



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ «ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ
ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ»

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ ΜΕ ΘΕΜΑ
«ΜΕΛΕΤΗ ΤΗΣ ΔΙΑΧΡΟΝΙΚΗΣ ΣΥΜΠΕΡΙΦΟΡΑΣ ΤΟΥ RISK PREMIUM
ΣΤΙΣ ΜΕΤΟΧΙΚΕΣ ΑΓΟΡΕΣ»

ΦΟΙΤΗΤΡΙΑ: ΕΛΕΝΗ ΜΟΥΣΤΑΚΙΔΟΥ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ: ΝΙΚΗΤΑΣ ΠΙΤΤΗΣ

ΤΡΙΜΕΛΗΣ ΕΠΙΤΡΟΠΗ: ΜΙΧΑΛΗΣ ΑΝΘΡΩΠΕΛΟΣ

ΝΙΚΟΛΑΟΣ ΕΓΓΛΕΖΟΣ

ΝΙΚΗΤΑΣ ΠΙΤΤΗΣ

ΠΕΙΡΑΙΑΣ

ΦΕΒΡΟΥΑΡΙΟΣ 2015

Περιεχόμενα

1. Εισαγωγή	3
2. Βιβλιογραφική Επισκόπηση	5
2.1 Έννοια του Ασφάλιστρου Κινδύνου (Risk premium)	5
2.1.1 Διαχωρισμός Εννοιών Risk premium	7
2.1.2 Σημασία του Risk premium	9
2.1.3 Εμπειρικός Υπολογισμός του Risk premium	10
2.1.4 Παράδοξο του Ασφάλιστρο Κινδύνου των Μετοχών (Equity Risk premium Puzzle)	13
2.2 Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model)	16
2.3 Υπόδειγμα Αποτίμησης Αντισταθμιστικής Κερδοσκοπίας (Arbitrage Pricing Theory)	20
2.4 Υπόθεση Αποτελεσματικών Αγορών (Efficient Markets Hypothesis)	21
3. Μεθοδολογία έρευνας	26
3.1 Πρόταση εμπειρικής έρευνας	26
3.2 Οικονομετρική – Στατιστική Μεθοδολογία	28
3.3 Δεδομένα Έρευνας – Δείγμα	32
4. Αποτελέσματα της Εμπειρικής Ανάλυσης	33
4.1 Περιγραφικά και Στοχαστικά Στατιστικά των Χρονολογικών Σειρών	33
4.2 Σχέση Μεταξύ Risk premium και Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο	39
4.3 Συμπεριφορά του Risk premium Ανάμεσα σε Περίόδους Έντονα και μη Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων	49
5. Τελικά Συμπεράσματα	59
5.1 Συζήτηση Αποτελεσμάτων	59
5.2 Προτάσεις για Μελλοντική Έρευνα	63
6. Παραρτήματα	64
7. Βιβλιογραφία	89

Κεφάλαιο 1: Εισαγωγή

Η παρούσα εργασία ασχολείται με την απόδοση που έχουν τα διάφορα περιουσιακά στοιχεία πέρα από την απόδοση χωρίς κίνδυνο. Η απόδοση αυτή ονομάζεται ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium).

Γνωρίζουμε πως όταν ένας επενδυτής αγοράζει ένα περιουσιακό στοιχείο χωρίς κίνδυνο προσδοκά στο μέλλον ένα εισόδημα βέβαιο το οποίο τον ανταμείβει μόνο για τη θυσία που έκανε για τη σημερινή του κατανάλωση (Brealey & Myers, 2014). Αυτή η βέβαιη απόδοση ορίζεται ως το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Εντούτοις, τα διάφορα περιουσιακά στοιχεία δεν προσφέρουν βέβαιες εισπράξεις στο μέλλον. Αντίθετα, ενέχουν κάποιο επίπεδο κινδύνου. Κατ' επέκταση, ο επενδυτής προκειμένου να αγοράσει τέτοια περιουσιακά στοιχεία αναζητά μια απόδοση υψηλότερη προκειμένου να ανταμειφθεί και για τον κίνδυνο που αναλαμβάνει εκτός από τη θυσία της σημερινής κατανάλωσης.

Το πόσο υψηλότερη θα είναι αυτή η απόδοση, ή αλλιώς το risk premium, εξαρτάται από το επίπεδο του κινδύνου το οποίο αντιλαμβάνεται ο επενδυτής. Προφανώς, ο κάθε επενδυτής αλλιώς αντιλαμβάνεται τον κίνδυνο και αλλιώς εκφράζει την απέχθειά του σε αυτόν. Επομένως, ζητάει διαφορετικά επίπεδα risk premium. Έτσι, προκύπτει μια ολόκληρη συζήτηση κατά πόσο μπορεί να υπολογιστεί ορθολογικά το risk premium.

Ο στόχος αυτής της εργασίας είναι αφενός μεν να παρουσιάσει το θεωρητικό υπόβαθρο που αφορά στο risk premium, αλλά και να διερευνήσει εμπειρικά τη συμπεριφορά του risk premium σε σχέση με το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο.

Στο δεύτερο κεφάλαιο αυτής της εργασίας παρουσιάζεται το σχετικό θεωρητικό υπόβαθρο. Πιο συγκεκριμένα, στην πρώτη ενότητα παρουσιάζεται η έννοια του risk premium τόσο σε μικροοικονομικό επίπεδο, μέσα από τη λογική της χρησιμότητας, όσο και σε χρηματοοικονομικό επίπεδο. Κατόπιν, παρουσιάζεται ο διαχωρισμός των εννοιών του risk premium σε απαιτούμενο, ιστορικό, αναμενόμενο, αλλά και τεκμαρτό. Σε επόμενο τμήμα παρουσιάζεται η σημασία του risk premium στην αξιολόγηση επενδυτικών αποφάσεων, σε

επίπεδο χαρτοφυλακίου και σε επίπεδο παγίων επενδύσεων. Εν συνεχεία, παρατίθεται ένα σύνολο εμπειρικών τρόπων υπολογισμού του risk premium μέσα από ιστορικά στοιχεία και μέσα από γνώμες ειδικών. Με αυτόν τον τρόπο υπολογίζεται το ιστορικό risk premium αλλά και το τεκμαρτό. Τέλος, η ενότητα που αφορά στην έννοια του risk premium κλείνει με την αναφορά στο παράδοξο του ασφάλιστρου κινδύνου των μετοχών (equity risk premium ruzzle). Στις επόμενες ενότητες γίνεται αναφορά στα βασικά στοιχεία που αφορούν στο υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (capital asset pricing model) και στο υπόδειγμα αποτίμησης αντισταθμιστικής κερδοσκοπίας (Arbitrage pricing theory) τα οποία αφορούν στον υπολογισμό του απαιτούμενου risk premium. Στην τελευταία ενότητα παρουσιάζονται τα βασικά στοιχεία που αφορούν στην υπόθεση αποτελεσματικότητας των αγορών η οποία είναι συμβατή με τα υποδείγματα αποτίμησης.

Στο τρίτο κεφάλαιο παρουσιάζεται η ιδέα της εμπειρικής έρευνας. Πιο συγκεκριμένα, η ιδέα για έρευνα είναι να εξεταστεί κατά πόσο το risk premium ιστορικά εξαρτάται από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο και πώς συμπεριφέρεται το risk premium σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζεται το σχετικό οικονομετρικό υπόδειγμα μέσα από το οποίο θα εξεταστούν στατιστικά οι ερευνητικές υποθέσεις. Τέλος, παρουσιάζεται και το δείγμα της έρευνας το οποίο αποτελείται από ιστορικά στοιχεία σε δείκτες διάφορων κλάδων από τη χρηματιστηριακή αγορά των ΗΠΑ κατά τη χρονική περίοδο 2005 – 2014.

Στο τέταρτο κεφάλαιο ακολουθούν τα εμπειρικά αποτελέσματα της εν λόγω έρευνας. Πιο συγκεκριμένα, παρουσιάζονται πρώτα διάφορα περιγραφικά στατιστικά και στοχαστικά στοιχεία των χρονολογικών σειρών των αποδόσεων των δεικτών που συμπεριλαμβάνονται στο δείγμα. Κατόπιν, παρουσιάζονται τα οικονομετρικά και στατιστικά αποτελέσματα σχετικά με τις ερευνητικές υποθέσεις.

Τέλος, στο πέμπτο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα συμπεράσματα της έρευνας που διεξήχθη. Τα βασικά συμπεράσματα περιλαμβάνουν ότι το ιστορικό risk premium έχει αρνητική σχέση και χωρίς ασυμμετρίες με τα επιτόκια για όλους τους κλάδους. Μάλιστα, για κάποιους κλάδους η σχέση είναι πιο έντονη,

στοιχείο που μαρτυρά κλάδους πιο εκτεθειμένους ως προς τα ιστορικά risk premium, σε σχέση με τα επιτόκια. Επίσης, βρέθηκε ότι σε κλάδους που αφορούν στον ευρύτερο τομέα των υπηρεσιών σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων τα risk premium εμφανίζονται πιο μειωμένα, ιστορικά, σε σχέση με τα risk premium σε περιόδους λιγότερο έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Μαζί με τη σύνοψη των αποτελεσμάτων επιχειρείται και μια σειρά από ερμηνείες και επεξηγήσεις των ευρημάτων που προέκυψαν. Το κεφάλαιο αυτό κλείνει με ορισμένες προτάσεις για μελλοντική έρευνα πάνω σε θέματα που άπτονται του risk premium.

Κεφάλαιο 2: Βιβλιογραφική Επισκόπηση

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται οι βασικές θεωρητικές έννοιες που αφορούν στην απόδοση πέραν του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ή αλλιώς του ασφάλιστρου κινδύνου (risk premium). Στο πλαίσιο της βιβλιογραφικής επισκόπησης θα παρουσιαστεί πρώτα η έννοια του risk premium και κατόπιν τα δύο βασικά υποδείγματα ισορροπίας που αναφέρονται στον υπολογισμό αυτού: το Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model – CAPM) και το Υπόδειγμα Αποτίμησης Αντισταθμιστικής Κερδοσκοπίας (Arbitrage Pricing Theory – APT). Τέλος, θα παρουσιαστούν στοιχεία σχετικά με την Υπόθεση των Αποτελεσματικών Αγορών (Efficient Market Hypothesis – EMH) και πώς συνδέονται με τα παραπάνω υποδείγματα ισορροπίας και την έννοια του risk premium.

2.1 Έννοια του Ασφάλιστρου Κινδύνου (Risk premium)

Ήδη από την εισαγωγή έχει αναφερθεί ότι το ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) είναι η διαφορά μεταξύ της απόδοσης ενός περιουσιακού στοιχείου και του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Επομένως, πρόκειται για την επιπρόσθετη απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου που ενέχει κάποιο κίνδυνο πέραν από την απόδοση που θα αποκομιζόταν έτσι και αλλιώς χωρίς να υπάρχει έκθεση στον κίνδυνο.

Σε ένα πλαίσιο τιμολόγησης περιουσιακών στοιχείων, για κατανόηση της έννοιας του risk premium, ο Damodaran (2012) υπενθυμίζει ότι η τρέχουσα (οικονομική) αξία ενός περιουσιακού στοιχείου είναι η παρούσα αξία των μελλοντικών εισπράξεων από την κατοχή του. Ένας επενδυτής είναι πρόθυμος να δώσει μια τιμή όσο η παρούσα αξία για να αγοράσει το περιουσιακό στοιχείο και άρα να εισπράξει τις μελλοντικές χρηματικές ροές που θα αποφέρει. Εντούτοις, εάν αυτές ενέχουν υψηλότερο κίνδυνο ως προς την πραγματοποίησή τους σε σχέση με κάποιες άλλες ισόποσες αλλά βέβαιες, τότε ο επενδυτής δε θα είναι πρόθυμος να καταβάλει το ίδιο ποσό για να αγοράσει τις «βέβαιες» χρηματικές ροές με τις «αβέβαιες». Όμως, το μικρότερο ποσό που θα είναι διατεθειμένος να δώσει ένας επενδυτής για να αγοράσει το περιουσιακό στοιχείο με τις «αβέβαιες» χρηματικές ροές αντανακλά, σύμφωνα με τον Damodaran, μια μικρότερη παρούσα αξία, αλλά ένα υψηλότερο επιτόκιο προεξόφλησης σε σχέση με το επιτόκιο προεξόφλησης των βέβαιων χρηματικών ροών. Αυτή η διαφορά των δύο επιτοκίων αντανακλά την έννοια του risk premium, κατά τον Damodaran.

Σε ένα μικρο-οικονομικό πλαίσιο, ο Damodaran αναφέρει ότι σημαντικός προσδιοριστικός παράγοντας του risk premium είναι οι λεγόμενες προτιμήσεις των επενδυτών. Πιο συγκεκριμένα, δεδομένου ότι όλοι οι επενδυτές χαρακτηρίζονται από απέχθεια στον κίνδυνο (risk-averse) όντας πρόθυμοι να πληρώσουν λιγότερο για να αγοράσουν περισσότερες επικίνδυνες χρηματικές ροές, καταλήγει ότι ένας επενδυτής θα είναι όσο και λιγότερο πρόθυμος να αγοράσει επικίνδυνες χρηματικές ροές όσο αυξάνει η απέχθειά του στον κίνδυνο. Άρα, θα είναι πρόθυμος να καταβάλει όσο και μικρότερο χρηματικό ποσό για να αγοράσει ένα τέτοιο περιουσιακό στοιχείο τελικά. Συνεπώς, θα αυξάνει το προεξοφλητικό επιτόκιο, άρα θα αυξάνει το risk premium.

Στο ίδιο πλαίσιο, ο Damodaran επισημαίνει ότι η απέχθεια ως προς τον κίνδυνο εξαρτάται, μεταξύ άλλων, από δύο βασικούς παράγοντες: την ηλικία και την προτίμηση για κατανάλωση. Όσο ένας επενδυτής είναι μεγαλύτερος γίνεται πιο συντηρητικός και η απέχθεια του προς τον κίνδυνο αυξάνει. Επίσης, όταν ένας επενδυτής αυξάνει την προτίμησή του για τρέχουσα κατανάλωση πρέπει να του δοθεί υψηλότερο κίνητρο για επένδυση κάτι που σημαίνει υψηλότερη απόδοση, άρα υψηλότερο risk premium.

Πάντως, συνεχίζει τονίζοντας ότι η σχέση απέχθειας στον κίνδυνο και risk premium δεν είναι τόσο απλή και ευθεία, διότι οι συναρτήσεις χρησιμότητας των διαφόρων επενδυτών αποτιμούν με διαφορετικό και περίπλοκο τρόπο τον πλούτο. Μάλιστα, επισημαίνει σχετικά ότι το παραπάνω μικροοικονομικό πλαίσιο παράγει αποτελέσματα που αφορούν τη θεωρητική προσέγγιση του risk premium και δε συνάδουν με αντίστοιχα εμπειρικά ευρήματα για αυτό ή αλλιώς, όπως αναφέρει χαρακτηριστικά ο Damodaran, δεν μπορεί να εξηγήσει ή να δικαιολογήσει τα παρατηρούμενα ιστορικά risk premium. Αυτή η πρόταση αποτελεί και προάγγελο του λεγόμενου «Παράδοξου του Ασφάλιστρου Κινδύνου των Μετοχών» που θα αναλυθεί παρακάτω.

2.1.1. Διαχωρισμός Εννοιών Risk premium

Σύμφωνα με τους Bodie et al (2013), η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου διακρίνεται σε απαιτούμενη (required), ιστορική – πραγματοποιηθείσα (historical) και αναμενόμενη (expected). Πιο συγκεκριμένα, η απαιτούμενη απόδοση θεωρείται απόδοση ισορροπίας και είναι αυτή η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου που αφήνει ικανοποιημένο έναν επενδυτή και άρα είναι πρόθυμος να επενδύσει σε αυτό το στοιχείο ανάλογα με τον κίνδυνο που αναλαμβάνει. Επομένως, πρόκειται για μια θεωρητική απόδοση. Αντίστοιχα, η ιστορική απόδοση είναι αυτή που εκ των υστέρων πραγματοποιήθηκε και βασίζεται σε πραγματοποιηθείσες ιστορικές τιμές για ένα περιουσιακό στοιχείο, άρα πρόκειται για μια εμπειρική απόδοση. Τέλος, η αναμενόμενη απόδοση είναι και αυτή θεωρητική απόδοση και αναφέρεται σε προσδοκίες που υπάρχουν για την εξέλιξη της τιμής ενός περιουσιακού στοιχείου και άρα σε προσδοκίες για τη μελλοντική του απόδοση.

Ένας επενδυτής συγκρίνει εκ των προτέρων την αναμενόμενη απόδοση με την απαιτούμενη και εάν η πρώτη ξεπερνάει τη δεύτερη σημαίνει ότι υπάρχει προσδοκία ότι το περιουσιακό στοιχείο θα αποδώσει περισσότερο από ό,τι απαιτείται και άρα αποτελεί κριτήριο απόφασης επένδυσης σε αυτό. Με την ίδια λογική ένας επενδυτής συγκρίνει την εκ των υστέρων αναμενόμενη απόδοση με την απαιτούμενη για να αξιολογήσει πώς πήγε η επένδυσή του.

Εάν η πρώτη ξεπερνάει τη δεύτερη προφανώς η επένδυση πήγε καλά. Αν όχι, δεν πήγε καλά.

Όπως γίνεται αυτός ο διαχωρισμός των διαφόρων αποδόσεων, έτσι γίνεται ανάλογα και ο διαχωρισμός των διαφόρων risk premium. Πράγματι, σύμφωνα με τον Fernandez (2004), η έννοια του risk premium θεωρείται μια ιδιαίτερα σημαντική έννοια στα χρηματοοικονομικά, αλλά δύσκολο να γίνει απόλυτα κατανοητή. Στο πλαίσιο αυτό, λοιπόν, ο Fernandez (2004) επισημαίνει ότι το απαιτούμενο risk premium είναι η επιπρόσθετη απόδοση πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο που απαιτεί ένας επενδυτής για να αμειφθεί για τον κίνδυνο που αναλαμβάνει, το ιστορικό risk premium είναι η επιπλέον απόδοση που πέτυχε ένα περιουσιακό στοιχείο που είχε κίνδυνο πλέον της απόδοσης χωρίς κίνδυνο και, τέλος, το αναμενόμενο risk premium είναι η επιπρόσθετη απόδοση που προσδοκείται να επιτύχει ένα περιουσιακό στοιχείο πέρα από την απόδοση χωρίς κίνδυνο.

Σύμφωνα με τον Fernandez, πολλοί συγγραφείς συγχέουν αυτές τις έννοιες. Μάλιστα στο πλαίσιο του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων οι έννοιες απαιτούμενη και αναμενόμενη απόδοση θεωρούνται ταυτόσημες. Εντούτοις, κάτι τέτοιο προφανώς και δεν ισχύει. Στο πλαίσιο αυτό ο Fernandez (2004) επισημαίνει ότι το ιστορικό risk premium είναι αντικειμενικό και ίδιο για όλους τους επενδυτές, καθώς είναι κάτι που παρατηρείται, κάτι που πραγματοποιήθηκε και δεν επιδέχεται αμφισβήτηση. Εντούτοις, το απαιτούμενο και το αναμενόμενο risk premium μπορεί και να διαφέρει ανάμεσα στους επενδυτές, διότι δεν έχουν όλοι την ίδια οπτική ως προς τον κίνδυνο που έχει ένα περιουσιακό στοιχείο για να διαμόρφωναν όλοι μια κοινή απαιτούμενη απόδοση ούτε έχουν όλοι τις ίδιες προσδοκίες για το τι θα συμβεί στο μέλλον για ένα περιουσιακό στοιχείο (για να διαμόρφωναν όλοι μια κοινή αναμενόμενη απόδοση).

Μάλιστα, ειδικά για το αναμενόμενο risk premium οι Fernandez (2004) και Zenner et al (2008) τονίζουν ότι αν και αποτελεί ίσως την πιο σημαντική παράμετρο στα χρηματοοικονομικά, εντούτοις παραμένει να είναι απλά μια προσδοκία και όχι κάτι που μπορεί να παρατηρηθεί και σε καμία περίπτωση δεν εξισώνεται με το παρατηρούμενο – ιστορικό risk premium.

Αξίζει, τέλος, στο πλαίσιο του διαχωρισμού των εννοιών των risk premium να αναφερθεί και μια τέταρτη κατηγορία που συνδυάζει την πρακτική και τη θεωρία. Πιο συγκεκριμένα, σύμφωνα με τους Fernandez et al (2015) το τεκμαρτό (implied) risk premium είναι το απαιτούμενο risk premium που προκύπτει από ιστορικά – εμπειρικά δεδομένα τιμών των μετοχών υπό τη θεωρητική υπόθεση ότι οι τιμές των μετοχών είναι οι ορθές ή αλλιώς οι τιμές των μετοχών διαπραγματεύονται στη δίκαιη (οικονομική - εύλογη) αξία τους. Δηλαδή, το τεκμαρτό risk premium είναι εκείνη η επιπρόσθετη απόδοση που «δικαιολογεί» ένα τρέχον επίπεδο ενός μετοχικού τίτλου.

2.1.2 Σημασία του Risk premium

Σύμφωνα με τους Fernandez (2004) και Brealey & Myers (2014), η έννοια του απαιτούμενου risk premium είναι σημαντική στο να καθορίσει όχι μόνο την απόφαση για επένδυση χαρτοφυλακίου (όπως αγορά μετοχών, ομολόγων), αλλά και για επενδύσεις σε πραγματικά πάγια περιουσιακά στοιχεία (οικόπεδα, κτήρια, εξοπλισμός, άδειες παραγωγής, κτλ.) διότι καθορίζει το λεγόμενο κόστος κεφαλαίου που χρησιμοποιείται ως προεξοφλητικό επιτόκιο στο πλαίσιο εφαρμογής γνωστών κριτηρίων αξιολόγησης (πραγματικών) επενδύσεων, όπως είναι η Καθαρή Παρούσα Αξία (ΚΠΑ) και ο Εσωτερικός Βαθμός Απόδοσης (EBA).

Οι Zenner et al (2008) επισημαίνουν ότι η μεγάλη σημασία του risk premium έγκειται στο γεγονός ότι, αν εξαιρεθούν επιχειρήσεις του ευρύτερου χρηματοπιστωτικού τομέα (παραδείγματος χάριν τράπεζες), οι επιχειρήσεις στηρίζουν τη χρηματοδότησή τους σε ίδια κεφάλαια τα οποία έχουν κάποιο κόστος, έστω και αν αυτό δεν είναι λογιστικό και δε μεταφράζεται σε εκροές – πληρωμές, όπως συμβαίνει με τη χρηματοδότηση με χρέος. Το κόστος είναι οικονομικό και ακριβώς επειδή δεν είναι εύκολα αντιληπτό και υπολογίσιμο, τότε κακώς αγνοείται στο πλαίσιο επιχειρηματικών αποφάσεων.

Εντούτοις, ο υπολογισμός του risk premium με όσο το δυνατό ορθότερο τρόπο είναι αυτός που, σύμφωνα με τους Zenner et al (2008), θα οδηγήσει σε ορθότερες εκτιμήσεις του κόστους κεφαλαίου που με τη σειρά τους θα

οδηγήσουν σε επενδυτικές αποφάσεις που θα δημιουργούν αξία για τους μετόχους, κάτι που είναι και το βασικό ζητούμενο σε τέτοιου είδους αποφάσεις (Brealey & Myers, 2014). Οι Zenner et al (2008) καταλήγουν αναφέροντας ότι εάν δεν υπολογίζεται ορθά το risk premium και δεν προσαρμόζεται στις συνθήκες της αγοράς, τότε μια εταιρεία είτε θα υπέρ-επενδύει ή θα υπό-επενδύει μη λαμβάνοντας ορθές επενδυτικές αποφάσεις, χάνοντας παράλληλα επιπρόσθετες ευκαιρίες αύξησης της αξίας της και από λανθασμένες αποφάσεις περί κεφαλαιακής διάρθρωσης.

