tau(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ιρλανδία είναι εντός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
p	0,05	0,10	0,20	0,30	0,50	0,70	0,80	0,90	0,95
1	-0,179	-0,152	-0,102	0,115	0,012	-0,190	-0,191	-0,197	-0,196
10	-0,161	-0,131	-0,072	0,105	0,007	-0,185	-0,185	-0,191	-0,188
20	-0,144	-0,116	-0,045	0,091	0,002	-0,175	-0,179	-0,178	-0,182
40	-0,120	-0,101	-0,002	0,077	0,001	-0,168	-0,172	-0,171	-0,179
60	-0,107	-0,082	0,009	0,061	0,001	-0,161	-0,163	-0,169	-0,177

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα

διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,9$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο υψηλό quantile (ενίσχυση του ευρώ έναντι του δολαρίου).

Στο παραπάνω συμπέρασμα (ότι οι επενδυτές απέχουν πολύ από σημαντικές θετικές αποδόσεις) καταλήγουμε και σύμφωνα με τα αποτελέσματα των $\hat{\rho}_\tau(k)$ στη δεξιά πλευρά του πίνακα 12. Ειδικότερα τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν υψηλές αρνητικές τιμές οι οποίες αυξάνονται κινούμενοι σε υψηλότερες υστερήσεις και χαμηλότερα quantiles. Εστιάζοντας όμως στην αριστερή πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν αρνητικές τιμές οι οποίες αυξάνουν σε υψηλότερες υστερήσεις ενώ συνοδεύονται από θετικές τιμές στα υψηλότερα quantiles. Επομένως, έχουμε μια απότομη μείωση της πιθανότητας σημαντικών αρνητικών αποδόσεων στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων.

Επαναλαμβάνουμε την ανάλυσή μας στην αντίστοιχη χρονική περίοδο μετά την έξοδο από το μνημόνιο.

Πίνακας 13: $\hat{\rho}_\tau(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ιρλανδία είναι εκτός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
p	0,05	0,10	0,20	0,30	0,50	0,70	0,80	0,90	0,95
1	-0,197	-0,190	-0,144	-0,109	-0,005	-0,031	-0,079	-0,117	-0,184
10	-0,192	-0,186	-0,107	-0,077	-0,002	-0,007	-0,046	-0,061	-0,157
20	-0,169	-0,151	-0,072	-0,035	-0,001	-0,001	-0,004	-0,015	-0,096
40	-0,133	-0,120	-0,038	-0,014	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002	-0,022
60	-0,104	-0,083	-0,012	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,003

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,1$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο χαμηλό quantile (ενίσχυση του δολαρίου έναντι του ευρώ).

Όπως παρατηρούμε τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν αρνητικές τιμές σε όλες τις υστερήσεις και τα quantiles. Ωστόσο στατιστική σημαντικότητα υφίσταται μόνο στο χαμηλότερο και υψηλότερο quantile. Αυτό το εύρημα δείχνει ότι σε ένα περιβάλλον όπου η οικονομία των Η.Π.Α ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή της Ευρωπαϊκής Ένωσης, η μειούμενη πιθανότητα για σημαντικές αρνητικές αποδόσεις και η αύξων πιθανότητα για σημαντικές θετικές αποδόσεις στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων περιορίζονται κυρίως στην πρώτη περίοδο όπου επηρεάζεται έντονα από το σοκ της εξόδου από το μνημόνιο.

Σε αντίθεση με το παραπάνω αποτέλεσμα, ο Πίνακας 14 δείχνει ότι αυτές οι πιθανότητες (με αύξουσα και μειούμενη τάση αντίστοιχα) αποκτούν σημαντική διάσταση σε όλη την υπό εξέταση περίοδο κατά την οποία η οικονομία της Ευρωπαϊκής Ένωσης ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α.

Πίνακας 14: $\hat{\rho}_\tau(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ιρλανδία είναι εκτός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
p	0,05	0,10	0,20	0,30	0,50	0,70	0,80	0,90	0,95

1	0,198	0,197	0,190	0,187	0,031	0,176	0,186	0,190	0,196
10	0,191	0,191	0,183	0,180	0,014	0,163	0,172	0,176	0,186
20	0,186	0,185	0,174	0,168	0,005	0,149	0,158	0,165	0,172
40	0,179	0,176	0,166	0,152	0,001	0,122	0,136	0,158	0,165
60	0,175	0,170	0,153	0,137	0,001	0,097	0,115	0,152	0,161

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,9$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο υψηλό quantile (ενίσχυση του ευρώ έναντι του δολαρίου).

Οι θετικές και στατιστικά σημαντικές τιμές των $\hat{\rho}_\tau(k)$ και στις δύο πλευρές έρχονται σε συμφωνία με αυτό το συμπέρασμα. Ειδικότερα, στην αριστερή πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν υψηλές θετικές τιμές οι οποίες μειώνονται κινούμενοι σε υψηλότερες υστερήσεις και quantiles. Αυτό είναι μια σαφής ένδειξη ότι μειώνεται σημαντικά η πιθανότητα αρνητικών αποδόσεων για τους επενδυτές εταιρικών ομολόγων. Στην δεξιά πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ παρουσιάζουν παρόμοια συμπεριφορά κινούμενοι από $\tau_1 = 0.95$ προς $\tau_1 = 0.50$. Αυτό δείχνει ότι αυξάνεται η πιθανότητα για σημαντικές θετικές αποδόσεις στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων.

Για την Ιρλανδία, η προσχώρηση στο Μνημόνιο οδήγησε στην εφαρμογή διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων που στοχεύουν στην ανάπτυξη μέσω υγιών επιχειρηματικών δραστηριοτήτων. Το πιο σημαντικό, επιτυγχάνει αυτόν τον στόχο ήδη πριν αποχωρήσει από το μνημόνιο ακόμη και σε ένα περιβάλλον όπου η ευρωπαϊκή

οικονομία υστερεί σε σχέση με εκείνη των Η.Π.Α. Όταν η ευρωπαϊκή οικονομία αναπτύσσεται γρηγορότερα από αυτή των Η.Π.Α, οι συνθήκες κανονικότητας παρουσιάζονται πριν ακόμη αποχωρήσει από το μνημόνιο και επομένως οι επιχειρηματικές δραστηριότητες ενισχύονται συστηματικά από τους επενδυτές.

Αυτά τα αποτελέσματα μας οδηγούν στην αποδοχή της τρίτης θεωρητικής υπόθεσης διότι πράγματι οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων παρουσιάζουν διαφορετική συμπεριφορά πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης (μνημόνιο) ανεξάρτητα από την ισχυροποίηση ή μη της ευρύτερης οικονομικής ομάδας που ανήκει η συγκεκριμένη χώρα. Απλώς στην περίπτωση που η ευρωπαϊκή οικονομία αναπτύσσεται γρηγορότερα από αυτή των Η.Π.Α αυτή η διαφορετική συμπεριφορά γίνεται πιο έντονη.

Στη συνέχεια προχωράμε την ανάλυσή μας με την περίπτωση της Ελλάδας. Και πάλι ξεκινάμε την ανάλυσή μας όταν η χώρα βρίσκεται κάτω από τους περιορισμούς του μνημονίου.

