



Η αντίδραση της Αμερικάνικης αγοράς εταιρικών ομολόγων στις ανακοινώσεις τραπεζικού δανεισμού

Βερβαιιώτης Κωνσταντίνος

Εργασία υποβληθείσα στο
Τμήμα Λογιστικής & Χρηματοοικονομικής
του Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθηνών
ως μέρος των απαιτήσεων για την απόκτηση
Μεταπτυχιακού Διπλώματος Ειδίκευσης

Αθήνα

{Νοέμβριος, 2017}

Εγκρίνουμε την εργασία του
[ΟΝΟΜΑΤΕΠΩΝΥΜΟ]

.....

[ΟΝΟΜΑ ΕΠΙΒΛΕΠΟΝΤΟΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

.....

.....

[ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

.....

.....

[ΟΝΟΜΑ ΣΥΝΕΞΕΤΑΣΤΗ ΚΑΘΗΓΗΤΗ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

.....

.....

[ΗΜΕΡΟΜΗΝΙΑ]

ΒΕΒΑΙΩΣΗ ΕΚΠΟΝΗΣΗΣ ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗΣ ΕΡΓΑΣΙΑΣ

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

[ΟΝΟΜΑΤΕΠΩΝΥΜΟ ΦΟΙΤΗΤΗ/ΤΡΙΑΣ]

[ΥΠΟΓΡΑΦΗ]

.....

.....

Περιεχόμενα

Περίληψη	9
Εισαγωγή	10
1.Βιβλιογραφική ανασκόπηση	12
2.Αμερικάνικη Αγορά Εταιρικών Ομολόγων	17
3. Τι Είναι το Event Study	26
3.1 Σκοπός και Παραδείγματα Συμβάντων	27
3.2 Ερευνητικός Σχεδιασμός και Διαδικασίες Μελέτης Συμβάντος	28
3.3 Περιορισμοί της Μελέτης Συμβάντων.....	29
4. Απόδοση Των Ομολόγων	32
5. Δεδομένα και Μεθοδολογία.....	38
5.1 Ένρεση δεδομένων	38
5.2 Επεξεργασία δεδομένων	39
5.3 Μεθοδολογία T-test	42
5.5 Ανάλυση Αποτελεσμάτων	46
5.6 Αντίδραση αγοράς εταιρικών ομολόγων και η σχέση με την πηγή ανακοίνωσης τραπεζικού δανεισμού.....	52
5.6.1. Ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού από την ίδια την εταιρία	53
5.6.2. Ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού από άλλες πηγές	59
6. Συμπεράσματα	64
7. Βιβλιογραφία.....	65

Ευρετήριο Πινάκων

<u>Πίνακας 1.(Περιγραφική στατιστική μέσης ημερήσιας μεταβολής του RY)</u>	41
<u>Πίνακας 2.(Περιγραφική στατιστική μέσης ημερήσιας μεταβολής του RYAN)</u>	42
<u>Πίνακας 3.(t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-2d,+2d] για RYAN)</u>	46
<u>Πίνακας 4.(t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-10d,+10d] για RYAN)</u>	47
<u>Πίνακας 5. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-1m,+1m] για RYAN)</u>	48
<u>Πίνακας 6. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-2d,+2d] για RY)</u>	49
<u>Πίνακας 7. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-10d,+10d] για RY)</u>	50
<u>Πίνακας 8. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-1m,+1m] για RY).....</u>	51
<u>Πίνακας 9.(σύνοψη αποτελεσμάτων για όλο το δείγμα)</u>	52
<u>Πίνακας 10. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-2d,+2d] για RY για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει οι ίδιες τραπεζικό δανεισμό)</u>	53
<u>Πίνακας 11. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-10d,+10d] για RY για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει οι ίδιες τραπεζικό δανεισμό)</u>	54
<u>Πίνακας 12.(t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-1m,+1m] για RY για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει οι ίδιες τραπεζικό δανεισμό)</u>	55
<u>Πίνακας 13. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-2d,+2d] για RYAN για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει οι ίδιες τραπεζικό δανεισμό)</u>	56
<u>Πίνακας 14. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-10d,+10d] για RYAN για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει οι ίδιες τραπεζικό δανεισμό)</u>	57
<u>Πίνακας 15.(t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-1m,+1m] για RYAN για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει οι ίδιες τραπεζικό δανεισμό)</u>	58
<u>Πίνακας 16.(σύνοψη αποτελεσμάτων για το δείγμα εταιριών που είχαν ανακοινώσει οι ίδιες τραπεζικό δανεισμό).....</u>	59
<u>Πίνακας 17. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-2d,+2d] για RY για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει άλλες πηγές των τραπεζικό δανεισμό τους)</u>	60

<u>Πίνακας 18. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-10d,+10d] για RY για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει άλλες πηγές των τραπεζικό δανεισμό τους)</u>	60
<u>Πίνακας 19. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-1m,+1m] για RY για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει άλλες πηγές των τραπεζικό δανεισμό τους)</u>	61
<u>Πίνακας 20. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-2d,+2d] για RYAN για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει άλλες πηγές των τραπεζικό δανεισμό τους)</u>	61
<u>Πίνακας 21. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-10d,+10d] για RYAN για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει άλλες πηγές των τραπεζικό δανεισμό τους)</u>	62
<u>Πίνακας 22. (t-test διαστημάτων [-6m,-2m] , [-1m,+1m] για RYAN για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει άλλες πηγές των τραπεζικό δανεισμό τους)</u>	62
<u>Πίνακας 23.(Σύνοψη αποτελεμάτων για εταιρίες που είχαν ανακοινώσει άλλες πηγές των τραπεζικό δανεισμό τους)</u>	63

Στους γονείς μου Νικόλαο και Γεωργία , στην αδελφή μου Μαρία και στην κοπέλα μου Μαρία που με έχουν στηρίξει σε αυτό το σημαντικό βήμα της ζωής μου.

Περίληψη

Η παρούσα διπλωματική εργασία εξετάζει την επίδραση της ανακοίνωσης τραπεζικού δανεισμού στην απόδοση των εταιρικών ομολόγων των δανειζόμενων εταιριών. Μέσω της παρακάτω μελέτης, έχοντας ένα δείγμα αρκετά ικανοποιητικό το οποίο αποτελείται από 251 εταιρίες και 515 δάνεια κατεβάστηκαν 767 ομόλογα τα οποία αντιστοιχήθηκαν σε κάθε δάνειο και προέκυψαν σημαντικά ευρήματα. Αρχικά, στα πρώτα ευρήματα απεικονίστηκε ότι οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων κινούνται διαφορετικά μία μακρινή περίοδο [-6 μήνες, -2 μήνες] από το τραπεζικό δανεισμό σε σχέση με την περίοδο [-10 μέρες, +10 μέρες]. Για τα άλλα δύο διαστήματα φαινόταν ότι η μέση τιμή της μέσης ημερήσιας μεταβολής των αποδόσεων redemption yield και redemption yield annualized coupon δε διαφέρει στατιστικά. Έπειτα χωρίζοντας το δείγμα δανείων ανάλογα με το εάν η ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού προερχόταν από τις ίδιες τις εταιρίες ή από κάποια άλλη πηγή φαίνεται ότι στη πρώτη περίπτωση τα αποτελέσματα δεν άλλαξαν ενώ στη δεύτερη περίπτωση τα αποτελέσματα κινήθηκαν σε άλλη κατεύθυνση.

Abstract

This diploma thesis examines the impact of the bank lending announcement on the corporate bond yields of borrowed companies. Through the following study, having a fairly satisfactory sample consisting of 251 counterparts and 515 loans, 767 bonds were matched to each loan and important findings were obtained. Initially, the earliest findings showed that the yields of corporate bonds moved differently for a long period [-6 months, -2 months] from bank lending compared to the period [-10 days, +10 days]. For the other two intervals it appeared that the average value of the average daily change in the redemption yield and redemption yield annualized coupon did not differ statistically. Then dividing the sample of loans according to whether the bank lending was originated by the companies themselves or from another source, it appears that in the first case the results did not change, while in the second case the results moved in another direction.

Εισαγωγή

Από το 1980 και μετά όλο και περισσότερες εταιρίες άρχισαν να εκδίδουν ομόλογα. Ο δανεισμός μέσω τραπεζών μειώθηκε από 37% επί των συνολικών κινήσεων κεφαλαίου στο χρονικό διάστημα 1977-1981 , σε 14% στο διάστημα 1982-1986. Οι εμπορικές τράπεζες έπαιρναν όλο και περισσότερο τα χαρακτηριστικά επενδυτικών τραπεζών οργανώνοντας την έκδοση ομολόγων, προβαίνοντας σε αγοραπωλησίες στην δευτερογενή αγορά δίχως να τα παρουσιάζουν ως υποχρεώσεις στους ισολογισμούς των τραπεζών. Σύμφωνα με επίσημα στοιχεία της ομοσπονδιακής τράπεζας των Ηνωμένων πολιτειών ο αριθμός των νέων εκδόσεων εταιρικών ομολόγων το 2010 ήταν 982 εκατομμύρια ενώ το 2015 έφτασε στα 1,61 δισεκατομμύρια.

Ο παραδοσιακός και συνάμα ξεχωριστός ρόλος του τραπεζικού συστήματος είναι αυτός του διαμεσολαβητή ανάμεσα σε αποταμιευτές και πιστούχους. Η βασική δραστηριότητα των τραπεζών είναι να δέχεται καταθέσεις και να παρέχει δάνεια. Η ιδιαιτερότητα των τραπεζών ως πηγή χρηματοδότησης της οικονομίας γίνεται εμφανής στην ευρύτερη βιβλιογραφία . Παραδείγματος χάρη, ο Diamond D.W. (1984) υποστηρίζει ότι οι τράπεζες χαρακτηρίζονται από οικονομίες κλίμακας και έχουν πλεονέκτηματα πρόσβασης σε ιδιωτικές πληροφορίες με αποτελέσματα την καλύτερη παρακολούθηση του χρέους. Ο Fama E.F. (1985) διαχωρίζει τον ιδιαίτερο ρόλο των τραπεζών μέσω της διαφοράς εσωτερικού και εξωτερικού χρέους τονίζοντας ότι τα τραπεζικά δάνεια χαρακτηρίζονται ως εσωτερικό χρέος καθώς οι τράπεζες έχουν πρόσβαση σε ιδιωτικές πληροφορίες σχετικά με το δανειόληπτη ενώ ως εξωτερικό χρέος χαρακτηρίζεται το δημόσιο χρέος στο οποίο οι κάτοχοι χρέους βασίζονται κυρίως σε πληροφορίες που είναι διαθέσιμες στο ευρύ κοινό.

Η βιβλιογραφία υποστηρίζει ότι η ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού αυξάνει την αξία μετοχής της δανειζόμενης εταιρίας, δημιουργώντας οφέλη για τους μετόχους της .Αντίθετοι σε αυτά τα ευρήματα τάσσονται οι Maskara και Mullineaux (2011) οι οποίοι υποστηρίζουν ότι τα δείγματα δανείων που έχουν χρησιμοποιηθεί στις μέχρι τότε έρευνες δεν είναι αντιπροσωπευτικά και ότι δε δημιουργείται στατιστικά σημαντική και διαφορετική του μηδενός υπερβάλλουσα απόδοση μετόχων γύρω από την ημερομηνία ανακοίνωσης τραπεζικού δανεισμού. Ωστόσο δεν είναι σαφές εάν επηρεάζεται ή όχι η θέση των ομολογιούχων της δανειζόμενης εταιρίας.Οι

περισσότερες έρευνες εστιάζουν στην αγορά μετοχών και όχι σε αυτή των ομολόγων. Στη συγκεκριμένη διπλωματική εργασία επιχειρείται να αναλύθει η επίδραση που έχει η ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού στη τιμή των ομολόγων που έχει εκδόσει η δανειζόμενη εταιρία. Από τη μία πλευρά, η ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού ίσως αποτελεί ένα θετικό σημάδι σχετικά με την πιστοληπτική ικανότητα της εταιρίας, ταυτόχρονα όμως το νέο δάνειο αλλάζει τη κεφαλαιακή διάρθρωση, αυξάνοντας το δείκτη μόχλευσης και την πιθανότητα πτώχευσης της εταιρίας με αποτέλεσμα να αυξάνονται οι αναμενόμενες απώλειες λόγω πτώχευσης για τους ομολογιούχους της εταιρίας.

Η παρούσα διπλωματική είναι σημαντική καθώς η αντίδραση της αγοράς εταιρικών ομολόγων θα ενδιέφερε πολλούς για διαφορετικούς λόγους ίσως ο καθένας. Αρχικά, τα ευρήματα που παρουσιάζονται θα ενδιέφεραν τους επενδυτές στην αγορά ομολόγων, τους εκδότες ομολόγων και τους manager των εταιριών οι οποίοι σκέφτονται να συνάψουν ένα δάνειο με μία τράπεζα και αναρωτιούνται πως θα συμπεριφερθεί το όμολογο που έχουν εκδόσει και είναι στη δευτερογενή αγορά. Το όλο γεγονός ότι οι εταιρίες δεν είναι υποχρεωμένες να ανακοινώνουν το τραπεζικό δανεισμό τους και μένει στην ευχαίρεια τους αν θα το κάνουν ή όχι εγείρει μεγαλύτερο ενδιαφέρον.

Χρησιμοποιώντας δεδομένα τραπεζικών δανεισμών που αφορούν 698 διαφορετικές Αμερικάνικες εταιρίες την περίοδο 1996-2010 και εξετάζοντας τις απόδοσεις των ομολόγων που είχαν εκδόσει, παρουσιάζεται αρχικά ότι οι ανακοινώσεις τραπεζικού δανεισμού επηρεάζουν και τη τιμή των ομολόγων των δανειζόμενων εταιριών. Το υπόλοιπο μέρος της εργασίας διαχωρίζεται ως εξής: αρχικά, παρατίθεται η βιβλιογραφική ανασκόπηση, στην συνέχεια παρουσιάζονται κάποια στοιχεία για την Αμερικάνικη αγορά εταιρικών ομολόγων και γίνεται ξεκάθαρο το τι είναι event study. Επιπρόσθετα, παρατίθενται κάποια στοιχεία αποδόσεων ομολόγων. Τέλος, ακολουθούν τα δεδομένα, η μεθοδολογία, τα αποτελέσματα και τα συμπεράσματα.

1.Βιβλιογραφική ανασκόπηση

Αρχικά θα παρουσιαστεί μία σύντομη ανασκόπηση της βιβλιογραφίας που αφορά ευρήματα σχετικά με την αντίδραση της τιμής μετοχών, εταιριών που ανακοίνωσαν τραπεζικό δανεισμό και έπειτα θα επικεντρωθούμε στην αντίστοιχη αντίδραση της τιμής των ομολόγων, εταιριών που ανακοίνωσαν τραπεζικό δανεισμό. Καθώς η βιβλιογραφία περιλαμβάνει ελάχιστα ευρήματα για την αντίδραση των ομολόγων, εταιριών που έλαβαν τραπεζικό δάνειο θα περιγραφούν κάποια ευρήματα που αφορούν την σχέση τραπεζικού δανεισμού με την αγορά των ομολόγων.

Ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού και επιρροή στους μετόχους

Ο James (1987) επέλεξε 300 τυχαίες εταιρίες και 207 ανακοινώσεις τραπεζικού δανεισμού που αφορούσαν την περίοδο 1974-1983. Κατέληξε ότι οι ανακοινώσεις τραπεζικού δανεισμού είχαν ως συνέπεια θετικές και στατιστικά σημαντικές υπεραποδόσεις των μετοχών των δανειζόμενων εταιριών ενώ παρατηρήθηκε ότι ανακοινώσεις ιδιωτικών τοποθετήσεων εταιριών σχετίζονται με αρνητικές και στατιστικά σημαντικές υπεραποδόσεις. Οι Mikkelson και Partch (1985) υποστηρίζουν ότι η μεταβολή της τιμής της μετοχής των δανειζόμενων εταιριών εξαρτάται από το είδος του αξιόγραφου που εκδίδουν. Εταιρίες που είχαν ανακοινώσει την έκδοση κοινών μετοχών και μετατρέψιμου χρέους επηρέασαν αρνητικά και στατιστικά σημαντικά την τιμή των μετοχών τους. Αντιθέτως, στην περίπτωση ανακοίνωσης τραπεζικού δανεισμού διαπιστώθηκε ότι η τιμή της μετοχής επηρεάζεται θετικά και στατιστικά σημαντικά. Μία ακόμη έρευνα από τους Best και Zhang (1993) αποκαλύπτει ότι η ύπαρξη πιστοληπτικής διαβάθμισης των ομολόγων του δανειζόμενου δεν σχετίζεται με τη υπερβάλλουσα απόδοση των μετοχών.

Τέλος, οι Steven et al. (2007) κατέγραψαν θετική υπεραπόδοση των μετοχών σε ένα διάστημα εργασίας που περιλαμβάνει την προηγούμενη μέρα πριν την ανακοίνωση και την ημέρα της ανακοίνωσης τραπεζικού δανεισμού των εταιριών, η οποία ήταν κατά μέσο όρο 26 μονάδες βάσης. Επίσης, τονίστηκε ότι η θετική επίδραση αυτή προέρχεται από την μείωση ασυμμετρίας πληροφόρησης μέσω του τραπεζικού δανεισμού και από τη μεταφορά πλούτου από τους ομολογιούχους στους μετόχους των δανειζόμενων εταιριών.

Ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού και επιρροή στους ομολογιούχους

Οι Altman et al. (2004) ήταν οι πρώτοι που ερεύνησαν την αποτελεσματικότητα πληροφόρησης των δανείων σε σχέση με τα ομόλογα κοντά σε ημερομηνίες αθέτησης του δανείου και αθέτησης μιας δόσης του ομολόγου. Τα δεδομένα που χρησιμοποίησαν περιλάμβαναν ημερήσιες τιμές που προέρχονταν από την δευτερογενή αγορά και κάλυπταν ένα διάστημα μεγαλύτερο από δύο έτη, συγκεκριμένα τη περίοδο 11/1999-06/2002. Τα βασικά σημεία που προέκυψαν είναι τα ακόλουθα. Πρώτον, εντοπίστηκε μία μικρή θετική συσχέτιση μεταξύ των ημερήσιων αποδόσεων δανείων και των ημερήσιων αποδόσεων ομολόγων, η οποία είναι μεγαλύτερη σε ένα εύρος 21 ημερών δηλαδή ένα διάστημα δέκα ημερών πριν τη αθέτηση έως και δέκα ημερών μετά την αθέτηση. Δεύτερον, η αντίδραση της τιμής των δανείων είναι λιγότερο αρνητική σε σχέση με την τιμή των ομολόγων κατά τη περίοδο αθέτησης δανείων και αθέτησης ομολόγων. Τρίτον, διαπιστώθηκε ότι εάν για την ίδια εταιρία η ημερομηνία αθέτησης του δανείου δεν εμφανίζεται νωρίτερα από την ημερομηνία αθέτησης του ομολόγου τότε η διαφορά αντίδρασης της τιμής του δανείου σε σχέση με τη τιμή του ομολόγου είναι μεγαλύτερη τη χρονική περίοδο που βρίσκεται κοντά στη ημερομηνία αθέτησης. Συνολικά, με βάση τα παραπάνω υποστηρίχθηκε ότι η αγορά δανείων είναι πληροφορημένη αποτελεσματικότερα σε σχέση με την αγορά ομολόγων και ότι τα αποτελέσματα μπορούν να επεκταθούν για τη σύγκριση της αγοράς δανείων και με την αγορά των μετοχών καταλήγοντας σε παρόμοια συμπεράσματα. Τρία χρόνια αργότερα προέκυψε το πρώτο και μοναδικό μέχρι και σήμερα άρθρο που προσπάθησε να εξηγήσει εάν η ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού εταιριών επηρεάζει ή όχι την τιμή των ομολόγων τους. Πιο συγκεκριμένα οι Steven Ongena, Viorel Roscovan, Wei-Ling Song και Bas J.M. Werker (2007) συμπεριέλαβαν ένα δείγμα 896 ανακοινώσεων τραπεζικού δανεισμού την χρονική περίοδο 1997-2003 ανάμεσα σε 364 διαφορετικές Αμερικάνικες εταιρίες. Αποδείχθηκε ότι τα ομόλογα των εταιριών αντιδρούν και αυτά, εκτός από τις μετοχές, στις ανακοινώσεις τραπεζικού δανεισμού. Συγκεκριμένα, παρουσιάστηκε κατά μέσο όρο μείωση του πιστωτικού περιθωρίου των ομολόγων εταιριών σε ένα διάστημα εργασίας που περιλαμβάνει την προηγούμενη μέρα πριν την ανακοίνωση και την ημέρα της ανακοίνωσης τραπεζικού δανεισμού. Η μείωση αυτή είναι μεγέθους 11 μονάδων βάσης και είναι στατιστικά σημαντική με επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 99%.

Εξετάζοντας τη μεταβολή του πιστωτικού περιθωρίου σε διαφορετικά διαστήματα εργασίας κοντά από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού κατέληξαν στο ίδιο αποτέλεσμα. Το πιστωτικό περιθώριο των ομολόγων της δανειζόμενης εταιρίας αντιδρά αρνητικά και μάλιστα σε όλες τις περιπτώσεις το αποτέλεσμα είναι και στατιστικά σημαντικό. Η μεγαλύτερη μείωση παρατηρήθηκε στο διάστημα εργασίας $[-5,+5]$ όπου 0 είναι η μέρα του γεγονότος και η μείωση που καταγράφηκε είναι κατά μέσο όρο 58 μονάδες βάσης. Τα παραπάνω ευρήματα φανερώνουν ότι οι ομολογιούχοι των εταιριών που ανακοινώνουν τραπεζικό δανεισμό κατά μέσο όρο κερδίζουν, διότι η μείωση του πιστωτικού περιθωρίου συνεπάγεται την αύξηση της τιμής του ομολόγου. Επιπρόσθετα τονίζεται ότι η αντίδραση του πιστωτικού περιθωρίου εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από την επικινδυνότητα της δανειζόμενης εταιρίας. Συγκεκριμένα επικίνδυνες εταιρίες αντιμετωπίζουν αύξηση του πιστωτικού περιθωρίου έπειτα από ανακοίνωση τραπεζικού τους δανεισμού άρα και μείωση της τιμής του ομολόγου τους. Σε αυτή τη περίπτωση οι ομολογιούχοι είναι ζημιωμένοι.

Αντίθετα, οι ομολογιούχοι ασφαλέστερων εταιριών αποκτούν κέρδος με την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού. Τα παραπάνω φανερώνουν ότι οι ομολογιούχοι έχουν ορθή κρίση σε σχέση με τη πιστοληπτική ικανότητα της εταιρίας τους, ενισχύοντας την περαιτέρω μετά την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού. Συνολικά, τα παραπάνω ευρήματα προσφέρουν κίνητρο για τη περαιτέρω μελέτη της επίδρασης των ανακοινώσεων τραπεζικού δανεισμού στην τιμή των ομολόγων των εταιριών αυτών.

Εταιρικά ομόλογα και ρευστότητα

Πρόσφατες μελέτες στη χρηματοοικονομική βιβλιογραφία δείχνουν ότι υπάρχει κίνδυνος ρευστότητας αλλά και σημαντικές συνιστώσες στην εξήγηση του χαρτοφυλακίου της πιστωτικής επέκτασης που παρουσιάζεται στις επιστροφές εταιρικών ομολόγων. Οι Bao et al. (2011) χρησιμοποιούν μια τροποποιημένη έκδοση του μέτρου Roll ως υποκατάστατο για τη ρευστότητα και δείχνουν ότι αυτό το μέτρο σχετίζεται με άλλα χαρακτηριστικά των ομολόγων που χρησιμοποιούνται συνήθως ως υποκατάστατα ρευστότητας. Το μέτρο αυτό παρουσιάζει κοινά χαρακτηριστικά μεταξύ των ομολόγων, τα οποία τείνουν να αυξάνονται σε περιόδους κρίσης της αγοράς. Η έλλειψη ρευστότητας διαπιστώνεται ότι έχει επιπτώσεις στις τιμές, σε τέτοιο βαθμό που είναι ένας σημαντικός παράγοντας στην εξήγηση της χρονικής

διακύμανσης στους δείκτες ομολόγων και της διατομής των εξατομικευμένων περιθωρίων απόδοσης.

Οι Dick-Nielsen et al. (2012) χρησιμοποιούν μια βασική ανάλυση στοιχείων οκτώ μέτρων ρευστότητας για τον καθορισμό ενός παράγοντα, ο οποίος χρησιμοποιείται ως νέος δείκτης ρευστότητας. Διαπιστώνουν ότι η έλλειψη ρευστότητας συμβάλλει στην εξάπλωση για κερδοσκοπικούς λόγους. Η συνεισφορά είναι μικρή μόνο πριν από την κρίση, αλλά αυξάνεται έντονα κατά την έναρξη της κρίσης για όλα τα ομόλογα εκτός από τα αξιόγραφα με την ονομαστική αξία AAA. Αυτό το εύρημα υπογραμμίζει την επίδραση της ποιότητας που συνέβη στα ομόλογα AAA.

Οι Friewald et al. (2012) μελετούν την τιμολόγηση της ρευστότητας στην αμερικανική αγορά εταιρικών ομολόγων σε περιόδους χρηματοπιστωτικών κρίσεων με την χρήση ενός ολοκληρωμένου συνόλου δεδομένων. Τα μέτρα ρευστότητας προέρχονται από τα πρότυπα μέτρα ρευστότητας όπως τα Roll και Amihud, τα χαρακτηριστικά των ομολόγων, τις μεταβλητές εμπορικής δραστηριότητας και τη διασπορά των τιμών. Η ρευστότητα διαπιστώνεται ότι αντιπροσωπεύει το 14% της εξηγηθείσας χρονικής διακύμανσης των αποδόσεων των εταιρικών ομολόγων και ο οικονομικός της αντίκτυπος σχεδόν διπλασιάζεται σε περιόδους κρίσης.

Οι επιπτώσεις του κινδύνου ρευστότητας αναλύονται στις έρευνες των De Jong και Driessen (2012) και Lin et al. (2011). Οι De Jong και Driessen (2012) χρησιμοποιούν μοντέλα γραμμικού παράγοντα στα οποία οι αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων εκτίθενται σε παράγοντες κινδύνου αγοράς και σε παράγοντες κινδύνου ρευστότητας. Οι αποδόσεις μετριούνται στο επίπεδο του δείκτη και οι παράγοντες κινδύνου ρευστότητας προέρχονται από τις διακυμάνσεις στην αγορά μετοχών και την ρευστότητα της αγοράς ομολόγων, αντίστοιχα. Οι αναμενόμενες αποδόσεις εταιρικών ομολόγων βρίσκονται εκτεθειμένες σε διακυμάνσεις τόσο στην αγορά ταμειευτηρίου όσο και στη ρευστότητα της αγοράς ιδίων κεφαλαίων.

Οι Lin et al. (2011) επικεντρώνεται στον κίνδυνο της ρευστότητας, ο οποίος μετράται από την ευαισθησία των ομολόγων σε μεταβολές της συνολικής ρευστότητας και όχι από το επίπεδο απόλυτης ρευστότητας. Χρησιμοποιώντας το μοντέλο πέντε παραγόντων των Fama και French (1993) για επιστροφές ομολόγων, αυξημένα με συντελεστή ρευστότητας, διαπιστώνουν ότι ο κίνδυνος ρευστότητας τιμολογείται στις

αναμενόμενες αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων και αυτό το αποτέλεσμα είναι εύρωστο για την συμπερίληψη παραγόντων κινδύνου αθέτησης, προθεσμίας και χρηματιστηριακών αγορών, τα χαρακτηριστικά των ομολόγων, το επίπεδο ρευστότητας και την πιστοληπτική ικανότητα.

Οι Acharya et al. (2013) μελέτησαν την έκθεση των αποδόσεων εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ σε διαταραχές ρευστότητας στη χρηματιστηριακή αγορά και στην αγορά ομολόγων του Δημοσίου για πάνω από 30 χρόνια. Βρίσκουν έναν υπό όρους αντίκτυπο των διαταραχών ρευστότητας στις τιμές των ομολόγων που ορίζονται σε δύο καθεστώτα. Στο πρώτο καθεστώς, που χαρακτηρίζεται από κανονικούς χρόνους, οι διαταραχές ρευστότητας δεν επηρεάζουν τις τιμές των ομολόγων. Ωστόσο, στο δεύτερο καθεστώς, το οποίο χαρακτηρίζεται από μακροοικονομική και οικονομική δυσπραγία, παρατηρείται διαφοροποιημένη επίδραση της ρευστότητας σε ομόλογα επενδυτικού βαθμού έναντι κερδοσκοπικών ομολόγων.

Οι αποδόσεις των ανεπιθύμητων ομολόγων ανταποκρίνονται αρνητικά στις διαταραχές της ρευστότητας, ενώ ανταποκρίνονται με θετικό και σημαντικό τρόπο. Τέλος, ορισμένες μελέτες καταδεικνύουν ότι η ρευστότητα παρουσιάζει μια συστηματική κοινή συνιστώσα και ότι αυτή η συνάφεια είναι χρονικά μεταβαλλόμενη και ιδιαίτερα ισχυρή σε περιόδους κρίσης. Οι Chordia et al (2000) είναι από τους πρώτους ερευνητές που δείχνουν ότι τα μεμονωμένα μέτρα ρευστότητας των μετοχών συνδιαλλάσσονται.

Οι Hasbrouck και Seppi (2001) παρέχουν αποδείξεις κοινών παραγόντων στις επιστροφές και στις ροές εντολών. Οι Kamara et al. (2008) εξετάζουν την εγκάρσια διακύμανση της ρευστότητας και δείχνουν πώς έχει αυξηθεί με την πάροδο του χρόνου και πώς εξαρτάται από την θεσμική ιδιοκτησία. Η παρουσία της υποδηλώνει ότι ένα μέρος της ρευστότητας παραμένει ιδιοσυγκρασιακή ή ανεξήγητη από την αγορά. Η βιβλιογραφία μέχρι τώρα δεν λαμβάνει υπόψη αυτήν την συνιστώσα όταν μελετά τις επιπτώσεις στις τιμές. Ωστόσο, σε μια πολύ αδιαφανή αγορά, με μεγάλο αριθμό διαφορετικών τίτλων και μεγάλο αριθμό μικρών αντιπροσώπων, αυτή η ιδιοσυγκρασιακή συνιστώσα μπορεί να παραμείνει σημαντική.

2.Αμερικάνικη Αγορά Εταιρικών Ομολόγων

Η αγορά των εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ είναι μεγάλη και κυριαρχείται από θεσμικούς επενδυτές. Από τα τέλη του 2010, οι θεσμικοί επενδυτές κατείχαν περίπου τα τρία τέταρτα των εκκρεμών εταιρικών ομολόγων ύψους 7,5 δισ. δολαρίων που εκδόθηκαν από εταιρείες των ΗΠΑ. Επιπλέον, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες αντιπροσωπεύουν το μεγαλύτερο μέρος του όγκου συναλλαγών σε δολάρια των εταιρικών ομολόγων (Edwards, Harris και Piwowar, 2007). Έτσι, η κατανόηση της εμπορικής συμπεριφοράς των θεσμικών επενδυτών και των επιπτώσεών της στην αποτελεσματικότητα της πληροφορίας είναι κρίσιμη για την αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων, τη διαχείριση κινδύνων και τη χάραξη πολιτικής σχετικά με την αγορά εταιρικών ομολόγων.

Οι δείκτες εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ που κατασκευάστηκαν από τη Barclays χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό των αποδόσεων εταιρικών ομολόγων. Οι δείκτες της Barclays, που προηγουμένως διατηρούνταν από την Lehman Brothers, χρησιμοποιούνται συχνά σε ακαδημαϊκές μελέτες για να αντιπροσωπεύσουν την αγορά εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ και τα πρότυπα αναφοράς για τη διαχείριση χαρτοφυλακίων ομολόγων στη βιομηχανία διαχείρισης περιουσιακών στοιχείων (Sangvinatsos, 2005; Abhyankar και Gonzalez, 2009; Lin et al., 2015). Αποτυπώνουν τη συνολική απόδοση της περιόδου κατοχής, αντανακλώντας τα κεφαλαιακά κέρδη και τις πληρωμές με τοκομερίδια και ενσωματώνουν τα φορολογητέα ομόλογα σταθερού επιτοκίου που είναι εκπεφρασμένα σε δολάρια ΗΠΑ και εκδίδονται δημόσια από αμερικανικές και μη αμερικανικές βιομηχανικές και χρηματοπιστωτικές επιχειρήσεις 250 εκατ. USD. Οι δείκτες σταθμίζονται και αναπροσαρμόζονται στο τέλος κάθε μήνα.

Όλα τα συστατικά ομόλογα επισημαίνονται από τους παραγωγούς της αγοράς Barclays στο μέσο και στο τέλος κάθε μήνα.

Τα ομόλογα με σταθερό προς κυμαινόμενο επιτόκιο περιλαμβάνονται μόνο κατά τη διάρκεια του σταθερού επιτοκίου τους, εξαιρούνται έτσι τα ομόλογα τα οποία είναι συνδεδεμένα με τον πληθωρισμό, τα ομόλογα με χαρακτηριστικά τύπου μετοχών (π.χ. δικαιώματα αγοράς μετοχών και μετατρέψιμα στοιχεία) και τα ομόλογα με διάρκεια μικρότερη του ενός έτους. Τέλος, εκτός από τα ομόλογα σφαιρών, οι δείκτες

περιλαμβάνουν ομόλογα με ενσωματωμένες επιλογές πώλησης και αγοράς και προβλέψεις για το αμοιβαίο κεφάλαιο. Η ένταξη των ομολόγων με ενσωματωμένες επιλογές στους δείκτες Barclays είναι ένα μη τετριμμένο ζήτημα όταν πρόκειται να αναλυθεί ο αντίκτυπος των δράσεων νομισματικής πολιτικής στις αποδόσεις των εταιρικών ομολόγων. Λόγω των αλλαγών στην αξία του δικαιώματος προαίρεσης, η τιμή των εν λόγω ομολόγων είναι λιγότερο ευαίσθητη στις μεταβολές των επιτοκίων, σε αντίθεση με τα συγκρίσιμα ομόλογα χωρίς δικαίωμα προαίρεσης.