Οι Zenner et al (2008) αναφέρουν ότι δεν είναι προφανής η σχέση του risk premium με το κόστος κεφαλαίου με την έννοια ότι η άνοδος του πρώτου δε συνεπάγεται αναγκαστικά και άνοδο του δεύτερου. Αυτό συμβαίνει, όπως επισημαίνουν χαρακτηριστικά οι Zenner et al (2008), διότι όταν αυξάνουν τα risk premium, τότε η κεντρική τράπεζα μπορεί να παρέμβει μειώνοντας τα επιτόκια, άρα πρακτικά μειώνοντας την απόδοση χωρίς κίνδυνο και έτσι το κόστος κεφαλαίου συγκρατείται σε κάποιο σταθερό επίπεδο.

2.1.3 Εμπειρικός Υπολογισμός του Risk premium

Αν και η σημασία του risk premium είναι ιδιαίτερα μεγάλη και στο πλαίσιο προϋπολογισμού (παγίων) επενδύσεων, ο Damodaran επισημαίνει πόσο δύσκολη παραμένει η ορθή εκτίμησή του στην πράξη.

Ως προς τον πρακτικό υπολογισμό του risk premium, οι Parsons (2006) και Zenner et al (2008) αναφέρουν ότι υπολογίζεται ως ένα μέσο μέγεθος που αντανακλά τη διαφορά μεταξύ μέσης ετήσιας απόδοσης ενός μετοχικού τίτλου και μέσης απόδοσης επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Για τη μέση απόδοση μπορεί να χρησιμοποιηθεί είτε αριθμητικός μέσος είτε γεωμετρικός. Σύμφωνα με τους Zenner et al (2008), ο πρώτος αποτελεί μια καλή εκτίμηση για την ετήσια αναμενόμενη απόδοση, ενώ ο δεύτερος αποτελεί μια καλύτερη εκτίμηση για πιο μακροχρόνιους ορίζοντες. Πάντως, επισημαίνεται σχετικά ότι η μέθοδος αυτή εκτίμησης του risk premium έχει το μειονέκτημα ότι απαιτεί ένα συγκεκριμένο δείγμα ιστορικών παρατηρήσεων για το ορθό μέγεθος του οποίου δεν υπάρχει επιστημονική μέθοδος, αλλά εξαρτάται ως προς το

αποτέλεσμα από την επιλογή αριθμητικού ή γεωμετρικού μέσου και από την επιλογή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι όταν γίνεται αναφορά σε ιστορικά δεδομένα, αυτά αφορούν σε τιμές μετοχών που παρατηρούνται καθημερινώς στις χρηματιστηριακές αγορές και μέσα από αυτές προκύπτουν οι αντίστοιχες ιστορικές αποδόσεις και μακροχρόνιες εκτιμήσεις είτε με χρήση μέσου αριθμητικού ή μέσου γεωμετρικού (Fernandez, 2004; Parsons, 2006).

Επίσης, πρέπει να επισημανθεί στο σημείο αυτό ότι, σύμφωνα με τους Fernandez (2004) & Parsons (2006), ως ιστορικά στοιχεία για επιτόκιο χωρίς κίνδυνο λαμβάνονται οι ιστορικές αποδόσεις κρατικών χρεογράφων όπως είναι έντοκα γραμμάτια T-Bills (βραχυχρόνια) ή ομόλογα T-Bonds (μακροχρόνια) με την έννοια ότι πρόκειται για τα λιγότερο κινδυνοφόρα, σχεδόν ακίνδυνα, περιουσιακά στοιχεία σε μια οικονομία. Έτσι, η απόδοσή τους είναι αυτή που προσεγγίζει πιο αποτελεσματικά την απόδοση χωρίς κίνδυνο. Αναφορικά με την επιλογή μεταξύ τους ως προς το ποιο είναι πιο κατάλληλο για το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, ο Damodaran (2012) τονίζει ότι θα πρέπει να επιλεχθεί εκείνο που η διάρκειά του ταιριάζει χρονικά με τον χρονικό ορίζοντα της επένδυσης της οποίας το risk premium επιθυμείται να εκτιμηθεί. Επειδή συνήθως το risk premium υπολογίζεται για μετοχικούς τίτλους οι οποίοι εκ φύσεως έχουν μακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα, θεωρείται ορθό να χρησιμοποιείται η απόδοση των μακροπρόθεσμων κρατικών ομολόγων ως επιτόκιο χωρίς κίνδυνο.

Οι Fernandez (2004), Zenner et al (2008) και οι Bodie et al (2013) αναφέρουν ότι το απαιτούμενο risk premium μπορεί να υπολογιστεί και με υποδείγματα αποτίμησης μετοχών. Πιο συγκεκριμένα, χρησιμοποιώντας τον τύπο αποτίμησης των Gordon & Shapiro, και θεωρώντας ότι οι προσδοκίες για τα μερίσματα και το ρυθμό ανάπτυξης τους είναι αμερόληπτες και ότι η τρέχουσα τιμή της μετοχής αντανακλά την δίκαια (οικονομική) αξία της επιλύεται ο τύπος ως προς το επιτόκιο που αποτελεί την απαιτούμενη απόδοση. Πάντως, ο Fernandez (2004) τονίζει ότι η μέθοδος αυτή στηρίζεται σε ομογενείς προσδοκίες από την πλευρά των επενδυτών, κάτι που δεν είναι ρεαλιστικό. Οι Zenner et al (2008) έχουν ακόμα επισημάνει ότι ενώ οι τιμές των μετοχών

μεταβάλλονται καθημερινώς, οι προσδοκίες για τα μερίσματα δεν μεταβάλλονται αντίστοιχα συχνά και αυτό δημιουργεί πρόβλημα στην ορθή εκτίμηση της απόδοσης μιας και αυτή εξαρτάται πολύ από τις προσδοκίες αυτές. Συνεπώς, και με αυτή τη μέθοδο δεν αναμένονται αξιόπιστα αποτελέσματα.

Οι Zenner et al (2008) αναφέρουν και τη μέθοδο του δείκτη του Sharpe για τον υπολογισμό του risk premium. Η λογική της μεθόδου είναι ότι πολλαπλασιάζοντας την εκτίμηση του λόγου αυτού με την τυπική απόκλιση των αποδόσεων, τότε προκύπτει και εκτίμηση του risk premium. Ένα πλεονέκτημα της μεθόδου είναι ότι αξιοποιεί διαθέσιμα ιστορικά στοιχεία για τον λόγο αυτόν, αλλά αυτό είναι και μειονέκτημα ταυτόχρονα με τη λογική ότι ο λόγος αυτός μπορεί να έχει μεταβληθεί διαχρονικά. Ένα ακόμα μειονέκτημα είναι ότι η τυπική απόκλιση υπολογίζεται σε βραχυχρόνιο επίπεδο, ενώ το risk premium αφορά πολύ πιο μακροχρόνιο ορίζοντα.

Μια ακόμα μέθοδος υπολογισμού του risk premium, σύμφωνα με τους Zenner et al (2008), είναι η επιπλέον απόδοση των εταιρικών ομολόγων πέραν από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο η οποία αποτιμάται σε ένα πλαίσιο υποδείγματος αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων με συντελεστή βήτα. Ένα μειονέκτημα αυτής της μεθόδου είναι ότι στα ομόλογα οι κίνδυνοι αθέτησης μπορεί να μην είναι ίδιοι ακόμα και για ομόλογα με ίδια πιστωτική διαβάθμιση. Αυτό καθιστά τις εκτιμήσεις για τις αποδόσεις τους όχι και τόσο ορθές τελικά. Επιπλέον, στα εταιρικά ομόλογα τίθεται και θέμα ασφάλιστρο ρευστότητας σε σχέση με κρατικά ομόλογα, άρα στο συνολικό risk premium εμπεριέχεται και ασφάλιστρο ρευστότητας.

Τέλος, οι Fernandez (2004) και Zenner et al (2008) αναφέρουν ότι μια μέθοδος υπολογισμού του απαιτούμενου risk premium είναι μια ποιοτική έρευνα που να αφορά τις γνώμες επενδυτών, αναλυτών και επαγγελματιών του χώρου και μια τελική σύνθεση των απόψεών τους. Μειονεκτήματα αυτής της μεθόδου είναι οι υποκειμενικές και με μεγάλο εύρος γνώμες, καθώς και το ότι δεν αλλάζουν εύκολα μη λαμβάνοντας υπόψη νέες οικονομικές συνθήκες.

Ως προς τους προσδιοριστικούς παράγοντες του risk premium, ο Damodaran (2012) έχει αναφέρει ότι, μεταξύ άλλων, είναι ο πληθωρισμός και τα επιτόκια.

Πιο συγκεκριμένα, έχει παρατηρηθεί ότι σε περιόδους υψηλού πληθωρισμού το risk premium αυξάνεται και αυτό ιστορικά.

Αντίθετα, όσον αφορά στα επιτόκια θεωρείται ότι δε σχετίζονται με το risk premium και κάποιες έρευνες το είχαν δείξει αυτό. Εντούτοις, αυτό το εύρημα προέκυψε, σύμφωνα με τον Damodaran (2012), σε δεδομένα που αφορούσαν τον 20^ο αιώνα, ενώ αντίθετα προκύπτει ότι μέσα στον 21^ο αιώνα, περίοδοι με χαμηλά επιτόκια συνδυάζονται με υψηλά risk premium. Στο ίδιο συμπέρασμα είχε καταλήξει και ο Kurz (1999) όπου είχε προσέξει ότι υψηλότερα επιτόκια χωρίς κίνδυνο συνδυάζονταν με χαμηλότερα risk premium.

Αυτό το τελευταίο εμπειρικό εύρημα φαίνεται αρκετά ενδιαφέρον για να μελετηθεί πιο επισταμένα και να δοθούν και κάποιες εξηγήσεις και ερμηνείες στο πώς τυχόν συνδυάζεται μεταβολή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο με το risk premium.

2.1.4 Παράδοξο του Ασφάλιστρου Κινδύνου των Μετοχών (Equity Risk premium Puzzle)

Ο Damodaran (2012) έχει επισημάνει, στο πλαίσιο του υπολογισμού του risk premium, ότι οι διάφορες μέθοδοι που χρησιμοποιούν ιστορικά στοιχεία δεν έχουν δώσει ικανοποιητικά αποτελέσματα, ακόμα και σε χρηματιστηριακές αγορές, όπως των ΗΠΑ, όπου υπάρχουν πληθώρα δεδομένων και για πολύ μεγάλα χρονικά διαστήματα. Ειδικά, δε, σε αναδυόμενες αγορές με πολύ λιγότερα και πολύ πιο ασταθή δεδομένα η αποτυχία τους είναι ακόμη μεγαλύτερη.

Αν και τα παρατηρούμενα – ιστορικά risk premium δεν αποτελούν τα αντίστοιχα risk premium, εντούτοις, ιστορικά δεδομένα για αυτά μπορεί να χρησιμοποιηθούν ως εκτιμητές των απαιτούμενων με την υπόθεση ότι η απόδοση που απαιτήθηκε από τους επενδυτές τελικά σε ένα βάθος χρόνου πραγματοποιήθηκε κιάλας. Ωστόσο, επειδή αυτή η υπόθεση δεν είναι και τόσο ρεαλιστική, τελικά, όπως αναφέρει και ο Fernandez (2004) καταλήγουν οι εκτιμήσεις των risk premium να μην είναι συνεπείς. Μάλιστα, επισημαίνεται

σχετικά ότι τα ιστορικά risk premium συνήθως ξεπερνούν τα αντίστοιχα απαιτούμενα.

Αυτό το φαινόμενο, γνωστό στη βιβλιογραφία ως «Παράδοξο του Ασφάλιστρου Κινδύνου των Μετοχών» (Equity Risk premium Puzzle), το είχε παρατηρήσει και ο Kurz (1999), ο οποίος είχε επισημάνει ότι η αστάθεια στις τιμές των μετοχών είναι πολύ πιο υψηλή από ό,τι τα βασικά οικονομικά-λογιστικά μεγέθη τους. Στο πλαίσιο αυτό, ο Fernandez (2004) αναφέρει ότι διάφορες μελέτες σε χρηματιστηριακές αγορές έδειξαν ένα αρκετά υψηλό risk premium των μετοχικών τίτλων σε σχέση με αυτό που θα έπρεπε να είναι (το απαιτούμενο δηλαδή), βάσει των διαφόρων θεωρητικών υποδειγμάτων ισορροπίας. Πράγματι, ο Parsons (2006) αναφέρει σχετικά ότι αν λαμβάνονταν υπόψη υποδείγματα που μετράνε τη χρησιμότητα που επιθυμεί να λαμβάνει ένας επενδυτής όταν αναλαμβάνει μια επένδυση με κίνδυνο, τότε κάποια λογικά risk premium για διάφορους μετοχικούς τίτλους θα υπολογίζονταν στα επίπεδα του 1%-3%. Αντίθετα, οι διάφορες μελέτες και μεθοδολογίες που παρουσίασαν οι Fernandez (2004), Zenner et al (2008) και Damodaran (2012) δείχνουν ιστορικά (πραγματοποιηθέντα) risk premium σε επίπεδα από 4% έως και 8%.

Ο Damodaran (2012) επισημαίνει ότι τα πολύ υψηλά παρατηρούμενα risk premium, σε σχέση με πόσο έπρεπε να είναι βάσει θεωρίας, υπονοούν ότι οι επενδυτές έχουν επιδείξει μια πολύ υψηλή απέχθεια προς τον κίνδυνο αντίστοιχα για να δικαιολογούνται τόσο υψηλά επίπεδα, κάτι που όμως δεν φαίνεται να ισχύει στην πράξη. Στο πλαίσιο αυτό, αναφέρει ορισμένες προσπάθειες για εξηγήσεις αυτού του παράδοξου:

- Το ιστορικό risk premium που παρατηρείται στην αγορά των ΗΠΑ είναι μεροληπτικά προς τα πάνω εκτιμημένο, διότι αποτελείται από αποδόσεις των πλέον επιτυχημένων εταιρειών παγκοσμίως στον 20^ο αιώνα. Πάντως, ακόμα και μια πιο συντηρητική εκτίμηση του risk premium στα επίπεδα του 4%, αντί για του εκτιμημένου 6%, είναι και πάλι υψηλή και δεν δικαιολογείται με «λογικό» επίπεδο απέχθειας, όπως αναφέρει χαρακτηριστικά και ο Damodaran (2012).

- Μια ακόμη εξήγηση είναι ότι τα πολύ υψηλά risk premium λαμβάνουν υπόψη κάποια σπάνια και πολύ ακραία γεγονότα που μπορεί να επηρεάσουν δραματικά την κατανάλωση. Έτσι, οι επενδυτές προκειμένου να αποζημιωθούν σε τέτοια ακραία κακά γεγονότα ζητούν μια, ίσως, υπερβολική απόδοση, ώστε να έχουν συσσωρευμένο πλούτο να αντιμετωπίσουν τέτοια συμβάντα.
- Μια άλλη πιθανή εξήγηση του παράδοξου είναι η φορολόγηση των μετοχικών τίτλων. Η χαμηλή έως και μηδενική φορολόγηση των μερισμάτων ώθησε σε πολύ μεγάλα επίπεδα τις μερισματικές αποδόσεις όπου σε συνδυασμό με τις κεφαλαιακές αποδόσεις από «λογικές» μεταβολές των τιμών των μετοχών είχε ως αποτέλεσμα πολύ υψηλές συνολικές αποδόσεις οι οποίες δικαιολογούν σε ένα βαθμό τα πολύ υψηλά παρατηρούμενα risk premium.
- Μια σημαντική εξήγηση του φαινομένου είναι ότι πρέπει να λαμβάνεται υπόψη η χρησιμότητα που λαμβάνουν οι επενδυτές από τις επενδύσεις τους μακροχρόνια. Στο πλαίσιο αυτό εντοπίζεται ότι οι περισσότεροι επενδυτές προτιμούν χαμηλές αλλά πιο βέβαιες μελλοντικές εισπράξεις από τις επενδύσεις τους. Έτσι, διατηρούν κάποιο επιθυμητό – ανεκτό επίπεδο κατανάλωσης, σε σχέση με υψηλότερες αλλά πιο αβέβαιες μελλοντικές εισπράξεις. Με άλλα λόγια, τελικά σε βάθος χρόνου οι επενδυτές φαίνονται να απεχθάνονται σημαντικά τον κίνδυνο και σε τέτοιο υψηλό βαθμό που να δικαιολογεί τελικά το παρατηρούμενο υψηλό επίπεδο risk premium.
- Τέλος, μια ακόμη εξήγηση κατά τον Damodaran είναι ότι οι μετοχές λόγω της καθημερινής τους διαπραγμάτευσης και της καθημερινής μεταβολής των τιμών τους εμφανίζονται στα μάτια των επενδυτών ως περιουσιακά στοιχεία με πολύ περισσότερο κίνδυνο από ό,τι τελικά έχουν.

Ο ίδιος αναφέρει περί της μη λογικής συμπεριφοράς των επενδυτών οι οποίοι, ως άνθρωποι, είναι αναμενόμενο να συμπεριφέρονται σε πολλές περιπτώσεις με παρόρμηση και ανακόλουθα με κάποια υποκείμενη οικονομική θεωρία. Στο πλαίσιο αυτό, το risk premium θεωρείται ότι εξαρτάται, έστω και μερικώς, από

μια τέτοια μη λογική συμπεριφορά. Ίσως, αυτή να εξηγεί, εν μέρει βέβαια, το παράδοξο του πολύ υψηλού risk premium.

Στο ίδιο πλαίσιο, οι Fernandez et al (2009) επισημαίνουν ότι οι επενδυτές δεν λαμβάνουν υπόψη τους τη θεωρία περί κατανάλωσης και χρησιμότητας για να υπολογίσουν την απαιτούμενη απόδοσή τους. Αντίθετα, χρησιμοποιούν ιστορικά στοιχεία και συμβουλές από ειδικούς. Συνεπώς, τα risk premium που εκ των προτέρων διαμορφώνουν είναι ιδιαίτερα υψηλά με συνέπεια να αγοράζουν υποτιμημένες μετοχές οι οποίες αργότερα να αυξάνουν την τιμή τους, όπως είναι φυσικό, και έτσι να έχουν ως αποτέλεσμα πολύ υψηλές παρατηρούμενες αποδόσεις και άρα αντιστοίχως υψηλά παρατηρούμενα risk premium.

Πάντως, η αλήθεια είναι ότι ξεκάθαρη εξήγηση για αυτό το παράδοξο δεν υπάρχει. Απλά, η ύπαρξή του υπενθυμίζει ότι τελικά η χρήση ιστορικών στοιχείων ενέχει κινδύνους σχετικά με τις εκτιμήσεις που προκύπτουν από αυτά. Αξίζει να αναφερθεί ότι λόγω της πτώσης των τιμών των μετοχών στην πρώτη 10ετία του 21^{ου} αιώνα, το risk premium έπεσε, υπολογισμένο το 2011, σε ένα πιο «λογικό» επίπεδο του 4% μειώνοντας το παράδοξο του υψηλού risk premium συγκρινόμενο με το επίπεδο του 6% που ήταν στο τέλος του 20^{ου} αιώνα (Damodaran, 2012).

2.2 Υπόδειγμα Αποτίμησης Κεφαλαιουχικών Στοιχείων (Capital Asset Pricing Model)

Το υπόδειγμα αυτό είναι ένα υπόδειγμα ισορροπίας με την έννοια ότι δείχνει ποια πρέπει να είναι η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου όταν η αγορά βρίσκεται σε ισορροπία. Σύμφωνα με τους French & Craig (2003) το υπόδειγμα αυτό πρώτο-εμφανίστηκε στα μέσα του 20^{ου} αιώνα από τους Jack Treynor (1961, 1962), William Sharpe (1964), John Lintner (1965) και Jan Mossin (1966).

Σύμφωνα με τους Bodie et al (2013) και Brealey & Myers (2014) ο μαθηματικός τύπος του υποδείγματος έχει ως εξής:

$$R_i = R_F + b_i [E(R_M) - R_F]$$

Όπου, R_i = η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου i

R_F = επιτόκιο χωρίς κίνδυνο

b_i = συντελεστής βήτα του περιουσιακού στοιχείου i

$E(R_M)$ = αναμενόμενη απόδοση αγοράς

Η διαφορά $[E(R_M) - R_F]$ αντανakλά το risk premium της αγοράς, ή αλλιώς το λεγόμενο market risk premium, δηλαδή την παραπάνω από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο απόδοση της αγοράς στο σύνολό της.

Ο συντελεστής βήτα (b_i) αντανakλά το λεγόμενο συστηματικό κίνδυνο του περιουσιακού στοιχείου. Δηλαδή, δείχνει πόσο μεταβάλλεται η απόδοσή του όταν μεταβληθεί η απόδοση της αγοράς κατά 1%. Στο πλαίσιο αυτό επιμένουν οι Bodie et al (2013) περιουσιακά στοιχεία με αυξημένη τιμή στο συντελεστή αυτό έχουν υψηλό συστηματικό κίνδυνο, ενώ στοιχεία με μικρότερη τιμή έχουν χαμηλό συστηματικό κίνδυνο. Μάλιστα, εάν ο συντελεστής είναι πάνω από τη μονάδα τότε η απόδοση του περιουσιακού στοιχείου μεταβάλλεται περισσότερο (σε απόλυτη τιμή) από ό,τι αυτή της αγοράς και πρόκειται για επιθετικό περιουσιακό στοιχείο. Αντιστοίχως, εάν ο συντελεστής είναι κάτω από τη μονάδα, τότε πρόκειται για αμυντικό στοιχείο.

Επομένως, η λογική αυτού του υποδείγματος είναι ότι το risk premium του περιουσιακού στοιχείου i , δηλαδή η ποσότητα $R_i - R_F$ είναι b_i φορές το market risk premium. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι καθώς πρόκειται για υπόδειγμα ισορροπίας, σημαίνει ότι δείχνει ποια απαιτείται να είναι η απόδοση ισορροπίας για ένα περιουσιακό στοιχείο. Επομένως, μέσα από το υπόδειγμα αυτό μπορεί να εκτιμηθεί το λεγόμενο απαιτούμενο (required) risk premium για ένα μετοχικό τίτλο.

Βέβαια, θα πρέπει να επισημανθεί ότι το υπόδειγμα αυτό τιμολογεί, δηλαδή ανταμείβει μόνο το συστηματικό κίνδυνο. Σύμφωνα με τους Bodie et al (2013), ο συνολικός κίνδυνος ενός περιουσιακού στοιχείου μετράται με τη διακύμανση

(ή τυπική απόκλιση) των αποδόσεων του και κατηγοριοποιείται σε συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο. Ο πρώτος δείχνει πώς η μεταβλητότητα της αγοράς επηρεάζει τη μεταβλητότητα της απόδοσης του περιουσιακού στοιχείου. Ο δεύτερος δείχνει πώς ειδικοί παράγοντες που αφορούν το περιουσιακό στοιχείο επηρεάζουν την απόδοσή του. Έτσι, το risk premium που εκτιμάται να απαιτείται από έναν επενδυτή προκύπτει βάσει μόνο του συστηματικού κινδύνου του περιουσιακού στοιχείου. Αυτό δεν αποτελεί μειονέκτημα του υποδείγματος διότι, όπως αναφέρουν και οι Bodie et al (2013), ο μη συστηματικός κίνδυνος μπορεί να διαφοροποιηθεί, άρα και να εξαλειφθεί, στα πλαίσια ενός καλά διαφοροποιημένου χαρτοφυλακίου και επομένως ορθά δεν τιμολογείται. Αντίθετα, ο συστηματικός κίνδυνος δεν διαφοροποιείται και αυτός είναι που πρέπει να τιμολογείται.