Πίνακας 15: $\hat{\rho}_r(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ελλάδα είναι εντός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
P	0.05	0.10	0.20	0.30	0.50	0.70	0.80	0.90	0.95
1	0.199	0.198	0.193	0.192	0.036	0.182	0.184	0.191	0.198
10	0.196	0.191	0.189	0.185	0.008	0.170	0.172	0.177	0.193
20	0.193	0.185	0.182	0.180	0.002	0.156	0.160	0.164	0.191

40	0.187	0.180	0.174	0.171	0.001	0.138	0.141	0.152	0.190
60	0.184	0.176	0.167	0.165	0.001	0.120	0.125	0.145	0.188

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,1$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο χαμηλό quantile (ενίσχυση του δολαρίου έναντι του ευρώ).

Στον πίνακα 15 (όπου η οικονομία των Η.Π.Α ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή της Ευρωπαϊκής Ένωσης) στην αριστερή πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν υψηλές θετικές τιμές οι οποίες μειώνονται ελαφρώς σε υψηλότερες υστερήσεις και quantiles και όχι στον ίδιο βαθμό όπως στην περίπτωση της Ιρλανδίας. Αυτό είναι μια σαφής ένδειξη σημαντικών αρνητικών αποδόσεων για τους επενδυτές εταιρικών ομολόγων χωρίς να υπάρχει κάποια τάση ανάκαμψης. Στην δεξιά πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ παρουσιάζουν παρόμοια συμπεριφορά κινούμενοι από $\tau_1 = 0.95$ προς $\tau_1 = 0.50$. Αυτό δείχνει ότι οι επενδυτές απέχουν πολύ από σημαντικές θετικές αποδόσεις. Στη συνέχεια περνάμε σε ένα περιβάλλον όπου η οικονομία της Ευρωπαϊκής Ένωσης ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α.

Πίνακας 16: $\hat{\rho}_\tau(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ελλάδα είναι εντός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
P	0.05	0.10	0.20	0.30	0.50	0.70	0.80	0.90	0.95
1	-0.195	-0.191	-0.184	-0.182	-0.005	-0.194	-0.194	-0.196	-0.198
10	-0.184	-0.180	-0.171	-0.166	-0.002	-0.185	-0.190	-0.193	-0.194
20	-0.171	-0.163	-0.160	-0.151	-0.001	-0.177	-0.185	-0.184	-0.191
40	-0.152	-0.139	-0.128	-0.123	-0.001	-0.162	-0.171	-0.175	-0.187
60	-0.126	-0.105	-0.092	-0.101	-0.001	-0.149	-0.158	-0.168	-0.180

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,9$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο υψηλό quantile (ενίσχυση του ευρώ έναντι του δολαρίου).

Τα προηγούμενα συμπεράσματα ισχύουν και εδώ. Ειδικότερα στη δεξιά πλευρά του πίνακα 16 τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν υψηλές αρνητικές τιμές οι οποίες αυξάνονται μερικώς κινούμενοι σε υψηλότερες υστερήσεις και χαμηλότερα quantiles. Αυτό δείχνει ότι οι επενδυτές απέχουν πολύ από σημαντικές θετικές αποδόσεις. Επίσης, στην αριστερή πλευρά του πίνακα 16 τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν υψηλές αρνητικές τιμές οι οποίες αυξάνονται μερικώς κινούμενοι σε υψηλότερες υστερήσεις και quantiles. Αυτό είναι μια σαφής ένδειξη σημαντικών αρνητικών αποδόσεων για τους επενδυτές εταιρικών ομολόγων χωρίς να υπάρχει και πάλι κάποια τάση ανάκαμψης. Επομένως οι

πίνακες 15 και 16 δείχνουν ότι υπάρχει αύξων πιθανότητα για σημαντικές αρνητικές αποδόσεις και μειούμενη πιθανότητα για σημαντικές θετικές αποδόσεις στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων είτε η οικονομία της Ευρωπαϊκής Ένωσης ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α είτε συμβαίνει το αντίθετο.

Επαναλαμβάνοντας την ανάλυσή μας στην αντίστοιχη χρονική περίοδο μετά την έξοδο από το μνημόνιο λαμβάνουμε μια εικόνα η οποία είναι εντελώς διαφορετική από αυτή της Ιρλανδίας.

Πίνακας 17: $\hat{\rho}_\tau(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ελλάδα είναι εκτός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
p	0.05	0.10	0.20	0.30	0.50	0.70	0.80	0.90	0.95
1	0.176	0.165	0.152	-0.128	-0.022	0.185	0.188	0.193	0.190
10	0.161	0.152	0.140	-0.101	-0.008	0.177	0.180	0.185	0.181
20	0.148	0.137	0.125	-0.083	-0.002	0.164	0.170	0.178	0.174
40	0.130	0.122	0.116	-0.061	-0.001	0.151	0.161	0.170	0.165
60	0.108	0.091	0.085	-0.027	-0.001	0.128	0.145	0.156	0.148

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,1$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο χαμηλό quantile (ενίσχυση του δολαρίου έναντι του ευρώ).

Πιο συγκεκριμένα σε ένα περιβάλλον όπου η οικονομία των Η.Π.Α ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή της Ευρωπαϊκής Ένωσης δεν έχουμε καμία ένδειξη για σημαντικές θετικές αποδόσεις στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων. Αυτό το συμπέρασμα στηρίζεται στο ότι στη δεξιά πλευρά του πίνακα 17 τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν υψηλές θετικές τιμές οι οποίες μειώνονται μερικώς (αλλά παραμένουν στατιστικά σημαντικές) κινούμενοι σε υψηλότερες υστερήσεις και χαμηλότερα quantiles. Στην αριστερή πλευρά του πίνακα 17 τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν θετικές τιμές και μόνο στο υψηλότερο quantile έχουμε αρνητικές τιμές χωρίς στατιστική σημαντικότητα. Αυτό το αποτέλεσμα δείχνει ότι το μέγεθος των αρνητικών αποδόσεων στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων παραμένει σημαντικό.

Στη συνέχεια εξετάζουμε τη σχέση σε ένα περιβάλλον όπου η οικονομία της Ευρωπαϊκής Ένωσης ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α.

Πίνακας 18: $\hat{\rho}_\tau(k)$ τιμές για διαφορετικά quantile σημεία των αποδόσεων του δείκτη εταιρικών ομολόγων (CB returns). Η Ελλάδα είναι εκτός του μνημονίου.

Quantiles - τ_1									
p	0.05	0.10	0.20	0.30	0.50	0.70	0.80	0.90	0.95
1	-0.191	0.171	0.168	0.163	0.020	0.160	0.164	-0.193	-0.194
10	-0.180	0.145	0.141	0.134	0.003	0.127	0.131	-0.164	-0.173
20	-0.162	0.117	0.119	0.105	0.001	0.092	0.102	-0.127	-0.140
40	-0.141	0.082	0.068	0.039	0.001	0.061	0.075	-0.098	-0.111
60	-0.115	0.038	0.030	0.007	0.001	0.014	0.029	-0.038	-0.059

Σημειώσεις: Το cross-quantilogram υπολογίζεται χρησιμοποιώντας 1000 bootstrap επαναλήψεις. Η παράμετρος στροφής (turning parameter) γ επιλέγεται υιοθετώντας τον κανόνα που προτείνεται από τους Politis and White (2004) και αργότερα διορθώνεται από τους Patton et al. (2009). $\tau_2 = 0,9$ που σημαίνει ότι η συναλλαγματική ισοτιμία (ER) είναι στο υψηλό quantile (ενίσχυση του ευρώ έναντι του δολαρίου).