Η αγορά εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ είναι τεράστια. Αποτελούν ένα εξαιρετικό κεφάλαιο στην αγορά των ομολόγων στο τέλος του 2006 καθώς ήταν 5.37 τρισεκατομμύρια δολάρια, τα οποία ήταν μεγαλύτερα είτε από τις υποχρεώσεις του αμερικανικού δημοσίου είτε από τις υποχρεώσεις των δημοτικών ομολόγων, αν και δεν ήταν τόσο μεγάλες όσο τα ομόλογα που σχετίζονται με υποθήκες. Τα εταιρικά ομόλογα αποτελούν κύρια πηγή εξωτερικής χρηματοδότησης για τις επιχειρήσεις των ΗΠΑ. Οι νέες εκδόσεις εταιρικών ομολόγων κατά το 2006 ανήλθαν σε 470 δισ. δολάρια, από 222 δισ. δολάρια μια δεκαετία νωρίτερα. Κατά τη δεκαετία 1997 έως 2006, οι εταιρείες των ΗΠΑ εξέδωσαν συνολικά 4,6 τρισεκατομμύρια δολάρια σε εταιρικά ομόλογα, έναντι 1,5 τρισεκατομμυρίων δολαρίων σε μετοχές που αντλήθηκαν μέσω κοινών προσφορών μετοχών.

Οι «*αρχικές δημόσιες προσφορές*» κοινών μετοχών αφορούν την πώληση μετοχών από εταιρείες χωρίς υφιστάμενες μετοχές με διαπραγμάτευση στο χρηματιστήριο. Για δεκαετίες, τα εταιρικά ομόλογα διαπραγματεύονταν κυρίως σε αδιαφανές περιβάλλον. Οι προσφορές, οι οποίες υποδεικνύουν τις τιμές στις οποίες οι έμποροι είναι πρόθυμοι να συναλλάσσονται, ήταν διαθέσιμες μόνο στους επαγγελματίες της αγοράς, συνήθως μέσω τηλεφώνου.

Αντίθετα, φυσικά, τα περισσότερα χρηματιστήρια παρέχουν συνεχώς τις τιμές και επίσης αναφέρουν τις συναλλαγές σε τιμές και σε ποσότητες στο επενδυτικό κοινό μέσα σε λίγα δευτερόλεπτα από κάθε συναλλαγή.

Ωστόσο, η αγορά εταιρικών ομολόγων των ΗΠΑ υπέστη θεμελιώδη αλλαγή με την εισαγωγή του μηχανισμού αναφοράς συναλλαγών και συμμόρφωσης (TRACE) τον Ιουλίου του 2002. Από την ημερομηνία αυτή, οι έμποροι ομολόγων ήταν υποχρεωμένοι να αναφέρουν όλες τις συναλλαγές από τα δημόσια εκδοθέντα

εταιρικά ομόλογα στην Εθνική Ένωση Διαπραγματευτών Ασφαλείας, η οποία με τη σειρά της έκανε τα δεδομένα συναλλαγών διαθέσιμα στο κοινό.

Ενώ η εισαγωγή της υποβολής συναλλαγών μέσω του TRACE δεν κατέστησε τις αγορές εταιρικών ομολόγων ως διαφανείς χρηματιστηριακές αγορές, παρόλα αυτά είχε σημαντικές επιπτώσεις.

Ο όρος «*διαφάνεια*» όπως εφαρμόζεται στις αγορές ασφάλειας αναφέρεται στο ποσό και την επικαιρότητα των πληροφοριών που παρέχονται στο επενδυτικό κοινό σχετικά με τις συνθήκες της αγοράς. Η «*διαφάνεια πριν τη διαπραγμάτευση*» αναφέρεται στη διάδοση των τιμών ή σε άλλες ενδείξεις εμπορικού ενδιαφέροντος, ενώ η «*μετά τη διαπραγμάτευση διαφάνεια*» αναφέρεται στη διάδοση πληροφοριών όπως η τιμή και ο όγκος των ολοκληρωμένων συναλλαγών.

Τα εμπειρικά στοιχεία πριν από το TRACE σχετικά με τον αντίκτυπο της διαφάνειας στην ποιότητα των χρηματοπιστωτικών αγορών είναι περιορισμένα και ασαφή. Η εισαγωγή του TRACE στην αγορά ομολόγων παρέχει μια σπάνια ευκαιρία να εκτιμηθούν οι επιπτώσεις από την σημαντική αύξηση της διαφάνειας.

Τα ομόλογα που πωλούνται στο αμερικανικό επενδυτικό κοινό πρέπει να είναι καταχωρημένα στην Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς. Εναλλακτικά, τα ομόλογα μπορεί να είναι «*αδιωτικά τοποθετημένα*» το οποίο απαιτεί να πωλούνται μόνο σε «*διαπιστευμένους επενδυτές*», οι οποίοι ορίζονται από την Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς να συμπεριλάβουν ορισμένα θεσμικά όργανα (για παράδειγμα, συνταξιοδοτικά ταμεία και ασφαλιστικές εταιρείες) και πλούσιους ιδιώτες.

Κατά τις πρώτες δεκαετίες του εικοστού αιώνα, υπήρχαν εταιρικά ομόλογα που διαπραγματεύονταν κατά κύριο λόγο στη διαφανή εντολή διαπραγμάτευσης των χρηματιστηρίων της Νέας Υόρκης. Ωστόσο, όπως αναφέρεται στην μελέτη των Biais and Green (2007), η διαπραγμάτευση των εταιρικών ομολόγων μεταφέρθηκε σε μεγάλο βαθμό από το Χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης σε έναν αντιπρόσωπο "Over-the-counter" της αγοράς κατά τη δεκαετία του 1940. (Η ετικέτα "over-the-counter" ή "OTC" αγορά είναι γενική για αγορές που δεν είναι νομικά οργανωμένες ως "Ανταλλαγές" όπως ορίζεται από την Επιτροπή Κεφαλαιαγοράς.) Επίσης, σημειώνουν ότι αυτή η μετανάστευση συμπίπτει με την αύξηση των συναλλαγών

ομολόγων από την πλευρά των θεσμικών επενδυτών (όπως τα συνταξιοδοτικά ταμεία, τα αμοιβαία κεφάλαια και οι επιχορηγήσεις), οι οποίοι διαβιβάζουν καλύτερα από τους ιδιώτες την αγορά εξωχρηματοστηριακών συναλλαγών. Μερικά εταιρικά ομόλογα διαπραγματεύονται στο NYSE μέχρι σήμερα. Ωστόσο, από το 2002, μόνο περίπου το 5% όλων των ομολόγων είναι εισηγμένα στο NYSE (Edwards, Harris και Piwowar, 2007).

Επιπλέον, το μέσο μέγεθος συναλλαγών στο NYSE είναι μόνο περίπου 20 ομόλογα, ή περίπου 20.000 δολάρια (Hong and Warga, 2000).

Η επίδραση του TRACE στις δαπάνες συναλλαγής πελατών

Οι καλά λειτουργούσες αγορές ασφάλειας παρέχουν στους επενδυτές ρευστότητα. Ωστόσο, ο όρος "ρευστότητα" είναι μια ευρεία και κάπως αόριστη έννοια, που χρησιμοποιείται για την περιγραφή πολλαπλών ιδιοτήτων συναλλαγών στις αγορές ασφάλειας. Για παράδειγμα, ο Kyle (1985) σημειώνει ότι η ρευστότητα μπορεί να περιλαμβάνει "στεγανότητα", δηλαδή το κόστος ολοκλήρωσης μιας συναλλαγής αγοράς και πώλησης σε σύντομο χρονικό διάστημα, το "βάθος", το οποίο είναι το μέγεθος της εντολής αγοράς ή πώλησης που απαιτείται για την μετακίνηση των τιμών της αγοράς κατά ένα δεδομένο ποσό και η "ελαστικότητα", η οποία είναι η ταχύτητα με την οποία οι τιμές ανακτώνται από ένα τυχαίο σοκ στις παραγγελίες αγοράς ή πώλησης.

Εναλλακτικά, οι επαγγελματίες μερικές φορές χρησιμοποιούν τη λέξη ρευστότητα για να περιγράψουν την ευκολία της διαπραγμάτευσης. Οι συστηματικές μελέτες των επιπτώσεων της TRACE στην αγορά εταιρικών ομολόγων έχουν επικεντρωθεί στα εμπορικά κόστη των πελατών, τα οποία είναι ανάλογα με την μελέτη του Kyle (1985) αναφορικά με την έννοια της "στενότητας".

Στα θεωρητικά μοντέλα, το κόστος συναλλαγών φαίνεται να μειώνεται σε μια πιο διαφανή αγορά για τρεις λόγους. Πρώτον, σε μια αδιαφανή αγορά, οι ενημερωμένοι αντιπρόσωποι ενδέχεται να είναι σε θέση να εξάγουν πληροφορίες από λιγότερο ενημερωμένους πελάτες (Pagano and Roell, 1996) και στην πραγματικότητα οι έμποροι ίσως προτιμούν να μην αποκαλύψουν συναλλαγές που συμβαίνουν, επειδή επωφελούνται από τη σχετική μείωση της τιμής του ανταγωνισμού (Madhavan,

1995). Δεύτερον, η αυξημένη διαφάνεια μπορεί να διευκολύνει την επιβολή κανόνων έναντι των υπερβολικών "προσαυξήσεων" (προσθήκες ή αφαιρέσεις στο λιανικό εμπόριο σε σχέση με μια ανοικτή αγορά) στην εμπορία τίτλων. Τρίτον, μεγαλύτερη διαφάνεια μπορεί να βελτιώσει την ικανότητα των αντιπροσώπων να μοιράζονται τους κινδύνους, τα έξοδα αποθεμάτων, τα οποία θα μπορούσαν επίσης να μειώσουν το κόστος συναλλαγών των πελατών, όπως π.χ. το μοντέλο του Naik, Neuberger και Viswanathan (1999).

Τα εμπειρικά στοιχεία σχετικά με την εισαγωγή αναφορών συναλλαγών σε εταιρικά ομόλογα αποτέλεσαν αντικείμενο αμέτρητων άρθρων στον εμπορικό τύπο και σε τουλάχιστον τρία άρθρα που δημοσιεύθηκαν σε επιστημονικά περιοδικά: Bessembinder, Maxwell και Venkataraman (2006), Edwards, Harris και Piwowar (2007), και Goldstein, Hotchkiss και Sirri (2007). Παρότι οι τρεις μελέτες χρησιμοποιούν αξιοσημείωτα διαφορετικά δείγματα και σχέδια έρευνας, και οι τρεις συμπεραίνουν ότι η αυξημένη διαφάνεια που συνδέεται με την αναφορά συναλλαγών στον TRACE συνδέεται με σημαντική μείωση του εμπορικού κόστους των επενδυτών.

Ο ρόλος της παρακολούθησης του τραπεζικού δανεισμού

Ο ρόλος παρακολούθησης του τραπεζικού δανεισμού έχει τεκμηριωθεί καλά στη βιβλιογραφία. Αρκετά θεωρητικά μοντέλα υπογραμμίζουν τη μοναδική λειτουργία παρακολούθησης των τραπεζών (Diamond, 1984; Ramakrishnan και Thakor, 1984; Fama, 1985). Αυτές οι μελέτες υποστηρίζουν γενικά ότι οι τράπεζες έχουν συγκριτικό πλεονέκτημα κόστους στην παρακολούθηση των δανειακών συμβάσεων.

Για παράδειγμα, ο Diamond (1984) υποστηρίζει ότι οι τράπεζες έχουν οικονομίες κλίμακας και συγκριτικά πλεονεκτήματα κόστους στην παραγωγή πληροφοριών που τους επιτρέπουν να αναλάβουν ανώτερη παρακολούθηση που σχετίζεται με το χρέος.

Οι Ramakrishnan και Thakor (1984) δείχνουν ότι οι τράπεζες ως μεσίτες πληροφοριών μπορούν να βελτιώσουν την ευημερία ελαχιστοποιώντας το κόστος της παραγωγής πληροφοριών και του ηθικού κινδύνου. Ο Fama (1985) υποστηρίζει ότι οι τράπεζες, ως εμπιστευματοδότες, έχουν ανώτερες πληροφορίες λόγω της πρόσβασής

τους σε εμπιστευτικές πληροφορίες, ενώ οι εξωτερικοί (δημόσιοι) κάτοχοι χρεών πρέπει να βασίζονται κυρίως σε πληροφορίες που είναι διαθέσιμες στο κοινό.

Πολλές εμπειρικές μελέτες παρέχουν επίσης στοιχεία σχετικά με τη μοναδικότητα των τραπεζικών δανείων, (James, 1987; Lummer και McConnell, 1989; Billett et al., 1995).

Μπορεί να σημειωθεί ότι τα κίνητρα για την παρακολούθηση είναι πιθανόν να διατηρηθούν ακόμη και στην παρουσία των πωλήσεων δανείων στη δευτερογενή αγορά. Πρώτον, η κύρια τράπεζα, η οποία κατέχει συνήθως το μεγαλύτερο μερίδιο κοινοπρακτικού δανείου (Kroszner και Strahan, 2001) σπανίως πωλεί το μερίδιό της σε δάνειο. Συζητήσεις με εμπειρογνώμονες του κλάδου υποδηλώνουν ότι υπάρχουν τουλάχιστον δύο λόγοι για αυτό: (α) να διατηρηθεί η τραπεζική σχέση με τον δανειολήπτη και (β) η τράπεζα κύριων συνιστωσών είναι επίσης τυπικά ο διοικητικός πράκτορας και έχει εμπιστευτική ευθύνη έναντι των υπολοίπων οι τράπεζες και οι επενδυτές να παρέχουν έγκαιρες πληροφορίες σχετικά με τον οφειλέτη. Δεύτερον, όλοι οι συμμετέχοντες σε ένα δανείου δεν πωλούν το μερίδιό τους σε δάνειο και συνεπώς εξακολουθούν να έχουν κίνητρα για την παρακολούθηση. Για παράδειγμα, οι εμπορικές τράπεζες σε μια κοινοπραξία είναι συνήθως γνωστό ότι υιοθετούν μια στρατηγική αγοράς και διατήρησης (μέχρι την ωριμότητα).

Τέλος, ο μεταβαλλόμενος ρόλος των τραπεζών, από τους εντολοδόχους δανείων στους εμπόρους και τους εμπόρους δανείων, που διευκόλυνε την ανάπτυξη δευτερογενούς αγοράς δανείων (Taylor και Yang, 2003), μπορεί να παράσχει επιπλέον κανάλια παρακολούθησης. Για παράδειγμα, μια τράπεζα που ενεργεί ως έμπορος δανείου θα έχει κίνητρα για την παρακολούθηση των δανείων που βρίσκονται στην απογραφή της.

Συνεπώς, ο ρόλος παρακολούθησης των δανείων έχει σημαντικές επιπτώσεις για το ΔΝΤ και την ενημερωτική αποτελεσματικότητα της αγοράς δανείων έναντι της αγοράς ομολόγων. Δηλαδή, καθώς οι εξειδικευμένοι δανειστές παρακολουθούν με κίνητρα παρακολούθησης, οι αποκαλούμενοι εποπτευόμενοι, οι τράπεζες συλλέγουν πληροφορίες σε συχνή βάση και πρέπει να μπορούν να αντανakλούν τις πληροφορίες αυτές στις τιμές των δανείων της δευτερογενούς αγοράς εγκαίρως.

Ως εκ τούτου, η έκπληξη ή η απροσδόκητη συνιστώσα ενός γεγονότος, όπως η αθέτηση υποχρεώσεων, είναι πιθανό να είναι μικρότερη για τις τράπεζες από ό, τι για επενδυτές ομολόγων, επειδή οι τράπεζες είναι συνεχείς οθόνες σε σύγκριση με τους επενδυτές στις αγορές ομολόγων όπου η παρακολούθηση τείνει να είναι πιο διάχυτη και υπόκειται σε προβλήματα.

Πρότερες έρευνες έδειξαν ότι τα τραπεζικά δάνεια είναι κάπως «ειδικά» σε σχέση με τα ομόλογα ή άλλους τύπους χρηματοδότησης, υπό την έννοια ότι συνδέονται με θετική και όχι αρνητική αντίδραση στις χρηματιστηριακές αγορές σε σχετικές ανακοινώσεις (James, 1987; Mikkelson και Partch, 1986; Lummer και McConnell, 1989; Slovin et al., 1992; Best και Zhang 1993; Preece και Mullineaux 1994), σε αντίθεση με άλλα είδη χρηματοδότησης (James, 1987; Eckbo et al., 2007).

Αυτή η θετική αντίδραση της αγοράς στις ανακοινώσεις τραπεζικών δανείων έχει αποδοθεί στις τράπεζες που εξυπηρετούν την παρακολούθηση, καθώς και σε έναν ρόλο που μετριάζει την ασυμμετρία της πληροφορίας (Fields et al., 2006), πιστοποιώντας ότι η επιχείρηση που έλαβε το δάνειο ήταν σε θέση να πείσει τράπεζα να χορηγήσει αυτή τη χρηματοδότηση (Cook et al., 2003).

Ωστόσο, ένα άλλο ερευνητικό ρεύμα έχει επικρίνει την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων τέτοιων μελετών γεγονότων, κυρίως σε σχέση με τον περιορισμένο αριθμό δανείων που ανακοινώνονται στην εφημερίδα (Gonzalez, 2011), η οποία θεωρείται μη αντιπροσωπευτική του συνολικού του πληθυσμού των επιχειρήσεων που λαμβάνουν τραπεζικά δάνεια, γεγονός που υποδηλώνει ότι αν είχαν ανακοινωθεί όλα τα δάνεια, δεν θα έπρεπε να παρατηρηθούν σημαντικές επιδόσεις στην αγορά (Maskara και Mullineaux, 2011α).