Θα πρέπει να τονιστεί ότι το υπόδειγμα αυτό ισχύει κάτω από μια σειρά αυστηρών υποθέσεων. Αυτές, σύμφωνα με τους Glen (2005) και Bodie et al (2013), είναι οι εξής:

1. Οι επενδυτές συμπεριφέρονται ορθολογικά και επιχειρούν να μεγιστοποιήσουν τη χρησιμότητά τους επιλέγοντας μεταξύ περιουσιακών στοιχείων και έχοντας κριτήρια τον κίνδυνο και την αναμενόμενη απόδοσή τους.
2. Όλοι οι επενδυτές επιτρέπεται να δανείζουν και να δανείζονται κεφάλαια, χωρίς περιορισμούς, στο ίδιο επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (R_F).
3. Όλοι οι επενδυτές έχουν τις ίδιες ομοιογενείς προσδοκίες για τις αναμενόμενες αποδόσεις, διακυμάνσεις και συνδιακυμάνσεις μεταξύ των αποδόσεων των διαφόρων περιουσιακών στοιχείων.
4. Δεν υπάρχουν κόστη συναλλαγών, τα διάφορα αξιόγραφα είναι άμεσα ρευστοποιήσιμα και πλήρως διαιρετά.
5. Υπάρχει απουσία φορολογίας.
6. Οι τιμές των περιουσιακών στοιχείων προκύπτουν εξωγενώς για όλους τους επενδυτές και κανείς τους από μόνος του δεν μπορεί να τις επηρεάσει.
7. Οι ποσότητες των περιουσιακών στοιχείων είναι προσδιορισμένες.
8. Θεωρείται μηδενικός πληθωρισμός και ότι οι αγορές επιτοκίων και κεφαλαίων βρίσκονται σε ισορροπία.

9. Όλοι οι επενδυτές έχουν άμεση πρόσβαση σε κοινές πληροφορίες που αφορούν τα διάφορα περιουσιακά στοιχεία.

Όπως μπορεί εύκολα κάποιος να κατανοήσει, οι υποθέσεις αυτές δεν είναι ρεαλιστικές και έτσι, τίθεται σε αμφιβολία η αξιοπιστία της εμπειρικής εκτίμησης αυτού του υποδείγματος και του κατά πόσο θα προκύπτουν ορθές εκτιμήσεις για το απαιτούμενο risk premium.

Εκτός από τις θεωρητικές αυτές υποθέσεις, προβλήματα ανακύπτουν και κατά τη στατιστική εκτίμηση του υποδείγματος. Πιο συγκεκριμένα, ενώ υπάρχουν ιστορικά στοιχεία για risk premium της αγοράς και των διαφόρων περιουσιακών στοιχείων, δεν υπάρχουν για το συντελεστή βήτα. Ουσιαστικά, αυτός ο συντελεστής είναι μια παράμετρος που δεν παρατηρείται και επιθυμείται η εκτίμησή του. Εδώ είναι που ανακύπτουν στατιστικής φύσεως προβλήματα.

Από τη μια υπάρχουν προβλήματα καθαρά οικονομετρικά, μιας και το υπόδειγμα είναι ουσιαστικά οικονομετρικό, που περιλαμβάνουν μη κανονικότητα, ετεροσκεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων, τα οποία, βέβαια, αντιμετωπίζονται με τυποποιημένες οικονομετρικές μεθόδους. Από την άλλη, όμως, υπάρχουν προβλήματα δειγματοληψίας όπως είναι η συχνότητα των δεδομένων που θα ληφθούν (ημερήσια, εβδομαδιαία, μηνιαία) αλλά και το μέγεθος του δείγματος (πόσες παρατηρήσεις πίσω στο παρελθόν είναι ο ορθός αριθμός;) και η τυχόν ύπαρξη ή μη ακραίων φαινομένων (να περιληφθεί ή όχι μια περίοδος χρηματιστηριακής κρίσης;). Τέλος, τίθεται και θέμα ο συντελεστής βήτα να μεταβάλλεται διαχρονικά ή να παρουσιάζει μεγάλη αστάθεια από περίοδο σε περίοδο κάτι που αμφισβητεί τη γραμμικότητα του υποδείγματος.

Η εμπειρική έρευνα των Fama & French (1992) αποτέλεσε μια αφορμή για όλα τα παραπάνω ερωτήματα που θέτουν το υπόδειγμα υπό αμφισβήτηση. Εντούτοις, παρά τα προβλήματά του, το υπόδειγμα αυτό συνεχίζει ακόμα και σήμερα να χρησιμοποιείται ευρέως στο πλαίσιο της εκτίμησης του απαιτούμενου risk premium διαφόρων περιουσιακών στοιχείων, κυρίως λόγω της απλότητας και της χρηστικότητάς του.

2.3 Υπόδειγμα Αποτίμησης Αντισταθμιστικής Κερδοσκοπίας (Arbitrage Pricing Theory)

Σύμφωνα με τους Fama & French (1993), κάποιες ανωμαλίες της αγοράς, όπως είναι το μέγεθος της επιχείρησης, δεν μπορούν να εξηγηθούν επαρκώς με το CAPM. Επίσης, γενικά το CAPM ως μονομεταβλητό υπόδειγμα δεν επιτρέπει και σε άλλους παράγοντες να εξηγήσουν την απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου. Το κενό αυτό έρχεται, κατά κάποιο τρόπο, να καλύψει το υπόδειγμα αποτίμησης αντισταθμιστικής κερδοσκοπίας.

Το υπόδειγμα αυτό πρωτοεμφανίστηκε από τον Ross (1976). Σύμφωνα με τους Bodie et al (2013) ο μαθηματικός τύπος του υποδείγματος αυτού έχει ως εξής:

$$R_i = R_F + b_{1i} [E(R_1) - R_F] + b_{2i} [E(R_2) - R_F] + \dots + b_{ki} [E(R_k) - R_F] + E(R_j)$$

Όπου, R_i = η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου i

R_F = επιτόκιο χωρίς κίνδυνο

b_{ji} = συντελεστής βήτα του παράγοντα j του περιουσιακού στοιχείου i

$E(R_j)$ = αναμενόμενη του παράγοντα j

Το υπόδειγμα αυτό, σύμφωνα με τους Bodie et al (2013), χρειάζεται λιγότερες υποθέσεις σε σχέση με το CAPM για να ισχύει. Πιο συγκεκριμένα, μια βασική υπόθεση είναι να υπάρχει τέλει ανταγωνισμός στη χρηματιστηριακή αγορά, κάτι που είναι κοντά στο να είναι ρεαλιστική υπόθεση.

Ένα χαρακτηριστικό του υποδείγματος αυτού είναι ότι επιτρέπει ευελιξία στο ποιοι θα είναι οι παράγοντες που θα εμπεριέχονται σε αυτό. Ανάλογα με το είδος του περιουσιακού στοιχείου επιτρέπεται να δοκιμαστούν με οικονομετρικές μέθοδοι διάφοροι παράγοντες και να επιλεγθούν αυτοί που επηρεάζουν την απόδοσή του περισσότερο. Σύμφωνα με τους Chen et al (1986), διάφοροι μακροοικονομικοί παράγοντες όπως πληθωρισμός, ρυθμός ανάπτυξης ΑΕΠ, δείκτης βιομηχανικής παραγωγής, πιστωτικά περιθώρια

εταιρικών ομολόγων, αλλά και καμπύλη επιτοκίων είχαν βρεθεί να επηρεάζουν σημαντικά τις αποδόσεις διαφόρων περιουσιακών στοιχείων.

Οι Burmeister & Wall (1986) αναφέρουν ότι μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως προσδιοριστικοί παράγοντες στο πλαίσιο αυτού του υποδείγματος βραχυχρόνια επιτόκια, διαφορά μακροπρόθεσμων – βραχυχρόνιων επιτοκίων, διαφοροποιημένα χαρτοφυλάκια που συνθέτουν διάφορους δείκτες (π.χ. S&P500), τιμές πετρελαίου, τιμές χρυσού και άλλων πολύτιμων λίθων, καθώς και συναλλαγματικές ισοτιμίες.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι και αυτό το υπόδειγμα έχει τα ίδια οικονομετρικά και στατιστικά προβλήματα, όπως και το CAPM. Σε μια σχετική μελέτη τους, οι Bollerslev & Zhang (2003) έδειξαν, ως προς τη συχνότητα λήψης των δεδομένων, ότι όσο πιο συχνά λαμβάνουν δεδομένα που αφορούν τιμές περιουσιακών στοιχείων και δεικτών, τόσο πιο αξιόπιστα αποτελέσματα εκτιμήσεων προκύπτουν.

Ένα ακόμα στοιχείο που θα πρέπει να σημειωθεί είναι ότι το υπόδειγμα αυτό είναι, σύμφωνα με τους Huberman & Wang (2005), υπόδειγμα μίας περιόδου (στατικό) και όχι δυναμικό. Δηλαδή, έχει νόημα να εκτιμηθεί η απόδοση ή το risk premium ενός περιουσιακού στοιχείου για την επόμενη περίοδο με βάση κάποιες σημερινές πληροφορίες και όχι να εκτιμάται η απόδοσή του με το ίδιο υπόδειγμα με βάση τις αυριανές πληροφορίες όταν αυτές θα πραγματοποιηθούν.

2.4 Υπόθεση Αποτελεσματικών Αγορών (Efficient Markets Hypothesis)

Η υπόθεση αποτελεσματικών αγορών (efficient markets hypothesis) είναι μια υπόθεση που αφορά στην ισορροπία στις χρηματιστηριακές αγορές. Πιο συγκεκριμένα, μια αγορά είναι αποτελεσματική, σύμφωνα με τον Lo (2007), όταν οι τιμές των τίτλων που διαπραγματεύονται αντανακλούν όλη την τρέχουσα πληροφορία που είναι διαθέσιμη στους επενδυτές και είναι ίσες με τη δίκαιη (οικονομική – εύλογη) αξία τους. Μάλιστα, κατά τον Malkiel (2003), η λογική της υπόθεσης αυτής είναι ότι οι όποιες πληροφορίες μόλις γίνονται διαθέσιμες στους επενδυτές, αυτοί αμέσως αντιδρούν με το να προσφέρουν

και να ζητούν τίτλους, και άρα υπάρχει άμεσος αντίκτυπος στις τιμές των μετοχών.

Οι Malkiel (2003) και Lo (2007) αναφέρουν ότι αυτή η υπόθεση αναπτύχθηκε στη δεκαετία του '60 από τους Samuelson και Fama, τη χρονική στιγμή που αναπτύχθηκαν, άλλωστε και τα υποδείγματα αποτίμησης κεφαλαιουχικών στοιχείων (CAPM) και αντισταθμιστικής κερδοσκοπίας (APT).

Προφανώς, εάν οι μετοχές διαπραγματεύονται στη δίκαιη αξία τους, τότε οι τιμές τους θα αντανakλούν την παρούσα αξία των μελλοντικών χρηματικών ροών και το επιτόκιο προεξόφλησης, δηλαδή η απαιτούμενη απόδοση θα συμπίπτει αριθμητικά με την παρατηρούμενη απόδοση. Ομοίως, σε μια αποτελεσματική αγορά το απαιτούμενο risk premium, το τεκμαρτό risk premium και το ιστορικό risk premium θα συμπίπτουν αριθμητικά.

Ως προς την πληροφορία που είναι διαθέσιμη στους επενδυτές, η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών διακρίνεται σε τρεις μορφές ή αλλιώς σε τρία επίπεδα ισχύος, όπως επισημαίνουν και οι Bodie et al (2013):

1. Χαμηλή ισχύ: σε αυτό το επίπεδο, οι επενδυτές έχουν διαθέσιμη πληροφορία μόνο τις ιστορικές (παρελθούσες) τιμές των μετοχών. Συνεπώς, οι τρέχουσες τιμές των μετοχών αντανakλούν τις παρελθούσες τιμές. Όποιοι επενδυτές έχουν πρόσβαση σε άλλες επιπλέον πληροφορίες (πχ οικονομικές καταστάσεις) θα είναι σε θέση να αποκομίσουν επιπλέον υπέρ αποδόσεις, άρα υπέρ-κανονικά risk premium. Σε μια τέτοια αγορά η τεχνική ανάλυση (technical analysis), που βασίζεται σε παρελθούσες τιμές, δεν δίνει ευκαιρία για υπέρ-αποδόσεις. Εντούτοις, η θεμελιώδη ανάλυση (fundamental analysis), που βασίζεται σε δημοσιευμένες πληροφορίες, είναι δυνατό να προσφέρει υπέρ-αποδόσεις σε όσους στηρίζονται σε μια τέτοια ανάλυση για επιλογή μετοχών.
2. Μεσαία ισχύ: σε αυτό το επίπεδο, οι επενδυτές έχουν διαθέσιμη πληροφορία τις ιστορικές τιμές των μετοχών, αλλά και οποιαδήποτε δημοσιευμένη πληροφορία (οικονομικές καταστάσεις, ανακοινώσεις για επενδύσεις, εξαγορές, διανομή μερίσματος κτλ). Όποιοι επενδυτές έχουν πρόσβαση σε άλλες επιπλέον πληροφορίες (πχ εσωτερική

πληροφόρηση) θα είναι σε θέση να αποκομίσουν υπέρ-αποδόσεις, άρα υπέρ-κανονικά risk premium. Σε αυτή την αγορά και η τεχνική ανάλυση, αλλά και η θεμελιώδη ανάλυση δεν προσφέρουν δυνατότητα για υπέρ-αποδόσεις διότι στηρίζονται σε πληροφορίες που ήδη μπορούν να κατέχουν όλοι οι επενδυτές.

3. Υψηλή ισχύ: σε αυτό το επίπεδο, οι επενδυτές έχουν διαθέσιμη πληροφορία τις ιστορικές τιμές των μετοχών, οποιαδήποτε δημοσιευμένη πληροφορία, αλλά και οποιαδήποτε εσωτερική πληροφορία. Σε αυτό το επίπεδο δεν υπάρχουν επενδυτές οι οποίοι να έχουν επιπλέον πληροφορίες και άρα δεν υπάρχει καμία ευκαιρία για υπέρ-αποδόσεις. Και σε αυτή την αγορά, τόσο η τεχνική όσο και η θεμελιώδης ανάλυση δεν προσφέρουν δυνατότητα για υπέρ-αποδόσεις με βάση τη λογική που ισχύει και στο πλαίσιο της μεσαίας ισχύς.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι ο Lo (2007) αναφέρει ότι ουσιαστικά δεν μπορεί κάποια αγορά να είναι τέλεια πληροφοριακά αποτελεσματική, δηλαδή να λειτουργεί σε υψηλή ισχύ, διότι τότε δε θα υπήρχε κανένα κίνητρο οι επενδυτές να συλλέγουν πληροφορίες, κάτι όμως που δεν παρατηρείται να συμβαίνει στην πραγματικότητα.

Από στατιστικής πλευράς, η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών είναι συμβατή με το στοχαστικό υπόδειγμα του τυχαίου περιπάτου (random walk), όπως αναφέρουν σχετικά και οι Malkiel (2003) και Lo (2007), όπου η τιμή μιας μετοχής στη μία περίοδο είναι όσο η τιμή της στην προηγούμενη περίοδο συν μια μεταβολή που αποτελεί μια στοχαστική μεταβλητή που ακολουθεί τη διαδικασία του λευκού θορύβου (white noise), δηλαδή με μηδενικό μέσο, σταθερή διακύμανση και ανεξαρτησία. Η υπόθεση αυτή ευνοεί, προφανώς, τη λογική της μη προβλεπτικότητας της μεταβολής της τιμής και, άρα, της απόδοσης της μετοχής.

Στο πλαίσιο αυτό, ο Malkiel επισημαίνει τη διαφωνία μεταξύ οικονομολόγων της συμπεριφορικής χρηματοοικονομικής που είναι υπέρ της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών και οικονομετρών που είναι υπέρ της δυνατότητας προβλεπτικότητας των αποδόσεων, άρα της μη ισχύος της υπόθεσης αποτελεσματικότητας.

Η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών έχει δεχθεί ορισμένες κριτικές σχετικά με την ισχύ της. Στο πλαίσιο αυτό ο Lo (2007) αναφέρει ότι μια κοινή περίπτωση που η υπόθεση αυτή δεν ισχύει είναι η υπέρ-αντίδραση των επενδυτών σε κακά ή και σε καλά νέα. Πιο συγκεκριμένα, οι επενδυτές πολλές φορές αντιδρούν υπερβολικά και ωθούν τις τιμές των μετοχών πολύ μακριά από τις εύλογες αξίες τους. Προφανώς σε μια τέτοια περίπτωση, η υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών παύει να ισχύει.

Επίσης, υπάρχουν ορισμένες ανωμαλίες της αγοράς όπου όταν συμβαίνουν οι αποδόσεις περιουσιακών στοιχείων αντί να είναι τυχαίες, όπως θα έπρεπε κάτω από την υπόθεση των αποτελεσματικών αγορών, έχουν κάποιο μοτίβο και μπορούν να προβλεφθούν ως ένα βαθμό, κάτι που δε θα μπορούσε να συμβεί εάν ίσχυε η υπόθεση περί αποτελεσματικών αγορών. Ο Lo (2007) αναφέρει ότι τέτοιες ανωμαλίες περιλαμβάνουν το αποτέλεσμα μεγέθους (size effect), όπου εταιρείες μικρού μεγέθους έχουν αποδόσεις δυσανάλογα υψηλές σε σχέση με τον κίνδυνο που ενέχουν, και ημερολογιακές επιδράσεις όπως η επίδραση των διακοπών, του Σαββατοκύριακου και του τέλους του μήνα, όπου παρατηρούνται συστηματικά χαμηλότερες ή υψηλότερες αποδόσεις σε συγκεκριμένες ημερομηνίες. Όλα τα παραπάνω έχουν εξήγηση κυρίως σε ψυχολογικό επίπεδο και που άπτεται σε θέματα συμπεριφορικής χρηματοοικονομικής (behavioral finance).

Πάντως, ο Lo (2007) καταλήγει να υποστηρίξει ότι τελικά οι διάφοροι συγγραφείς δε διαμορφώνουν μια κοινή γνώμη για την ισχύ ή μη της υπόθεσης των αποτελεσματικών αγορών. Ακόμα και μέσα από προηγμένες στατιστικές μεθοδολογίες σε έρευνες που έχουν γίνει σε διάφορες χρηματιστηριακές αγορές δεν προκύπτουν ομοιόμορφα αποτελέσματα που να είναι ξεκάθαρα υπέρ ή κατά της ισχύος της υπόθεσης. Από την άλλη μεριά, ο Malkiel (2003) αν και αναγνωρίζει ότι βραχυχρόνια μπορεί να μην ισχύει η υπόθεση αποτελεσματικών αγορών και να αποκομίζονται κάποια ευκαιριακά υπέρ-κέρδη, καταλήγει στο ότι οι χρηματιστηριακές αγορές είναι περισσότερο αποτελεσματικές και λιγότερο προβλέψιμες, υποστηρίζοντας τελικά την υπόθεση της αποτελεσματικότητας των αγορών.

Θα πρέπει να σημειωθεί, τέλος, ότι η υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς είναι απολύτως συμβατή με τις υποθέσεις που διέπουν το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM) και το υπόδειγμα αποτίμησης αντισταθμιστικής κερδοσκοπίας (APT), καθώς εκφράζει την ύπαρξη ισορροπίας που είναι η βασική ιδέα στα παραπάνω υποδείγματα. Συνεπώς, όσο μια αγορά πλησιάζει στο να λειτουργεί αποτελεσματικά, τόσο αυτό σημαίνει ότι οι τιμές και οι αποδόσεις θα πλησιάζουν σε αυτές της ισορροπίας, άρα τόσο τα υποδείγματα αυτά θα εκτιμούν πιο αξιόπιστα το risk premium του κάθε περιουσιακού στοιχείου ανάλογα με το επίπεδο κινδύνου του.

Επειδή, όμως, είναι ένα μεγάλο θέμα κατά πόσο μία χρηματιστηριακή αγορά είναι αποτελεσματική ή όχι και σε τι βαθμό, ανάλογα μείζον είναι και το θέμα του κατά πόσο το απαιτούμενο risk premium μπορεί να εκτιμηθεί ορθά και αξιόπιστα.

Κεφάλαιο 3: Μεθοδολογία Έρευνας

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζεται η πρόταση για την εμπειρική έρευνα και η σχετική μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί προκειμένου να προκύψουν αποτελέσματα και σχετικά συμπεράσματα. Στο πρώτο μέρος παρατίθεται η πρόταση για την εμπειρική έρευνα και στο δεύτερο παρουσιάζεται η σχετική στατιστική – οικονομετρική μεθοδολογία που θα ακολουθηθεί. Τέλος, στο τρίτο μέρος παρουσιάζεται το δείγμα που λήφθηκε για να πραγματοποιηθεί η εμπειρική έρευνα.

3.1 Πρόταση Εμπειρικής Έρευνας

Όπως έχει ήδη αναφερθεί και στο πλαίσιο της εισαγωγής και της βιβλιογραφικής ανασκόπησης, το ασφάλιστρο κινδύνου (risk premium) είναι η διαφορά της απόδοσης (R) που έχει ένα περιουσιακό στοιχείο (παραδείγματος χάριν μια μετοχή) από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (R_F):

$$\text{Risk premium} = R - R_F$$

Δηλαδή, το ασφάλιστρο κινδύνου μετράει την απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου πέρα από την απόδοση που επιτυγχάνεται χωρίς κίνδυνο. Στο σημείο αυτό θα πρέπει να επισημανθεί ότι ως επιτόκιο χωρίς κίνδυνο λαμβάνεται συνήθως η απόδοση κρατικών αξιογράφων με τη λογική ότι σε μια οικονομία το πλέον ακίνδυνο αξιόγραφο, δηλαδή αυτό με το μικρότερο κίνδυνο, είναι κάποιο αξιόγραφο όπου εκδότης του είναι το κράτος.

Τα κλασικά αξιόγραφα είναι έντοκα γραμμάτια του δημοσίου (T-bills) και τα ομόλογα του δημοσίου (T-Bonds). Τα πρώτα είναι με βραχυχρόνιο χρονικό ορίζοντα κάποιων ημερών ή μηνών, ενώ τα τελευταία είναι με πιο μακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα κάποιων αρκετών ετών. Επειδή και οι αποδόσεις των μετοχών αντανακλούν επενδύσεις με μακροπρόθεσμο χρονικό ορίζοντα, τότε οι αποδόσεις των κρατικών ομολόγων, επί παραδείγματι δεκαετών ομολόγων, θεωρούνται εκείνες που αντανακλούν πιο καλά το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο.

Στην παρούσα εργασία, στο πλαίσιο της εμπειρικής μελέτης, επιθυμείται να ερευνηθεί κατά πόσο η στατιστική συμπεριφορά του risk premium επηρεάζεται από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο.