Ειδικότερα, στην αριστερή πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ λαμβάνουν αρνητικές τιμές στο πρώτο quantile και όλες τις υστερήσεις και ακολούθως θετικές τιμές οι οποίες όμως μειώνονται κινούμενοι σε υψηλότερες υστερήσεις και quantiles. Αυτό είναι μια σαφής ένδειξη ότι μειώνεται η πιθανότητα αρνητικών αποδόσεων για τους επενδυτές εταιρικών ομολόγων χωρίς όμως αυτό να συμβαίνει άμεσα μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης. Στην δεξιά πλευρά τα $\hat{\rho}_\tau(k)$ παρουσιάζουν παρόμοια συμπεριφορά κινούμενοι από $\tau_1 = 0.95$ προς $\tau_1 = 0.50$ λαμβάνοντας όμως αρνητικές τιμές στα δύο μεγάλα quantiles και θετικές στα δύο επόμενα. Αυτό δείχνει ότι αυξάνεται η πιθανότητα για θετικές αποδόσεις στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων αλλά χρονικά ακόμη πιο μακριά σε σχέση με τη μείωση της πιθανότητας αρνητικών αποδόσεων. Ως εκ τούτου, η μειούμενη πιθανότητα για σημαντικές αρνητικές αποδόσεις και η αύξων πιθανότητα για σημαντικές θετικές αποδόσεις στους επενδυτές εταιρικών ομολόγων εμφανίζονται σημαντικά αργότερα σε σχέση με την Ιρλανδία.

Αυτά τα αποτελέσματα μας οδηγούν στην απόρριψη της τρίτης θεωρητικής υπόθεσης διότι οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων δεν παρουσιάζουν διαφορετική συμπεριφορά πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης (μνημόνιο) όταν η οικονομία των Η.Π.Α ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Αντίθετα οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων παρουσιάζουν διαφορετική

συμπεριφορά πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης (μνημόνιο) όταν η οικονομία της Ευρωπαϊκής Ένωσης ισχυροποιείται σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α. Επομένως η διαφορετική συμπεριφορά των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης (μνημόνιο) εξαρτάται από την ισχυροποίηση ή μη της ευρύτερης οικονομικής ομάδας που ανήκει η συγκεκριμένη χώρα.

Για την Ελλάδα, η υιοθέτηση του μνημονίου ήταν περισσότερο ένα κοινωνικοπολιτικό παρά ένα οικονομικό σοκ. Οι διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις, αν και ισχυρότερες από την Ιρλανδία, δεν κατάφεραν να προσελκύσουν επαρκώς την εμπιστοσύνη των επενδυτών, η οποία θα τονώσει σημαντικά την επιχειρηματική δραστηριότητα είτε λίγο πριν είτε αμέσως μετά την έξοδο από το μνημόνιο σε ένα περιβάλλον μειωμένης δυναμικής της ευρωπαϊκής οικονομίας σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α. Αντιθέτως, μόνο όταν ενισχύεται η ευρωπαϊκή οικονομία και μετά από μια μακρύτερη περίοδο από την έξοδο από το μνημόνιο γίνονται εμφανείς οι πρώτες θετικές επιπτώσεις στις επιχειρηματικές δραστηριότητες. Είναι σαφές ότι το σοκ της εξόδου από το μνημόνιο και μόνο δεν είναι επαρκές για να προσελκύσει το ενδιαφέρον των επενδυτών με μακροπρόθεσμη προοπτική. Η ηθική φύση της οικονομικής κρίσης (στη μια χώρα η βασική αιτία ήταν ο δημόσιος τομέας, στη άλλη ήταν κάτι πιο περίπλοκο με την αγορά ακινήτων κ.λπ.) και οι διαφορές στο γεωπολιτικό περιβάλλον συμβάλλουν επίσης σε αυτό το αποτέλεσμα.

Όλα αυτά τα ευρήματα αναδεικνύουν την πολυδιάστατη οικονομική αξία του μνημονίου. Κάθε οικονομία απορροφά με διαφορετικό ρυθμό τις διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις (στο κράτος, στις επιχειρήσεις και το τραπεζικό σύστημα) που υφίστανται οι χώρες. Ο στόχος της ανάπτυξης με τη βελτίωση και την ενίσχυση της επιχειρηματικής δραστηριότητας επιτυγχάνεται άμεσα στην Ιρλανδία ακόμη και όταν

η ευρωπαϊκή οικονομία υστερεί έναντι των Η.Π.Α. Στην Ελλάδα, από την άλλη πλευρά, τέτοιες συνθήκες όπως οι παραπάνω είναι πολύ πρόσφατες και απαιτούν μια ισχυρή ευρωπαϊκή οικονομία. Τα οικονομικά αποτελέσματα για τις δύο χώρες συγκλίνουν αλλά με διαφορετικό ρυθμό λόγω της πολιτικής βούλησης που σταδιακά συγκλίνει επίσης. Ως εκ τούτου, το μνημόνιο επιτυγχάνει τον τελικό στόχο της οικονομικής σύγκλισης προς τον πυρήνα των χωρών της Ευρωζώνης. Επιπλέον, υπάρχει μια σαφής τάση για πολιτική σύγκλιση. Η πολιτική σύγκλιση είναι η βάση για τη διατήρηση της οικονομικής σύγκλισης μακροπρόθεσμα.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5 : ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ, ΠΡΟΤΑΣΕΙΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ ΚΑΙ ΜΕΛΛΟΝΤΙΚΕΣ ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΕΙΣ

Δεν υπάρχει αμφιβολία ότι η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2007 – 2010 και η επακόλουθη κρίση του δημοσίου χρέους της Ευρωζώνης επηρέασαν αρνητικά τόσο τον βαθμό εξάρτησης μεταξύ των αγορών όσο και τον αντίστοιχο βαθμό ασυμμετρίας που υπάρχει εσωτερικά αλλά και μεταξύ τους. Επίσης έδειξαν ότι η ταχύτητα μετάδοσης ενός σοκ είτε χρηματοοικονομικού είτε νομισματικού έχει αλλάξει δραματικά. Με βάση αυτά τα ευρήματα, στην παρούσα διατριβή δίνουμε αρχικά έμφαση σε μια σχέση που έχει μεν περιορισμένη έκταση στη σχετική βιβλιογραφία αλλά αποδεικνύεται μέσα από τη σχετική βιβλιογραφία που έχουμε αναφέρει παραπάνω η ύπαρξή της. Ειδικότερα, εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ τιμών εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών εστιάζοντας στις αγορές των Η.Π.Α και της Ελλάδας. Στην παρούσα διατριβή για πρώτη φορά στην διεθνή βιβλιογραφία θέτοντας ξεκάθαρους στόχους και υποθέσεις εξετάζονται οι σχέσεις μεταξύ τιμών και αποδόσεων εταιρικών ομολόγων με τις συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Αρχικά, σε αντίθεση με άλλες μελέτες εξετάζουμε το ζήτημα των εταιρικών ομολόγων χρησιμοποιώντας μια διαφορετική θεωρητική προσέγγιση που οδηγεί προοδευτικά στην ανάπτυξη δύο ορθολογικών αλλά αντίθετων θεωρητικών υποθέσεων. Η βασική μας συμβολή και κύριος στόχος μας είναι να προσδιορίσουμε μια υγιή οικονομική πολιτική που θα παρέχει προοπτικές ανάπτυξης για τις επιχειρήσεις και των δύο χωρών διαμέσου της αγοράς εταιρικών ομολόγων μέσα σε ένα περιβάλλον χρηματοοικονομικής πίεσης και ασυμμετρίας.