Κατά παρόμοιο τρόπο, άλλη έρευνα έχει παρατηρήσει ότι η θετική αξιολόγηση της αγοράς των ανακοινώσεων δανείων έχει μειωθεί τα τελευταία χρόνια (Fields et al., 2006), με αυτό να είναι πιο έντονο για τις επιχειρήσεις (Fields et al., 2006; Slovin et al., 1992, σύμφωνα με την υπόθεση του Diamond του 1991).

Η πληροφόρηση για την αποτελεσματικότητα της αγοράς ομολόγων σε σχέση με το χρηματιστήριο έχει λάβει όλο και μεγαλύτερη προσοχή. Για παράδειγμα, χρησιμοποιώντας ένα σύνολο δεδομένων που βασίζεται σε ημερήσιες και ωριαίες

συναλλαγές για 55 ομόλογα υψηλής απόδοσης στο σύστημα FIPS (Electronic Association of Securities Dealers - NASD), μεταξύ 3 Ιανουαρίου 1995 και 1 Οκτωβρίου 1995, οι Hotchkiss και Ronen (2002) διαπιστώνουν ότι η ενημερωτική αποτελεσματικότητα των τιμών των εταιρικών ομολόγων είναι παρόμοια με αυτή των υποκείμενων μετοχών. Συγκεκριμένα, τεκμηριώνουν ότι οι πληροφορίες στα κέρδη ενσωματώνονται γρήγορα τόσο στις τιμές των ομολόγων όσο και των μετοχών, ακόμη και σε ενδοεπιχειρησιακό επίπεδο.

Άλλες μελέτες έχουν βρει μια ισχυρή σύγχρονη σχέση μεταξύ των επιστροφών εταιρικών ομολόγων και των αποδόσεων μετοχών.

Υπάρχει επίσης μια αυξανόμενη βιβλιογραφία που συμβάλλει έμμεσα στην συζητήσεων εξετάζοντας το κόστος συναλλαγής των θεσμικών ομολόγων. Χρησιμοποιώντας ένα μεγάλο σύνολο επιχειρηματικών ομολόγων των θεσμικών επενδυτών από το 1995 έως το 1997, ο Schultz (2001) δηλώνει ότι ο μέσος όρος των συναλλαγματικών εξόδων των ομολόγων επενδυτικής ποιότητας είναι 0,27 \$ ανά 100 \$ ονομαστικής αξίας.

Ο Schultz (2001) επίσης διαπιστώνει ότι οι μεγάλες συναλλαγές κοστίζουν λιγότερο, οι μεγάλοι αντιπρόσωποι χρεώνουν λιγότερο από τους μικρούς αντιπροσώπους και τα ενεργά ιδρύματα πληρώνουν λιγότερο από τα ανενεργά ιδρύματα. Είναι ενδιαφέρον το γεγονός ότι ο Schultz (2001) διαπιστώνει ότι οι αξιολογήσεις των ομολόγων επηρεάζουν ελάχιστα το κόστος συναλλαγών.

Ωστόσο, μέχρι σήμερα δεν υπάρχει μελέτη που να εξετάζει την αποτελεσματικότητα της πληροφόρησης της δευτερογενούς αγοράς δανείων σε σχέση με την αγορά ομολόγων της ίδιας εταιρείας, που οφείλεται σε μεγάλο βαθμό στη μη διαθεσιμότητα (τουλάχιστον μέχρι σήμερα) των τιμών των δανείων στη δευτερογενή αγορά. Η αγορά δανείων περιλαμβάνει δύο ευρείες κατηγορίες, η πρώτη είναι η πρωτογενής ή κοινοπρακτική αγορά δανείων, στην οποία τμήματα ενός δανείου τοποθετούνται σε μια σειρά τραπεζών, συχνά σε συνδυασμό και ως μέρος της διαδικασίας δημιουργίας δανείου ως πώληση των συμμετοχών). Η δεύτερη κατηγορία είναι η αγορά πωλήσεων δευτερογενών δανείων, στην οποία μια τράπεζα στη συνέχεια πωλεί ένα υφιστάμενο δάνειο (ή μέρος του δανείου).

Επιπλέον, η αγορά δευτερογενούς πώλησης δανείων μερικές φορές κατατάσσεται βάσει του τύπου των επενδυτών που συμμετέχουν στην αγορά, δηλαδή στην αγορά θεσμικών δανείων έναντι της αγοράς δανείων λιανικής. Ένας τελευταίος τρόπος διαστρωμάτωσης των δανειακών συναλλαγών στη δευτερογενή αγορά είναι η διάκριση μεταξύ των δανείων "*par*" (δάνεια που πωλούν στο 90% ή περισσότερο ονομαστικής αξίας) έναντι των "*distressed*" (δάνεια που πωλούνται κάτω από το 90% της ονομαστικής αξίας).

3. Τι Είναι το Event Study

Οι μελέτες συμβάντων χρησιμοποιήθηκαν στην πολιτική οικονομία για να μελετήσουν το κόστος της ρύθμισης (Schwert, 1981), την αξία των πολιτικών σχέσεων (Roberts, 1990a; Fisman, 2001), την επίδραση των πολιτικών κομμάτων στις αμυντικές δαπάνες (Roberts, 1990b), τη σημασία των κανόνων στις επιτροπές του Κογκρέσου (Gilligan και Krehbiel, 1988), την αντίδραση των διαφορετικών συμφερόντων στη εμπορική νομοθεσία (Schnietz, 2000), τον τρόπο με τον οποίον ο έλεγχος των κομμάτων στα κοινοβουλευτικά συστήματα επηρεάζει τους ευρέους χρηματιστηριακούς δείκτες (Herron, 2000; Rogerson, 1989), την επίδραση του πολιτικού κόμματος του προέδρου των ΗΠΑ και των πλειοψηφιών του Κογκρέσου σε συγκεκριμένους κλάδους της βιομηχανίας (Mattozzi, 2008; Knight, 2006; Herron et al., 1999; Den Hartog et al., 2008; Jayachandran, 2006) κ.ά.

Ωστόσο, οι μελέτες συμβάντων υποεκτιμούνται και μειώνονται. Πολλές από τις μελέτες που αναφέρονται παραπάνω αναφέρουν την έλλειψη μελετών γεγονότων στην πολιτική οικονομία, παρά την εξουσία τους να αποκαλύπτουν τις οικονομικές επιπτώσεις των πολιτικών γεγονότων. Πράγματι, λόγω των προβλημάτων που παρουσιάζονται λεπτομερώς, οι μελέτες γεγονότων έχουν αποτύχει ακόμη και από τα πλεονεκτήματά τους στα παραδοσιακά οχρά: οικονομικά και χρηματοοικονομικά.

Μια μελέτη συμβάντων (event study) είναι μια εμπειρική ανάλυση που συνήθως χρησιμοποιείται για τη μέτρηση της επίδρασης ενός γεγονότος στις τιμές των μετοχών. Παρόλο που η πλειοψηφία της μέχρι τώρα βιβλιογραφίας διερευνά τις τιμές των μετοχών, αρκετές μελέτες εξετάζουν τον όγκο των χρηματιστηριακών συναλλαγών ή την μεταβλητότητα. Η μελέτη συμβάντων είναι σημαντική επειδή μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να αξιολογήσει τον αντίκτυπο των πολιτικών της εταιρείας στην σταθερή αξία. Η εμπειρικά διεξαχθείσα μελέτη βασίζεται στις ακόλουθες παραδοχές:

- ❖ Σύμφωνα με την υπόθεση της αποτελεσματικότητας της αγοράς, ο αντίκτυπος ενός γεγονότος θα αντικατοπτρίζεται άμεσα στις τιμές των μετοχών. Ως εκ τούτου, η αντίδραση της αγοράς στο γεγονός μπορεί να μετρηθεί με αποδόσεις αποθεμάτων κατά τη διάρκεια της περιόδου μελέτης.

- ❖ Το συμβάν είναι απρόβλεπτο. Οι μη φυσιολογικές αποδόσεις των αποθεμάτων δείχνουν την αντίδραση της αγοράς στο απρόβλεπτο γεγονός.
- ❖ Κατά τη διάρκεια του συμβάντος, δεν υπάρχουν ερεθιστικά αποτελέσματα, πράγμα που σημαίνει ότι η επίδραση άλλων συμβάντων είναι απομονωμένη.

3.1 Σκοπός και Παραδείγματα Συμβάντων

Η διαδικασία εκπόνησης μιας μελέτης συμβάντων μπορεί με την πρώτη ματιά να φαίνεται συντριπτική, καθώς η διαδικασία περιλαμβάνει αρκετά διαφορετικά βήματα, τα οποία μπορούν να ληφθούν με διαφορετικές κατευθύνσεις. Ωστόσο, η πλήρης βιβλιογραφία των μελετών περιστατικών είναι αποθαρρυντική και η εξήγηση κάθε πιθανής προσέγγισης φαίνεται σχεδόν αδύνατη. Εκτός από όλες τις διαφορετικές προσεγγίσεις, το καθήκον είναι ακόμη δυσκολότερο, αν και κάθε βήμα προβλέπει επίσης πηγές προκατάληψης στις στατιστικές εκτιμήσεις.

Ο MacKinley (1997) αποτελεί σαφή και συμπαγή οδηγό μέσω της μεθοδολογίας των μελετών περιστατικών, αν και δεν εξηγεί τις διαφορετικές πηγές και λύσεις της μεροληψίας με απόλυτα ικανοποιητικό τρόπο. Ένας άλλος οδηγός για μελέτες περιστατικών βρίσκεται στους Brown και Warner (1980), όπου μάλλον δεν περιγράφουν μόνο τις διαφορετικές προσεγγίσεις που πρέπει να ακολουθούν σε κάθε βήμα, φωτίζουν επιπλέον τον αντίκτυπο της μεροληψίας για τις διαφορετικές προσεγγίσεις. Διερεύνησαν αυτές τις πιθανές πηγές σε μια μελέτη προσομοιωμένων δειγμάτων χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα και η μελέτη αργότερα επεκτάθηκε στη χρήση των ημερήσιων δεδομένων από τους Brown και Warner (1985).

Επιπλέον, οι Bartholdy et al. (2006) διερεύνησαν τη μεθοδολογία της μελέτης συμβάντων σε μικρότερα χρηματιστήρια, όπου τα αποθέματα με χαμηλή εμπορική αξία ενδέχεται να προκαλέσουν μεθοδολογικά προβλήματα. Η μελέτη διεξήχθη στο διάστημα 1990 έως 2001, χρησιμοποιώντας ημερήσια στοιχεία από το Χρηματιστήριο της Κοπεγχάγης. Διαπίστωσαν ότι οι μελέτες γεγονότων που εκτελούνται σε μικρότερες χρηματιστηριακές αγορές μπορούν να γίνουν με επιτυχία εάν γίνουν κάποιες προσαρμογές λόγω των περιορισμένων συναλλαγών.

Άλλα παραδείγματα της βιβλιογραφίας που επικεντρώνονται σε διαφορετικά ζητήματα στατιστικής ιδιοκτησίας είναι ο Binder (1998), ο Corrado (2011) και οι

SVD. Nageswara Rao και Sreejith (2014), ενώ οι Lo και MacKinley (1990), οι Shalit et al. (2006) επικεντρώνονται σε μια συγκεκριμένη πηγή προκατάληψης μέσα στις αντίστοιχες μελέτες τους.

Μια μελέτη συμβάντος αναπτύσσεται συχνά για να προσπαθήσει να μετρήσει εάν ένα απρόβλεπτο γεγονός θα μπορούσε να έχει επίδραση στις τιμές των μετοχών και στην κατεύθυνση και το μέγεθος κάθε αντίκτυπο που μπορεί να έχει στις τιμές των μετοχών. Η μέθοδος μελέτης συμβάντων εφαρμόζεται σε διάφορους ερευνητικούς τομείς, όπως η λογιστική και η χρηματοδότηση, η διαχείριση, η εμπορία, η τεχνολογία της πληροφορίας, το δίκαιο και η οικονομία. Η βιβλιογραφία σχετικά με τις μελέτες περιπτώσεων περιλαμβάνει έρευνα σχετικά με τον αντίκτυπο της ετήσιας ανακοίνωσης κερδών για τις τιμές των μετοχών (Ball και Brown, 1968) και μια μελέτη για τις αποδόσεις των αποθεμάτων (Fama et al., 1969).

Οι Ball and Brown (1968) κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι τα ετήσια λογιστικά στοιχεία εισοδήματος περιέχουν πληροφορίες που σχετίζονται με τις τιμές των μετοχών. Διαπίστωσαν ότι τα λάθη πρόβλεψης εισοδήματος, τα οποία μετρούνται με τη διαφορά μεταξύ των αναγγελθέντων και των αναμενόμενων λογαριασμών κερδών, έχουν θετικό αντίκτυπο στον μη φυσιολογικό δείκτη απόδοσης γύρω από την ημερομηνία ανακοίνωσης της ετήσιας έκθεσης.

Οι Fama et al. (1969) σημειώνουν επίσης ότι οι τιμές των μετοχών φαίνεται να προσαρμόζονται στις νέες πληροφορίες. Οι διαφορές αποθεμάτων γενικά συμβαίνουν μετά από περιόδους κατά τις οποίες οι τιμές των μετοχών αυξάνονται σημαντικά σε σχέση με την αγορά. Διαπίστωσαν ότι, μετά από μια αποσπασματική ανακοίνωση, οι τιμές των μετοχών φαίνεται να αντανακλούν γρήγορα όλες τις διαθέσιμες πληροφορίες και να μην δημιουργούν μη φυσιολογικές αποδόσεις. Τα αποτελέσματα καταδεικνύουν την αποτελεσματικότητα της κεφαλαιαγοράς.

3.2 Ερευνητικός Σχεδιασμός και Διαδικασίες Μελέτης Συμβάντος

Οι μελέτες συμβάντων μπορούν να σχεδιαστούν με διαφορετικούς τρόπους ώστε να αντικατοπτρίζουν ειδικούς σκοπούς και ερευνητικά ερωτήματα. Η μελέτη συμβάντων μπορεί να χρησιμοποιηθεί τόσο σε περιυματικές μελέτες όσο και σε μελέτες μεγάλων

δειγμάτων. Μια πειραματική μελέτη διερευνά την επίδραση ενός γεγονότος στις τιμές του αποθέματος μιας μόνο εταιρείας, όπως μια ανάλυση της αντίδρασης της αγοράς σε μια ανακοίνωση εξαγοράς, όπου η μελέτη επικεντρώνεται στην αποκτώσα εταιρεία ή / και στην επιχείρηση στόχου (Lys και Vincent, 1995; Bruner, 1999).

Μεγάλες μελέτες δειγμάτων εξετάζουν τον αντίκτυπο ενός γεγονότος στις τιμές των διαφόρων δειγμάτων αποθέματος. Παραδείγματα αυτού του είδους μελέτης συμβάντων περιλαμβάνουν την επίδραση της εφαρμογής της πολιτικής της εταιρείας σε ένα μεγάλο δείγμα εισηγμένων εταιρειών, (Fama et al., 1969; Yermack, 1997; Defond et al., 2005).

Εκτός από την επίδραση ενός γεγονότος στις αποδόσεις των αποθεμάτων, οι ερευνητές εξέτασαν την επίδραση ενός γεγονότος στην μεταβλητότητα του αποθέματος (DeFusco et al., 1990; Engle και Ng, 1993; Jayaraman και Shastri, 1993) ή σε λογιστικές επιδόσεις (Barber και Lyon, 1996). Επιπλέον, δεν μπορούν να ληφθούν υπόψη μόνο οι μετοχές της εταιρείας, αλλά και άλλοι τύποι τίτλων στη μελέτη εκδήλωσης. Η προηγούμενη έρευνα που χρησιμοποιεί μελέτες συμβάντων έχει αναλύσει τις επιπτώσεις στα ομόλογα της εταιρείας, όπου οι μη φυσιολογικές αποδόσεις των ομολόγων μπορούν να αποδείξουν τον αντίκτυπο στην αγορά των ανακοινώσεων συμβάντων (Gugler et al., 2004; Wizman, 1990; DeFusco et al., 1990; Steiner και Heinke, 2001).

Κατά τον σχεδιασμό μιας μελέτης συμβάντων, θα λαμβάνεται υπόψη η διάρκεια των περιόδων συμβάντων και η αναμενόμενη διαθεσιμότητα δεδομένων κατά τον προσδιορισμό της συχνότητας επιστροφής. Οι επιλογές συχνότητας επιστροφής μπορούν να είναι καθημερινές, εβδομαδιαίες, μηνιαίες ή ετήσιες. Τα καθημερινά δεδομένα χρησιμοποιούνται συχνά για μελέτες βραχυχρόνιων περιστατικών (Lummer και McConnell, 1989; Small et al., 2007), ενώ συνήθως επιλέγονται μηνιαία δεδομένα για μακροχρόνιες μελέτες (Ritter, 1991; Teoh et al., 1998b).

3.3 Περιορισμοί της Μελέτης Συμβάντων

Η μελέτη συμβάντων είναι μια απλή μέθοδος έρευνας που επιτρέπει την απλή ερμηνεία των αποτελεσμάτων. Η μέθοδος έχει χρησιμοποιηθεί συνήθως από τους

ερευνητές για να εξετάσουν πώς τα γεγονότα μπορούν να επηρεάσουν τόσο τα κέρδη όσο και τις ζημίες στην αξία της εταιρείας όπως την αντιλαμβάνεται η αγορά.