Η λογική της παραπάνω ερευνητικής ερώτησης είναι ότι όταν μια οικονομία περνάει από φάσεις ύφεσης, τότε στη γενικότερη αστάθεια που δημιουργείται και στην πτώση της πιστοληπτικής ικανότητας των διάφορων δανειζόμενων έρχεται να προστεθεί και η πτώση της πιστοληπτικής ικανότητας και του κράτους και άρα θα υπάρξει μια άνοδος των επιτοκίων και συνεπώς μια άνοδος του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Αυτό τι θα σήμαινε όμως? Επειδή θα αυξάνονταν το R_F , θα μειωνόταν το risk premium (επειδή θα μειωνόταν η διαφορά $R - R_F$)? Ή μήπως θα αυξάνονταν και ανάλογα το R λόγω του ότι οι επενδυτές θα ζητούσαν επιπλέον αποδόσεις, έτσι ώστε να καλυφθούν από τον κίνδυνο και άρα το risk premium θα έμενε αμετάβλητο? Ή μήπως θα αυξάνονταν δυσανάλογα το R ώστε το risk premium να αυξάνονταν ακόμα περισσότερο? Επιπρόσθετα, όταν το επιτόκιο μειώνεται, στο πλαίσιο φάσης οικονομικής ανόδου πιθανόν, ποια είναι η συμπεριφορά της αγοράς? Θα ζητήσει μικρότερο risk premium ή περισσότερο (επειδή απλά θα μειωνόταν η διαφορά $R - R_F$)? Και η όποια μεταβολή του risk premium θα είναι ισόποση κατά μέσο όρο όσο συνέβαινε στην άνοδο των επιτοκίων ή θα προέκυπταν ασύμμετρες μεταβολές με τη λογική ότι η αγορά αντιδρά λιγότερο έντονα σε καλά νέα (όπως είναι η πτώση επιτοκίων) από ό,τι σε άσχημα (όπως η άνοδος των επιτοκίων)?

Επίσης, όπως και στη χρηματιστηριακή αγορά υπάρχουν περίοδοι αστάθειας στις αποδόσεις των μετοχών, έτσι υπάρχουν και ανάλογες περίοδοι αστάθειας στα επιτόκια και κατ' επέκταση και στα επιτόκια των δεκαετών κρατικών ομολόγων που αντανακλούν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Έτσι, ένα επιπρόσθετο ζητούμενο της εμπειρικής έρευνας είναι να διερευνηθεί ποια είναι η στατιστική συμπεριφορά του risk premium στις περιόδους έντονης μεταβλητότητας του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Άραγε η αγορά αντιλαμβάνεται αυτή την αστάθεια ως υψηλότερο ρίσκο και ζητάει περισσότερο risk premium ανεβάζοντάς το? Άραγε, όπως αυξάνει η μεταβλητότητα στο επιτόκιο, αυτό οδηγεί και στην αύξηση της μεταβλητότητας και του ίδιου του risk premium?

Συνοψίζοντας, οι υποθέσεις, όπως προκύπτουν από τα παραπάνω ερευνητικά ερωτήματα, έχουν ως εξής:

H1: Το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο επηρεάζει (αυξάνει ή μειώνει) κατά μέσο όρο το επίπεδο που διαμορφώνεται η απόδοση πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (risk premium) με τρόπο ασύμμετρο.

H2: Σε περιόδους που το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο μεταβάλλεται έντονα, η απόδοση πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (risk premium) μεταβάλλεται (αυξάνεται ή μειώνεται) κατά μέσο όρο.

H3: Σε περιόδους που το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο μεταβάλλεται έντονα, η απόδοση πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (risk premium) αλλάζει (αυξάνεται ή μειώνεται) τη μεταβλητότητά της.

3.2 Οικονομετρική – Στατιστική Μεθοδολογία

Για να διερευνηθούν όλα τα παραπάνω ερευνητικά ερωτήματα θα πρέπει να εξειδικευτούν και να εκτιμηθούν κατάλληλα οικονομετρικά υποδείγματα τα οποία, αφού εξεταστούν με κατάλληλους διαγωνιστικούς ελέγχους κατά πόσο έχουν εκτιμηθεί αξιόπιστα, θα χρησιμοποιηθούν για να ελεγχθούν στατιστικά οι υποθέσεις που προκύπτουν από τα παραπάνω ερευνητικά ερωτήματα.

Για τη διερεύνηση της σχέσης ανάμεσα στο risk premium και τα επιτόκια των δεκαετών ομολόγων του δημοσίου εξειδικεύεται το παρακάτω οικονομετρικό υπόδειγμα:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + u_t \quad (3.1)$$

Όπου, $Y_t = \text{risk premium} = R_t - R_{F,t}$

$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ όπου $P_t =$ η τιμή μετοχής /δείκτη στην περίοδο t

$X_t = R_{F,t} =$ απόδοση (yield-to-maturity) δεκαετούς κρατικού ομολόγου την περίοδο t

Το παραπάνω υπόδειγμα έχει ένα μειονέκτημα. Ο συντελεστής β_1 εκφράζει τη μεταβολή στο risk premium για μια ποσοστιαία μονάδα μεταβολή στην

απόδοση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο με τρόπο συμμετρικό. Δηλαδή, είτε το επιτόκιο ανεβαίνει είτε πέφτει για μία ποσοστιαία μονάδα, το risk premium πέφτει ή ανεβαίνει κατά τις ίδιες, β_1 ποσοστιαίες μονάδες.

Εντούτοις, με τη λογική που αναπτύχθηκε και στο προηγούμενο τμήμα, όταν το επιτόκιο των κρατικών ομολόγων ανεβαίνει, αυτό σημαίνει μείωση πιστοληπτικής ικανότητας του κράτους η οποία συνδέεται με άσχημα νέα για την οικονομία γενικότερα. Επομένως, η αγορά ίσως και να αντιδράσει πιο έντονα από ό,τι θα αντιδρούσαν σε μια ισόποση μείωση του επιτοκίου, ζητώντας μεγαλύτερο risk premium, ή πραγματοποιώντας πολύ χαμηλότερες αποδόσεις (άρα μικρότερο risk premium) λόγω μαζικών πωλήσεων μετοχών. Αντίστοιχα, στην περίπτωση της μείωσης του επιτοκίου που συνδέεται με την άνοδο της πιστοληπτικής ικανότητας του κράτους και ίσως και με τη γενικότερη μείωση της αστάθειας στην οικονομία, η αγορά πιθανόν θα ζητάει μεν μικρότερο (ή και μεγαλύτερο επειδή προσδοκούν να μειωθεί η διαφορά $R - R_f$) risk premium, αλλά ίσως και να μην αντιδράσει τόσο έντονα όσο θα αντιδρούσε στην κακή πορεία της οικονομίας. Συνεπώς, επειδή είναι πολύ πιθανή η ύπαρξη ασυμμετρίας στην επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium, η οποία μέσα από το υπόδειγμα (3.1) δεν επιτρέπεται όμως να εκτιμηθεί, εξειδικεύεται το παρακάτω υπόδειγμα:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + \gamma |\Delta X_t| + u_t \quad (3.2)$$

Η οικονομετρική λογική αυτής της εξειδίκευσης φαίνεται αμέσως παρακάτω:

Σε άνοδο επιτοκίου, δηλαδή $\Delta X_t > 0$, ισχύει $|\Delta X_t| = \Delta X_t$ και άρα το υπόδειγμα γίνεται ως εξής:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \gamma) \Delta X_t + u_t \quad (3.2.1)$$

Σε πτώση επιτοκίου, δηλαδή $\Delta X_t < 0$, ισχύει $|\Delta X_t| = -\Delta X_t$ και άρα το υπόδειγμα γίνεται ως εξής:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 - \gamma) \Delta X_t + u_t \quad (3.2.2)$$

Από τις σχέσεις (3.2.1), (3.2.2) προκύπτει ότι η επίδραση της ανόδου των επιτοκίων στο risk premium θα είναι $\beta_1 + \gamma$, ενώ η επίδραση της καθόδου θα είναι $\beta_1 - \gamma$. Έτσι, για να εξεταστεί εάν η επίδραση της ανόδου του επιτοκίου είναι υψηλότερη (ή χαμηλότερη) θα πρέπει να ελεγχθεί η παρακάτω υπόθεση:

$$H_0: \beta_1 + \gamma = \beta_1 - \gamma \quad \Leftrightarrow 2\gamma = 0 \Leftrightarrow H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \beta_1 + \gamma > \text{ ή } < \beta_1 - \gamma \quad \Leftrightarrow 2\gamma > 0 \Leftrightarrow H_1: \gamma > 0 \text{ ή } < 0$$

Προφανώς, εάν βρεθεί ότι ισχύει η μηδενική υπόθεση, σημαίνει ότι υπάρχει συμμετρική επίδραση του επιτοκίου στο risk premium τελικά.

Επιπλέον, θα εξεταστεί από εκεί και πέρα και κατά πόσο οι επιδράσεις του επιτοκίου είναι στατιστικά σημαντικά θετικές ή αρνητικές σε κάθε περίοδο ανοδικού ή καθοδικού επιτοκίου με βάση τα παρακάτω ζεύγη υποθέσεων:

$$H_0: \beta_1 + \gamma = 0$$

$$H_0: \beta_1 - \gamma = 0$$

$$H_1: \beta_1 + \gamma > 0 \text{ ή } < 0$$

$$H_1: \beta_1 - \gamma > 0 \text{ ή } < 0$$

Πριν γίνουν οι παραπάνω στατιστικοί έλεγχοι θα εξεταστούν τα κατάλοιπα του υποδείγματος (3.2) για να διερευνηθεί ότι πληρούν τις σχετικές προϋποθέσεις. Εάν υπάρχει κάποια παραβίαση θα γίνουν οι απαραίτητες διορθώσεις και μετασχηματισμοί και έπειτα θα επανεκτιμηθεί το υπόδειγμα, ώστε και να προκύψουν αξιόπιστες εκτιμήσεις των β_1 , γ αλλά και αξιόπιστοι στατιστικοί έλεγχοι.

Επειδή οι αποδόσεις που μετρούν το risk premium είναι πολύ πιθανό να έχουν ετεροσκεδαστικότητα και μάλιστα με δυναμική ασυμμετρία (δηλαδή οι επενδυτές σε αρνητικά σοκ αντιδρούν πολύ πιο έντονα αυξάνοντας τη μεταβλητότητα των αποδόσεων σε σχέση με το πώς αντιδρούν σε αντίστοιχα θετικά σοκ) τότε το υπόδειγμα (3.2) θα εκτιμηθεί λαμβάνοντας υπόψη ότι τα κατάλοιπά του ακολουθούν μια σχετική διαδικασία ασύμμετρου υποδείγματος GARCH. Με μια τέτοια εκτιμητική μέθοδο λαμβάνεται υπόψη η τυχόν ετεροσκεδαστικότητα και θα προκύψουν και πιο αξιόπιστες εκτιμήσεις, καθώς επίσης και πιο αξιόπιστοι στατιστικοί έλεγχοι των συντελεστών β_1 , γ που είναι το ζητούμενο.

Για να εξεταστεί εάν σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων μεταβάλλεται συστηματικά το risk premium, θα εξειδικευτεί και θα εκτιμηθεί το παρακάτω υπόδειγμα:

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 D_t + u_t \quad (3.3)$$

Όπου, $D_t = 1$ σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, 0 διαφορετικά

Έτσι, το υπόδειγμα διαμορφώνεται ως εξής ανάμεσα στις δύο περιόδους:

$$Y_t = \gamma_0 + u_t \quad (3.3.1) \quad \text{για } D_t = 0$$

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 + u_t \quad (3.3.2) \quad \text{για } D_t = 1$$

Από τις σχέσεις (3.3.1), (3.3.2) προκύπτει ότι το risk premium είναι κατά μέσο όρο γ_0 σε περιόδους μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, και $\gamma_0 + \gamma_1$ σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Δηλαδή, ο συντελεστής γ_1 είναι η διαφορά στο risk premium ανάμεσα στις δύο περιόδους. Έτσι, προκειμένου να εξεταστεί εάν σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων η αγορά το αντιλαμβάνεται αυτό ως επιπλέον κίνδυνο και ζητάει περισσότερο risk premium, διατυπώνεται το παρακάτω ζεύγος υποθέσεων:

$$H_0: \gamma_0 + \gamma_1 = \gamma_0 \quad \Leftrightarrow \quad H_0: \gamma_1 = 0$$

$$H_1: \gamma_0 + \gamma_1 > \gamma_0 \quad \Leftrightarrow \quad H_1: \gamma_1 > 0$$

Για να διερευνηθεί εάν η μεταβλητότητα του risk premium αλλάζει κατά την περίοδο έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων αρκεί να συγκριθούν στατιστικά οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων πέραν από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο ανάμεσα στις δύο περιόδους. Το σχετικό ζεύγος υποθέσεων διαμορφώνεται ως εξής:

$$H_0: \sigma_{Y(1)}^2 = \sigma_{Y(0)}^2$$

$$H_1: \sigma_{Y(1)}^2 > \sigma_{Y(0)}^2$$

Όπου, $\sigma_{Y(1)}^2 =$ διακύμανση αποδόσεων πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο κατά την περίοδο έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων

$\sigma_{Y(0)}^2$ = διακύμανση αποδόσεων πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο κατά την περίοδο μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων

Εδώ δε χρειάζεται κάποια οικονομετρική εξειδίκευση. Απλώς χρειάζεται να εκτιμηθούν οι διακυμάνσεις για τις δύο περιόδους και να εφαρμοστεί το κατάλληλο παραμετρικό τεστ για έλεγχο ισότητας διακυμάνσεων.

3.3 Δεδομένα Έρευνας - Δείγμα

Για την εκτίμηση των υποδειγμάτων (3.2) και (3.3) θα χρησιμοποιηθούν δεδομένα από την Αμερικανική χρηματιστηριακή αγορά. Πιο συγκεκριμένα, θα χρησιμοποιηθούν δεδομένα τιμών από διάφορους χρηματιστηριακούς δείκτες (ασφαλειών, τραπεζών, μεταφορών, υγείας, Η/Υ και βιομηχανιών) έτσι ώστε να διερευνηθεί σε διάφορους κλάδους, που αφορούν υπηρεσίες και προϊόντα και καλύπτουν ένα ευρύ φάσμα της οικονομίας, η συμπεριφορά του risk premium σε μεταβολές του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Ως επιτόκιο χωρίς κίνδυνο θεωρείται το σύνολο των αποδόσεων των δεκαετών κρατικών ομολόγων ως μια μακροπρόθεσμη επένδυση με το λιγότερο δυνατό κίνδυνο.

Ως προς το χρονικό εύρος, το δείγμα θα ληφθεί το 2005 έως και το 2014 σε μηνιαία βάση. Από τις τιμές θα υπολογιστούν οι μηνιαίες αποδόσεις και οι αντίστοιχες μηνιαίες πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αποδόσεις.

Κεφάλαιο 4: Αποτελέσματα της Εμπειρικής Ανάλυσης

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εμπειρικής ανάλυσης για τη διερεύνηση της σχέσης μεταξύ του risk premium και του λαμβανόμενου ως επιτοκίου χωρίς κίνδυνο.

Στο πρώτο κομμάτι παρουσιάζονται ορισμένα βασικά περιγραφικά και στοχαστικά χαρακτηριστικά των χρονολογικών σειρών που έχουν ληφθεί ως δεδομένα. Στο δεύτερο κομμάτι παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των οικονομετρικών υποδειγμάτων που δείχνουν τη σχέση μεταξύ του risk premium και του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Τέλος, στο τρίτο κομμάτι παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των οικονομετρικών υποδειγμάτων που δείχνουν το πόσο μεταβάλλεται το risk premium σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων σε σχέση με το πόσο μεταβάλλεται σε περιόδους μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων.

4.1 Περιγραφικά και Στοχαστικά Στατιστικά των Χρονολογικών Σειρών

Αρχικά παρουσιάζονται σε γραφήματα η χρονική εξέλιξη των μηνιαίων αποδόσεων των δεκαετών Αμερικανικών ομολόγων του δημοσίου οι οποίες θεωρείται ότι αντανακλούν περισσότερο το (μακροχρόνιο) επιτόκιο χωρίς κίνδυνο.

Από το σχετικό γράφημα (γράφημα 4.1) δε φαίνεται να υπάρχει κάποια ανοδική ή καθοδική τάση στις μηνιαίες αποδόσεις των δεκαετών ομολόγων του Αμερικανικού Δημοσίου. Οι πιο πολλές αποδόσεις βρίσκονται σε ένα εύρος από -2% έως και +2%. Οι διακυμάνσεις των αποδόσεων αυτών φαίνονται να είναι σταθερές εκτός από μία περίοδο όπου φαίνονται να είναι αρκετά πιο έντονες. Πιο συγκεκριμένα, η περίοδος αυτή, σύμφωνα με το σχήμα, φαίνεται να ξεκινάει από το Νοέμβριο του 2008 και να διαρκεί μέχρι και τον Αύγουστο του 2011.

Γράφημα 4.1 Μηνιαίες Αποδόσεις 10ετών Αμερικανικών Ομολόγων

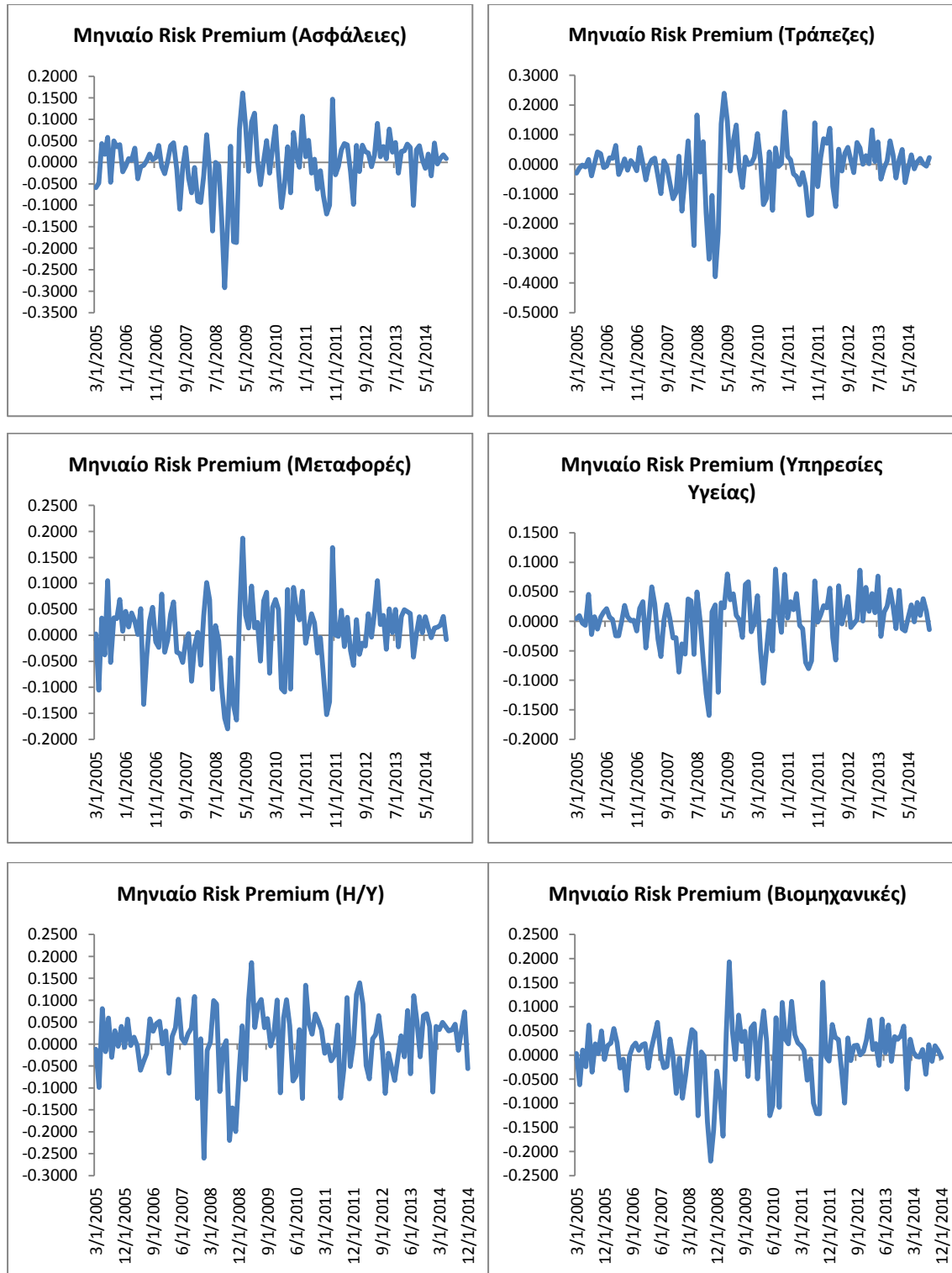


Δεν είναι τυχαίο ότι η περίοδος αυτή συμπίπτει με την περίοδο της παγκόσμιας κρίσης που είχε ξεκινήσει το καλοκαίρι του 2008 από την Αμερικανική αγορά των στεγαστικών δανείων. Μετά το καλοκαίρι του 2011, οι διακυμάνσεις των μηνιαίων αποδόσεων των δεκαετών ομολόγων του Αμερικανικού δημοσίου φαίνονται να βρίσκονται και πάλι στο εύρος (-2% , +2%) όπως ήταν και πριν από αυτή την περίοδο με μια εξαίρεση το Μάιο του 2015 που έπεσαν οι αποδόσεις στο -3% περίπου.

Ως προς το στοχαστικό χαρακτηρισμό της παραπάνω χρονολογικής σειράς των αποδόσεων, διαγραμματικά φαίνεται να είναι μια στάσιμη σειρά. Ο σχετικός στατιστικός έλεγχος στασιμότητας των Dickey-Fuller το επιβεβαίωσε αυτό ακόμα και σε επίπεδο 0,1% (ADF = -8,879 $p < 0,001$, Παράρτημα Πίνακας Π.1).

Αντίστοιχα γραφήματα παρουσιάζονται και για τα μηνιαία ιστορικά risk premium για τους έξι επιλεγέντες κλάδους προκειμένου να διαπιστωθούν τα στοχαστικά χαρακτηριστικά τους ως χρονολογικές σειρές.

Γράφημα 4.2 Μηνιαία Ιστορικά Risk premium για τους Επιλεγέντες Κλάδους της Αμερικανικής Αγοράς



Τα μηνιαία risk premium σε ασφάλειες και τράπεζες φαίνεται να ακολουθούν παρόμοιες πορείες. Το ίδιο φαίνεται να ισχύει και για τις μεταφορές και τις βιομηχανικές επιχειρήσεις. Το risk premium στις υπηρεσίες υγείας φαίνεται να έχει μικρή σχετικά μεταβλητότητα σε σχέση με τους υπόλοιπους κλάδους, ενώ ο κλάδος των ηλεκτρονικών υπολογιστών φαίνεται να εμφανίζει τη μεγαλύτερη μεταβλητότητα σχετικά.

Ως προς τις στοχαστικές ιδιότητες τους, οι χρονολογικές σειρές των μηνιαίων risk premium φαίνεται να είναι στάσιμες. Στον πίνακα παρακάτω παρουσιάζονται τα σχετικά στατιστικά του ελέγχου Dickey-Fuller.

Πίνακας 4.1 Έλεγχος Στασιμότητας των Μηνιαίων Risk Premium των Επιλεγέντων Κλάδων

Κλάδος	ADF-statistic (Level)	p-value	ADF-statistic (Πρώτες Διαφορές)	p-value
Ασφάλειες	-3,240	0,0202	-12,739**	< 0,001
Τράπεζες	-8,357**	< 0,001	-	-
Μεταφορές	-13,037**	< 0,001	-	-
Υπηρεσίες Υγείας	8,741**	< 0,001	-	-
Η/Υ	-9,265**	< 0,001	-	-
Βιομηχανικές	-8,565**	< 0,001	-	-

* Σημαντικό σε επίπεδο 1%

** Σημαντικό σε επίπεδο 0,1%

Μόνο τα ιστορικά risk premium του κλάδου των ασφαλειών προέκυψαν μη στάσιμα σε επίπεδο 1% (ADF = -3.240, $p = 0,0202 > 0,01$, πίνακας 4.1), αλλά και αυτά προέκυψαν στάσιμα στις πρώτες διαφορές σε επίπεδο 0,1%. Επομένως, η σειρά αυτή μπορεί να χαρακτηριστεί ολοκληρωμένη κατά τάξη 1, δηλαδή I(1).