Αναλύουμε την οικονομική σχέση σε δύο διαφορετικές αγορές όσο αφορά το βαθμό μεγέθυνσης της αγοράς εταιρικών ομολόγων. Οι Η.Π.Α είναι ο ηγέτης των αγορών εταιρικών ομολόγων, ενώ η Ελλάδα είναι μια αναδυόμενη αγορά εταιρικών ομολόγων με ένα ιδιαίτερο οικονομικό και πολιτικό παρελθόν (οικονομική εποπτεία, αποτυχία σχηματισμού κυβερνήσεων πλειοψηφίας κτλ). Ωστόσο, υπάρχουν διαφορές και σε άλλες διαστάσεις της αγοράς ομολόγων για τις δύο χώρες, όπως είναι η διαχείριση του κινδύνου επιτοκίου με νέες εκδόσεις χρεών, οι οποίες δημιουργούν ένα πρόσθετο κίνητρο για την μελέτη αυτών των δύο αγορών. Η πρόκληση ήταν να εστιάσουμε στην ασυμμετρία και τη δομική μεταβλητότητα των σειρών ελέγχοντας ταυτόχρονα για την ύπαρξη βραχυχρόνιας και μακροχρόνιας σχέσης αντίστοιχα μεταξύ των δύο χρονολογικών σειρών.

Το κενό αυτό εμπειρικά έρχεται να εξαλείψει η εφαρμογή μίας νέας μεθοδολογίας, το dynamic quantile autoregressive-distributed lag error correction model (QARDL-ECM). Επιπροσθέτως, η μεθοδολογία αυτή (QARDL-ECM) εφαρμόζεται σε μη στάσιμες ανεξάρτητες μεταβλητές όπως είναι η συντριπτική πλειοψηφία των καθαρών σειρών αποφεύγοντας με αυτό τον τρόπο την απώλεια δεδομένων λόγω διαφοροποίησης. Γενικά το QARDL-ECM προσφέρει μια νέα εμπειρική διάσταση που ορθώς χειρίζεται τα παραπάνω προβλήματα. Επίσης, στην παρούσα διατριβή, ένα σύνολο τεσσάρων μεταβλητών ελέγχου χρησιμοποιείται για την ακριβή μελέτη της φύσης της συγκεκριμένης σχέσης που αναπτύσσεται μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών. Επομένως, η εμπειρική μας προσέγγιση δεν πάσχει από τη μεροληψία παράλειψης μεταβλητών.

Όσον αφορά την Ελληνική αγορά τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι μεταβολές στις τιμές των εταιρικών ομολόγων καθοδηγούνται κυρίως από τις μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες και όχι τόσο από τις ιστορικές τους τιμές. Οι quantile

εκτιμήσεις επιβεβαιώνουν την ύπαρξη της μακροχρόνιας σχέσης της οποίας η ισχύς αυξάνεται όσο το ρίσκο αθέτησης για τη χώρα μειώνεται. Επιπλέον η μονοτονική τους αύξηση δείχνει υψηλότερη επίδραση της μεταβλητότητας της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Παρέχουν επίσης ισχυρή ένδειξη ασυμμετρίας θέσης και βραχυχρόνιας σχέσης μεταξύ των μεταβλητών σε όλη τη χρονική περίοδο διαμέσου της παραμέτρου ορμής (momentum parameter).

Ωστόσο, οι μεταβλητές ελέγχου αποκτούν στατιστική σημαντικότητα με ασθενέστερη επίδραση όταν κινούμαστε σε υψηλότερο quantile όπου το ρίσκο αθέτησης για τη χώρα μειώνεται. Με άλλα λόγια τα ελληνικά εταιρικά ομόλογα αποτελούν επενδυτική επιλογή υψηλού κινδύνου. Παρόλα αυτά η κυβέρνηση διαμέσου της υλοποίησης διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων επιτυγχάνει μια βελτίωση της ταχύτητας προσαρμογής των εταιρικών ομολόγων στις τιμές-στόχους τους υπό την επίδραση των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Αυτή η δραστηριότητα θα μεταβάλλει θετικά την εμπιστοσύνη των επενδυτών. Η άλλη συστηματική δράση που πρέπει να ληφθεί αφορά την εκπαίδευση των εγχώριων επενδυτών να χρησιμοποιούν εταιρικά ομόλογα ως μια ασφαλή επενδυτική επιλογή. Για να επιτευχθεί αυτός ο στόχος οι επιχειρήσεις πρέπει να επιμείνουν σε μεταρρυθμίσεις που βελτιώνουν την ανταγωνιστικότητά τους, ενισχύοντας την εμπιστοσύνη των επενδυτών.

Στην περίπτωση των Η.Π.Α υπάρχει τόσο μακροχρόνια όσο και βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών. Οι μεταβολές στις συναλλαγματικές ισοτιμίες καθοδηγούνται κυρίως από τις μεταβολές στις τιμές των εταιρικών ομολόγων (με προσωρινό χαρακτήρα) παρά από τις ιστορικές τους τιμές. Στις quantile εκτιμήσεις ο ECM συντελεστής οδηγεί σε μια διαφορετική ταχύτητα προσαρμογής. Τα διαφορετικά χρηματοοικονομικά χαρακτηριστικά προκαλούν μια απόκλιση των συναλλαγματικών ισοτιμιών από τις τιμές – στόχους τους υπό την επίδραση των

εταιρικών ομολόγων. Οι quantile εκτιμήσεις δείχνουν ότι η ισχύ της μακροχρόνιας σχέσης αυξάνεται όσο η χρηματοοικονομική πίεση (financial stress) μειώνεται αναδεικνύοντας την ασυμμετρία θέσης μεταξύ των μεταβλητών σε όλη την εξεταζόμενη χρονική περίοδο. Οι μεταβλητές ελέγχου παρουσιάζουν μια μεταβαλλόμενη στατιστική σημαντικότητα στα quantiles διατηρώντας τα πρόσημά τους.

Αυτό το οποίο είναι ιδιαίτερα ενδιαφέρον από άποψης στατιστικής σημαντικότητας βρίσκεται στο δεύτερο quantile που περιλαμβάνει την παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2008 – 2009. Η σχέση μεταξύ των μεταβλητών ακολουθεί ένα μη – συμμετρικό πρότυπο το οποίο δείχνει την ύπαρξη πιθανών προβλημάτων στην χρηματοδότηση των επιχειρήσεων. Μολονότι αυτά τα προβλήματα φαίνεται να είναι προσωρινά, απαιτούν προσεκτική διαχείριση, επειδή μπορούν να εκτροχιάσουν το οικονομικό πρότυπο που ακολουθούν οι επιχειρήσεις. Γι' αυτό το λόγο οι επιχειρηματίες χρειάζεται να αλλάξουν το μοντέλο διαχείρισης που ακολουθούν ιδιαίτερα στον τομέα της χρηματοδότησης. Το κρίσιμο σημείο αφορά την εξολοκλήρου ορθολογική χρηματοοικονομική διαχείριση και την εφαρμογή ποικιλόμορφων μορφών χρηματοδότησης ώστε να εξομαλυνθεί η αρνητική επίδραση της παραμέτρου ορμής όσο και η επίδραση που προέρχεται από διαφορετικά χρηματοοικονομικά χαρακτηριστικά. Με αυτό τον τρόπο θα αποφευχθούν ακόμη και προσωρινά εμπόδια που μπορούν να αποκτήσουν έναν πιο μόνιμο χαρακτήρα με αρνητικά αποτελέσματα σε όλη την οικονομία.