Χρησιμοποιείται, επίσης, για τη μέτρηση της απόδοσης που βασίζεται στην αγορά όσον αφορά τις μη φυσιολογικές αποδόσεις των αποθεμάτων σε καταστάσεις όπου οι ερευνητές αναμένουν ότι οι ανακρίβειες στις οικονομικές καταστάσεις ενδέχεται να παρέχουν ανακριβή μέτρηση της απόδοσης της επιχείρησης.

Αν και η μεθοδολογία της μελέτης συμβάντων είναι χρήσιμη με διάφορους τρόπους, υπάρχουν μερικοί σημαντικοί περιορισμοί.

Πρώτα από όλα, οι υποθέσεις που χρησιμοποιούνται στη μεθοδολογία μελέτης συμβάντων δεν ισχύουν σε μερικές περιπτώσεις. Λόγω της ανεπάρκειας της αγοράς, οι τιμές των μετοχών δεν αντανακλούν πλήρως και αμέσως όλες τις πληροφορίες. Επιπλέον, ενδέχεται να αναμένονται συμβάντα σε ορισμένες περιπτώσεις, ενώ τα απρόβλεπτα συνυπάρχοντα γεγονότα θα μπορούσαν επίσης να επηρεάσουν τα αποθέματα του δείγματος, γεγονός που θα μπορούσε να οδηγήσει σε μεροληπτικές αποδόσεις των αποθεμάτων.

Ως εκ τούτου, οι μη φυσιολογικές αποδόσεις δεν είναι εξ ολοκλήρου αποτέλεσμα της αντίδρασης της αγοράς στο συγκεκριμένο γεγονός ενδιαφέροντος. Δεύτερον, οι διακυμάνσεις των περιόδων εκτίμησης και δοκιμών βρίσκονται συνήθως στις μελέτες περιπτώσεων. Δεν είναι εύκολο να προσδιοριστούν οι ακριβείς περίοδοι εκτίμησης. Η διάρκεια της περιόδου εκτίμησης υπόκειται σε ανταλλαγή μεταξύ της βελτιωμένης ακρίβειας εκτίμησης και των πιθανών μετατοπίσεων παραμέτρων. Επιπλέον, η περίοδος εκτίμησης είναι δύσκολο να ελεγχθεί για άλλες παρενέργειες, εάν οι ερευνητές επιλέξουν μακρές περιόδους δοκιμών ή μακρών γεγονότων.

Τρίτον, η επιλογή μοντέλου για την εκτίμηση των αναμενόμενων αποδόσεων θα έχει επίπτωση στα αποτελέσματα, στο μέγεθος και στη σημασία των μη φυσιολογικών αποδόσεων. Για παράδειγμα, η χρήση της μέσης μεθόδου απόδοσης είναι απλή, αλλά παράγει ανοδικές αποδόσεις προς τα πάνω ή προς τα κάτω στις αγορές, αντίστοιχα. Ο Ritter (1991) επίσης τεκμηριώνει ότι η χρήση διαφορετικών δεικτών αγοράς για τον υπολογισμό των προσαρμοσμένων στην αγορά αποδόσεων μπορεί να δείξει διαφορές στα μακροπρόθεσμα αποτελέσματα απόδοσης. Το πιο σημαντικό, εάν η αναμενόμενη

απόδοση δεν υπολογίζεται σωστά, άλλοι παράγοντες που δεν ελέγχονται κατάλληλα θα μπορούσαν να οδηγήσουν σε προκατειλημμένες πληροφορίες στα αποτελέσματα της μελέτης συμβάντων.

Τέταρτον, δεν εμπορεύονται όλες οι μετοχές κάθε μέρα. Η λεπτή διαπραγμάτευση κατά την περίοδο εκτίμησης και δοκιμής αποτελεί πρόβλημα στις μελέτες περιπτώσεων. Για παράδειγμα, οι αποδόσεις των αποθεμάτων και της αγοράς ενδέχεται να μην είναι διαθέσιμες στις επιλεγμένες ημέρες καθ' όλη τη διάρκεια της περιόδου εκτίμησης, εάν οι ερευνητές εφαρμόσουν το μοντέλο αγοράς ή το μοντέλο Fama-French με τρεις συντελεστές.

Πέμπτον, η συσσωμάτωση γεγονότων στο ημερολογιακό χρονικό διάστημα είναι ένα πρόβλημα της εξάρτησης από την εγκάρσια τομή εάν οι περίοδοι δοκιμής ή οι ημερομηνίες γεγονότων των δειγμάτων αποθέματος συσσωρεύονται κατά την ίδια ημερολογιακή περίοδο (Brown και Warner, 1980). Όταν οι περίοδοι δοκιμής των εν λόγω αποθεμάτων αλληλοεπικαλύπτονται κατά την ημερολογιακή περίοδο, θα μπορούσε να υπάρχει το πρόβλημα της αλληλοσυσχέτισης στις μη φυσιολογικές αποδόσεις.

Ωστόσο, στις παραδοσιακές μεγάλες μελέτες δειγμάτων, το γεγονός ενδιαφέροντος θεωρείται ότι απομονώνεται από άλλες επιδράσεις. Ο χρόνος δεν αναμένεται να είναι προβληματικός επειδή οι επιπτώσεις από άλλα γεγονότα υποτίθεται ότι ακυρώνονται σε όλο το μεγάλο δείγμα επιχειρήσεων.

4. Απόδοση Των Ομολόγων

Απόδοση ενός χρηματοπιστωτικού τίτλου (Yield) ονομάζουμε τη διαφορά στην αξία ενός χρεογράφου μεταξύ της ημέρας που γίνεται η αγορά του και της ημέρας που πωλείται. Πιο συγκεκριμένα στην περίπτωση του ομολόγου, απόδοση είναι το κέρδος που αποκομίζει ο αγοραστής του ομολόγου και το κόστος που ο εκδότης καλείται να καταβάλλει στον αγοραστή.

Η απόδοση λοιπόν από ένα ομόλογο που θα έχει ο επενδυτής συνήθως είναι γνωστή για την απλούστερη μορφή των ομολόγων. Ο επενδυτής είναι γνώστης της λήξης της διάρκειας του ομολόγου, της ονομαστικής αξίας που θα λάβει αλλά και του καθορισμένου επιτοκίου επομένως υπολογίζει και το σύνολο των τόκων. Όμως, σε περίπτωση πώλησης των ομολόγων πριν την ημερομηνία λήξης της διάρκειας, η τρέχουσα τιμή του ομολόγου θα αλλάξει από τη διαπραγμάτευσή του στη δευτερογενή αγορά. Και η τρέχουσα τιμή προσδιορίζει την απόδοση του ομολόγου αν αγοραστεί στην τιμή αγοράς και κρατηθεί ως τη λήξη. Η αγοραστική αξία δεν είναι η ίδια με την ονομαστική τιμή του ομολόγου αλλά υπολογίζεται με βάση τον τύπο:

$$P = \frac{c}{1+r} + \frac{c}{(1+r)^2} + \frac{c}{(1+r)^3} + \dots + \frac{c+F}{(1+r)^n}$$

Όπου:

- P η τιμή αγοράς του ομολόγου
- F η ονομαστική τιμή του ομολόγου
- r το τρέχον επιτόκιο
- c ο τόκος που πληρώνει κάθε περίοδο
- n έτη διάρκειας ομολόγου ως τη λήξη του

Συμπεραίνουμε πως η ονομαστική τιμή του ομολόγου θα είναι μεγαλύτερη από την τιμή αγοράς όταν το τρέχον επιτόκιο είναι μεγαλύτερο από τον τόκο που το ομόλογο πληρώνει. Και η απόδοση του επενδυτή είναι η διαφορά των επιτοκίων. Η αγοραία τιμή δηλαδή του ομολόγου είναι συνάρτηση των επιτοκίων, του τοκομεριδίου, της διάρκειας του ομολόγου και της ονομαστικής τιμής του, ενώ ταυτόχρονα επηρεάζεται από τις προσδοκίες για τα μελλοντικά επιτόκια. Από όλα τα παραπάνω, γίνεται κατανοητό πως η αγοραστική αξία και η απόδοση στη λήξη για ένα ομόλογο

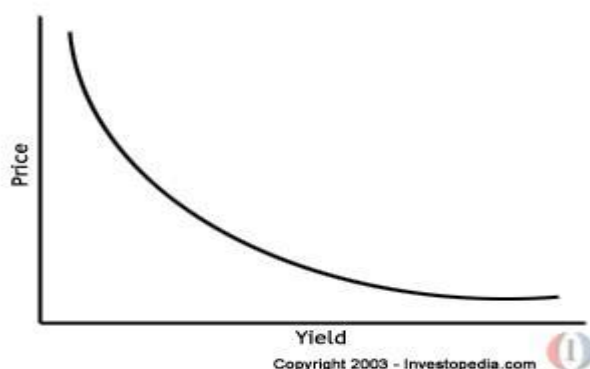
αποτελούν αντιστρόφως ανάλογα μεγέθη. Δηλαδή, όσο πιο μικρή είναι η αγοραία τιμή ενός ομολόγου, τόσο πιο μεγάλη θα είναι και η απόδοσή του και αντίστροφα. Αυτή η σχέση βέβαια ισχύει σε ένα περιβάλλον που το τοκομερίδιο και η ονομαστική αξία δεν μεταβληθούν.

Υπάρχουν αρκετοί τρόποι ώστε να μετρηθούν οι αποδόσεις των ομολόγων. Συνηθέστερα για τον υπολογισμό της απόδοσης ενός ομολόγου υπολογίζεται αρχικά η αγοραία τιμή του ομολόγου. Αυτός γίνεται με την μέθοδο της Καθαρής Παρούσας Αξίας. Η μέθοδος του εσωτερικού βαθμού απόδοσης (IRR) χρησιμοποιείται επίσης.

Ωστόσο κρίνεται αναγκαίο να υπάρχουν δείκτες που να μετρούν τα τρέχοντα έσοδα αλλά και το κατά πόσο αυξάνει ή μειώνεται η τιμή του ομολόγου καθ' όλη τη διάρκεια της ζωής του.

Οι τρόποι αυτοί αναλύονται πιο κάτω ως εξής:

Απόδοση στη λήξη (Yield to Maturity) ενός τίτλου είναι εκείνο το επιτόκιο που εξισώνει την παρούσα αξία των μελλοντικών του τοκομεριδίων πλέον της παρούσας αξίας της ονομαστικής του τιμής με την τρέχουσα τιμή του, την αγοραία. Είναι το προεξοφλητικό εκείνο επιτόκιο στο οποίο η παρούσα αξία όλων των μελλοντικών πληρωμών θα είναι ίση με την τιμή του ομολόγου σήμερα. Με άλλα λόγια δηλαδή, μετρά τη συνολική απόδοση της επένδυσης που αφορούν τα κέρδη ή τις ζημίες κεφαλαίου και τα τοκομερίδια. Αφορά την απόδοση κεφαλαίου που θα επενδυθεί για την αγορά του ομολόγου, και δεν είναι η ονομαστική αξία του. Και αυτό είναι γνωστό από το ότι η σχέση απόδοσης και τιμής ενός ομολόγου είναι αντιστρόφως ανάλογη. Επομένως, η τιμή ενός ομολόγου θα αυξηθεί, αν τα επιτόκια στην αγορά ομολόγων μειωθούν σε σχέση με το σταθερό επιτόκιο του. Η σχέση αυτή εμφανίζεται με τη μορφή της αρνητικής καμπύλης παρακάτω:



Αρχικά είχαμε πει πως ένας τρόπος για τον υπολογισμό της απόδοσης είναι να βρούμε την αγοραία τιμή του ομολόγου. Η τιμή αυτή όμως ως συνάρτηση τοκομεριδίων δεν αποτελεί το κατάλληλο μέτρο σύγκρισης για ομόλογα με ίδιες ληκτότητες καθώς δεν αποκρίνεται για την ακρίβεια του καθενός ομολόγου. Επομένως η απόδοση στη λήξη που περιλαμβάνει τοκομερίδιο αλλά και τιμή στον υπολογισμό της, κρίνεται πιο κατάλληλη μέθοδος για τον υπολογισμό της απόδοσης ομολόγων.

Έτσι όπως θα δούμε σε επόμενη παράγραφο, για τη σύγκριση κρατικών ομολόγων με τα αντίστοιχα γερμανικά δε χρησιμοποιείται η αγοραία τιμή τους αλλά η απόδοση στη λήξη.

Αν η τιμή είναι μεγαλύτερη της αγοραίας σημαίνει πως η απόδοση που ψάχνουμε είναι μεγαλύτερη από το επιτόκιο που δοκιμάσαμε. Έτσι συνεχίζουμε με μεγαλύτερο επιτόκιο έως ότου να εξισωθούν οι δύο τιμές. Το επιτόκιο που τις εξισώνουν δείχνει και την απόδοση στη λήξη.

Ο πρώτος τρόπος είναι αρκετά δύσχρηστος καθώς είναι χρονοβόρος. Έτσι προτιμάται η χρησιμοποίηση της μεθόδου της γραμμικής παρεμβολής. Αρχικά γνωρίζουμε την ονομαστική αξία που αντιστοιχεί στο ονομαστικό επιτόκιο. Συνεχίζουμε με ένα μεγαλύτερο επιτόκιο και βρίσκουμε την τιμή του ομολόγου. Εάν αυτή η τιμή είναι μικρότερη από την τιμή πώλησης, αυτομάτως κατανοούμε πως η απόδοση που θέλουμε να βρούμε βρίσκεται μεταξύ του ονομαστικού και του επιτοκίου που δοκιμάσαμε εμείς. Γράφουμε τα επιτόκια με τις αξίες που τους αντιστοιχούν σε σειρά από το μικρότερο προς το μεγαλύτερο. Δημιουργούμε κλάσματα που περιλαμβάνουν: στο πρώτο κλάσμα αριθμητής είναι η διαφορά επιτοκίων μεταξύ δεύτερης και πρώτης γραμμής, έστω x , και παρονομαστής είναι η διαφορά επιτοκίων μεταξύ τρίτης και πρώτης γραμμής. Το κλάσμα αυτό εξισώνεται με το επόμενο που έχει αριθμητή τη διαφορά στη τιμή μεταξύ δεύτερης και πρώτης γραμμής και παρονομαστή τη διαφορά στη τιμή μεταξύ τρίτης και πρώτης γραμμής. Από εκεί και πέρα ότι βρίσκουμε το προσθέτουμε στο ονομαστικό επιτόκιο και έχουμε βρει την απόδοση στη λήξη.

Πραγματική ή πραγματοποιηθείσα απόδοση: (realized/effective yield): Η απόδοση αυτή ισχύει ως θεωρία κατά τη στιγμή που ένα ομόλογο αγοράζεται. Από την άλλη, η απόδοση στη λήξη αποτελεί, όπως προαναφέρθηκε, μια αναμενόμενη απόδοση των

κεφαλαιακών κερδών/ζημιών και τοκομεριδίων για τον επενδυτή που αγοράζει ένα ομόλογο. Επομένως, το θεωρητικό σκέλος για να μεταπηδήσει στο πρακτικό κρίνεται αναγκαίο να ισχύσουν σωρευτικά και οι ακόλουθες συνθήκες: α) το ομόλογο να μην πωληθεί ως τη λήξη από τον αγοραστή του. Με άλλα λόγια να διακρατηθεί ως τη λήξη του και β) τα προερχόμενα από την είσπραξη των τοκομεριδίων έσοδα να επαναεπενδύονται με το επιτόκιο Yield to Maturity, δηλαδή με την ίδια απόδοση, όπως εκείνη είχε αρχικά υπολογιστεί κατά την αγορά του ομολόγου.

Αν το ομόλογο δεν κρατηθεί ως τη λήξη από τον κάτοχό του, η απόδοση του θα επαναπροσδιοριστεί με βάση την τιμή πώλησης. Εάν η τιμή πώλησης είναι υψηλότερη σε σχέση με την τιμή που αγοράστηκε το ομόλογο, η απόδοση του επενδυτή αυξάνεται. Εάν η τιμή πώλησης είναι χαμηλότερη, η απόδοση του επενδυτή θα μειωθεί. Κατά τον ίδιο τρόπο, η επανεπένδυση των εσόδων από τα τοκομερίδια με επιτόκιο χαμηλότερο από το επιτόκιο στη λήξη διαμορφώνει χαμηλότερη απόδοση. Αντίθετα, η απόδοση αυξάνεται, εάν τα τοκομερίδια επενδυθούν με υψηλότερο επιτόκιο. Άρα η απόδοση των επενδύσεων σε ομόλογα η πραγματοποιηθείσα είναι διαφορετική από την απόδοση στη λήξη. Η πραγματική απόδοση λαμβάνει υπόψη τη δύναμη της σύνθεσης στις αποδόσεις των επενδύσεων, ενώ η ονομαστική απόδοση δεν το κάνει.

Τρέχουσα απόδοση (current yield): από την ίδια τη λέξη γίνεται κατανοητό πως δε μετρά το σύνολο της απόδοσης της επένδυσης αλλά εκείνο το κομμάτι της που σχετίζεται με τις πληρωμές των τοκομεριδίων. Πρόκειται για απόδοση που προκύπτει από τη σχέση του σταθερού τοκομεριδίου με την τρέχουσα τιμή του, όπως αυτή διαμορφώνεται κατά την διαπραγμάτευσή του στην αγορά. Μετρά δηλαδή, το εισόδημα που ο επενδυτής θα λάβει από το ομόλογο, εάν συνεχίσει να πληρώνει τοκομερίδιο στον τρέχον ρυθμό, ως ποσοστό της τιμής του ομολόγου. Είναι γνωστή και ως running yield.