Για τις άλλες χρονολογικές σειρές των ιστορικών risk premium των υπολοίπων κλάδων προέκυψε απόρριψη της μη στασιμότητας σε επίπεδο

0,1%. Συνεπώς, οι σειρές αυτές είναι στάσιμες και χαρακτηρίζονται ολοκληρωμένες κατά τάξη 0, δηλαδή I(0).

Παρακάτω παρουσιάζονται ορισμένα περιγραφικά στατιστικά για τις αποδόσεις των δεκαετών ομολόγων, καθώς και των ιστορικών risk premium των επιλεγέντων κλάδων. Τα περιγραφικά αυτά στατιστικά παρουσιάζονται ξεχωριστά για τις δύο περιόδους έντονα και μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων.

Πίνακας 4.2 Περιγραφικά Στατιστικά των Χρονολογικών Σειρών των Αποδόσεων των 10ετών Ομολόγων και των Risk premium των επιλεγέντων κλάδων, Όλη η Περίοδος

Κλάδος	Μέσος	Διάμεσος	Ελάχιστο	Μέγιστο	Τυπ. Απόκλιση	Ασυμμετρία	Κύρτωση	N
Ασφάλειες	-0.33%	0.62%	-29.19%	16.15%	6.68%	-1.049	5.792	118
Τράπεζες	-0.81%	0.20%	-37.90%	23.94%	9.14%	-0.991	5.992	118
Μεταφορές	0.29%	1.40%	-18.00%	18.70%	6.54%	-0.483	3.676	118
Υπηρεσίες Υγείας	0.30%	0.56%	-15.96%	8.86%	4.41%	-0.839	4.355	118
Η/Υ	0.66%	2.01%	-26.03%	18.57%	7.48%	-0.789	4.138	118
Βιομηχανικές	0.09%	0.98%	-21.99%	19.31%	6.31%	-0.648	4.524	118
10ετη Ομόλογα	0.47%	0.53%	-4.29%	7.89%	1.86%	0.370	4.591	118

Οι ασφάλειες και οι τράπεζες παρουσίασαν αρνητικές μέσες αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για την εξεταζόμενη περίοδο. Πάντως, εμφάνισαν μια αρνητική ασυμμετρία, που σημαίνει ότι οι περισσότερες αποδόσεις ήταν πάνω από το μέσο όρο. Η θετική διάμεσος απόδοση δείχνει ότι τελικά πάνω από το 50% των φορών παρατηρήθηκε θετικό risk premium. Οι κλάδοι αυτοί εμφάνισαν και τις μεγαλύτερες μεταβλητότητες.

Οι μεταφορές και οι υπηρεσίες υγείας εμφάνισαν περίπου ίδιες θετικές μέσες αποδόσεις, ενώ λόγω της αρνητικής ασυμμετρίας, οι περισσότερες αποδόσεις ήταν πάνω από το μέσο όρο. Οι κλάδοι αυτοί εμφάνισαν, επίσης, από τις μικρότερες μεταβλητότητες.

Ο κλάδος των Η/Υ εμφάνισε τις μεγαλύτερες μέσες αλλά και διάμεσες αποδόσεις, αν και είχε αρκετά υψηλή μεταβλητότητα. Τέλος, ο κλάδος των βιομηχανιών εμφάνισε μικρές θετικές μέσες αποδόσεις, αλλά είχε και αυτός σχετικά υψηλή μεταβλητότητα.

Οι αποδόσεις των δεκαετών ομολόγων ήταν μικρές θετικές με πολύ μικρή ασυμμετρία και, όπως αναμενόταν άλλωστε, με μικρή ιστορική μεταβλητότητα, καθώς θεωρούνται ότι αντανακλούν όσο το δυνατό καλύτερα τις αποδόσεις χωρίς κίνδυνο.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι σε όλους τους κλάδους η κύρτωση είναι ιδιαίτερα υψηλή επιβεβαιώνοντας ότι οι κατανομές των αποδόσεων χαρακτηρίζονται από λεπτοκύρτωση, όπου οι περισσότερες αποδόσεις συγκεντρώνονται σε μικρό εύρος αποδόσεων και λίγες φορές συμβαίνουν ακραίες υψηλές ή ακραίες χαμηλές αποδόσεις.

Παρακάτω παρουσιάζονται και τα στατιστικά για τις περιόδους έντονα και μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων για λόγους σύγκρισης.

Πίνακας 4.3 Περιγραφικά Στατιστικά των Χρονολογικών Σειρών των Αποδόσεων των 10ετών Ομολόγων και των Risk Premium των επιλεγέντων κλάδων, Περίοδος μη Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Κλάδος	Μέσος	Διάμεσος	Ελάχιστο	Μέγιστο	Τυπ. Απόκλιση	Ασυμμετρία	Κύρτωση	N
Ασφάλειες	-0.31%	0.73%	-29.19%	14.72%	5.92%	-1.691	8.974	84
Τράπεζες	-0.24%	0.22%	-27.39%	16.64%	6.93%	-0.867	5.373	84
Μεταφορές	0.51%	0.69%	-15.94%	16.91%	5.49%	-0.427	4.127	84
Υπηρεσίες Υγείας	0.46%	0.56%	-12.24%	8.67%	3.72%	-0.580	3.879	84
Η/Υ	0.39%	1.32%	-26.03%	13.97%	7.12%	-1.019	4.851	84
Βιομηχανικές	0.10%	0.85%	-21.99%	15.07%	5.27%	-1.206	6.575	84
10ετη Ομόλογα	0.34%	0.47%	-3.28%	3.69%	1.44%	-0.108	2.440	84

Πίνακας 4.4 Περιγραφικά Στατιστικά των Χρονολογικών Σειρών των Αποδόσεων των 10ετών Ομολόγων και των Risk Premium των επιλεγέντων κλάδων, Περίοδος Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Κλάδος	Μέσος	Διάμεσος	Ελάχιστο	Μέγιστο	Τυπ. Απόκλιση	Ασυμμετρία	Κύρτωση	N
Ασφάλειες	-0.39%	0.37%	-18.69%	16.15%	8.36%	-0.374	2.684	34
Τράπεζες	-2.22%	-0.40%	-37.90%	23.94%	13.12%	-0.634	3.647	34
Μεταφορές	-0.25%	1.93%	-18.00%	18.70%	8.68%	-0.350	2.449	34
Υπηρεσίες Υγείας	-0.10%	0.78%	-15.96%	8.86%	5.83%	-0.791	3.241	34
Η/Υ	1.33%	3.52%	-19.97%	18.57%	8.39%	-0.481	2.860	34
Βιομηχανικές	0.06%	2.44%	-16.80%	19.31%	8.43%	-0.213	2.493	34
10ετη Ομόλογα	0.79%	0.62%	-4.29%	7.89%	2.61%	0.265	3.333	34

Σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων παρατηρείται ότι για όλους τους κλάδους, με εξαίρεση αυτόν των Η/Υ, τα ιστορικά risk premium μειώνονται κατά μέσο όρο. Επίσης, σε όλους τους κλάδους αυξάνεται η μεταβλητότητα των αποδόσεων. Συνεπώς, σε περιγραφικό επίπεδο τουλάχιστον, φαίνεται ότι σε περιόδους που τα επιτόκια μεταβάλλονται έντονα, τότε και μειώνονται οι ιστορικές αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, αλλά και αυξάνεται και ο κίνδυνος αυτών.

4.2 Σχέση Μεταξύ Risk premium και Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο

Για να διερευνηθεί η σχέση αυτή εξειδικεύτηκε και εκτιμήθηκε το οικονομετρικό υπόδειγμα (3.2) για τις αποδόσεις του καθενός από τους έξι επιλεγμένους κλάδους.

Σε κάθε περίπτωση μετά την εκτίμηση με κλασικά ελάχιστα τετράγωνα (OLS) πρώτα εφαρμόστηκαν διαγνωστικοί έλεγχοι αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Εάν προέκυπτε κάποια παραβίαση των σχετικών υποθέσεων, τότε το υπόδειγμα (3.2) επανεκτιμούνταν με τις κατάλληλες διορθώσεις και μετασχηματισμούς. Θα πρέπει να σημειωθεί ότι, επειδή τα δεδομένα αποτελούν δείγμα χρονολογικών σειρών, είναι πολύ πιθανή η εμφάνιση της αυτοσυσχέτισης, όπως και της μορφής ετεροσκεδαστικότητας τύπου ARCH.

Θα πρέπει να σημειωθεί, ως προς τη διερεύνηση και διόρθωση της τυχόν αυτοσυσχέτισης, ότι αρχικά εξετάζονταν μια υψηλού βαθμού αυτοσυσχέτιση, όπως επί παραδείγματι 3^{ου} ή 4^{ου} βαθμού ώστε να είναι γνωστό πόσες χρονικές υστερήσεις χρειάζονται ως προσθήκες της εξαρτημένης και των ερμηνευτικών μεταβλητών για να επιτευχθεί υπόδειγμα με ασήμαντη αυτοσυσχέτιση. Μετά από την προσθήκη λόγου χάρη τεσσάρων υστερήσεων, επανεξετάζεται αυτοσυσχέτιση 1^{ου} βαθμού και όσο προκύπτει σημαντική αυτοσυσχέτιση πραγματοποιείται προσθήκη επιπλέον χρονικής υστέρησης μέχρι το σημείο που να μην υπάρχει πια σημαντική χρονική υστέρηση.

Ως προς τη διερεύνηση της ετεροσκεδαστικότητας, εφαρμόζεται ο έλεγχος ARCH με ανάλογες χρονικές υστερήσεις όσες και της προκύπτουσας

αυτοσυσχέτισης στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα. Εάν προκύψει ασήμαντη ετεροσκεδαστικότητα το διορθωμένο από τυχόν αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα είναι το ορθά εκτιμώμενο. Εάν, όμως, προκύψει σημαντική ετεροσκεδαστικότητα, τότε το διορθωμένο από τυχόν αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα επανεκτιμάται όχι με την κλασική μέθοδο OLS, αλλά με τη μέθοδο GARCH με χρήση της μέγιστης πιθανοφάνειας. Μια πρόχειρη ματιά στο κορελόγραμμα των τετραγωνικών καταλοίπων στο διορθωμένο από τυχόν αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα δίνει μια πρώτη εικόνα για πόσοι όροι ARCH & GARCH πρέπει να χρησιμοποιηθούν. Κατόπιν, εκτιμάται σχετικά το υπόδειγμα με τη μέθοδο GARCH και όσοι όροι ARCH ή GARCH προκύψουν ασήμαντοι απομακρύνονται ένας-ένας μέχρι να προκύψει υπόδειγμα όπου η συνάρτηση ετεροσκεδαστικότητα να έχει στατιστικά σημαντικό τον υψηλότερο όρο ARCH & GARCH. Η εκτίμηση αυτή έχει λάβει υπόψη ορθά και την ετεροσκεδαστικότητα και μπορεί να χρησιμοποιηθεί για ερμηνείες και στατιστικούς ελέγχους που αφορούν τα ερευνητικά ερωτήματα.

Παρακάτω παρουσιάζεται πώς ακριβώς έγιναν οι εκτιμήσεις μέσα από το υπόδειγμα (3.2) σε κάθε ένα κλάδο.

Για τον κλάδο των ασφαλειών, προέκυψε σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 0,1% ($n \cdot R^2 = 57,81$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.3). Εντούτοις, μετά την προσθήκη 3 χρονικών υστερήσεων, η αυτοσυσχέτιση προέκυψε τελικά ασήμαντη ακόμα και σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 3,62$ $p = 0,0571$, παράρτημα, πίνακας Π.3). Στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 1,066$ $p = 0,7854$, παράρτημα, πίνακας Π.4).

Για τον κλάδο των τραπεζών, προέκυψε σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 0,1% ($n \cdot R^2 = 33,29$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.5). Εντούτοις, μετά την προσθήκη 4 χρονικών υστερήσεων, η αυτοσυσχέτιση προέκυψε τελικά ασήμαντη ακόμα και σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 3,325$ $p = 0,0682$, παράρτημα, πίνακας Π.6). Στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική

ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 9,317$ $p = 0,0536$, παράρτημα, πίνακας Π.7).

Για τον κλάδο των μεταφορών, προέκυψε σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 0,1% ($n^*R^2 = 46,294$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.8). Εντούτοις, μετά την προσθήκη 4 χρονικών υστερήσεων, η αυτοσυσχέτιση προέκυψε τελικά ασήμαντη ακόμα και σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 0,000045$, $p = 0,9947$ παράρτημα, πίνακας Π.9). Στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 4,556$ $p = 0,3360$, παράρτημα, πίνακας Π.10).

Για τον κλάδο των υπηρεσιών υγείας, προέκυψε σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 0,1% ($n^*R^2 = 40,755$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.11). Εντούτοις, μετά την προσθήκη 3 χρονικών υστερήσεων, η αυτοσυσχέτιση προέκυψε τελικά ασήμαντη ακόμα και σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 0,069$, $p = 0,7928$ παράρτημα, πίνακας Π.12). Στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 7,228$ $p = 0,0650$, παράρτημα, πίνακας Π.13).

Για τον κλάδο των Η/Υ, προέκυψε σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 0,1% ($n^*R^2 = 42,554$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.14). Εντούτοις, μετά την προσθήκη 3 χρονικών υστερήσεων, η αυτοσυσχέτιση προέκυψε τελικά ασήμαντη ακόμα και σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 2,364$, $p = 0,1242$, παράρτημα, πίνακας Π.15). Στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 3,75$ $p = 0,2898$, παράρτημα, πίνακας Π.16).

Τέλος, για τον κλάδο των βιομηχανιών, προέκυψε σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 0,1% ($n^*R^2 = 53,927$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.17). Εντούτοις, μετά την προσθήκη 4 χρονικών υστερήσεων, η αυτοσυσχέτιση προέκυψε τελικά ασήμαντη ακόμα και σε επίπεδο 5% ($n^*R^2 = 0,278$, $p = 0,5986$, παράρτημα, πίνακας Π.18). Στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα δεν προέκυψε στατιστικά σημαντική

ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 6,673$ $p = 0,1542$, παράρτημα, πίνακας Π.19).

Έτσι, παρακάτω παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για κάθε ένα κλάδο ξεχωριστά, αφού πρώτα έχουν γίνει όλες οι σχετικές διορθώσεις και επανεκτιμήσεις για να λάβουν υπόψη την αυτοσυσχέτιση (ετεροσκεδαστικότητα δεν παρατηρήθηκε).

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι οι τιμές p-value έχουν υπολογιστεί για μονόπλευρους ελέγχους όπως έχουν οριστεί στο πλαίσιο της μεθοδολογίας έρευνας (το πρόγραμμα E-Views παράγει τις αντίστοιχες τιμές για δίπλευρους ελέγχους οι οποίες και διαιρούνται διά 2 για να προκύψουν οι αντίστοιχες τιμές για μονόπλευρους ελέγχους). Οι εκτιμήσεις των συντελεστών και τα αντίστοιχα στατιστικά έχουν υπολογιστεί και βρίσκονται σε σχετικούς πίνακες στο παράρτημα (πίνακες από Π.20 μέχρι και Π.37).

Πίνακας 4.5 Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk Premium του Κλάδου Ασφαλειών και του Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο

Συντελεστής	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	p-value
β_1	-1,323681***	0,280994	-4,710709	0,00000
Γ	-0,371088	0,351806	-1,054809	0,14900
$(\beta_1 + \gamma)$	-1,694769***	0,480145	-3,529705	0,00030
$(\beta_1 - \gamma)$	-0,952593*	0,418224	-2,277710	0,01240

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Ο συντελεστής γ προέκυψε στατιστικά ασήμαντος σε επίπεδο 5% ($t = -1,05$, $p = 0,149$, πίνακα 4.5). Επομένως, δεν υπάρχει ασυμμετρία στην επίδραση της μεταβολής του επιτοκίου στο risk premium στον κλάδο των ασφαλειών.

Ο σχετικός μονόπλευρος έλεγχος σημαντικότητας της επίδρασης αυτής έδειξε ότι αυτή η επίδραση είναι στατιστικά σημαντικά αρνητική σε επίπεδο 0,1% για καθοδική μεταβολή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ($t = -3,53$, $p < 0,001$), αλλά και για ανοδική μεταβολή σε επίπεδο 5% ($t = -2,28$, $p = 0,0124$).

Έτσι, λόγω της μη σημαντικότητας του συντελεστή γ , η κοινή επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium του κλάδου των ασφαλειών εκτιμήθηκε σε -1,32. Δηλαδή, εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αυξηθεί κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, τότε το risk premium του κλάδου μειώνεται κατά 1,32 ποσοστιαίες μονάδες. Αυτό σημαίνει ότι όταν η οικονομία είναι σε κατάσταση που πρέπει να αυξηθούν τα επιτόκια, τότε οι αποδόσεις του κλάδου πέφτουν λίγο παραπάνω από την άνοδο των επιτοκίων κατά μέσο όρο.

Πίνακας 4.6 Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium του Κλάδου Τραπεζών και του Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο

Συντελεστής	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	p-value
β_1	-1,827448***	0,456140	-4,006327	0,00005
Γ	-0,678334	0,553306	-1,225964	0,11155
$(\beta_1+\gamma)$	-2,505782***	0,767464	-3,265013	0,00075
$(\beta_1-\gamma)$	-1,149114*	0,662890	-1,733492	0,04310

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Ο συντελεστής γ προέκυψε στατιστικά ασήμαντος σε επίπεδο 5% ($t = -1,23$, $p = 0,112$, πίνακα 4.6). Επομένως, δεν υπάρχει ασυμμετρία στην επίδραση της μεταβολής του επιτοκίου στο risk premium στον κλάδο των τραπεζών.

Ο σχετικός μονόπλευρος έλεγχος σημαντικότητας της επίδρασης αυτής έδειξε ότι αυτή η επίδραση είναι στατιστικά σημαντικά αρνητική σε επίπεδο 0,1% για

καθοδική μεταβολή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ($t = -3,26$, $p < 0,001$), αλλά και για ανοδική μεταβολή σε επίπεδο 5% ($t = -1,73$, $p = 0,0431$).

Έτσι, λόγω της μη σημαντικότητας του συντελεστή γ , η κοινή επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium του κλάδου των τραπεζών εκτιμήθηκε σε $-1,83$. Δηλαδή, εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αυξηθεί κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, τότε το risk premium του κλάδου μειώνεται κατά 1,83 ποσοστιαίες μονάδες. Αυτό σημαίνει ότι όταν η οικονομία είναι σε κατάσταση που πρέπει να αυξηθούν τα επιτόκια, τότε οι αποδόσεις του κλάδου πέφτουν λίγο λιγότερο από το διπλάσιο από την άνοδο των επιτοκίων κατά μέσο όρο.

Πίνακας 4.7 Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium του Κλάδου Μεταφορών και του Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο

Συντελεστής	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	p-value
β_1	-1,783794***	0,298613	-5,973593	0,00000
Γ	-0,231010	0,357706	-0,645810	0,25995
$(\beta_1+\gamma)$	-2,014804***	0,490844	-4,104770	0,00005
$(\beta_1-\gamma)$	-1,552784***	0,439680	-3,531621	0,00030

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Ο συντελεστής γ προέκυψε στατιστικά ασήμαντος σε επίπεδο 5% ($t = -0,65$, $p = 0,26$, πίνακα 4.7). Επομένως, δεν υπάρχει ασυμμετρία στην επίδραση της μεταβολής του επιτοκίου στο risk premium στον κλάδο των μεταφορών.

Ο σχετικός μονόπλευρος έλεγχος σημαντικότητας της επίδρασης αυτής έδειξε ότι αυτή η επίδραση είναι στατιστικά σημαντικά αρνητική σε επίπεδο 0,1% για καθοδική μεταβολή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ($t = -4,1$, $p < 0,001$), αλλά και για ανοδική μεταβολή σε επίπεδο 0,1% ($t = -3,53$, $p < 0,001$).

Έτσι, λόγω της μη σημαντικότητας του συντελεστή γ , η κοινή επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium του κλάδου των μεταφορών εκτιμήθηκε σε -1,78. Δηλαδή, εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αυξηθεί κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, τότε το risk premium του κλάδου μειώνεται κατά 1,78 ποσοστιαίες μονάδες. Αυτό σημαίνει ότι όταν η οικονομία είναι σε κατάσταση που πρέπει να αυξηθούν τα επιτόκια, τότε οι αποδόσεις του κλάδου πέφτουν λίγο λιγότερο από το διπλάσιο από την άνοδο των επιτοκίων κατά μέσο όρο.

Πίνακας 4.8 Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium του Κλάδου Υπηρεσιών Υγείας και του Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο

Συντελεστής	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	p-value
β_1	-1,150728***	0,221352	-5,198642	0,00000
Γ	-0,189675	0,269975	-0,702565	0,24195
$(\beta_1+\gamma)$	-1,340403***	0,372413	-3,599239	0,00025
$(\beta_1-\gamma)$	-0,961053**	0,324152	-2,964819	0,00190

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Ο συντελεστής γ προέκυψε στατιστικά ασήμαντος σε επίπεδο 5% ($t = -0,70$, $p = 0,242$, πίνακα 4.8). Επομένως, δεν υπάρχει ασυμμετρία στην επίδραση της μεταβολής του επιτοκίου στο risk premium στον κλάδο των υπηρεσιών υγείας

Ο σχετικός μονόπλευρος έλεγχος σημαντικότητας της επίδρασης αυτής έδειξε ότι αυτή η επίδραση είναι στατιστικά σημαντικά αρνητική σε επίπεδο 0,1% για καθοδική μεταβολή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ($t = -3,6$, $p < 0,001$), αλλά και για ανοδική μεταβολή σε επίπεδο 1% ($t = -2,96$, $p = 0,002$).

Έτσι, λόγω της μη σημαντικότητας του συντελεστή γ , η κοινή επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium του κλάδου των υπηρεσιών υγείας εκτιμήθηκε σε -1,15. Δηλαδή, εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αυξηθεί κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, τότε το risk premium του κλάδου μειώνεται κατά 1,15 ποσοστιαίες μονάδες. Αυτό σημαίνει ότι όταν η οικονομία είναι σε κατάσταση

που πρέπει να αυξηθούν τα επιτόκια, τότε οι αποδόσεις του κλάδου πέφτουν λίγο παραπάνω από την άνοδο των επιτοκίων κατά μέσο όρο.

Πίνακας 4.9 Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium του Κλάδου Η/Υ και του Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο

Συντελεστής	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	p-value
β_1	-1,979120***	0,350630	-5,644469	0,00000
Γ	0,075649	0,410033	0,184494	0,42700
$(\beta_1+\gamma)$	-1,903471***	0,575148	-3,309530	0,00065
$(\beta_1-\gamma)$	-2,054769***	0,501340	-4,098555	0,00005

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Ο συντελεστής γ προέκυψε στατιστικά ασήμαντος σε επίπεδο 5% ($t = -0,18$, $p = 0,427$, πίνακα 4.9). Επομένως, δεν υπάρχει ασυμμετρία στην επίδραση της μεταβολής του επιτοκίου στο risk premium στον κλάδο των Η/Υ.

Ο σχετικός μονόπλευρος έλεγχος σημαντικότητας της επίδρασης αυτής έδειξε ότι αυτή η επίδραση είναι στατιστικά σημαντικά αρνητική σε επίπεδο 0,1% για καθοδική μεταβολή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ($t = -3,3$, $p < 0,001$), αλλά και για ανοδική μεταβολή σε επίπεδο 0,1% ($t = -4,1$, $p < 0,001$).