Όπως συνάγεται, η παραπάνω ανάλυση εξηγεί επαρκώς την επιχειρηματική στρατηγική που πρέπει να ακολουθηθεί, ώστε τα εταιρικά ομόλογα να καταστούν ένα σημαντικό μόνιμο χρηματοδοτικό εργαλείο σε ένα περιβάλλον οικονομικής πίεσης και ασυμμετρίας. Αυτό πραγματοποιείται διαμέσου της σχέσης μεταξύ εταιρικών

ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών σε δύο διαφορετικές αγορές αναφορικά με την ανάπτυξη των εταιρικών ομολόγων, δηλαδή τις Η.Π.Α και την Ελλάδα. Αυτό είναι ένα πρώτο βήμα για την εξέταση σε μελλοντική έρευνα των επιδράσεων της διασποράς (contagion effects – όπως άλλες έρευνες που εστιάζουν στις αποδόσεις στη λήξη των κρατικών ομολόγων π.χ Philippas and Siriopoulos 2013, Arghyrou and Kantonikas 2012) διαμέσου διεθνών χαρτοφυλακίων ομολόγων όχι μόνο σε αυτές τις οικονομίες αλλά και σε άλλες παρόμοιες ή μη αγορές. Τέλος ως μελλοντική έρευνα θα μπορούσε να είναι ένας συνδυασμός της παρούσας μελέτης και μιας πρόσφατης μελέτης από τους Galariotis et al. (2018) που αφορά την επίδραση της νομισματικής πολιτικής (είτε υπό συνθήκη είτε μη υπό συνθήκη) στα εταιρικά ομόλογα.

Όπως είδαμε η παγκόσμια χρηματοοικονομική κρίση του 2007 – 2010 και η επακόλουθη κρίση του δημοσίου χρέους της Ευρωζώνης επηρέασαν αρνητικά τόσο τον βαθμό εξάρτησης μεταξύ των αγορών όσο και τον αντίστοιχο βαθμό ασυμμετρίας που υπάρχει εσωτερικά αλλά και μεταξύ τους. Εκτός αυτού ανέδειξαν και μια πρόσθετη αρνητική διάσταση με τη διαστρέβλωση στις οργανωτικές δομές και τα μοντέλα ανάπτυξης στις περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης, με αποτέλεσμα οι χώρες αυτές να σταματήσουν να έχουν πρόσβαση στις χρηματαγορές. Για το λόγο αυτό υιοθέτησαν οικονομικά μέτρα τα οποία κυρίως επιβλήθηκαν από εξωτερικούς οργανισμούς (π.χ Διεθνές Νομισματικό Ταμείο, Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα κτλ) ως μέρος μιας συστηματικής δράσης (μνημόνιο) για την χρηματοδότηση τους και την οικονομική τους επιβίωση.

Επιπρόσθετος στόχος της διατριβής αλλά εξίσου σημαντικός είναι η εξέταση της σχέσης των αποδόσεων (επενδυτικών και όχι στη λήξη) εταιρικών ομολόγων και των τιμών της συναλλαγματικής ισοτιμίας σε δύο περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης (Ελλάδα και Ιρλανδία) ώστε να αποκαλύψουμε την οικονομική αξία του μνημονίου.

Είναι γνωστό ότι ο σκοπός του μνημονίου αφορά την ανάπτυξη μιας υγιούς οικονομικής πολιτικής που θα συμβάλει στη βελτίωση και την τόνωση της επιχειρηματικής δραστηριότητας. Για το λόγο αυτό αναπτύσσουμε μια θεωρητική προσέγγιση που οδηγεί προοδευτικά στην υιοθέτηση μιας αντιπροσωπευτικής θεωρητικής υπόθεσης. Για να καταλήξουμε με ασφάλεια σε κάποια απόφαση – πρόταση αναφορικά με τον πρόσθετο στόχο μας εξετάζουμε την ποσοτική εξάρτηση των δύο σειρών (επενδυτικών αποδόσεων εταιρικών ομολόγων και τιμών συναλλαγματικής ισοτιμίας) χρησιμοποιώντας μια νέα οικονομετρική μέθοδο, το υπόδειγμα cross-quantilogram (Han et al. 2016) που εξετάζει αν μια χρονολογική σειρά έχει κατευθυντική προβλεψιμότητα (directional predictability) πάνω σε μια άλλη σειρά.

Όσο αφορά την Ιρλανδία, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του cross-quantilogram στη δειγματική του μορφή $\hat{\rho}_\tau(k)$ για διαφορετικά quantile σημεία, παρουσιάζει ένα υψηλότερο βαθμό απορρόφησης των διαρθρωτικών μεταρρυθμίσεων που στοχεύουν στην ανάπτυξη υγιών επιχειρηματικών δραστηριοτήτων. Αυτό είναι εμφανές από το γεγονός ότι η Ιρλανδία επιτυγχάνει τον στόχο ήδη πριν αποχωρήσει από το μνημόνιο ακόμη και σε ένα περιβάλλον όπου η ευρωπαϊκή οικονομία υστερεί σε σχέση με εκείνη των Η.Π.Α. και επομένως οι επιχειρηματικές δραστηριότητες ενισχύονται συστηματικά από τους επενδυτές ανεξάρτητα αν η ευρωπαϊκή οικονομία αναπτύσσεται γρηγορότερα από αυτή των Η.Π.Α ή όχι. Ως εκ τούτου γίνεται αποδεκτή η τρίτη θεωρητική υπόθεση διότι πράγματι οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων παρουσιάζουν διαφορετική συμπεριφορά πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης ανεξάρτητα από την ισχυροποίηση ή μη της ευρύτερης οικονομικής ομάδας που ανήκει η συγκεκριμένη χώρα.

Σχετικά με την Ελλάδα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του cross-quantilogram στη δειγματική του μορφή $\hat{\rho}_\tau(k)$ για διαφορετικά quantile σημεία καταλήγουμε σε απόρριψη της τρίτης θεωρητικής υπόθεσης διότι η διαφορετική συμπεριφορά των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων πριν και μετά την έξοδο από τη γραμμή οικονομικής στήριξης (μνημόνιο) εξαρτάται από την ισχυροποίηση ή μη της ευρύτερης οικονομικής ομάδας που ανήκει η συγκεκριμένη χώρα. Πιο συγκεκριμένα, αν και οι διαρθρωτικές μεταρρυθμίσεις ήταν πιο ισχυρές σε σχέση με την Ιρλανδία, μια παρόμοια εικόνα είναι εμφανής μετά από μια μακρύτερη περίοδο από την έξοδο από το μνημόνιο και μόνο όταν ενισχύεται η ευρωπαϊκή οικονομία σε σχέση με αυτή των Η.Π.Α.

Γενικά, τα αποτελέσματα δείχνουν ότι οι δύο χώρες προχωρούν σε οικονομική σύγκλιση προς τον πυρήνα των χωρών της Ευρωζώνης, αν και με διαφορετικό ρυθμό. Ένας σημαντικός λόγος για αυτήν την απόκλιση είναι η διαφοροποίηση της πολιτικής συμπεριφοράς προς την εφαρμογή αυτών των μεταρρυθμίσεων. Ωστόσο, τα θετικά αποτελέσματα στην Ελλάδα, αν και καθυστερούν, δείχνουν μια σαφή τάση για πολιτική σύγκλιση. Ως εκ τούτου, το μνημόνιο επιτυγχάνει τον κύριο στόχο της οικονομικής σύγκλισης, προωθώντας παράλληλα τις προϋποθέσεις για τη διατήρησή του μέσω της πολιτικής σύγκλισης. Πράγματι, το μνημόνιο στην Ελλάδα τροποποιήθηκε δύο φορές πριν από την περίοδο που εξετάζουμε για να παραχθεί αυτό το αποτέλεσμα.