Ισχύει ότι:

$$\text{+} \text{ Τρέχουσα απόδοση} = \frac{\text{ετήσιο τοκομερίδιο}}{\text{τρέχουσα τιμή στην αγορά}}$$

Σημειωτέο πως η τρέχουσα απόδοση δεν λαμβάνει υπόψη τα κεφαλαιακά κέρδη ή τις ζημιές και είναι υψηλότερη από την απόδοση στη λήξη όταν τα ομόλογα διαπραγματεύονται υπέρ το άρτιο (σε πριμ). Αντιθέτως, η τρέχουσα απόδοση είναι χαμηλότερη από την απόδοση στη λήξη όταν τα ομόλογα διαπραγματεύονται υπό το άρτιο. Ονομάζεται επίσης επίπεδη απόδοση.

Αναμενόμενη απόδοση (expected yield): είναι η διαφορά της αξίας του ομολόγου την ημέρα της αγοράς και της αναμενόμενης τιμή του κατά την ημέρα της πώλησης. Συνήθως εκφράζεται ως ποσοστό επί της αξίας αγοράς του ομολόγου.

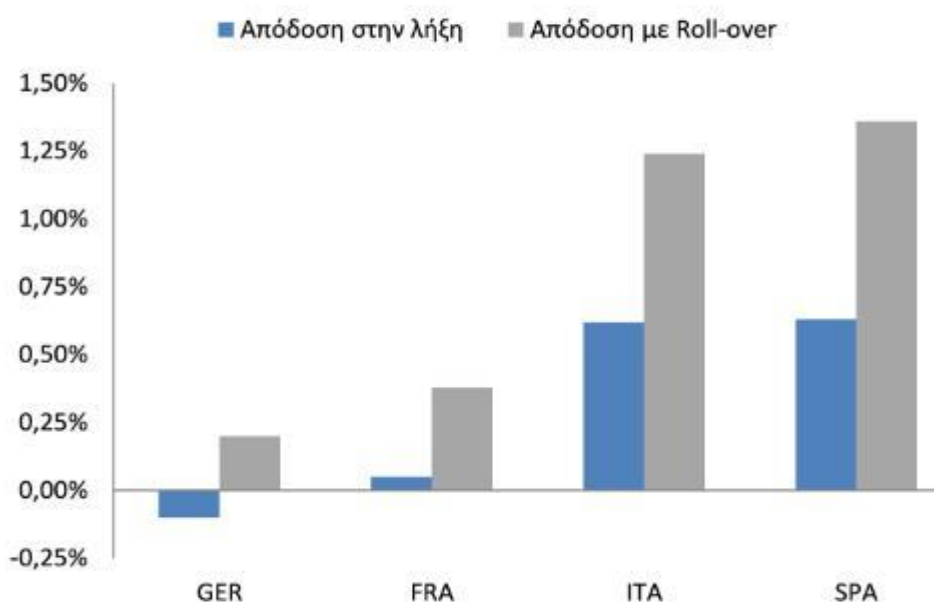
Απόδοση ανάκλησης (yield to call): η απόδοση στη λήξη υπολογίζεται με την προϋπόθεση ότι το ομόλογο θα κρατηθεί ως τη λήξη. Αν όμως έχουμε callable ομόλογο τότε μπορεί να αποσυρθεί κ πριν την ημερομηνία λήξης. Έτσι μεταξύ των ορών έκδοσης ομολόγου, από μια εταιρία ή το δημόσιο δύναται να περιλαμβάνεται και ο όρος της ανάκλησης, δηλαδή, η δυνατότητα του εκδότη να ζητήσει να του επιστραφεί το ομόλογο καταβάλλοντας την αξία του πριν την ημερομηνία της λήξης. Στην περίπτωση αυτή, η απόδοση του ομολόγου δεν ισούται με την απόδοση στη λήξη, αλλά είναι η απόδοση του ομολόγου αν επρόκειτο να αγοραστεί και να κρατηθεί η ασφάλεια μέχρι την ημερομηνία ανάκλησης, ενώ η απόδοση αυτή είναι έγκυρη μόνο εφόσον γίνεται η ανάκληση πριν τη λήξη. Το yield to call λοιπόν υπολογίζεται όπως η απόδοση στη λήξη με την τιμή ανάκλησης να αντικαθιστά την τιμή στο άρτιο και ο χρόνος ως τη λήξη αντικαθίσταται με το εναπομείνοντα χρόνο ως την ανάκληση.

Ονομαστική απόδοση (nominal yield or coupon rate): είναι το ποσοστό που έχει κερδιθεί από ένα ομόλογο που έχει αγοραστεί σε τιμή ίση με την ονομαστική αξία και καταβάλλεται από τον εκδότη, ανεξάρτητα από την τρέχουσα ή υπέρ το άρτιο αξία του εν λόγω ομολόγου. Αναφέρεται στο σταθερό επιτόκιο του ομολόγου με βάση την ονομαστική του αξία και συνήθως καθορίζεται κατά την έκδοση του ομολόγου και παραμένει αμετάβλητο έως τη λήξη. Ως εκ τούτου, δεν επηρεάζεται από την διακύμανση των επιτοκίων ή την αγοραία αξία του ομολόγου και δείχνει στον ομολογιούχο πόσο θα λάβει από την ετήσια καταβολή τόκων κατά τη διάρκεια της ζωής του ομολόγου.

Σύνθετη πραγματική απόδοση (realized compound yield): ορίζεται ως η απόδοση που οι ομολογιούχοι λαμβάνουν εάν επανεπενδύσουν όλα τα κουπόνια σε κάποια δεδομένη ταχύτητα επανεπένδυσης. Υπολογίζεται αποκλειστικά από την αρχική επένδυση και την τελική τιμή που έχει συσσωρευτεί από την επένδυση στη λήξη του ομολόγου, χωρίς τον προσδιορισμό των εισροών της επένδυση κατά τη διάρκεια του επενδυτικού ορίζοντα.

Προβλεπόμενη απόδοση για ένα έτος (roll-over yield): υπολογίζεται όταν ο επενδυτής δε σκοπεύει να κρατήσει το ομόλογο ως τη λήξη του αλλά για ένα έτος μόνο. Καθώς όμως είναι δύσκολο να γνωρίζουμε την τιμή αυτή, θα το υπολογίσουμε με την παραδοχή ότι τα επιτόκια δε θα αλλάξουν. Μετά το έτος, το ομόλογο θα έχει γίνει τετραετές με συνέπεια να είναι μικρότερη η απόδοση στη λήξη, κατά τη συνήθη περίπτωση ανοδικής καμπύλης. Όσο είναι ανοδική η καμπύλη των επιτοκίων τόσο μεγαλύτερη είναι η roll-over απόδοση από εκείνη στη λήξη.

Το γράφημα δείχνει την απόδοση στη λήξη και την roll-over απόδοση των Ευρωπαϊκών κρατικών ομολόγων τον Μάιο του 2015.



5. Δεδομένα και Μεθοδολογία

5.1 Έυρεση δεδομένων

Τα αρχικά δεδομένα περιλαμβάνουν ημερομηνίες ανακοινώσεων τραπεζικών δανεισμών από ένα δείγμα 698 Αμερικάνικων εταιριών. Συγκεκριμένα, πρόκειται για 1483 τραπεζικά δάνεια που έχουν ανακοινωθεί από το παραπάνω δείγμα εταιριών την χρονική περίοδο από το 1996 έως το 2010. Χαρακτηριστικό αποτελεί το γεγονός ότι υπάρχουν εταιρίες οι οποίες ανακοίνωσαν παραπάνω από ένα τραπεζικό δανεισμό την ίδια ημερομηνία.

Για κάθε ένα από τα παραπάνω τραπεζικά δάνεια κάθε εταιρίας του δείγματος χρησιμοποιήθηκαν στοιχεία από τη βάση δεδομένων DataStream. Κάθε τραπεζικός δανεισμός κάθε εταιρίας αντιστοιχήθηκε με δύο ομόλογα που είχε εκδόσει η ίδια εταιρία. Περιορισμό αποτελούσε το γεγονός ότι τα ομόλογα του δείγματος έπρεπε να ήταν *straight bond* και όχι μετατρέψιμα ομόλογα ή ομόλογα με δικαίωμα ανάκλησης ή επιστροφής.

Το πρώτο ομόλογο αφορούσε αυτό που απείχε από την ημερομηνία ανακοίνωσης του τραπεζικού δανεισμού την μικρότερη χρονική διάρκεια έως τη λήξη, δηλαδή το *shortest* ομόλογο, ενώ το δεύτερο αφορούσε αυτό με την μεγαλύτερη διάρκεια έως τη λήξη, δηλαδή το *longest* ομόλογο. Σε περίπτωση που υπήρχε μόνο ένα εκ των δύο ομολόγων, το τραπεζικό δάνειο συμπεριλαμβανόταν στο δείγμα.

Για να γίνει κατανοητή η διαδικασία συλλογής των δεδομένων ας φανταστούμε τα δύο ή ένα ομόλογο (ανάλογα πόσα βρέθηκαν) τα οποία αντιστοιχήθηκαν με κάθε τραπεζικό δανεισμό κάθε εταιρίας ως μια μεταβλητή που την ονομάζουμε X . Για κάθε X χρησιμοποιήθηκαν οι αποδόσεις *redemption yield* (RY) και *redemption yield annualized coupon* (RYAN) που αποτελούσαν την μεταβλητή Y . Με το όρο *redemption yield* εννοείται η απόδοση στην λήξη (YTM).

Η απόδοση έως τη λήξη (YTM), η *book yield* ή η απόδοση εξαγοράς ενός ομολόγου ή άλλης εγγύησης σταθερού επιτοκίου, είναι ο (θεωρητικός) εσωτερικός συντελεστής απόδοσης (IRR, συνολικό επιτόκιο) των ομολόγων σήμερα στην τιμή της αγοράς,

υποθέτοντας ότι το ομολογιακό δάνειο θα κρατηθεί μέχρι τη λήξη του και ότι όλες οι πληρωμές τοκομεριδίων και κεφαλαίων θα πραγματοποιηθούν σύμφωνα με το χρονοδιάγραμμα. Η απόδοση έως τη λήξη είναι το προεξοφλητικό επιτόκιο στο οποίο το άθροισμα όλων των μελλοντικών ταμειακών ροών από το ομολογιακό δελτίο (τοκομερίδια) είναι ίσο με την τρέχουσα τιμή του ομολόγου. Το YTM παρέχεται συχνά με βάση το δείκτη του ετήσιου ποσοστού, αλλά συχνότερα ακολουθείται η ροή της αγοράς. Σε ορισμένες μεγάλες αγορές, η σύμβαση πρέπει να παραθέτει ετήσιες αποδόσεις με εξαμηνιαία σύνθεση.

Συγκεκριμένα, το YTM εκφράζει τη συνολική απόδοση που αναμένεται σε ένα ομόλογο εάν το ομόλογο κρατηθεί μέχρι το τέλος της διάρκειας ζωής του. Η απόδοση μέχρι τη λήξη θεωρείται απόδοση μακροπρόθεσμων ομολόγων, αλλά εκφράζεται ως ετήσιο επιτόκιο. Με άλλα λόγια, είναι ο εσωτερικός ρυθμός απόδοσης μιας επένδυσης σε ένα ομόλογο, εάν ο επενδυτής κατέχει το ομολογιακό δάνειο μέχρι τη λήξη του και όλες οι πληρωμές γίνονται όπως έχει προγραμματιστεί. Το *redemption yield annualized coupon* αφορά μια παραλλαγή της απόδοσης έως τη λήξη. Για κάθε τιμή της μεταβλητής X , δηλαδή για κάθε τραπεζικό δάνειο κάθε εταιρίας αντλήθηκε η μεταβλητή Y για διάστημα (-6 μήνες, +6μήνες) από την ανακοίνωση του τραπεζικού δανεισμού.

Το τελικό δείγμα μετά από την παραπάνω διαδικασία κατέληξε να αποτελείται από 251 εταιρίες και 515 τραπεζικούς δανεισμούς. Η μείωση αυτή που παρατηρήθηκε οφείλεται στο γεγονός ότι πολλές εταιρίες είχαν εκδώσει μετατρέψιμα ομόλογα, και άρα αποκλείονταν από το δείγμα, ή λόγω του ότι στη βάση δεδομένων για το χρονικό διάστημα αναζήτησης των αποδόσεων των ομολόγων δεν περιλαμβάνονταν διαθέσιμη πληροφορία. Ο αριθμός των ομολόγων που χρησιμοποιήθηκαν από τη βάση δεδομένων DataStream ήταν σε σύνολο 767 και αφορούσαν το παραπάνω τελικό δείγμα.

5.2 Επεξεργασία δεδομένων

Για κάθε ένα από τα 767 ομόλογα υπολογίστηκε η ημερήσια μεταβολή του *redemption yield* (RY) η οποία συμβολίζεται με το ΔRY και η ημερήσια μεταβολή του *redemption yield annualized coupon* (RYAN) η οποία συμβολίζεται με $\Delta RYAN$. Τα παραπάνω υπολογίστηκαν με τους εξής τύπους:

$$\Delta RY = RY_{i+1} - RY_i$$

$$\Delta RYAN = RYAN_{i+1} - RYAN_i$$

Με αυτόν τον τρόπο σχηματίστηκαν δίπλα από τις στήλες των αποδόσεων RY και RYAN δύο νέες στήλες οι οποίες περιλάμβαναν τα ΔRY και $\Delta RYAN$, αντίστοιχα. Στην συνέχεια, μετά από κατάλληλο φιλτράρισμα των δεδομένων διαχώριστηκαν σε δύο ξεχωριστά φύλλα εργασίας οι ημερήσιες μεταβολές των RY και RYAN με σκοπό να υπολογιστεί η μέση ημερήσια μεταβολή των RY και RYAN για τέσσερα διαφορετικά χρονικά διαστήματα που ήταν τα εξής:

- ❖ Το διάστημα (-6 μήνες, -2 μήνες) από την ανακοίνωση του τραπεζικού δανεισμού.
- ❖ Το διάστημα (-2 ημέρες, +2 ημέρες) από την ανακοίνωση του τραπεζικού δανεισμού.
- ❖ Το διάστημα (- 10 ημέρες, +10 ημέρες) από την ανακοίνωση του τραπεζικού δανεισμού.
- ❖ Το διάστημα (- 1 μήνα, + 1 μήνα) από την ανακοίνωση του τραπεζικού δανεισμού.

Παρακάτω παρατίθενται η περιγραφική στατιστική της μέσης ημερήσιας μεταβολής του RY για τα παραπάνω διαστήματα.

Πίνακας 1.

AVERAGE ΔRY							
[-6M,-2M]		[-2D,+2D]		[-10D,+10D]		[-1M,+1M]	
Mean	-0,00221	Mean	-0,07929	Mean	0,009603	Mean	0,021622
Standard Error	0,001285	Standard Error	0,056094	Standard Error	0,004638	Standard Error	0,026972
Median	-0,0008	Median	-0,00122	Median	-0,00102	Median	-0,00088
Mode	0,000851	Mode	0	Mode	0,000919	Mode	0,000944
Standard Deviation	0,034153	Standard Deviation	1,542324	Standard Deviation	0,127183	Standard Deviation	0,73717
Sample Variance	0,001166	Sample Variance	2,378764	Sample Variance	0,016176	Sample Variance	0,54342
Kurtosis	161,7808	Kurtosis	369,1105	Kurtosis	43,3178	Kurtosis	182,4629
Skewness	-3,6959	Skewness	-19,1544	Skewness	4,366461	Skewness	4,232989
Range	0,952699	Range	31,09902	Range	1,959488	Range	20,6942
Minimum	-0,59012	Minimum	-29,879	Minimum	-0,94568	Minimum	-11,0931
Maximum	0,362581	Maximum	1,21998	Maximum	1,013813	Maximum	9,601135
Sum	-1,56199	Sum	-59,946	Sum	7,221217	Sum	16,1519
Count	706	Count	756	Count	752	Count	747

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρείται ότι η μέση μεταβολή του RY στο διάστημα (-2 ημέρες , +2 ημέρες) έχει τη μεγαλύτερη, κατά απόλυτη τιμή, μέση τιμή σε σχέση με τα υπόλοιπα διαστήματα γεγονός το οποίο ήταν αναμενόμενο. Το ίδιο ακριβώς συμβαίνει και για την τιμή της τυπικής απόκλισης. Αυτό σημαίνει ότι παρουσιάζεται μεγαλύτερη μεταβλητότητα της μέσης μεταβολής του RY γύρω από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού

Παρακάτω παρατίθενται η περιγραφική στατιστική της μέσης ημερήσιας μεταβολής του RYAN για τα παραπάνω διαστήματα.

Πίνακας 2.