Έτσι, λόγω της μη σημαντικότητας του συντελεστή γ , η κοινή επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium του κλάδου των Η/Υ εκτιμήθηκε σε -1,98. Δηλαδή, εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αυξηθεί κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, τότε το risk premium του κλάδου μειώνεται κατά 1,98 ποσοστιαίες μονάδες. Αυτό σημαίνει ότι όταν η οικονομία είναι σε κατάσταση που πρέπει να αυξηθούν τα επιτόκια, τότε οι αποδόσεις του κλάδου πέφτουν σχεδόν το διπλάσιο από την άνοδο των επιτοκίων κατά μέσο όρο.

Πίνακας 4.10 Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium του Κλάδου Βιομηχανιών και του Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο

Συντελεστής	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	t-statistic	p-value
β_1	-1,899659***	0,291234	-6,522796	0,00000
Γ	-0,027250	0,338758	-0,080440	0,46805
$(\beta_1+\gamma)$	-1,926909***	0,482632	-3,992505	0,00005
$(\beta_1-\gamma)$	-1,872410***	0,407695	-4,592675	0,00000

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Ο συντελεστής γ προέκυψε στατιστικά ασήμαντος σε επίπεδο 5% ($t = -0,08$, $p = 0,468$, πίνακα 4.10). Επομένως, δεν υπάρχει ασυμμετρία στην επίδραση της μεταβολής του επιτοκίου στο risk premium στον κλάδο των βιομηχανιών.

Ο σχετικός μονόπλευρος έλεγχος σημαντικότητας της επίδρασης αυτής έδειξε ότι αυτή η επίδραση είναι στατιστικά σημαντικά αρνητική σε επίπεδο 0,1% για καθοδική μεταβολή του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο ($t = -3,99$, $p < 0,001$), αλλά και για ανοδική μεταβολή σε επίπεδο 0,1% ($t = -4,59$, $p < 0,001$).

Έτσι, λόγω της μη σημαντικότητας του συντελεστή γ , η κοινή επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium του κλάδου των βιομηχανιών εκτιμήθηκε σε -1,90. Δηλαδή, εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αυξηθεί κατά 1 ποσοστιαία μονάδα, τότε το risk premium του κλάδου μειώνεται κατά 1,90 ποσοστιαίες μονάδες. Αυτό σημαίνει ότι όταν η οικονομία είναι σε κατάσταση που πρέπει να αυξηθούν τα επιτόκια, τότε οι αποδόσεις του κλάδου πέφτουν ελάχιστα λίγο λιγότερο από το διπλάσιο από την άνοδο των επιτοκίων κατά μέσο όρο.

Πίνακας 4.11 Σύνοψη Επιδράσεων του Επιτοκίου Χωρίς Κίνδυνο στο Risk premium των Επιλεγέντων Κλάδων

Κλάδος	Συμμετρική Επίδραση	Ασύμμετρη Επίδραση
Ασφάλειες	-1,32***	Ασήμαντη
Τράπεζες	-1,83***	Ασήμαντη
Μεταφορές	-1,78***	Ασήμαντη
Υπηρεσίες Υγείας	-1,15***	Ασήμαντη
Η/Υ	-1,98***	Ασήμαντη
Βιομηχανιών	-1,90***	Ασήμαντη

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Σε όλους τους κλάδους προέκυψε ότι δεν υπάρχει καμία ασύμμετρη επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Δηλαδή, μια ισόποση αύξηση ή μείωση του επιτοκίου προκαλεί κατά μέσο όρο ίση μεταβολή σε απόλυτη τιμή.

Επίσης, σε όλους τους κλάδους προκύπτει αρνητική επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Δηλαδή, όταν το οικονομικό κλίμα είναι όχι και τόσο καλό και έτσι τα επιτόκια πρέπει να ανέβουν, τότε παρατηρούνται ιστορικά οι αποδόσεις των κλάδων να πέφτουν κατά μέσο όρο και μάλιστα για τους περισσότερους εξ αυτών να πέφτουν λίγο λιγότερο από τη διπλάσια μεταβολή των επιτοκίων. Μόνο για τις υπηρεσίες υγείας βρέθηκε η μεταβολή στις αποδόσεις πέραν από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο να είναι σχετικά κοντά στην μία ποσοστιαία μονάδα, δηλαδή να είναι όσο και η μεταβολή των επιτοκίων.

4.3 Συμπεριφορά του Risk premium Ανάμεσα σε Περιόδους Έντονα και μη Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Για να διερευνηθεί η σχέση αυτή εξειδικεύτηκε και εκτιμήθηκε το οικονομετρικό υπόδειγμα (3.3) για τις αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο του καθενός από τους έξι επιλεγμένους κλάδους. Από το σχήμα 4.1 προκύπτει ότι το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο έχει μια περίοδο που η μεταβλητότητα του είναι αρκετά πιο έντονη σε σχέση με άλλες περιόδους. Πιο συγκεκριμένα, αυτή η περίοδος φαίνεται να ξεκινάει από τον Νοέμβριο του 2008 και να σταματάει τον Αύγουστο του 2011. Έτσι, με βάση τις παραπάνω ημερομηνίες ορίζονται και οι τιμές της ψευδομεταβλητής D_t όπως αυτή ορίστηκε στο πλαίσιο του υποδείγματος (3.3).

Και σε αυτήν την περίπτωση, για κάθε κλάδο, μετά την εκτίμηση του (3.3) με κλασικά ελάχιστα τετράγωνα (OLS) πρώτα εφαρμόστηκαν διαγνωστικοί έλεγχοι αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας των καταλοίπων. Εάν προέκυπτε κάποια παραβίαση των σχετικών υποθέσεων, τότε το υπόδειγμα (3.3) επανεκτιμούνταν με τις κατάλληλες διορθώσεις και μετασχηματισμούς.

Και σε αυτήν την περίπτωση, ως προς τη διερεύνηση και διόρθωση της τυχόν αυτοσυσχέτισης, ότι αρχικά εξετάζονταν μια υψηλού βαθμού αυτοσυσχέτιση, ώστε να είναι γνωστό πόσες χρονικές υστερήσεις χρειάζονται ως προσθήκες της εξαρτημένης και των ερμηνευτικών μεταβλητών για να επιτευχθεί υπόδειγμα με ασήμαντη αυτοσυσχέτιση. Μετά από την προσθήκη κάποιων υστερήσεων, επανεξετάζεται αυτοσυσχέτιση $1^{ου}$ βαθμού και όσο προκύπτει σημαντική αυτοσυσχέτιση πραγματοποιείται προσθήκη επιπλέον χρονικής υστέρησης μέχρι το σημείο που να μην υπάρχει πια σημαντική χρονική υστέρηση.

Ως προς τη διερεύνηση της ετεροσκεδαστικότητας, εφαρμόζεται και εδώ ο έλεγχος ARCH με ανάλογες χρονικές υστερήσεις όσες και της προκύπτουσας αυτοσυσχέτισης στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα. Εάν προκύψει ασήμαντη ετεροσκεδαστικότητα το διορθωμένο από τυχόν αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα είναι το ορθά εκτιμώμενο. Εάν, όμως, προκύψει σημαντική ετεροσκεδαστικότητα, τότε το διορθωμένο από τυχόν αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα επανεκτιμάται όχι με την κλασική μέθοδο OLS,

αλλά με τη μέθοδο GARCH με χρήση της μέγιστης πιθανοφάνειας, όπως περιγράφηκε και στο προηγούμενο τμήμα.

Παρακάτω παρουσιάζεται πώς ακριβώς έγιναν οι εκτιμήσεις μέσα από το υπόδειγμα (3.3) σε κάθε ένα κλάδο.

Για τον κλάδο των ασφαλειών, προέκυψε σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 0,1% ($n \cdot R^2 = 24,02$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.38). Εντούτοις, μετά την προσθήκη 1 χρονικής υστερήσεων, η αυτοσυσχέτιση προέκυψε τελικά ασήμαντη ακόμα και σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 1,83$ $p = 0,1764$, παράρτημα, πίνακας Π.39). Στο διορθωμένο από αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα προέκυψε, όμως, στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 0,1% ($n \cdot R^2 = 21,41$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.40). Επειδή ο βαθμός υστέρησης που εξετάστηκε είναι 4 εκτιμήθηκε ξανά το διορθωμένο από την αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα με τη μέθοδο GARCH για να ληφθεί υπόψη η σχετική ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων με χρήση 4 υστερήσεων. Μετά από απάλειψη των όποιων υψηλών όρων υστερήσεων προέκυψαν ασήμαντες το τελικό μοντέλο με σημαντικές τις πιο υψηλές υστερήσεις κατέληξε να είναι μια εκτίμηση GARCH(3,3) με σημαντικό όρο ARCH σε επίπεδο 1% ($Z = 2,87$ $p = 0,0041$, παράρτημα, πίνακας Π.41) και όρο GARCH σε επίπεδο 0,1% ($Z = 4,31$, $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.41).

Για τον κλάδο των τραπεζών προέκυψε μη σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 8,738$ $p = 0,068$, παράρτημα, πίνακας Π.42). Εντούτοις, προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 0,1% ($n \cdot R^2 = 29,91$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.43). Επειδή ο βαθμός υστέρησης που εξετάστηκε είναι 4 εκτιμήθηκε ξανά το διορθωμένο από την αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα με τη μέθοδο GARCH για να ληφθεί υπόψη η σχετική ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων με χρήση 4 υστερήσεων. Μετά από απάλειψη των όποιων υψηλών όρων υστερήσεων προέκυψαν ασήμαντες το τελικό μοντέλο με σημαντικές τις πιο υψηλές υστερήσεις κατέληξε να είναι μια εκτίμηση GARCH(3,3) με σημαντικό όρο ARCH σε επίπεδο 1% ($Z = 3,06$ $p = 0,0022$, παράρτημα, πίνακας Π.44) και

όρο GARCH σε επίπεδο 0,1% ($Z = 5,27$, $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.44).

Για τον κλάδο των μεταφορών, προέκυψε μη σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 4,672$ $p = 0,3225$, παράρτημα, πίνακας Π.45). Εντούτοις, προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 0,1% ($n \cdot R^2 = 19,005$ $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.46). Επειδή ο βαθμός υστέρησης που εξετάστηκε είναι 4 εκτιμήθηκε ξανά το διορθωμένο από την αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα με τη μέθοδο GARCH για να ληφθεί υπόψη η σχετική ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων με χρήση 4 υστερήσεων. Μετά από απάλειψη των όποιων υψηλών όρων υστερήσεων προέκυψαν ασήμαντες το τελικό μοντέλο με σημαντικές τις πιο υψηλές υστερήσεις κατέληξε να είναι μια εκτίμηση GARCH(3,0) με σημαντικό όρο ARCH σε επίπεδο 5% ($Z = 2,459$ $p = 0,0139$, παράρτημα, πίνακας Π.47).

Για τον κλάδο των υπηρεσιών υγείας, προέκυψε μη σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 5,287$ $p = 0,2591$, παράρτημα, πίνακας Π.48). Εντούτοις, προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 1% ($n \cdot R^2 = 16,427$ $p = 0,0025$, παράρτημα, πίνακας Π.49). Επειδή ο βαθμός υστέρησης που εξετάστηκε είναι 4 εκτιμήθηκε ξανά το διορθωμένο από την αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα με τη μέθοδο GARCH για να ληφθεί υπόψη η σχετική ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων με χρήση 4 υστερήσεων. Μετά από απάλειψη των όποιων υψηλών όρων υστερήσεων προέκυψαν ασήμαντες το τελικό μοντέλο με σημαντικές τις πιο υψηλές υστερήσεις κατέληξε να είναι μια εκτίμηση GARCH(1,1) με σημαντικό όρο ARCH σε επίπεδο 5% ($Z = 2,12$ $p = 0,0338$, παράρτημα, πίνακας Π.50) και όρο GARCH σε επίπεδο 0,1% ($Z = 12,579$, $p < 0,001$, παράρτημα, πίνακας Π.50).

Για τον κλάδο των Η/Υ, προέκυψε μη σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 5,32$ $p = 0,256$, παράρτημα, πίνακας Π.51). Επίσης, προέκυψε και στατιστικά μη σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 5,147$ $p = 0,2725$, παράρτημα, πίνακας Π.52).

Επομένως, η αρχική OLS εκτίμηση είναι και η τελική που θα χρησιμοποιηθεί για ελέγχους (παράρτημα, πίνακας Π.53).

Τέλος, για τον κλάδο των βιομηχανιών, προέκυψε μη σημαντική αυτοσυσχέτιση μέχρι και 4^{ου} βαθμού σε επίπεδο 5% ($n \cdot R^2 = 8,382$ $p = 0,0786$, παράρτημα, πίνακας Π.54). Εντούτοις, προέκυψε στατιστικά σημαντική ετεροσκεδαστικότητα σε επίπεδο 1% ($n \cdot R^2 = 16,735$ $p = 0,0022$, παράρτημα, πίνακας Π.55). Επειδή ο βαθμός υστέρησης που εξετάστηκε είναι 4 εκτιμήθηκε ξανά το διορθωμένο από την αυτοσυσχέτιση υπόδειγμα με τη μέθοδο GARCH για να ληφθεί υπόψη η σχετική ετεροσκεδαστικότητα των καταλοίπων με χρήση 4 υστερήσεων. Μετά από απάλειψη των όποιων υψηλών όρων υστερήσεων προέκυψαν ασήμαντες το τελικό μοντέλο με σημαντικές τις πιο υψηλές υστερήσεις κατέληξε να είναι μια εκτίμηση GARCH(4,2) με σημαντικό όρο ARCH σε επίπεδο 5% ($Z = 2,462$ $p = 0,0138$, παράρτημα, πίνακας Π.56) και όρο GARCH σε επίπεδο 1% ($Z = -2,975$, $p = 0,0029$, παράρτημα, πίνακας Π.56).

Έτσι, παρακάτω παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των εκτιμήσεων για κάθε ένα κλάδο ξεχωριστά, αφού πρώτα έχουν γίνει όλες οι σχετικές διορθώσεις και επανεκτιμήσεις για να λάβουν υπόψη την αυτοσυσχέτιση και ετεροσκεδαστικότητα όπου τυχόν παρατηρήθηκε.

Πίνακας 4.12 Αποτελέσματα Επίδρασης της Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στο Risk premium του Κλάδου των Ασφαλειών

	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	Z-statistic	p-value
γ_0	0,001706	0,003688	0,462598	0.32185
γ_1	-0,002680	0,012469	-0,214925	0.41490
$(\gamma_0 + \gamma_1)$	-0,000974	0,011658	-0,083516	0,46680

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Παρατηρείται ότι ο συντελεστής γ_1 προκύπτει στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = -0,215$, $p = 0,4149$, πίνακα 4.12). Επομένως, οι αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για τον κλάδο των ασφαλειών δεν διαφέρουν στατιστικά σημαντικά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, από εκείνες της περιόδου των μη έντονα μεταβαλλόμενων. Μάλιστα, το ότι ο συντελεστής γ_0 είναι και αυτός στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = 0,463$, $p = 0,3219$, πίνακα 4.12) δείχνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου έχουν μηδενικό σχεδόν risk premium και για τις δύο υποπεριόδους μέσα στην εξεταζόμενη περίοδο 2005-2014.

Πίνακας 4.13 Αποτελέσματα Επίδρασης της Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στο Risk premium του Κλάδου των Τραπεζών

	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	Z-statistic	p-value
γ_0	0,004033	0,005061	0,796914	0,42550
γ_1	-0,023460*	0,010704	-2,191671	0,01420
$(\gamma_0+\gamma_1)$	-0,019426*	0,010138	-1,916227	0,02900

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Παρατηρείται ότι ο συντελεστής γ_1 προκύπτει στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = -2,192$, $p = 0,0142$, πίνακα 4.13). Επομένως, οι αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για τον κλάδο των τραπεζών διαφέρουν στατιστικά σημαντικά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, από εκείνες της περιόδου των μη έντονα μεταβαλλόμενων όντως μικρότερες. Το ότι ο συντελεστής γ_0 είναι στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = 0,797$, $p = 0,4255$, πίνακα 4.13) δείχνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου έχουν μηδενικό σχεδόν risk premium για την περίοδο μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Επίσης, το ότι η ποσότητα $(\gamma_0+\gamma_1)$ προκύπτει στατιστικά σημαντικά αρνητική ($t = 1,916$, $p = 0,029$, πίνακα 4.13) σημαίνει ότι οι αποδόσεις των

τραπεζών πέρα του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο είναι αρνητικές για την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων.

Πίνακας 4.14 Αποτελέσματα Επίδρασης της Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στο Risk premium του Κλάδου των Μεταφορών

	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	Z-statistic	p-value
γ_0	0,008490*	0,004788	1,773262	0,03810
γ_1	-0,000964	0,007643	-0,126106	0,44980
$(\gamma_0+\gamma_1)$	0,007526	0,006323	0,708381	0,11825

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Παρατηρείται ότι ο συντελεστής γ_1 προκύπτει στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = -0,126$, $p = 0,4498$, πίνακα 4.14). Επομένως, οι αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για τον κλάδο των μεταφορών δεν διαφέρουν στατιστικά σημαντικά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, από εκείνες της περιόδου των μη έντονα μεταβαλλόμενων. Το ότι ο συντελεστής γ_0 είναι στατιστικά σημαντικός και θετικός σε επίπεδο 5% ($t = 1,773$, $p = 0,0381$, πίνακα 4.14) δείχνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου έχουν θετικό risk premium για την περίοδο των μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Πάντως, το ότι η ποσότητα $(\gamma_0+\gamma_1)$ προκύπτει στατιστικά μη σημαντική ($t = 0,708$, $p = 0,1183$, πίνακα 4.14) σημαίνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου των μεταφορών πέραν του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο είναι σχεδόν μηδενικές κατά μέσο για την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων.

Πίνακας 4.15 Αποτελέσματα Επίδρασης της Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στο Risk premium του Κλάδου των Υπηρεσιών Υγείας

	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	Z-statistic	p-value
γ_0	0,006739*	0,003433	1,962874	0,02485
γ_1	-0,008706	0,008931	-0,974790	0,16485
$(\gamma_0+\gamma_1)$	-0,001967	0,008461	-0,232512	0,40830

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Παρατηρείται ότι ο συντελεστής γ_1 προκύπτει στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = -0,974$, $p = 0,1649$, πίνακα 4.14). Επομένως, οι αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για τον κλάδο των υπηρεσιών υγείας δεν διαφέρουν στατιστικά σημαντικά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, από εκείνες της περιόδου των μη έντονα μεταβαλλόμενων. Το ότι ο συντελεστής γ_0 είναι στατιστικά σημαντικός και θετικός σε επίπεδο 5% ($t = 1,963$, $p = 0,0249$, πίνακα 4.15) δείχνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου έχουν θετικό risk premium για την περίοδο των μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Πάντως, το ότι η ποσότητα $(\gamma_0+\gamma_1)$ προκύπτει στατιστικά μη σημαντική ($t = -0,235$, $p = 0,4083$, πίνακα 4.15) σημαίνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου των υπηρεσιών υγείας πέρα του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο είναι σχεδόν μηδενικές κατά μέσο για την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων.

Πίνακας 4.16 Αποτελέσματα Επίδρασης της Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στο Risk premium του Κλάδου των Η/Υ

	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	Z-statistic	p-value
γ_0	0,003947	0,008186	0,482136	0,31530
γ_1	0,009317	0,015251	0,610900	0,27125
$(\gamma_0+\gamma_1)$	0,013264	0,012867	1,030794	0,15240

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Παρατηρείται ότι ο συντελεστής γ_1 προκύπτει στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = -0,61$, $p = 0,2712$, πίνακα 4.16). Επομένως, οι αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για τον κλάδο των Η/Υ δεν διαφέρουν στατιστικά σημαντικά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, από εκείνες της περιόδου των μη έντονα μεταβαλλόμενων. Μάλιστα, το ότι ο συντελεστής γ_0 είναι και αυτός στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = 0,48$, $p = 0,3153$, πίνακα 4.16) δείχνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου έχουν μηδενικό σχεδόν risk premium και για τις δύο υποπεριόδους μέσα στην εξεταζόμενη περίοδο 2005-2014.

Πίνακας 4.17 Αποτελέσματα Επίδρασης της Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στο Risk premium του Κλάδου των Βιομηχανιών

	Εκτίμηση	Τυπ. Σφάλμα	Z-statistic	p-value
γ_0	0,004875	0,003767	1,294074	0,19560
γ_1	0,001852	0,008302	0,223074	0,82350
$(\gamma_0 + \gamma_1)$	0,006727	0,008327	0,807812	0,21050

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Παρατηρείται ότι ο συντελεστής γ_1 προκύπτει στατιστικά μη σημαντικός σε επίπεδο 5% ($t = -0,223$, $p = 0,8235$, πίνακα 4.17). Επομένως, οι αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για τον κλάδο των βιομηχανιών δεν διαφέρουν στατιστικά σημαντικά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, από εκείνες της περιόδου των μη έντονα μεταβαλλόμενων. Μάλιστα, το ότι ο συντελεστής γ_0 είναι και αυτός στατιστικά μη σημαντικός σε

επίπεδο 5% ($t = 1,294$, $p = 0,1956$, πίνακα 4.17) δείχνει ότι οι αποδόσεις του κλάδου έχουν μηδενικό σχεδόν risk premium και για τις δύο υποπεριόδους μέσα στην εξεταζόμενη περίοδο 2005-2014.

Πίνακας 4.18 Σύνοψη Αποτελεσμάτων Επίδρασης της Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στο Risk premium

Κλάδος	γ_0	γ_1	$(\gamma_0 + \gamma_1)$
Ασφάλειες	0,001706	-0,002680	-0,000974
Τράπεζες	0,004033	-0,023460*	-0,019426*
Μεταφορές	0,008490*	-0,000964	0,007526
Υπηρεσίες Υγείας	0,006739*	-0,008706	-0,001967
Η/Υ	0,003947	0,009317	0,013264
Βιομηχανιών	0,004875	0,001852	0,006727

* Σημαντικό σε 5%

Μόνο για τον κλάδο των τραπεζών οι αποδόσεις πέραν από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο διαφέρουν στατιστικά σημαντικά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων σε σχέση με την υπόλοιπη περίοδο. Μάλιστα, οι σχετικές αποδόσεις είναι στατιστικά σημαντικά αρνητικές κατά μέσο όρο.

Για τους άλλους κλάδους, όπως των ασφαλειών, των Η/Υ και των βιομηχανιών οι αποδόσεις πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο είναι οι ίδιες, στατιστικά ασήμαντες, άρα κατά μέσο όρο μηδενικές, και για τις δύο υποπεριόδους.

Αντίθετα, για τους κλάδους των μεταφορών και των υπηρεσιών υγείας βρέθηκε ότι οι αποδόσεις τους πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, για την περίοδο μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, είναι στατιστικά σημαντικά θετικές, ενώ για την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων βρέθηκαν στατιστικά ασήμαντες, άρα κατά μέσο όρο μηδενικές.

Συνεπώς, για κάποιους κλάδους σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων δεν διαφοροποιούνται οι αποδόσεις πέραν από επιτόκιο χωρίς κίνδυνο, κατά μέσο όρο, ενώ για κάποιους άλλους, οι αποδόσεις χειροτερεύουν συστηματικά μια τέτοια περίοδο.