Ωστόσο, η σύγκλιση θεωρείται πλήρης όταν λαμβάνει χώρα και στο τραπεζικό σύστημα. Η σχέση μεταξύ αποδόσεων εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών δεν μπορεί να παράσχει επαρκή στοιχεία για την τραπεζική σύγκλιση και παραμένει ένα ερώτημα για μελλοντική έρευνα που θα αποκαλύψει τον συνολικό αντίκτυπο του μνημονίου και την έκταση της σύγκλισής του.

Ολοκληρώνοντας την παρούσα διατριβή, είναι φανερό το ιδιαίτερο πρακτικό ενδιαφέρον που παρουσιάζει η εφαρμογή του προτεινόμενου μεθοδολογικού πλαισίου στην μελέτη της σχέσης μεταξύ εταιρικών ομολόγων και συναλλαγματικών ισοτιμιών σε ώριμες και αναδυόμενες αγορές. Η επιτυχημένη ανταπόκριση του προτεινόμενου μεθοδολογικού πλαισίου στην πρόταση νέων προτύπων οικονομικής πολιτικής και συγκεκριμένα στην υιοθέτηση ορθολογικών πολιτικών από επιχειρήσεις και κυβερνήσεις για σταθερή ανάπτυξη σε περιβάλλοντα χρηματοοικονομικής αστάθειας και ασυμμετρίας είναι δυνατόν να καθιερώσει τη χρήση του ως ένα ισχυρό εργαλείο χάραξης πολιτικής. Παράλληλα, εξίσου σημαντική συμβολή της παρούσας διατριβής αναφέρεται στην ανάδειξη της οικονομικής αξίας πολιτικών όπως είναι η εφαρμογή μνημονίων σε περιφερειακές χώρες της Ευρωζώνης (Ελλάδα και Ιρλανδία).

Βιβλιογραφία

- Aboody, D., Hughes, S. J., Bugra Ozel, N., 2014. Corporate bond returns and the financial crisis. *Journal of Banking and Finance*, 40, 42-53.
- Acharya, V. V., Amihud, Y., Bharath, T. S., 2013. Liquidity risk of corporate bond returns: conditional approach. *Journal of Financial Economics*, 110, 358–386.
- Adrian, T., Brunnermeier, M., 2016. CoVaR. *American Economic Review*, 106(7), 1705–1741.
- Ajayi, R., Mougoue, M., 1996. On the dynamic relation between stock prices and exchange rates. *Journal of Financial Research* 19, 193–207.
- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross section and time series effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31–56.
- Arellano, C., Bai, Y., Kehoe, P.J., 2012. Financial Frictions and Fluctuations in Volatility. Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report 466.
- Arghyrou, M. G., Ktononikas, A., 2012. The EMU sovereign-debt crisis: Fundamentals, expectations and contagion. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 658-677.
- Aslan, H., Kumar, P., 2018. The real effects of forced sales of corporate bonds. *Journal of Monetary Economics*, 95, 1–17.
- Asquith, P., Au, S.A., Covert, T., Pathak, A. P., 2013. The market for borrowing corporate bonds. *Journal of Financial Economics*, 107, 155–182.
- Bagehot, W., 1973. *Lombard Street*. Charles Scribner and Sons, New York.
- Bao, J., O’Hara, M., Zhou, X., 2018. The Volcker rule and corporate bond market

- making in times of stress. *Journal of Financial Economics*, forthcoming.
- Bao, J., Hou, K., 2017. De Facto Seniority, Credit Risk and Corporate Bond Prices. *Review of Financial Studies*, 30(11), 4038 – 4080.
- Bao, J., Pan, J., Wang, J., 2011. The illiquidity of corporate bonds. *Journal of Finance* 66, 911–946.
- Becker, B., Ivashina, V., 2014. Cyclicalities of credit supply: firm level evidence. *Journal of Monetary Economics*, 62, 76–93.
- Best, P., 2000. *Implementing value at risk*. John Wiley & Sons.
- Bloom, R.N., 2009. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77, 623 – 685.
- Bolton, P., Freixas, X., 2008. How can emerging market economies benefit from a corporate bond market? In: Borensztein, E., Cowan, K., Eichengreen, B., Panizza, U. (Eds.), *Bond Markets in Latin America. On the Verge of a Big Bang?* MIT Press.
- Brealey, A. R., Myers, C.S., Allen, F., 2016. *Principles of Corporate Finance*, 12th edition, McGraw-Hill Irwin.
- Busetti, F., Taylor, R., 2003. Testing against stochastic trend and seasonality in the presence of unattended breaks and unit roots. *Journal of Econometrics*, 117(1), 21 – 53.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., Groshenny, N., 2014. Uncertainty shocks and unemployment dynamics: an analysis of post-WWII US recessions. *Journal of Monetary Economics*, 67, 78–92.
- Cai, F., Han, S., Li, D., Li, Y., 2019. Institutional herding and its price impact: Evidence from the corporate bond market. *Journal of Financial Economics*, 131, 139-167.
- Cavaliere, G., Taylor, R., 2007. Testing for unit roots in time series models with non –

- stationary volatility. *Journal of Econometrics*, 140(2), 919 – 947.
- Chen, Y. , Ferson, W. , Peters, H. , 2010. Measuring the timing ability and performance of bond mutual funds. *Journal of Financial Economics*, 98 (1), 72–89.
- Cho, S. J., Kim, T-H., Shin, Y. 2015. Quantile cointegration in the autoregressive distributed-lag modeling framework. *Journal of Econometrics*, 188(1), 281 – 300.
- Christoffersen, P.F., Diebold, F.X., 2002. Financial Asset Returns, market timing, and volatility dynamics. Working Paper.
- Davis, R.A., Mikosch, T., Cribben, I., 2012. Towards estimating extremal serial dependence via the bootstrapped extremogram. *Journal of Econometrics*, 170 (1), 142–152.
- Davis, R.A., Mikosch, T., Zhao, Y., 2013. Measures of serial extremal dependence and their estimation. *Stochastic Process Applications*, 123 (7), 2575–2602.
- Dbouk, W., Jamali, I., Kryzanowski, L., 2013. The January effect for individual corporate bonds. *International Review of Financial Analysis*, 30, 69-77.
- Deleze, F., Korkeamaki, T., 2018. Interest rate risk management with debt issues: Evidence from Europe. *Journal of Financial Stability*, 36, 1 – 11.
- Dick-Nielsen, J., Rossi, M., 2018. The Cost of Immediacy for Corporate Bonds. *Review of Financial Studies* 14, 414– 457.
- Dick-Nielsen, J., Feldhutter, P., Lando, D., 2012. Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. *Journal of Financial Economics*, 103, 471– 492.
- Dornbusch, R., 1976. Expectations and exchange rate dynamics. *The Journal of*