AVERAGE ΔRYAN							
[-6M,-2M]		[-2D,+2D]		[-10D,+10D]		[-1M,+1M]	
Mean	-0,00192	Mean	-0,07746	Mean	0,012479	Mean	0,024202
Standard Error	0,001509	Standard Error	0,056189	Standard Error	0,005465	Standard Error	0,027103
Median	-0,00084	Median	-0,00126	Median	-0,00103	Median	-0,0009
Mode	0,000887	Mode	0	Mode	0,000962	Mode	0,000987
Standard Deviation	0,040207	Standard Deviation	1,544942	Standard Deviation	0,149661	Standard Deviation	0,740763
Sample Variance	0,001617	Sample Variance	2,386847	Sample Variance	0,022398	Sample Variance	0,54873
Kurtosis	151,3066	Kurtosis	366,6902	Kurtosis	57,03619	Kurtosis	178,8962
Skewness	2,209819	Skewness	-19,0572	Skewness	5,877066	Skewness	4,186858
Range	1,121191	Range	31,52562	Range	2,559756	Range	20,6942
Minimum	-0,59012	Minimum	-29,879	Minimum	-0,94568	Minimum	-11,0931
Maximum	0,531073	Maximum	1,64658	Maximum	1,614081	Maximum	9,601135
Sum	-1,36344	Sum	-58,5617	Sum	9,359282	Sum	18,07925
Count	710	Count	756	Count	750	Count	747

Τα ίδια αποτελέσματα προκύπτουν κι από τον παρακάτω πίνακα για την μέση μεταβολή του RYAN. Και στους δύο πίνακες εύκολα κανείς μπορεί να διακρίνει ότι η μέγιστη και η ελάχιστη τιμή της μέσης μεταβολής των RY και RYAN για τα διαστήματα (-2 ημέρες , +2 ημέρες), (-10 ημέρες , +10 ημέρες), (- 1 μήνας , + 1 μήνας) έχουν μεταξύ τους μεγαλύτερο εύρος τιμών σε σχέση με το διάστημα (- 6 μήνες, - 2 μήνες) στο οποίο παρουσιάζεται μια πολύ μικρή μέση τιμή με την μικρότερη διασπορά και την μη-ύπαρξη ακραίων τιμών.

5.3 Μεθοδολογία T-test

Το t - test είναι κάθε τεστ στατιστικής υπόθεσης στην οποία το στατιστικό αποτέλεσμα της δοκιμής ακολουθεί την κατανομή t-student υπό την προϋπόθεση πως ισχύει η μηδενική υπόθεση.

Ένα t - test εφαρμόζεται συνήθως όταν το στατιστικό αποτέλεσμα της δοκιμής θα ακολουθήσει μια κανονική κατανομή, εάν η τιμή ενός κανόνα κλιμάκωσης στην στατιστική δοκιμή ήταν γνωστή. Όταν ο όρος κλιμάκωσης είναι άγνωστος και αντικαθίσταται από μια εκτίμηση που βασίζεται στα δεδομένα, οι στατιστικές

δοκιμής (υπό ορισμένες προϋποθέσεις) ακολουθούν τη κατανομή t-student. Το t - test μπορεί να χρησιμοποιηθεί, για παράδειγμα, για να προσδιοριστεί εάν δύο σύνολα δεδομένων είναι σημαντικά διαφορετικά μεταξύ τους.

Μεταξύ των πιο συχνά χρησιμοποιούμενων t - test είναι:

- ❖ Μια δοκιμή θέσης ενός δείγματος για το αν ο μέσος όρος ενός πληθυσμού έχει μια τιμή που καθορίζεται σε μια μηδενική υπόθεση.
- ❖ Μια δοκιμή θέσης δύο δειγμάτων της μηδενικής υπόθεσης έτσι ώστε οι μέσοι όροι των δύο πληθυσμών να είναι ίσοι μεταξύ τους. Όλες αυτές οι δοκιμασίες συνήθως ονομάζονται t - tests της κατανομής t-student, αν και αυστηρά το όνομα αυτό πρέπει να χρησιμοποιείται μόνο εάν οι διακυμάνσεις των δύο πληθυσμών θεωρούνται επίσης ίσες. Η μορφή της δοκιμής που χρησιμοποιείται όταν ισχύει αυτή η παραδοχή καλείται μερικές φορές και *t - test του Welch* (Derrick et al., 2016). Αυτές οι δοκιμές συχνά αναφέρονται ως t - tests "*unpaired*" ή "*independent samples*", καθώς συνήθως εφαρμόζονται όταν οι στατιστικές μονάδες που αποτελούν τη βάση των δύο συγκρινόμενων δειγμάτων δεν είναι αλληλοκαλυπτόμενες (Fadem, 2008).
- ❖ Έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι η διαφορά μεταξύ δύο αποκρίσεων που μετρήθηκαν στην ίδια στατιστική μονάδα έχει μέση τιμή μηδέν. Για παράδειγμα, ας υποθέσουμε ότι μετράμε το μέγεθος του όγκου ενός καρκινικού ασθενούς πριν και μετά από μια θεραπεία. Εάν η θεραπεία είναι αποτελεσματική, αναμένουμε το μέγεθος του όγκου για πολλούς ασθενείς να είναι μικρότερο μετά τη θεραπεία. Αυτό συχνά αναφέρεται ως t - test "*paired*" ή "*repeated measures*" (Fadem, 2009; Zimmerman, 1997):
- ❖ Έλεγχος αν η κλίση μιας γραμμής παλινδρόμησης διαφέρει σημαντικά από το 0.

Unpaired and paired two-sample t - tests

Τα *two-sample t - tests* για μια διαφορά μέσου περιλαμβάνουν ανεξάρτητα δείγματα ή μη ζευγαρωμένα δείγματα. Τα *paired t - tests* αποτελούν μια μορφή παρεμπόδισης και έχουν μεγαλύτερη ισχύ από τα *unpaired t - tests* όταν τα ζεύγη των μεταβλητών είναι παρόμοια σε σχέση με τους "*παράγοντες θορύβου*" που είναι ανεξάρτητοι από τη συμμετοχή στις δύο ομάδες που συγκρίνονται (John, 2006). Σε ένα διαφορετικό

πλαίσιο, μπορούν να χρησιμοποιηθούν *paired t - tests* για τη μείωση των επιδράσεων των παραγόντων συγχύσεως σε μια μελέτη παρατήρησης.

Independent (unpaired) samples

Το ανεξάρτητο *t - test* των δειγμάτων χρησιμοποιείται όταν λαμβάνονται δύο χωριστά σύνολα ανεξαρτήτων και ταυτόσημα κατανομημένων δειγμάτων, ένα από κάθε ένα από τους δύο πληθυσμούς που συγκρίνονται. Για παράδειγμα, ας υποθέσουμε ότι αξιολογούμε την επίδραση μιας ιατρικής θεραπείας και εγγράφουμε 100 άτομα στη μελέτη μας, στη συνέχεια εκχωρήσαμε τυχαία 50 άτομα στην ομάδα θεραπείας και 50 άτομα στην ομάδα ελέγχου. Στην περίπτωση αυτή, έχουμε δύο ανεξάρτητα δείγματα και θα χρησιμοποιούσαμε την *unpaired* μορφή του *t - test*.

Paired samples

Τα *paired samples t - tests* αποτελούνται τυπικά από ένα δείγμα ζευγαριών παρόμοιων μονάδων ή από μία ομάδα μονάδων που έχουν δοκιμαστεί δύο φορές (*t - test "repeated measures"*).

Ένα *paired samples t - test* που βασίζεται σε ένα "*matched - pairs sample*" προκύπτει από ένα μη ζευγαρωμένο δείγμα το οποίο στη συνέχεια χρησιμοποιείται για να σχηματίσει ένα ζευγαρωμένο δείγμα, χρησιμοποιώντας πρόσθετες μεταβλητές που μετρήθηκαν μαζί με τη μεταβλητή ενδιαφέροντος (David και Gunnick, 1997). Η αντιστοίχιση διεξάγεται με τον προσδιορισμό ζευγών τιμών που συνίστανται από μία παρατήρηση από καθένα από τα δύο δείγματα, όπου το ζεύγος είναι παρόμοιο σε όρους άλλων μετρούμενων μεταβλητών. Αυτή η προσέγγιση χρησιμοποιείται μερικές φορές σε μελέτες παρατήρησης για τη μείωση ή την εξάλειψη των επιπτώσεων των παραγόντων συγχύσεως. Τα *Paired samples t - tests* συχνά αναφέρονται ως "*dependent samples t - tests*".

Όταν επιλέγεται να συγκριθούν οι μέσοι όροι των δύο μη ζευγαρωμένων ομάδων με μια δοκιμή *t*, υπάρχουν δύο επιλογές:

- ❖ Να χρησιμοποιηθεί το τυπικό *unpaired t test*. Η βασική υπόθεση είναι ότι και οι δύο ομάδες δεδομένων λαμβάνουν δειγματοληψία από Gaussian πληθυσμούς με την ίδια τυπική απόκλιση.

- ❖ Να χρησιμοποιηθεί το *unequal variance t test*, το οποίο ονομάζεται, επίσης, και *Welch t test*. Σε αυτή την περίπτωση, η βασική υπόθεση είναι ότι και οι δύο ομάδες δεδομένων λαμβάνουν δείγματα από Gaussian πληθυσμούς, αλλά δεν είναι απαραίτητο ότι οι δύο αυτοί πληθυσμοί έχουν την ίδια τυπική απόκλιση.

Η χρησιμότητα του unequal variance t test

Για να ερμηνεύσουμε οποιαδήποτε τιμή P, είναι σημαντικό να οριστεί προσεκτικά η μηδενική υπόθεση. Για το *unequal variance t test*, η μηδενική υπόθεση είναι ότι οι μέσοι όροι των δύο πληθυσμών είναι οι ίδιοι αλλά οι διακυμάνσεις των πληθυσμών μπορεί να διαφέρουν. Αν η τιμή P είναι μεγάλη, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, οπότε εξάγεται το συμπέρασμα ότι τα στοιχεία δεν είναι πειστικά για το ότι τα δύο είδη πληθυσμού είναι διαφορετικά, παρόλο που υποθέσαμε ότι οι δύο πληθυσμοί έχουν (ή μπορεί να έχουν) διαφορετικές τυπικές αποκλίσεις.

Τα *unequal variance t tests* διεξάγονται με δύο τρόπους, οι οποίοι έχουν ως κοινό χαρακτηριστικό ότι είναι δεδομένη τόσο η τιμή P όσο και το διάστημα εμπιστοσύνης.

- ❖ Υπολογισμός του τυπικού σφάλματος της διαφοράς μεταξύ των μέσων. Ο λόγος t υπολογίζεται διαιρώντας τη διαφορά μεταξύ των δύο μέσων της δειγματοληψίας με το τυπικό σφάλμα της διαφοράς μεταξύ των δύο μέσων. Αυτό το τυπικό σφάλμα υπολογίζεται από τις δύο τυπικές αποκλίσεις και τα μεγέθη του δείγματος. Όταν οι δύο ομάδες έχουν το ίδιο μέγεθος δείγματος, το τυπικό σφάλμα είναι το ίδιο και για τα δύο t - tests. Αλλά όταν οι δύο ομάδες έχουν διαφορετικά μεγέθη δειγμάτων, ο λόγος t για τη δοκιμασία Welch είναι διαφορετικός από ό, τι για τη συνηθισμένη δοκιμή t. Αυτό το τυπικό σφάλμα της διαφοράς χρησιμοποιείται επίσης για τον υπολογισμό του διαστήματος εμπιστοσύνης για τη διαφορά μεταξύ των δύο μέσων.
- ❖ Υπολογισμός του df. Για το σύνηθες *unpaired t test*, το df υπολογίζεται ως το συνολικό μέγεθος του δείγματος (και στις δύο ομάδες) μείον δύο. Το df για το *unequal variance t test* υπολογίζεται από έναν περίπλοκο τύπο που λαμβάνει υπόψη την απόκλιση μεταξύ των δύο τυπικών αποκλίσεων. Εάν τα δύο δείγματα έχουν πανομοιότυπες τυπικές αποκλίσεις, το df για τη δοκιμή Welch t θα είναι ίδιο με το df για την τυπική δοκιμή t. Στις περισσότερες περιπτώσεις, ωστόσο, οι δύο τυπικές αποκλίσεις δεν είναι πανομοιότυπες και

το df για τη δοκιμή Welch t είναι μικρότερο από αυτό που θα ήταν για το *unpaired t test*. Ο υπολογισμός συνήθως οδηγεί σε μια τιμή df που δεν είναι ακέραιη.

5.5 Ανάλυση Αποτελεσμάτων

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα, γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 710 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 756 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-2 μέρες, +2 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period. Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού. Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 παρόλα αυτά συμβαίνει το αντίθετο.

Πίνακας 3.

t - test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M, -2M]	[-2D, +2D]
Mean	-0,00192034	-0,077462526
Variance	0,001616606	2,386847203
Observations	710	756
Hypothesized Mean Difference	0	
Df	756	
t Stat	1,343945309	
P(T<=t) one-tail	0,089684627	
t Critical one-tail	1,646871682	
P(T<=t) two-tail	0,179369255	
t Critical two-tail	1,963106812	

Ο παραπάνω πίνακας λοιπόν περιλαμβάνει τα αποτελέσματα τα οποία προέκυψαν από το t – test ανάμεσα στα διαστήματα (- 6 μήνες, - 2 μήνες) και (-2 ημέρες, +2 ημέρες). Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN την test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση.

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 710 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 750 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-10 μέρες,+10 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο συμβαίνει.

Πίνακας 4.

t - test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-10D,+10D]
Mean	-0,00192034	0,012479043
Variance	0,001616606	0,022398372
Observations	710	750
Hypothesized Mean Difference	0	
Df	862	
t Stat	-2,539869622	
P(T<=t) one-tail	0,005631968	
t Critical one-tail	1,646623254	
P(T<=t) two-tail	0,011263936	
t Critical two-tail	1,962719799	

Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN την test period και την event period διαφέρουν στατιστικά . Πράγμα που σημαίνει πως μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση διότι $|t|=2,539 > t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} = 1,96$

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 710 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 747 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-1 μήνα,+1 μήνα] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο όμως δεν συμβαίνει.

Πίνακας 5.

t - test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-1M,+1M]
Mean	-0,00192034	0,024202477
Variance	0,001616606	0,548729804
Observations	710	747
Hypothesized Mean Difference	0	
Df	751	
t Stat	-0,962341001	
P(T<=t) one-tail	0,168094043	
t Critical one-tail	1,646885135	
P(T<=t) two-tail	0,336188087	
t Critical two-tail	1,96312777	

Ο παραπάνω πίνακας λοιπόν περιλαμβάνει τα αποτελέσματα τα οποία προέκυψαν από το t – test ανάμεσα στα διαστήματα (- 6 μήνες, - 2 μήνες) και (-1 μήνα, +1 μήνα). Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN την test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση.

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 706 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 756 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-2 μέρες,+2 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 παρόλα αυτά συμβαίνει το αντίθετο.

Πίνακας 6.

t - test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-2D,+2D]
Mean	-0,002212453	-0,079293651
Variance	0,001166423	2,378764374
Observations	706	756
Hypothesized Mean Difference	0	
df	756	
t Stat	1,373787794	
P(T<=t) one-tail	0,084957385	
t Critical one-tail	1,646871682	
P(T<=t) two-tail	0,169914769	
t Critical two-tail	1,963106812	

Αναφορικά με τον παραπάνω πίνακα, παρατηρούμε πως η μεταβλητή t Stat έχει τιμή μεγαλύτερη του 0,05, γεγονός το οποίο επιβεβαιώνει πως η σχέση ανάμεσα στα

διαστήματα (- 6 μήνες, - 2 μήνες) και (-2 ημέρες, +2 ημέρες) είναι στατιστικά σημαντική. Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY την test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση.

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα, γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 706 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 752 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-10 μέρες,+10 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period. Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού. Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο συμβαίνει.

Πίνακας 7.

t - test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-10D,+10D]
Mean	-0,002212453	0,009602682
Variance	0,001166423	0,01617554
Observations	706	752
Hypothesized Mean Difference	0	
df	865	
t Stat	-2,454985431	
P(T<=t) one-tail	0,007142466	
t Critical one-tail	1,64661711	
P(T<=t) two-tail	0,014284931	
t Critical two-tail	1,962710228	

Δηλαδή η σχέση μεταξύ των διαστημάτων (- 6 μήνες, - 2 μήνες) και (-10 ημέρες, +10 ημέρες) δεν είναι στατιστικά σημαντική. Η τιμή που λαμβάνει η μεταβλητή t Stat είναι κατά πολύ μικρότερη από το 0,05. Με άλλα λόγια από τα δεδομένα του πίνακα

προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY την test period και την event period διαφέρουν στατιστικά . Πράγμα που σημαίνει πως μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση διότι $|t|=2,4549 > t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} = 1,96$

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 706 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 747 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-1 μήνα,+1 μήνα] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο όμως δεν συμβαίνει.

Πίνακας 8.

t - test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M, -2M]	[-1M, +1M]
Mean	-0,002212453	0,021622355
Variance	0,001166423	0,543420093
Observations	706	747
Hypothesized Mean Difference	0	
df	749	
t Stat	-0,882696689	
P(T<=t) one-tail	0,188841688	
t Critical one-tail	1,646890566	
P(T<=t) two-tail	0,377683376	
t Critical two-tail	1,963136232	

Όπως και στην προηγούμενη περίπτωση που αφορούσε τις αποδόσεις RYAN έτσι και σε αυτή προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY την

test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση.

Τα παραπάνω αποτελέσματα συνοψίζονται στον πίνακα που ακολουθεί.

Πίνακας 9.

		event period		
		[-2 μέρες , + 2μέρες]	[-10 μέρες, +10 μέρες]	[-1 μήνας , +1 μήνας]
test period	[-6 μήνες , -2μήνες]	δεν απορρίπτω την Ho	απορρίπτω την Ho	δεν απορρίπτω την Ho

Τα μέχρι στιγμής αποτελέσματα δείχνουν ότι οι αποδόσεις των ομολόγων εταιριών κινούνται διαφορετικά την test period σε σχέση με την περίοδο [-10 μέρες , + 10 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού , δεν συμβαίνει όμως το ίδιο με τα άλλα 2 event period . Τα παραπάνω αποτελέσματα είναι όμοια και για τις δύο αποδόσεις RY και RYAN.