Δειγματικά, σε περιγραφικό επίπεδο, προέκυψε ότι την περίοδο έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων οι τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων πέραν από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο είναι υψηλότερες σε σχέση με τις τυπικές αποκλίσεις στην περίοδο μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Αυτή η διαφορά διερευνάται και στατιστικά με βάση την κλασική F-statistic. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον πίνακα παρακάτω.

Πίνακας 4.19 Έλεγχος Διαφοράς Τυπικών Αποκλίσεων Αποδόσεων Πέραν από το Επιτόκιο Χωρίς Κίνδυνο Ανάμεσα στις Περιόδους Έντονα και μη Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Κλάδος	F-statistic	p-value
Ασφάλειες	1.995**	0.00614
Τράπεζες	3.582***	0.00000
Μεταφορές	2.499***	0.00042
Υπηρεσίες Υγείας	2.460***	0.00052
H/Y	1.389	0.11705
Βιομηχανικές	2.554***	0.00031

* Σημαντικό σε 5%

** Σημαντικό σε 1%

*** Σημαντικό σε 0,1%

Εάν εξαιρεθεί ο κλάδος των H/Y που και στις δύο περιόδους οι αποδόσεις μεταβάλλονται το ίδιο, η μεταβλητότητα των αποδόσεων πέραν από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο είναι αυξημένη την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων για όλους τους άλλους κλάδους. Συνεπώς, επιβεβαιώνεται και στατιστικά ότι το risk premium τείνει να αυξάνει τη μεταβλητότητα του, σε κάθε σχεδόν κλάδο, την περίοδο που τα επιτόκια μεταβάλλονται πιο έντονα.

Έτσι, προκύπτει ότι, για αρκετούς κλάδους, το risk premium τείνει να επηρεάζεται από το αν τα επιτόκια μεταβάλλονται πιο έντονα και ως προς το μέσο επίπεδο του, αλλά και ως προς τη μεταβλητότητά του.

Κεφάλαιο 5: Τελικά Συμπεράσματα

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζονται τα τελικά συμπεράσματα της εμπειρικής έρευνας που έγινε και αφορούσε στην επίδραση που έχει το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο στην απόδοση πέραν από το επιτόκιο αυτό, δηλαδή στο λεγόμενο risk premium.

5.1 Συζήτηση Αποτελεσμάτων

Ως προς την πρώτη ερευνητική υπόθεση, σχετικά με το εάν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο επιδράει με τρόπο ασύμμετρο το risk premium, βρέθηκε, για όλους τους εξεταζόμενους κλάδους, ότι δεν υπάρχει κάποια στατιστικά σημαντική ασυμμετρία. Συνεπώς, η αγορά αντιδράει το ίδιο έντονα αρνητικά ή θετικά σε ισόποσες αυξήσεις ή μειώσεις του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο.

Πάντως, ως προς την επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο, βρέθηκε ότι υπάρχει, σε όλους τους κλάδους, μια αρνητικά στατιστικά σημαντική επίδραση. Πιο συγκεκριμένα, βρέθηκε ότι όσο το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αυξάνει, τόσο το risk premium μειώνεται. Μάλιστα, σε μερικούς κλάδους, όπως οι βιομηχανίες, οι Η/Υ και οι τράπεζες, η μείωση του risk premium φτάνει να είναι σχεδόν η διπλάσια από την αύξηση του επιτοκίου.

Από τα εμπειρικά αυτά αποτελέσματα είναι φανερό ότι σε άνοδο των επιτοκίων η αγορά αντιδράει αρνητικά, καθώς εκλαμβάνει αυτήν την άνοδο ως σημάδι χειροτέρευσης των οικονομικών συνθηκών, με την έννοια ότι ακόμα και το κράτος φτάνει να προσφέρει (ή η αγορά να το απαιτεί αυτό) να δανείζεται με υψηλότερο επιτόκιο, έχοντας μειωμένη πιστοληπτική ικανότητα. Πιο συγκεκριμένα, για να προκύψουν από την αντίδραση της αγοράς κατά μέσο όρο αρνητικές πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο αποδόσεις, σημαίνει

ότι υπάρχει πώληση μετοχικών τίτλων που επιφέρει πτώση στην τιμή τους και άρα αρνητικές αποδόσεις οι οποίες προκαλούν και το αρνητικό risk premium. Έτσι, τα εμπειρικά αυτά αποτελέσματα επιβεβαίωσαν την σκέψη που υπήρχε ότι όταν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο πέφτει, η αγορά αντιδράει έτσι ώστε να διαμορφώνονται αρνητικές αποδόσεις στους μετοχικούς τίτλους, άρα και στους επιμέρους χρηματιστηριακούς δείκτες κατ' επέκταση και έτσι να διαμορφώνονται μειωμένα risk premium. Με την ίδια λογική, όταν το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο μειώνεται, αυτό εκλαμβάνεται από την αγορά ως θετικό νέο για την πορεία της οικονομίας και έτσι αυξάνεται η ζήτηση για μετοχικούς τίτλους, άρα αυξάνεται η τιμή τους και προκαλούνται θετικές αποδόσεις και αυξημένα risk premium.

Θα πρέπει να σημειωθεί ότι τα παραπάνω αποτελέσματα είναι συμβατά με τις απόψεις των Kurz (1999) και Damodaran (2012) που παρουσιάστηκαν στο θεωρητικό μέρος και αφορούσαν στην αρνητική σχέση των επιτοκίων με το ιστορικά παρατηρούμενο risk premium οι οποίες μάλιστα είχαν παρατηρηθεί σχετικά πρόσφατα και όχι νωρίτερα μέσα στον 20^ο αιώνα.

Όσον αφορά στους επιμέρους κλάδους, το risk premium στον κλάδο των υπηρεσιών υγείας φαίνεται να επηρεάζεται λιγότερο από τις μεταβολές του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο. Αυτό είναι λογικό διότι οι επιχειρήσεις του κλάδου αυτού επηρεάζονται παραδοσιακά λιγότερο από τους κλυδωνισμούς μιας οικονομίας, διότι η πορεία τους είναι λιγότερο συσχετισμένη με την πορεία της οικονομίας, με την έννοια ότι η ζήτηση για υπηρεσίες υγείας δεν κάνει κύκλους, όπως κάνει η ζήτηση για άλλους κλάδους. Είτε καλό οικονομικό κλίμα υπάρχει είτε όχι ο κόσμος έχει τις ίδιες ανάγκες για υγεία.

Αντίστοιχα βρέθηκε ότι και στον κλάδο των ασφαλειών το risk premium επηρεάζεται και αυτό λίγο από τις μεταβολές του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο, σχετικά με άλλους κλάδους. Πράγματι, η ζήτηση για ασφαλιστικά προϊόντα δεν είναι και τόσο κυκλική και δεν εξαρτάται από το οικονομικό κλίμα, αλλά από την ασφαλιστική παιδεία που υπάρχει σε μια χώρα. Δηλαδή, η ζήτηση για ασφαλιστικές υπηρεσίες είναι πάνω κάτω η ίδια ασχέτου οικονομικού κλίματος ή τουλάχιστον επηρεάζεται λίγο σχετικά. Αυτό επιβεβαιώθηκε και μέσα από την επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium του κλάδου.

Αντίθετα, ο κλάδος των βιομηχανιών, που είναι ο πλέον κυκλικός, είναι αυτός που το risk premium επηρεάζεται περισσότερο από τις μεταβολές του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο με την έννοια ότι η ζήτηση για βιομηχανικά προϊόντα επηρεάζεται σαφώς από το οικονομικό κλίμα. Ομοίως, και η ζήτηση για προϊόντα υψηλής τεχνολογίας επηρεάζεται από το οικονομικό κλίμα και για αυτό και στον κλάδο των Η/Υ το risk premium επηρεάζεται αρκετά σημαντικά από τις μεταβολές του επιτοκίου.

Με την ίδια λογική, και οι τράπεζες και οι μεταφορές στηρίζονται στο γενικότερο οικονομικό κλίμα διότι οι μεν τράπεζες έχουν επενδύσει μέσα από δάνεια, μετοχές και ομολογίες στους διάφορους οικονομικούς κλάδους, ενώ η ζήτηση για μεταφορές εξαρτάται από τη ζήτηση για διάφορα βιομηχανικά προϊόντα και προϊόντα υψηλής τεχνολογίας. Επομένως, δεν είναι τυχαίο ότι βρέθηκε και σε αυτούς τους κλάδους το risk premium να επηρεάζεται αρκετά από τις μεταβολές του επιτοκίου.

Τέλος, μια ακόμα εξήγηση για την αρνητική σχέση επιτοκίου και risk premium είναι ότι σε άνοδο των επιτοκίων, η αγορά το εκλαμβάνει ως άνοδο και του κινδύνου και της αστάθειας στην οικονομία και προτιμάει να επενδύσει σε επιτοκιακά προϊόντα που και πιο μεγάλη απόδοση θα έχει (λόγω ανόδου των επιτοκίων) και λιγότερο κίνδυνο σε σχέση με τον έτσι και αλλιώς υψηλότερο, αλλά και αυξημένο λόγω συνθηκών, κίνδυνο που έχουν οι μετοχικοί τίτλοι.

Ως προς τη δεύτερη ερευνητική υπόθεση ότι σε περιόδους που το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο μεταβάλλεται έντονα, η απόδοση πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (risk premium) μεταβάλλεται (αυξάνεται ή μειώνεται) κατά μέσο όρο, βρέθηκε ότι για κάποιους κλάδους δεν υπάρχει μεταβολή του risk premium, ενώ για κάποιους άλλους υπάρχει.

Πιο συγκεκριμένα, για τους κλάδους των ασφαλειών, των Η/Υ και των βιομηχανιών βρέθηκε ότι το risk premium είναι σταθερό κατά μέσο όρο και για τις δύο περιόδους. Μάλιστα, βρέθηκε ότι είναι και κατά μέσο όρο μηδενικό. Συνεπώς, για την εξεταζόμενη περίοδο οι κλάδοι αυτοί παρουσίασαν κατά μέσο όρο αποδόσεις όσο και το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο.

Αντίθετα, για τον κλάδο των τραπεζών, βρέθηκε ότι το risk premium διαφοροποιείται ανάμεσα στις δύο περιόδους. Για την ακρίβεια, την περίοδο μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων το risk premium προκύπτει μηδενικό, ενώ για την περίοδο έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, το risk premium προκύπτει στατιστικά σημαντικά αρνητικό.

Επίσης, στους κλάδους των μεταφορών και υπηρεσιών υγείας βρέθηκε ότι το risk premium διαφοροποιείται ανάμεσα στις δύο περιόδους. Για την ακρίβεια, την περίοδο μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων το risk premium προκύπτει στατιστικά σημαντικά θετικό, ενώ για την περίοδο έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, το risk premium προκύπτει στατιστικά μηδενικό.

Δηλαδή, παρατηρείται ότι για τις υπηρεσίες γενικότερα, το risk premium σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων χειροτερεύει. Δηλαδή, η αγορά όταν υπάρχει περίοδος έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων το εκλαμβάνει αυτό ως σημάδι χειροτέρευσης των οικονομικών συνθηκών που θα επηρεάσει πιο έντονα την πορεία των κλάδων των υπηρεσιών αυτών και για αυτό προκύπτουν χειρότερες αποδόσεις πέραν από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο για τέτοιες εταιρείες, όπως δείχνουν και οι σχετικοί χρηματιστηριακοί δείκτες τους. Αντίθετα, δεν παρατηρείται το ίδιο για τους κλάδους των προϊόντων, όπως είναι των Η/Υ και βιομηχανιών, αλλά και για τις ασφάλειες που είναι ένας κλάδος υπηρεσιών μεν, αλλά με ιδιαιτερότητες.

Πιθανόν, η αγορά να θεωρεί ότι οι επιχειρήσεις που δραστηριοποιούνται στον κλάδο των υπηρεσιών γενικότερα είναι εκτεθειμένες στις μεταβολές των επιτοκίων (πιθανόν διότι η κεφαλαιακή τους δομή αποτελείται από ξένα κεφάλαια σε μεγάλο βαθμό), ενώ οι επιχειρήσεις που δραστηριοποιούνται σε παραγωγή βιομηχανικών προϊόντων και προϊόντων υψηλής τεχνολογίας δεν είναι και τόσο εκτεθειμένες (πιθανόν διότι η κεφαλαιακή τους δομή αποτελείται από ίδια κεφάλαια σε μεγάλο βαθμό).

Πάντως, το σημαντικό εύρημα είναι ότι όπου υπάρχει μεταβολή του risk premium δείχνει ότι σε περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων, το risk premium μειώνεται, διότι η αγορά εκλαμβάνει τα έντονα μεταβαλλόμενα επιτόκια ως αρνητικό σημάδι για την οικονομία και άρα προβαίνει σε πωλήσεις μετοχικών τίτλων που οδηγούν σε μειώσεις τιμών και αποδόσεων.

Τέλος, ως προς την τρίτη ερευνητική υπόθεση ότι σε περιόδους που το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο μεταβάλλεται έντονα, η απόδοση πέρα από το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο (risk premium) αλλάζει (αυξάνεται ή μειώνεται) τη μεταβλητότητά της βρέθηκε ότι για όλους σχεδόν τους κλάδους, με εξαίρεση τον κλάδο των Η/Υ, η διακύμανση του risk premium αυξάνεται κατά την περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων. Αυτό σημαίνει ότι η αυξανόμενη μεταβλητότητα των επιτοκίων, που σημαίνει κάποιος αυξανόμενος παράγοντας κινδύνου, περνάει και στη μεταβλητότητα των risk premium. Δηλαδή, τις περιόδους των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων τις εκλαμβάνει η αγορά ως σημάδι αύξησης του κινδύνου που διέπει και τις επενδύσεις σε μετοχικούς τίτλους και άρα θεωρεί ότι ανάλογα θα πρέπει να αυξάνεται και ο κίνδυνος αυτών. Συνεπώς, το εύρημα αυτό σχετικά με την άνοδο της μεταβλητότητας των risk premium κατά την περίοδο που και τα επιτόκια έχουν αυξημένη μεταβλητότητα είναι μάλλον αναμενόμενο σε κάθε κλάδο.

Ένας λόγος που δε βρέθηκε αυτό στον κλάδο των Η/Υ μπορεί να είναι ότι το risk premium στον κλάδο εμφανίζει ήδη υψηλή μεταβλητότητα και σε περιόδους μη έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων και για αυτό στην περίοδο των έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων δε μεταβλήθηκε κάπως παραπάνω σε σχέση και με ό,τι προέκυψε για τους άλλους κλάδους.

Συνοψίζοντας, η έρευνα που έγινε με δεδομένα από την Αμερικανική Αγορά έδειξε ότι η επίδραση του επιτοκίου χωρίς κίνδυνο στο risk premium είναι συμμετρική και αρνητική με την έννοια ότι τα επιτόκια αυξάνονται (μειώνονται) οι αποδόσεις στους διάφορους κλάδους μειώνονται (αυξάνονται) κατά μέσο όρο. Επίσης, προέκυψε ότι για περιόδους έντονα μεταβαλλόμενων επιτοκίων το risk premium μειώνεται κατά μέσο όρο για διάφορους κλάδους των υπηρεσιών, ενώ αυξάνεται η μεταβλητότητά του.

5.2 Προτάσεις για Μελλοντική Έρευνα

Η έρευνα αυτή έγινε σε μια ανεπτυγμένη χρηματιστηριακά αγορά, όπως είναι η Αμερικανική. Θα ήταν ενδιαφέρον να εξετάζονταν οι ίδιες υποθέσεις και σε

λιγότερο ανεπτυγμένες οικονομίες, όπου το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο είναι και πιο υψηλό και θα παρουσιάζει υψηλότερη μεταβλητότητα λόγω της υψηλότερης αβεβαιότητας και αστάθειας.

Επίσης, θεωρείται ότι ασφαλέστερα συμπεράσματα θα προκύψουν με χρήση ημερησίων τιμών και αποδόσεων σε σχέση με τις μηνιαίες που χρησιμοποιήθηκαν.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΠΙΝΑΚΩΝ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΩΝ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΩΝ

Πίνακας Π.1 Έλεγχος Στασιμότητας για την Χρονολογική Σειρά των Μηνιαίων Αποδόσεων των 10ετών ομολόγων του Αμερικανικού Δημοσίου

Null Hypothesis: Monthly Bonds Returns has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.879002	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.487550	
5% level	-2.886509	
10% level	-2.580163	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Πίνακας Π.2 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Ασφαλειών – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	26.85889	Probability	0.000000
Obs*R-squared	57.81005	Probability	0.000000

Πίνακας Π.3 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Ασφαλειών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.310904	Probability	0.071784
Obs*R-squared	3.618443	Probability	0.057142

Πίνακας Π.4 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Ασφαλειών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	0.345721	Probability	0.792307
Obs*R-squared	1.065607	Probability	0.785383

Πίνακας Π.5 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Τραπεζών – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10.93485	Probability	0.000000
Obs*R-squared	33.28692	Probability	0.000001

Πίνακας Π.6 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Τραπεζών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.941216	Probability	0.089539
Obs*R-squared	3.325529	Probability	0.068212

Πίνακας Π.7 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Τραπεζών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	2.430143	Probability	0.052250
Obs*R-squared	9.317067	Probability	0.053645

Πίνακας Π.8 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Μεταφορών – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	18.00514	Probability	0.000000
Obs*R-squared	46.29370	Probability	0.000000

Πίνακας Π.9 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Μεταφορών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.84E-05	Probability	0.995067
Obs*R-squared	4.48E-05	Probability	0.994662

Πίνακας Π.10 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Μεταφορών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	1.134088	Probability	0.344623
Obs*R-squared	4.555729	Probability	0.335990

Πίνακας Π.11 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Υπηρεσιών Υγείας – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	14.69952	Probability	0.000000
Obs*R-squared	40.75505	Probability	0.000000

Πίνακας Π.12 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Υπηρεσιών Υγείας – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.061149	Probability	0.805190
Obs*R-squared	0.068978	Probability	0.792830

Πίνακας Π.13 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Υπηρεσιών Υγείας – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	2.484429	Probability	0.064672
Obs*R-squared	7.228407	Probability	0.064963

Πίνακας Π.14 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Η/Υ – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	15.71927	Probability	0.000000
Obs*R-squared	42.55405	Probability	0.000000

Πίνακας Π.15 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Η/Υ – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.138591	Probability	0.146738
Obs*R-squared	2.363804	Probability	0.124179

Πίνακας Π.16 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Η/Υ – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	1.247050	Probability	0.296423
Obs*R-squared	3.749894	Probability	0.289768

Πίνακας Π.17 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Βιομηχανιών – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	23.51200	Probability	0.000000
Obs*R-squared	53.92660	Probability	0.000000

Πίνακας Π.18 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Βιομηχανιών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.238397	Probability	0.626469
Obs*R-squared	0.277039	Probability	0.598649

Πίνακας Π.19 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Βιομηχανιών – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	1.695486	Probability	0.156630
Obs*R-squared	6.672854	Probability	0.154220

Πίνακας Π.20 Τελική Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Ασφαλειών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Dependent Variable: D(DJ_INSURANCE)

Method: Least Squares

Included observations: 114 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.028760	0.011152	-2.578972	0.0113
D(BONDS_10Y)	-1.323681	0.280994	-4.710709	0.0000
ABS(D(BONDS_10Y))	-0.371088	0.351806	-1.054809	0.2940
D(DJ_INSURANCE(-1))	-0.722505	0.089424	-8.079514	0.0000
D(BONDS_10Y(-1))	-0.877157	0.373868	-2.346167	0.0209
ABS(D(BONDS_10Y(-1)))	0.555188	0.328368	1.690747	0.0939
D(DJ_INSURANCE(-2))	-0.817239	0.089141	-9.167935	0.0000
D(BONDS_10Y(-2))	-1.248520	0.353040	-3.536484	0.0006
ABS(D(BONDS_10Y(-2)))	0.623945	0.337692	1.847673	0.0675
D(DJ_INSURANCE(-3))	-0.538163	0.096261	-5.590662	0.0000
D(BONDS_10Y(-3))	-0.583903	0.294537	-1.982447	0.0501
ABS(D(BONDS_10Y(-3)))	0.701938	0.327449	2.143653	0.0344
R-squared	0.589523	Mean dependent var	-8.52E-05	
Adjusted R-squared	0.545255	S.D. dependent var	0.081288	
S.E. of regression	0.054816	Akaike info criterion	-2.870353	
Sum squared resid	0.306494	Schwarz criterion	-2.582332	
Log likelihood	175.6101	F-statistic	13.31737	
Durbin-Watson stat	2.159084	Prob(F-statistic)	0.000000	

Πίνακας Π.21 Έλεγχος $\beta_1 + \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Ασφαλειών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_INSURANCE

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.45882	(1, 102)	0.0006
Chi-square	12.45882	1	0.0004

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3)	-1.694769	0.480145

Πίνακας Π.22 Έλεγχος $\beta_1 - \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Ασφαλειών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_INSURANCE

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.187964	(1, 102)	0.0248
Chi-square	5.187964	1	0.0227

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) - C(3)	-0.952593	0.418224

Πίνακας Π.23 Τελική Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Τραπεζών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Dependent Variable: D(DJ_BANKS)

Method: Least Squares

Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.032134	0.019038	-1.687885	0.0946
D(BONDS_10Y)	-1.827448	0.456140	-4.006327	0.0001
ABS(D(BONDS_10Y))	-0.678334	0.553306	-1.225964	0.2231
D(DJ_BANKS(-1))	-0.772415	0.096761	-7.982729	0.0000
D(BONDS_10Y(-1))	-1.814263	0.582631	-3.113914	0.0024
ABS(D(BONDS_10Y(-1)))	-0.212911	0.558816	-0.381003	0.7040
D(DJ_BANKS(-2))	-0.706510	0.108954	-6.484485	0.0000
D(BONDS_10Y(-2))	-2.649242	0.650899	-4.070124	0.0001
ABS(D(BONDS_10Y(-2)))	-0.118071	0.537864	-0.219518	0.8267
D(DJ_BANKS(-3))	-0.478120	0.113171	-4.224739	0.0001
D(BONDS_10Y(-3))	-2.482174	0.577630	-4.297168	0.0000

ABS(D(BONDS_10Y(-3)))	1.451247	0.537150	2.701752	0.0081
D(DJ_BANKS(-4))	-0.316305	0.099742	-3.171236	0.0020
D(BONDS_10Y(-4))	-1.496785	0.451996	-3.311501	0.0013
ABS(D(BONDS_10Y(-4)))	1.257586	0.541978	2.320362	0.0224
R-squared	0.513165	Mean dependent var	5.91E-05	
Adjusted R-squared	0.443617	S.D. dependent var	0.114747	
S.E. of regression	0.085591	Akaike info criterion	-1.955401	
Sum squared resid	0.717934	Schwarz criterion	-1.593359	
Log likelihood	125.4802	F-statistic	7.378593	
Durbin-Watson stat	2.143130	Prob(F-statistic)	0.000000	

Πίνακας Π.24 Έλεγχος $\beta_1 + \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Τραπεζών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_BANKS

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	10.66031	(1, 98)	0.0015
Chi-square	10.66031	1	0.0011

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3)	-2.505782	0.767464

Πίνακας Π.25 Έλεγχος $\beta_1 - \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Τραπεζών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Equation: EQ_DJ_BANKS

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.004996	(1, 98)	0.0862
Chi-square	3.004996	1	0.0830

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
------------------------------	-------	-----------