- Political Economy*, 17, 1161-1176.
- Dornbusch, R., Fisher, S., 1980. Exchange rates and current account. *American Economic Review*, 70, 960-971.
- Drakos, A. A., Kouretas, P. G., Stavroyiannis, S., Zarangas, L. 2017. Is the Feldstein-Horioka puzzle still with us? National-saving investment dynamics and international capital mobility: A panel data analysis across EU member countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 47, 76 – 88.
- Duca, V. J., Murphy, A., 2013. Would a Bagehot style corporate bond backstop have helped counter the Great Recession? *Economics Letters*, 119, 351 – 353.
- Edwards, A.K., Harris, L.E., Piwowar, M.S., 2007. Corporate bond market transaction cost and transparency. *Journal of Finance*, 62, 1421–1451.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., Rigobon, R. (2011). Stocks, bonds, money markets and exchange rates: Measuring international financial transmission. *Journal of Applied Econometrics*, 26(6), 948-974.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., Stock, J. H., 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica* 64 (4), 813–836.
- Elton, J. E., Gruber, J. M., Brown, J. S., Goetzmann, N. W., 2018. *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. Ninth Edition, Wiley.
- Elton, J. E., Gruber, J. M., Agrawal, J. M., Mann, C., 2001. Explaining the rate spread on corporate bonds. *Journal of Finance*, LVI 1, 247 – 279.
- Engle, R. F., Granger, C.W.J., 1987. Cointegration and Error – Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 215–238.
- Engle, R.F., Manganelli, S., 2004. Value at risk models in finance. *ECB working paper*,

75, 1–41.

- Engle, R.F., Manganelli, S., 2004. CAViaR: conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. *Journal of Business Economics and Statistics*, 22, 367–381.
- Eroglu, B.A., Yigit, T., 2016. A nonparametric unit root test under non-stationary volatility. *Economics Letters*, 140, 6-10.
- Evgenidis, A., Papadamou, S., Siriopoulos, C., 2020. The yield spreads ability to forecast economic activity: What have we learned after 30 years of studies? *Journal of Business Research*, 106, 221 – 232.
- Evgenidis, A., Tsagkanos, A., 2017. Asymmetric effects on the international transmission of US financial stress. A Threshold VAR approach. *International Review of Financial Analysis*. 51, 69 – 81.
- Evgenidis, A., Tsagkanos, A., Siriopoulos, C., 2017. Towards an asymmetric long-run equilibrium between economic uncertainty and the yield spread. A Multi-economy view. *Research in International Business and Finance*. 39, 267 – 279.
- Fama, E.F., French, K.R., 1993. Common risk factors in the returns of stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
- Fang, V., Hung, D. C-H., 2014. Corporate bond prices and idiosyncratic risk: Evidence from Australia. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 33, 99 – 114.
- Farmer, R., 2012. Confidence, crashes and animal spirits. *The Economic Journal*, 122, 155–172.
- Faust, J., Gilchrist, S., Wright, J.R., Zakrajšek, E., 2013. Credit spreads as predictors of real-time economic activity: a Bayesian model-averaging approach. *The Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1501 – 1519.

- Frankel, J. A., 1979. The diversifiability of exchange risk. *Journal of International Economics*, 9(3), 379-393.
- Frankel, J.A., 1983. Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In: Bhandari JS, Putman BH, Levin JH (eds) *Economic interdependence and flexible exchange rates*. MIT, Cambridge, 84-115.
- Frenkel, J., 1976. A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics* 78, 200–224.
- Frenkel, J., 1981. Flexible exchange rates, prices, and the role of "news": lessons from the 1970s. *The Journal of Political Economy*, 12, 665-705.
- Friewald, N., Jankowitsch, R., Subrahmanyam, G. M., 2012. Illiquidity or credit deterioration: A study of liquidity in the US corporate bond market during financial crises. *Journal of Financial Economics*, 105, 18– 36.
- Galariotis, C. E., Krokida, S-I., Spyrou, I. S., 2016A. Bond market investor herding: Evidence from the European financial crises. *International Review of Financial Analysis*, 48, 367-375.
- Galariotis, C. E., Makrchoriti, P., Spyrou, S., 2016B. Sovereign CDS spread determinants and spill-over effects during financial crisis: A panel VAR approach. *Journal of Financial Stability*, 26, 62-77.
- Galariotis, E., Makrchoriti, P., Spyrou, S., 2018. The impact of conventional and unconventional monetary policy on expectations and sentiment. *Journal of Banking and Finance*, 86, 1-20.
- Gebhardt, W., Hvidkjaer, S., Swaminathan, B., 2005. The cross-section of expected

- corporate bond returns: betas or characteristics? *Journal of Financial Economics*, 75, 85–114.
- Giesecke, K., Longstaff, F.A., Schaefer, S., Strebulaev, I., 2011. Corporate bond default risk: A 150-year perspective, *Journal of Financial Economics*, 102 (2), 233-250.
- Gilchrist, S., Zakrajšek, E., 2012. Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, 102, 1692–1720.
- Goodhart, C., 1987. Why banks need a central bank. *Oxford Economic Papers*, 39 (1), 75–89.
- Grammatikos, T., and Vermeulen, R., 2012. Transmission of the financial and sovereign debt crises to the EMU: Stock prices, CDS spreads and exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 517-533.
- Granger, C. W. J., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross – spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424 – 438.
- Granger, C. W. J., 2010. Some thoughts on the development of cointegration. *Journal of Econometrics*, 158, 3 – 6.
- Goldstein, A. M., Hotchkiss, S. E., 2020. Providing liquidity in an illiquid market: Dealer behavior in US corporate bonds. *Journal of Financial Economics*, 135, 16-40.
- Goldstein, I. , Jiang, H. , Ng, D.T. , 2017. Investor flows and fragility in corporate bond funds. *Journal of Financial Economics*. 126 (3), 592–613.
- Hall, R., 2011. The high sensitivity of economic activity to financial frictions. *The Economic Journal*, 121, 351–378.
- Han, H., Linton, O., Oka, T., Whang, J-Y. 2016. The cross-quantilogram: Measuring

- quantile dependence and testing directional predictability between time series. *Journal of Econometrics*, 193, 251 – 270.
- Harris, L. and M. Piwowar (2004). Secondary Trading Costs in the Municipal Bond Market, working paper.
- Huang, J. Z., and M. Huang. 2003. How much of the corporate-treasury yield spread is due to credit risk? Working Paper, Penn State and Stanford.
- Jarque, C. M., Bera, A. K. 1980. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters* 6(3), 255 – 259.
- Jarque, C. M., Bera, A. K. 1987. A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review* 55(2), 163 – 172.
- Johansen, S., 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551 – 1580.
- Jorion, P., 1996. Value at risk: the new benchmark for controlling market risk. *Chicago: Irwin Professional*.
- Jostova, G., Nikolova, S., Philipov, A., Stahel, W. C., 2013. Momentum in Corporate Bond Returns. *Review of Financial Studies* 26(7), 1649 – 1693.
- Kanas, A., Molyneux, P., 2020. Do measures of systemic risk predict U.S. corporate bond default rates? *International Review of Financial Analysis*, 71, 1 – 14.
- Kassimatis, K., Spyrou, S., Galariotis, E., 2008. Short-term patterns in government bond returns following market shocks: International evidence. *International Review of Financial Analysis*, 17, 903-924.
- Kim, K., 2003. Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate

- cointegration and error correction model. *Review of Financial Economics*, 12, 301–313.
- Kim, K., White, H., 2003. Estimation, inference and specification testing for possibly misspecified quantile regression in: T. Fomby and R. Hill (Eds.), *Maximum likelihood estimation of misspecified models: twenty years later*, 17, Elsevier, New York, 107 – 132.
- Koenker, R., Zhao, Q., 1996. Conditional quantile estimation and inference for ARCH models. *Econometric Theory*, 12, 793 – 813.
- Koenker, R., Hallock, K., 2001. Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 143 – 156.
- Koenker, R., Bassett, W.G., 1978. Regression quantiles. *Econometrica*, 46, 33–50.
- Kollias C., Mylonidis, N., Paleologou, S-M., 2010. The nexus between exchange rates and stock markets: evidence from the euro-dollar rate and composite European stock indices using rolling analysis. *Journal of Economics and Finance* 36, 136-147.
- Kontonikas, A., Maio, P., Zekaite, Z., 2017. Monetary Policy and Corporate Bond Returns. Working paper. Glasgow University.
- Kouri, P. J., 1976. The exchange rate and the balance of payments in the short run and in the long run: A monetary approach. *The Scandinavian Journal of Economics*, 12, 280-304.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lakonishok, J. , Shleifer, A. , Vishny, R.W. ,1992. The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of Financial Economics*. 32 (1), 23–43.

- Langfield, S., Pagano, M., 2016. Bank bias in Europe: effects on systemic risk and growth. *Economic Policy*, 31, 51–106.
- Li, L., 2016. US term structure and international stock market volatility: the role of the expectations factor and the maturity premium. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 41, 1 – 15.
- Lin, H., Wang, J., Wu, C., 2011. Liquidity risk and expected corporate bond returns. *Journal of Financial Economics*, 99, 628–650.
- Linton, O., Whang, Y.-J., 2007. The quantilogram: With an application to evaluating directional predictability. *Journal of Econometrics*, 141, 250–282.
- Loncarski, I., Szilagyi, G. P., 2012. Empirical analysis of credit spread changes of US corporate bonds. *International Review of Financial Analysis*, 24, 12-19.
- Longstaff, F. A., & Schwartz, E. S., 1995. A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt. *Journal of Finance*, 50(3), 789–819.
- Love, I., Zicchino, L., 2006. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190 – 210.
- Lucas, R., 1976, Econometric policy evaluation: A critique, in Carnegie-Rochester conference series on public policy vol. 1 pp. 19{46. Elsevier.
- Mikosch, T., Starica, C., 2000. Limit Theory for the sample autocorrelations and extremes of a GARCH(1,1) process. *Annals of Statistics*, 28, 1427–1451.
- Moshirian, F., 2008. Globalization, Growth and Institutions. *Journal of Banking and Finance* Vol. 32, pp. 472–479.
- Mussa, M., 1976. The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. *The Scandinavian Journal of Economics*, 16, 229-248.

- Mussa, M., 1979. Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 11, 9-57.
- Newey, W. K., West, K. D., 1994. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, 61, 631 – 653.
- Nieh, C., Lee, C., 2001. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477–490.
- Nielsen, M., 2009. A powerful test of the autoregressive unit root hypothesis based on a turning parameter free statistic. *Econometric Theory*, 25(06), 1515 – 1544.
- Nilavongse, R., Rubaszek, M., Uddin, S. G. 2020. Economic policy uncertainty shocks, economic activity and exchange rate adjustments. *Economics Letters*, 186, 108765.
- O’ Hara, M., Wang, Y., Zhou, H., 2018. The execution quality of corporate bonds. *Journal of Financial Economics*. 130(2), 308-326.
- Paiva, E, V, dS., Savoia, J. R, F., 2009. Pricing corporate bonds in Brazil: 2000 to 2004. *Journal of Business Research*, 62, 916-919.
- Pastor, L., Stambaugh, R.F., 2003. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111, 642–685.
- Patton, A., Politis, D. N., White, H. 2009. Correction to “automatic block-length selection for dependent bootstrap” by D. Politis and H. White. *Econometric Reviews*, 28, 372 – 375.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., 1998. An autoregressive distributed lag Modelling

- approach to cointegration analysis, in: S. Strøm, (Ed.), *Econometrics and economic theory in the twentieth century: the Ragnar Frisch centennial symposium*, Cambridge university press, Cambridge, UK, 371–413.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289 – 326.
- Philippas, D., Siriopoulos, C., 2013. Putting the "C" into crisis: Contagion, correlations and copulas on EMU bond markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 27, 161-176.
- Phillips, P.C.B., Hansen, B., 1990. Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of economic studies*, 57, 99–125.
- Politis, D. N., White, H. 2004. Automatic block-length selection for dependent bootstrap. *Econometric Reviews*, 23, 53 – 70.
- Rauh, J.D., Sufi, A., 2010. Capital structure and debt structure. *Review of Financial Studies*, 23, 4242–4280.
- Reis, R., 2009. Interpreting the unconventional US monetary policy of 2007–2009. *Brookings Papers on Economic Activity*, 40 (2), 119–182.
- Rockafellar, R., Uryasev, S., 2002. Optimization of Conditional Value at Risk. *Journal of Risk*, 2, 3, 21 – 41.
- Saikkonen, P., 1991. Asymptotically efficient estimation of cointegration regression, *Econometric theory*, 7, 1–21.
- Saikkonen, P., Luukkonen, R., 1993. Point optimal tests for testing the order to differencing in ARIMA models. *Econometric Theory*, 9, 343 – 362.
- Samitas, A., Tsakalos, I., 2013. How can a small country affect the European

- economy? The Greek contagion phenomenon. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 25, 18-32.
- Sander, H., Kleimeier, S., Heuchemer, S., 2016. The resurgence of cultural borders during the financial crisis: the changing geography of Eurozone cross-border depositing. *Journal of Financial Stability*, 24, 12–26.
- Sensier, M., Van Dijk, D., 2004. Testing for volatility changes in US macroeconomic time series. *Review of Economic and Statistics*, 86(3), 833 – 839.
- Spaliara, M-E., Tsoukas, S., 2017. Corporate failures and the denomination of corporate bonds: Evidence from emerging Asian economies over two financial crises. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 46, 84 – 97.
- Tolikas, K., 2016. The relative informational efficiency of corporate retail bonds: Evidence from the London Stock Exchange. *International Review of Financial Analysis*, 46(7), 191-201.
- Tsagkanos, G. A., Siriopoulos, C., 2013. A long run relationship between stock price index and exchange rate: A structural nonparametric cointegrating regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 25, 106 – 118.
- Tunc, C., Solakoglu, N. M., Babuscu, S., Hazar, A. 2018. Exchange rate risk and international trade: The role of third country effect. *Economics Letters*, 167, 152 – 155.
- Turner, P., 2012. Whithering financial crises: domestic bond markets in EMEs. BIS Papers 63, Bank for International Settlements.
- Xiao, Z., 2009. Quantile cointegrating regression, *Journal of econometrics*, 150, 248–260.

Αντζουλάτος Α. (2011). *Κυβερνήσεις Χρηματαγορές και Μακροοικονομία*, Εκδόσεις

Διπλογραφία.

Γκιουμές,

2014

<http://www.accountancygreece.gr/%CE%B1%CE%B3%CE%BF%CF%81%CE%AD%CF%82%CE%B5%CF%84%CE%B1%CE%B9%CF%81%CE%B9%CE%BA%CF%8E%CE%BD%CE%BF%CE%BC%CE%BF%CE%BB%CF%8C%CE%B3%CF%89%CE%BD/>

Συριόπουλος, Κ., Παπαδάμου, Σ., 2015. *Εισαγωγή στην Τραπεζική Οικονομική και τις Κεφαλαιαγορές*. Εκδόσεις Utopia.

Συριόπουλος, Κ., Φίλιππας, Δ., 2010. *Οικονομετρικά Υποδείγματα και Εφαρμογές με το EViews*. Εκδόσεις Ανίκουλα.