C(2) - C(3) -1.149114 0.662890

Πίνακας Π.26 Τελική Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Μεταφορών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Dependent Variable: D(DJ_TRANSPOT)
Method: Least Squares
Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.027131	0.012929	-2.098422	0.0384
D(BONDS_10Y)	-1.783794	0.298613	-5.973593	0.0000
ABS(D(BONDS_10Y))	-0.231010	0.357706	-0.645810	0.5199
D(DJ_TRANSPOT(-1))	-0.821766	0.097330	-8.443080	0.0000
D(BONDS_10Y(-1))	-1.373557	0.410759	-3.343950	0.0012
ABS(D(BONDS_10Y(-1)))	0.057794	0.360894	0.160142	0.8731
D(DJ_TRANSPOT(-2))	-0.819340	0.116927	-7.007285	0.0000
D(BONDS_10Y(-2))	-1.950374	0.466120	-4.184270	0.0001
ABS(D(BONDS_10Y(-2)))	0.252176	0.366234	0.688566	0.4927
D(DJ_TRANSPOT(-3))	-0.480055	0.119233	-4.026195	0.0001
D(BONDS_10Y(-3))	-1.234836	0.411712	-2.999275	0.0034
ABS(D(BONDS_10Y(-3)))	0.739964	0.360319	2.053634	0.0427
D(DJ_TRANSPOT(-4))	-0.179248	0.098348	-1.822585	0.0714
D(BONDS_10Y(-4))	-0.780423	0.330351	-2.362401	0.0201
ABS(D(BONDS_10Y(-4)))	0.605498	0.362917	1.668423	0.0984
R-squared	0.580257	Mean dependent var	-0.001005	
Adjusted R-squared	0.520294	S.D. dependent var	0.083617	
S.E. of regression	0.057914	Akaike info criterion	-2.736663	
Sum squared resid	0.328690	Schwarz criterion	-2.374621	
Log likelihood	169.6215	F-statistic	9.676880	
Durbin-Watson stat	1.996975	Prob(F-statistic)	0.000000	

Πίνακας Π.27 Έλεγχος $\beta_1 + \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Μεταφορών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Equation: EQ_DJ_TRANSPOT

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	16.84914	(1, 98)	0.0001
Chi-square	16.84914	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3)	-2.014804	0.490844

Πίνακας Π.28 Έλεγχος $\beta_1 - \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Μεταφορών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_TRANSPOT

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.47235	(1, 98)	0.0006
Chi-square	12.47235	1	0.0004

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) - C(3)	-1.552784	0.439680

Πίνακας Π.29 Τελική Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Υπηρεσιών Υγείας και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Dependent Variable: D(DJ_HEALTH)

Method: Least Squares

Included observations: 114 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003725	0.008785	-0.423995	0.6725
D(BONDS_10Y)	-1.150728	0.221352	-5.198642	0.0000
ABS(D(BONDS_10Y))	-0.189675	0.269975	-0.702565	0.4839
D(DJ_HEALTH(-1))	-0.672641	0.100927	-6.664655	0.0000
D(BONDS_10Y(-1))	-0.479304	0.303760	-1.577906	0.1177
ABS(D(BONDS_10Y(-1)))	0.219511	0.257473	0.852560	0.3959
D(DJ_HEALTH(-2))	-0.491049	0.117990	-4.161801	0.0001
D(BONDS_10Y(-2))	-0.509509	0.308291	-1.652690	0.1015
ABS(D(BONDS_10Y(-2)))	0.423980	0.261096	1.623849	0.1075
D(DJ_HEALTH(-3))	-0.268619	0.107083	-2.508521	0.0137
D(BONDS_10Y(-3))	-0.288464	0.241242	-1.195744	0.2346
ABS(D(BONDS_10Y(-3)))	-0.254642	0.258221	-0.986138	0.3264
R-squared	0.478935	Mean dependent var	-6.60E-05	
Adjusted R-squared	0.422742	S.D. dependent var	0.056745	
S.E. of regression	0.043113	Akaike info criterion	-3.350671	
Sum squared resid	0.189593	Schwarz criterion	-3.062651	

Log likelihood	202.9883	F-statistic	8.523004
Durbin-Watson stat	1.998115	Prob(F-statistic)	0.000000

Πίνακας Π.30 Έλεγχος $\beta_1 + \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Υπηρεσιών Υγείας και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_HEALTH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.95452	(1, 102)	0.0005
Chi-square	12.95452	1	0.0003

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3)	-1.340403	0.372413

Πίνακας Π.31 Έλεγχος $\beta_1 - \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Υπηρεσιών Υγείας και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_HEALTH

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.790149	(1, 102)	0.0038
Chi-square	8.790149	1	0.0030

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) - C(3)	-0.961053	0.324152

Πίνακας Π.32 Τελική Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Η/Υ και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Dependent Variable: D(DJ_COMPUTER)
 Method: Least Squares
 Included observations: 114 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.032662	0.013925	-2.345512	0.0209
D(BONDS_10Y)	-1.979120	0.350630	-5.644469	0.0000
ABS(D(BONDS_10Y))	0.075649	0.410033	0.184494	0.8540
D(DJ_COMPUTER(-1))	-0.643948	0.097722	-6.589609	0.0000
D(BONDS_10Y(-1))	-0.417438	0.480206	-0.869290	0.3867
ABS(D(BONDS_10Y(-1)))	-0.045667	0.407834	-0.111974	0.9111
D(DJ_COMPUTER(-2))	-0.472569	0.111649	-4.232625	0.0001
D(BONDS_10Y(-2))	-0.886809	0.470602	-1.884415	0.0624
ABS(D(BONDS_10Y(-2)))	0.792202	0.410328	1.930654	0.0563
D(DJ_COMPUTER(-3))	-0.116935	0.098863	-1.182801	0.2396
D(BONDS_10Y(-3))	0.115293	0.405288	0.284472	0.7766
ABS(D(BONDS_10Y(-3)))	0.879666	0.414623	2.121605	0.0363
R-squared	0.553861	Mean dependent var	-0.000342	
Adjusted R-squared	0.505748	S.D. dependent var	0.097351	
S.E. of regression	0.068441	Akaike info criterion	-2.426394	
Sum squared resid	0.477783	Schwarz criterion	-2.138373	
Log likelihood	150.3045	F-statistic	11.51165	
Durbin-Watson stat	2.049005	Prob(F-statistic)	0.000000	

Πίνακας Π.33 Έλεγχος $\beta_1 + \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Η/Υ και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:
 Equation: EQ_DJ_COMPUTER

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	10.95299	(1, 102)	0.0013
Chi-square	10.95299	1	0.0009

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3)	-1.903471	0.575148

Πίνακας Π.34 Έλεγχος $\beta_1 - \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Η/Υ και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:
Equation: EQ_DJ_COMPUTER

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	16.79815	(1, 102)	0.0001
Chi-square	16.79815	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) - C(3)	-2.054769	0.501340

Πίνακας Π.35 Τελική Εκτίμηση της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Βιομηχανιών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Dependent Variable: D(DJ_INDUSTRIALS)
Method: Least Squares
Included observations: 113 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.030539	0.011954	-2.554645	0.0122
D(BONDS_10Y)	-1.899659	0.291234	-6.522796	0.0000
ABS(D(BONDS_10Y))	-0.027250	0.338758	-0.080440	0.9361
D(DJ_INDUSTRIALS(-1))	-0.877280	0.102430	-8.564698	0.0000
D(BONDS_10Y(-1))	-1.627529	0.429976	-3.785166	0.0003
ABS(D(BONDS_10Y(-1)))	-0.102005	0.340500	-0.299576	0.7651
D(DJ_INDUSTRIALS(-2))	-0.894102	0.127933	-6.988825	0.0000
D(BONDS_10Y(-2))	-2.131143	0.485642	-4.388298	0.0000
ABS(D(BONDS_10Y(-2)))	0.497992	0.342552	1.453769	0.1492
D(DJ_INDUSTRIALS(-3))	-0.630456	0.133135	-4.735451	0.0000
D(BONDS_10Y(-3))	-1.484227	0.423963	-3.500839	0.0007
ABS(D(BONDS_10Y(-3)))	0.726489	0.337732	2.151079	0.0339
D(DJ_INDUSTRIALS(-4))	-0.215885	0.109060	-1.979505	0.0506
D(BONDS_10Y(-4))	-0.739236	0.322569	-2.291717	0.0241
ABS(D(BONDS_10Y(-4)))	0.508080	0.336811	1.508502	0.1346
R-squared	0.605056	Mean dependent var	-0.000596	
Adjusted R-squared	0.548636	S.D. dependent var	0.079443	
S.E. of regression	0.053373	Akaike info criterion	-2.899963	
Sum squared resid	0.279169	Schwarz criterion	-2.537920	
Log likelihood	178.8479	F-statistic	10.72404	
Durbin-Watson stat	2.024380	Prob(F-statistic)	0.000000	

Πίνακας Π.36 Έλεγχος $\beta_1 + \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Βιομηχανιών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_INDUSTRIALS

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	15.94010	(1, 98)	0.0001
Chi-square	15.94010	1	0.0001

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) + C(3)	-1.926909	0.482632

Πίνακας Π.37 Έλεγχος $\beta_1 - \gamma = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium στον Κλάδο των Βιομηχανιών και του Επιτοκίου χωρίς κίνδυνο

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_INDUSTRIALS

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	21.09266	(1, 98)	0.0000
Chi-square	21.09266	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2) - C(3)	-1.872410	0.407695

Πίνακας Π.38 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Ασφαλειών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.155573	Probability	0.000036
Obs*R-squared	24.01775	Probability	0.000079

Πίνακας Π.39 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Ασφαλειών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.793124	Probability	0.183233
Obs*R-squared	1.827597	Probability	0.176412

Πίνακας Π.40 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Ασφαλειών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Διορθωμένο από Αυτοσυσχέτιση Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	8.478821	Probability	0.000041
Obs*R-squared	21.41046	Probability	0.000087

Πίνακας Π.41 Τελική Εκτίμηση με GARCH(3,3) Της Σχέση των Αποδόσεων των Ασφαλειών με την Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Dependent Variable: DJ_INSURANCE
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Included observations: 117 after adjustments
 Convergence achieved after 36 iterations

Variance backcast: ON

$$\text{GARCH} = C(4) + C(5)*\text{RESID}(-1)^2 + C(6)*\text{RESID}(-2)^2 + C(7)*\text{RESID}(-3)^2 + C(8)*\text{GARCH}(-1) + C(9)*\text{GARCH}(-2) + C(10)*\text{GARCH}(-3)$$

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001706	0.003688	0.462598	0.6437
BOND_VOLATILITY	-0.002680	0.012469	-0.214925	0.8298
DJ_INSURANCE(-1)	0.076512	0.092156	0.830248	0.4064
Variance Equation				
C	0.000180	0.000251	0.717481	0.4731
RESID(-1)^2	0.094548	0.108603	0.870584	0.3840
RESID(-2)^2	0.101775	0.103171	0.986473	0.3239
RESID(-3)^2	0.387568	0.134925	2.872475	0.0041
GARCH(-1)	0.718126	0.144388	4.973592	0.0000
GARCH(-2)	-0.754516	0.127107	-5.936083	0.0000
GARCH(-3)	0.504387	0.116921	4.313904	0.0000
R-squared	0.033068	Mean dependent var		-0.002841
Adjusted R-squared	-0.048263	S.D. dependent var		0.066837
S.E. of regression	0.068431	Akaike info criterion		-2.819358
Sum squared resid	0.501058	Schwarz criterion		-2.583275
Log likelihood	174.9324	F-statistic		0.406586
Durbin-Watson stat	1.582028	Prob(F-statistic)		0.929180

Πίνακας Π.42 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Τραπεζών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.239416	Probability	0.069232
Obs*R-squared	8.738629	Probability	0.067975

Πίνακας Π.43 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Τραπεζών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	8.421588	Probability	0.000006
Obs*R-squared	26.91388	Probability	0.000021

Πίνακας Π.44 Τελική Εκτίμηση με GARCH(3,3) Της Σχέση των Αποδόσεων του κλάδου των Τραπεζών με την Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Dependent Variable: DJ_BANKS

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Included observations: 118

Convergence achieved after 35 iterations

Variance backcast: ON

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2 + C(7)*GARCH(-1) + C(8)*GARCH(-2) + C(9)*GARCH(-3)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.004033	0.005061	0.796914	0.4255
BOND_VOLATILITY	-0.023460	0.010704	-2.191671	0.0284

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000270	0.000178	1.517719	0.1291
RESID(-1)^2	0.314202	0.110641	2.839836	0.0045
RESID(-2)^2	-0.129239	0.075903	-1.702691	0.0886
RESID(-3)^2	0.331874	0.108442	3.060377	0.0022
GARCH(-1)	0.543649	0.155201	3.502876	0.0005
GARCH(-2)	-0.661034	0.095574	-6.916444	0.0000
GARCH(-3)	0.592344	0.112486	5.265949	0.0000

R-squared	0.005781	Mean dependent var	-0.008120
Adjusted R-squared	-0.067190	S.D. dependent var	0.091369
S.E. of regression	0.094388	Akaike info criterion	-2.434884
Sum squared resid	0.971094	Schwarz criterion	-2.223561
Log likelihood	152.6582	F-statistic	0.079218
Durbin-Watson stat	1.513112	Prob(F-statistic)	0.999643

Πίνακας Π.45 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Μεταφορών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.154505	Probability	0.334858
Obs*R-squared	4.672744	Probability	0.322553

Πίνακας Π.46 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Μεταφορών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	5.451743	Probability	0.000486
Obs*R-squared	19.00506	Probability	0.000784

Πίνακας Π.47 Τελική Εκτίμηση με GARCH(3,0) Της Σχέση των Αποδόσεων του κλάδου των Μεταφορών με την Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Dependent Variable: DJ_TRANSPOT

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Included observations: 118

Failure to improve Likelihood after 25 iterations

Variance backcast: ON

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.008490	0.004788	1.773262	0.0762
BOND_VOLATILITY	-0.000964	0.007643	-0.126106	0.8996

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001308	0.000455	2.874137	0.0041
RESID(-1)^2	0.456514	0.179500	2.543249	0.0110
RESID(-2)^2	-0.061766	0.059141	-1.044379	0.2963
RESID(-3)^2	0.355410	0.144539	2.458917	0.0139

R-squared	-0.006044	Mean dependent var	0.002882
Adjusted R-squared	-0.050957	S.D. dependent var	0.065393
S.E. of regression	0.067038	Akaike info criterion	-2.773251
Sum squared resid	0.503342	Schwarz criterion	-2.632369
Log likelihood	169.6218	Durbin-Watson stat	1.667709

Πίνακας Π.48 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Υπηρεσιών Υγείας σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.313373	Probability	0.269374
Obs*R-squared	5.286938	Probability	0.259102

Πίνακας Π.49 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Υπηρεσιών Υγείας σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	4.587740	Probability	0.001838
Obs*R-squared	16.42712	Probability	0.002496

Πίνακας Π.50 Τελική Εκτίμηση με GARCH(1,1) Της Σχέσης των Αποδόσεων του κλάδου των Υπηρεσιών Υγείας με την Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Dependent Variable: DJ_HEALTH
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
 Included observations: 118
 Convergence achieved after 20 iterations
 Variance backcast: ON
 GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
--	-------------	------------	-------------	-------

C	0.006739	0.003433	1.962874	0.0497
BOND_VOLATILITY	-0.008706	0.008931	-0.974790	0.3297
Variance Equation				
C	5.39E-05	4.12E-05	1.306292	0.1915
RESID(-1)^2	0.140510	0.066201	2.122489	0.0338
GARCH(-1)	0.840854	0.066844	12.57939	0.0000
R-squared	0.001337	Mean dependent var	0.002959	
Adjusted R-squared	-0.034014	S.D. dependent var	0.044138	
S.E. of regression	0.044882	Akaike info criterion	-3.539517	
Sum squared resid	0.227630	Schwarz criterion	-3.422116	
Log likelihood	213.8315	F-statistic	0.037810	
Durbin-Watson stat	1.596137	Prob(F-statistic)	0.997238	

Πίνακας Π.51 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Η/Υ σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.321589	Probability	0.266312
Obs*R-squared	5.318522	Probability	0.256148

Πίνακας Π.52 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Η/Υ σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	1.288621	Probability	0.278973
Obs*R-squared	5.147509	Probability	0.272494

Πίνακας Π.53 Τελική Εκτίμηση με OLS Της Σχέση των Αποδόσεων του κλάδου των Η/Υ με την Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Dependent Variable: DJ_COMPUTER

Method: Least Squares

Included observations: 118

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003947	0.008186	0.482136	0.6306
BOND_VOLATILITY	0.009317	0.015251	0.610900	0.5425
R-squared	0.003207	Mean dependent var		0.006631
Adjusted R-squared	-0.005386	S.D. dependent var		0.074827
S.E. of regression	0.075029	Akaike info criterion		-2.325091
Sum squared resid	0.652998	Schwarz criterion		-2.278130
Log likelihood	139.1804	F-statistic		0.373198
Durbin-Watson stat	1.719463	Prob(F-statistic)		0.542461

Πίνακας Π.54 Διαγνωστικός Έλεγχος Αυτοσυσχέτισης 4^{ου} βαθμού στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Βιομηχανιών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.140911	Probability	0.080375
Obs*R-squared	8.381548	Probability	0.078560

Πίνακας Π.55 Διαγνωστικός Έλεγχος Ετεροσκεδαστικότητας στα κατάλοιπα της εξίσωσης για τις αποδόσεις risk premium του κλάδου των Βιομηχανιών σε Σχέση με Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων – Αρχικό Υπόδειγμα

ARCH Test:

F-statistic	4.688515	Probability	0.001572
Obs*R-squared	16.73499	Probability	0.002176

Πίνακας Π.56 Τελική Εκτίμηση με GARCH(4,2) Της Σχέσης των Αποδόσεων του κλάδου των Βιομηχανιών με την Περίοδο Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων

Dependent Variable: DJ_INDUSTRIALS

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Included observations: 118

Failure to improve Likelihood after 14 iterations

Variance backcast: ON

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-2)^2 + C(6)*RESID(-3)^2 + C(7)*RESID(-4)^2 + C(8)*GARCH(-1) + C(9)*GARCH(-2)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.004875	0.003767	1.294074	0.1956
BOND_VOLATILITY	0.001852	0.008302	0.223074	0.8235
Variance Equation				
C	0.001378	0.000587	2.347537	0.0189
RESID(-1)^2	0.214472	0.114446	1.874001	0.0609
RESID(-2)^2	0.326165	0.115407	2.826218	0.0047
RESID(-3)^2	0.244029	0.092569	2.636204	0.0084
RESID(-4)^2	0.295429	0.119993	2.462044	0.0138
GARCH(-1)	0.150702	0.311628	0.483594	0.6287
GARCH(-2)	-0.582199	0.195679	-2.975275	0.0029
R-squared	-0.005471	Mean dependent var		0.000873
Adjusted R-squared	-0.079267	S.D. dependent var		0.063071
S.E. of regression	0.065523	Akaike info criterion		-2.885858
Sum squared resid	0.467959	Schwarz criterion		-2.674535
Log likelihood	179.2656	Durbin-Watson stat		1.548854

Πίνακας Π.57 Έλεγχος $\gamma_0 + \gamma_1 = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium και Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στον Κλάδο των Ασφαλειών

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_INSURANCE_VOLATIL

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.006975	(1, 107)	0.9336
Chi-square	0.006975	1	0.9334

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) + C(2)	-0.000974	0.011658

Πίνακας Π.58 Έλεγχος $\gamma_0 + \gamma_1 = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium και Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στον Κλάδο των Τραπεζών

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_BANKS_VOLATILITY

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.671927	(1, 109)	0.0580
Chi-square	3.671927	1	0.0553

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) + C(2)	-0.019426	0.010138

Πίνακας Π.59 Έλεγχος $\gamma_0 + \gamma_1 = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium και Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στον Κλάδο των Μεταφορών

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_TRANSPOT_VOLATILI

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.416762	(1, 112)	0.2365
Chi-square	1.416762	1	0.2339

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) + C(2)	0.007526	0.006323

Πίνακας Π.60 Έλεγχος $\gamma_0 + \gamma_1 = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium και Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στον Κλάδο των Υπηρεσιών Υγείας

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_HEALTH_VOLATILITY

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.054062	(1, 113)	0.8166
Chi-square	0.054062	1	0.8161

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) + C(2)	-0.001967	0.008461

Πίνακας Π.61 Έλεγχος $\gamma_0 + \gamma_1 = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk premium και Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στον Κλάδο των Η/Υ

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_COMPUTER_VOLATILI

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.062536	(1, 116)	0.3048
Chi-square	1.062536	1	0.3026

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) + C(2)	0.013264	0.012867

Πίνακας Π.62 Έλεγχος $\gamma_0 + \gamma_1 = 0$, Στο Υπόδειγμα της Σχέσης Μεταξύ Risk Premium και Περιόδου Έντονα Μεταβαλλόμενων Επιτοκίων στον Κλάδο των Βιομηχανιών

Wald Test:

Equation: EQ_DJ_INDUSTRIALS_VOLAT

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.652560	(1, 109)	0.4210
Chi-square	0.652560	1	0.4192

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1) + C(2)	0.006727	0.008327

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- Bollerslev, T., Zhang, B.Y.B. (2003). Measuring and modeling systematic risk in factor pricing models using high-frequency data, *Journal of Empirical Finance*, 10, 533– 558.
- Damodaran, A. (2012). Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2012 Edition. *Working Paper*, Stern School of Business.
- Fernandez, P. (2004). Market Risk Premium: Required, Historical and Expected. *Working Paper*, University of Navarra - IESE Business School, No 574.
- Fernandez, P., J. Aguirremalloa and H. Liechtenstein (2009). The Equity Premium Puzzle: High Required Premium, Undervaluation and Self Fulfilling Prophecy”. *Working Paper*, IESE Business School, <http://ssrn.com/abstract=1274816>
- Fernandez, P. Aguirreamalloa, J. and Corres Avendaño, L. (2015). Market Risk Premium Used in 82 Countries in 2012: A Survey with 7,192 Answers, *Working Paper*, University of Navarra - IESE Business School.
- Huberman, G. and Wang, Z. (2005). Arbitrage Pricing Theory. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No 16.
- Kurz, M. (1999). Endogenous Uncertainty: A Unified View of Market Volatility, *National Bureau of Economic Research (NBER)*, 97-027
- Lo, A.W. (2007). Efficient Market Hypothesis. In Blume, L. and Durlauf, S. *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Second Edition, 2007. New York: Palgrave McMillan
- Malkiel, B.G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *CEPS Working Paper*, No. 91.
- Parsons, J.E. (2006). The Equity Risk Premium and the Cost of Capital. *Center for Energy and Environmental Policy Research*, Workshop.
- Zenner, M. Hill, S., Clark, J. and Mago, N. (2008). The Most Important Number in Finance: The Quest for the Market Risk

Premium. *Research Departments of J.P. Morgan Securities Inc.* 1-9.

- Bodie, Z., Kane, A. Marcus, A. (2013). *Investments*, McGraw-Hill/Irwin Series in Finance, Insurance, and Real Est.
- Brealey, R.A., Myers, S.C. (2014). *Principles of Corporate Finance*. 11th Edition, McGraw-Hill/Irwin Series in Finance, Insurance, and Real Est.
- Fama, E.F. and French, K.R. (1992). The cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47 (2), 427-465.
- French, K.R. and Craig, W. (2003). The Treynor Capital Asset Pricing Model. *Journal of Investment Management*, 1 (2), 60–72.
- Fama, E.F, French, K.R (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), 25–46.
- Glen, A. (2005). *Corporate financial management* (3. Ed.) Harlow: Financial Times/Prentice Hall.
- Fama, E.F. and French, KR. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33 (1), 3–56.
- Chen, N.F., Roll, R., Ross, S. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59 (3), 383–403
- Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13 (3), 341–360.
- Burmeister, E., Wall, K.D. (1986). The arbitrage pricing theory and macroeconomic factor measures. *Financial Review*, 21 (1), 1–20.