5.6 Αντίδραση αγοράς εταιρικών ομολόγων και η σχέση με την πηγή ανακοίνωσης τραπεζικού δανεισμού

Έπειτα από τα προηγούμενα αποτελέσματα επιχειρήθηκε να προσεγγιστεί η αντίδραση των εταιρικών ομολόγων στις ανακοινώσεις τραπεζικού δανεισμού λαμβάνοντας όμως υπόψη το ποιος ανακοίνωσε το δανεισμό. Έτσι το δείγμα των δανείων χωρίστηκε στα δύο ανάλογα σε ποια από τις δύο κατηγορίες ανήκε:

- Το τραπεζικό δάνειο ανακοινώθηκε από την ίδια την εταιρία
- Το τραπεζικό δάνειο ανακοινώθηκε από άλλες λουπές πηγές (μέσω του τύπου, τρίτου άγνωστου προσώπου ή μέσω τράπεζας)

Έτσι από το συνολικό αριθμό των δανείων , τα 476 ομόλογα ανήκουν στην πρώτη κατηγορία δηλαδή σε δάνεια που ανακοινώθηκαν από τις ίδιες τις εταιρίες ενώ 282 ομόλογα ανήκουν στην δεύτερη κατηγορία δηλαδή σε δάνεια που ανακοινώθηκαν από κάποια άλλη πηγή εκτός της ίδιας της εταιρίας.

Η μελέτη των παρακάτω αποτελεσμάτων και η παράθεσή τους αποσκοπεί στο να καταλήξουμε σε συμπέρασμα για το εάν παίζει ρόλο το ποιος ανακοινώνει το δανεισμό στη στατιστική σημαντικότητα των σχέσεων ανάμεσα στις μεταβλητές.

5.6.1. Ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού από την ίδια την εταιρία

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα, γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 454 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 477 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-2 μέρες, +2 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period. Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού. Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 παρόλα αυτά συμβαίνει το αντίθετο.

Πίνακας 10.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-2D,+2D]
Mean	-0,001233054	-0,056594444
Variance	0,000633511	1,89579911
Observations	454	477
Hypothesized Mean Difference	0	
df	476	
t Stat	0,877998537	
P(T<=t) one-tail	0,190193731	
t Critical one-tail	1,6480611	
P(T<=t) two-tail	0,380387463	
t Critical two-tail	1,964960146	

Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY την test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση.

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα, γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 454 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 475 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-10 μέρες,+10 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period. Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού. Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο συμβαίνει.

Πίνακας 11.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-10D,+10D]
Mean	-0,001233054	0,014493876
Variance	0,000633511	0,02293053
Observations	454	475
Hypothesized Mean Difference	0	
df	501	
t Stat	-2,231495485	
P(T<=t) one-tail	0,013044959	
t Critical one-tail	1,647900749	
P(T<=t) two-tail	0,026089917	
t Critical two-tail	1,964710238	

Με άλλα λόγια από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY την test period και την event period διαφέρουν

στατιστικά . Πράγμα που σημαίνει πως μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση διότι $|t|=2,2314 > t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} = 1,96$

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 454 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY 473 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-1 μήνα,+1 μήνα] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο όμως δεν συμβαίνει.

Πίνακας 12.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-1M,+1M]
Mean	-0,001233054	0,033943473
Variance	0,000633511	0,856124033
Observations	454	473
Hypothesized Mean Difference	0	
df	473	
t Stat	-0,826509484	
P(T<=t) one-tail	0,204465931	
t Critical one-tail	1,648081484	
P(T<=t) two-tail	0,408931862	
t Critical two-tail	1,964991915	

Άρα οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY την test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση.

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 456 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 477 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-2 μέρες,+2 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 παρόλα αυτά συμβαίνει το αντίθετο.

Πίνακας 13.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-2D,+2D]
Mean	-0,001107648	-0,054210912
Variance	0,000991338	1,902894499
Observations	456	477
Hypothesized Mean Difference	0	
df	477	
t Stat	0,840532951	
P(T<=t) one-tail	0,200515379	
t Critical one-tail	1,648054363	
P(T<=t) two-tail	0,401030757	
t Critical two-tail	1,964949646	

Ο παραπάνω πίνακας λοιπόν περιλαμβάνει τα αποτελέσματα τα οποία προέκυψαν από το t – test ανάμεσα στα διαστήματα (- 6 μήνες, - 2 μήνες) και (-2 ημέρες, +2 ημέρες). Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN την test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση.

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 456 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 473 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-10 μέρες,+10 μέρες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο συμβαίνει.

Πίνακας 14.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	[-6M,-2M]	[-10D,+10D]
Mean	-0,001107648	0,01750542
Variance	0,000991338	0,029136123
Observations	456	473
Hypothesized Mean Difference	0	
df	505	
t Stat	-2,330778852	
P(T<=t) one-tail	0,010078908	
t Critical one-tail	1,647876569	
P(T<=t) two-tail	0,020157815	
t Critical two-tail	1,964672555	

Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN την test period και την event period διαφέρουν στατιστικά . Πράγμα που σημαίνει πως μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση διότι $|t|=2,33 > t_{n_1+n_2-2, \frac{\alpha}{2}} = 1,96$

Στο παρακάτω πίνακα ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 456 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-6μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN 473 διαφορετικών δανείων την περίοδο [-1 μήνα,+1 μήνα] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του event period.Ουσιαστικά συγκρίνουμε πως συμπεριφέρεται η απόδοση των ομολόγων μία άσχετη περίοδο σε σχέση με μία περίοδο πολύ κοντινή στην ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού .Θα περιμέναμε να απορριπτεί η H_0 πράγμα το οποίο όμως δεν συμβαίνει.

Πίνακας 15.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	<i>[-6M,-2M]</i>	<i>[-1M,+1M]</i>
Mean	-0,001107648	0,036492137
Variance	0,000991338	0,860436639
Observations	456	473
Hypothesized Mean Difference	0	
df	473	
t Stat	-0,881043067	
P(T<=t) one-tail	0,189370983	
t Critical one-tail	1,648081484	
P(T<=t) two-tail	0,378741966	
t Critical two-tail	1,964991915	

Από τα δεδομένα του πίνακα προκύπτει πως οι μέσες τιμές των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RYAN την test period και την event period δε διαφέρουν στατιστικά. Δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα για τις εταιρίες που δανείστηκαν και το ανακοίνωσαν οι ίδιες και για το RY και για το RYAN προκύπτει ο παρακάτω πίνακας (ο οποίος είναι ο ίδιος που προέκυψε πριν χωρίσουμε το δείγμα μας)

Πίνακας 16.

		event period		
		[-2 μέρες , + 2μέρες]	[-10 μέρες, +10 μέρες]	[-1 μήνας , +1 μήνας]
test period	[-6 μήνες , -2μήνες]	δεν απορρίπτω την H_0	απορρίπτω την H_0	δεν απορρίπτω την H_0

5.6.2. Ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού από άλλες πηγές

Στους παρακάτω πίνακες ελέγχεται η υπόθεση:

$$H_0: \mu_{test\ period} = \mu_{event\ period} \quad H_1: \mu_{test\ period} \neq \mu_{event\ period}$$

Συγκεκριμένα , γίνεται ένας t έλεγχος συγκρίνοντας τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY και RYAN την περίοδο [-6 μήνες, -2 μήνες] από την ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού η οποία παίζει το ρόλο του test period με τη μέση τιμή των μέσων ημερήσιων μεταβολών του RY και RYAN τις περιόδους [-2 ημέρες , +2 ημέρες], [-10 ημέρες , +10 ημέρες] και [-1μήνες , +1 μήνες]. Τα αποτελέσματα παρατίθενται παρακάτω και είναι κοινά για όλα τα διαστήματα και για τις 2 αποδόσεις.

AVERAGE ΔRY (όπως ανακοινώθηκε από άλλες πηγές)

Πίνακας 17.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	<i>[-6M,-2M]</i>	<i>[-2D,+2D]</i>
Mean	-0,003976924	-0,118101971
Variance	0,002127997	3,211873208
Observations	252	279
Hypothesized Mean Difference	0	
df	278	
t Stat	1,063272671	
P(T<=t) one-tail	0,144290518	
t Critical one-tail	1,650353234	
P(T<=t) two-tail	0,288581036	
t Critical two-tail	1,968533914	

Πίνακας 18.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	<i>[-6M,-2M]</i>	<i>[-10D,+10D]</i>
Mean	-0,003976924	0,001215256
Variance	0,002127997	0,00452141
Observations	252	277
Hypothesized Mean Difference	0	
df	491	
t Stat	-1,043304573	
P(T<=t) one-tail	0,148660325	
t Critical one-tail	1,647962926	
P(T<=t) two-tail	0,29732065	
t Critical two-tail	1,96480714	

Πίνακας 19.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	$[-6M, -2M]$	$[-1M, +1M]$
Mean	-0,003976924	0,000352688
Variance	0,002127997	0,004047922
Observations	252	274
Hypothesized Mean Difference	0	
df	497	
t Stat	-0,898540762	
P(T<=t) one-tail	0,184666212	
t Critical one-tail	1,647925319	
P(T<=t) two-tail	0,369332424	
t Critical two-tail	1,96474853	

AVERAGE ΔRYAN (όπως ανακοινώθηκε από άλλες πηγές)

Πίνακας 20.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	$[-6M, -2M]$	$[-2D, +2D]$
Mean	-0,003379344	-0,117215287
Variance	0,002744163	3,22155782
Observations	254	279
Hypothesized Mean Difference	0	
df	279	
t Stat	1,058876875	
P(T<=t) one-tail	0,145285864	
t Critical one-tail	1,650333456	
P(T<=t) two-tail	0,290571727	
t Critical two-tail	1,968503066	

Πίνακας 21.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	<i>[-6M,-2M]</i>	<i>[-10D,+10D]</i>
Mean	-0,003379344	0,003896095
Variance	0,002744163	0,010839764
Observations	254	277
Hypothesized Mean Difference	0	
df	415	
t Stat	-1,029556301	
P(T<=t) one-tail	0,151909	
t Critical one-tail	1,64853362	
P(T<=t) two-tail	0,303818	
t Critical two-tail	1,965696648	

Πίνακας 22.

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances		
	<i>[-6M,-2M]</i>	<i>[-1M,+1M]</i>
Mean	-0,003379344	0,002987113
Variance	0,002744163	0,011104669
Observations	254	274
Hypothesized Mean Difference	0	
df	407	
t Stat	-0,888596684	
P(T<=t) one-tail	0,187372366	
t Critical one-tail	1,64860612	
P(T<=t) two-tail	0,374744733	
t Critical two-tail	1,965809661	

Επομένως βλέπουμε ότι για όλα τα διαστήματα και για τις 2 αποδόσεις δεν μπορούμε να απορρίψουμε την μηδενική υπόθεση στο υποσύνολο των δανείων τα οποία έχουν ανακοινωθεί από άλλες πηγές εκτός από την ίδια την δανειζόμενη εταιρία.

Παρακάτω συνοψίζονται τα αποτελέσματα για τις εταιρίες που δανείστηκαν και ανακοινώθηκε ο δανεισμός τους από κάποιον άλλο. Είναι ίδια και για τις δύο αποδόσεις RY και RYAN όμως διαφέρει με τα αποτελέσματα που είχαν προκύψει πριν χωρίσουμε το δείγμα μας

Πίνακας 23.

		event period		
		[-2 μέρες , + 2μέρες]	[-10 μέρες, +10 μέρες]	[-1 μήνας , +1 μήνας]
test period	[-6 μήνες , -2μήνες]	δεν απορρίπτω την H_0	Δεν απορρίπτω την H_0	δεν απορρίπτω την H_0

6. Συμπεράσματα

Αρχικά, ακολουθώντας τα ευρήματα των Steven Ongena , Viorel Roscovan, Wei-Ling Song και Bas J.M. Werker (2007) βρήκαμε στοιχεία που αποδεικνύουν ότι η ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού επηρεάζει την απόδοση των εταιρικών ομολόγων των δανειζόμενων εταιριών. Διαλέγοντας μία περίοδο η οποία βρίσκεται μακριά από τη ανακοίνωση τραπεζικού δανεισμού, συγκεκριμένα την περίοδο [-6 μήνες, -2 μήνες] από το γεγονός και συγκρίνοντας την με 3 αντίστοιχες περιόδους γύρω από το γεγονός, συγκεκριμένα τις περιόδους [-2μέρες, +2μέρες] , [-10μέρες, +10 μέρες] , [-1 μήνα, +1 μήνα] από το τραπεζικό δανεισμό καταλήξαμε στο συμπέρασμα ότι η απόδοση των εταιρικών ομολόγων είναι στατιστικά διαφορετική μόνο ανάμεσα στο ζευγάρι διαστημάτων [-6 μήνες, -2 μήνες] και [-10μέρες, +10 μέρες]. Για τα ζευγάρια διαστημάτων [-6 μήνες, -2 μήνες] και [-2μέρες, +2μέρες] καθώς και για τα ζευγάρια [-6 μήνες, -2 μήνες] και [-1 μήνα, +1 μήνα] προέκυψε ότι οι αποδόσεις κινούνται στατιστικά το ίδιο.

Επιπρόσθετα , χωρίζεται το δείγμα μας σε 2 υποσύνολα ανάλογα με εάν οι εταιρίες ανακοίνωσαν από μόνες τους το τραπεζικό δανεισμό τους ή ανακοινώθηκε ο τραπεζικός τους δανεισμός από κάποιον άλλο. Τα αποτελέσματα στο πρώτο υποσύνολο , δηλαδή στα τραπεζικά δάνεια τα οποία ανακοίνωσαν οι ίδιες οι εταιρίες κινήθηκαν στα ίδια επίπεδα με το αρχικό μας δείγμα με την διαφορά ότι ήταν ακόμη πιο ισχυρά αποτελέσματα και πιο ψηλή οι μέσοι. Αντίθετα , τα αποτελέσματα για το δεύτερο υποσύνολο δείχνουν να αλλάζουν σε σχέση με το αρχικό δείγμα μας και να παρουσιάζουν στατιστικά ίδιους μέσους σε όλα τα διαστήματα. Τα παραπάνω αποτελέσματα είναι αξιοσημείωτα και δίνουν περαιτέρω κίνητρο για επιπλέον έρευνα πάνω στο συγκεκριμένο πεδίο. Μελλοντικές έρευνες ίσως πρέπει να εστιάσουν πως τα διαφορετικά χαρακτηριστικά των δανείων επηρεάζουν τις αποδόσεις των event period μέσω παλινδρομήσεων για εξαγωγή επιπρόσθετων ευρημάτων.

7. Βιβλιογραφία

Abhyankar, A. and Gonzalez, A., 2009, News and the cross-section of expected corporate bond returns, *Journal of Banking and Finance*, 33 (6), 996–1004.

Acharya, V., Y., Amihud, and S. Barath, 2013, Liquidity risk of corporate bond returns: conditional approach. *Journal of Financial Economics* 110, 358-386.

Altman, E., A., Gande, and A. Saunders, 2004, Informational Efficiency of Loans versus Bonds: Evidence from Secondary Market Prices, mimeo.

Ball, R. and P. Brown, 1968, An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, *Journal of Accounting Research*, Volume 6, Issue 2 (Autumn, 1968), pp. 159-178.

Barber, B. M. and J.D. Lyon, 1996, Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics. *Journal of Financial Economics*, 41, 359-399.

Bao, Y., Bao, Y. and S. Sheng, 2011, Motivating Purchase of Private Brands: Effects of Store Image, Product Signatureness and Quality Variation. *Journal of Business Research*, 64 (2), 220-226.

Bartholdy, J., Olson, D., and P. Peare, 2006, Conducting Event Studies on Small Stock Exchanges, *The European Journal of Finance*, Volume 13, Issue 3 (2007), pp. 227-252.

Bessembinder, H., W. Maxwell, and K. Venkataraman, 2006, Market transparency and institutional trading costs, *Journal of Financial Economics*, 251-288.

Best, R., and H. Zhang, 1993, Alternative information sources and the information content of bank loans. *J Finance*, 48(4):1507–1522

Billet M.T., M.J., Flannery and J.A. Garfinkel, 1995, The Effect of Lender Identity on a Borrowing Firm's Equity Return, *The Journal of Finance*, 50, pp. 699-718.

Binder, J. J., (1998), The Event Study Methodology Since 1969, Review of Quantitative Finance and Accounting, Volume 11, Issue 2 (Sep. 1998), pp.111-137.

Brown, S.J., and J.B. Warner, 1980, Measuring Security Price Performance, Journal of Financial Economics, Volume 8, Issue 3 (Apr. 1980), pp. 205-258.

Brunner, R. F., 1999, An analysis of value destruction and recovery in the alliance and proposed merger of Volvo and Renault. Journal of Financial Economics, 51, 125-166.

Chordia, T., R., Roll, and A. Subrahmanyam, 2000, Market liquidity and trading activity. The Journal of Finance, 56(2), 501-530.

Cook, D.O., C.D., Schellhorn and L.J. Spellman, 2003, Lender certification premiums. J Bank Finance 27(8):1561–1579

Corrado, C.J., 2011, Event Studies: A Methodology Review, Accounting & Finance, Volume 51, Issue 1 (Mar. 2011), pp. 207-234.

Defond, M.L., R.N., Hann and X. Hu, 2005, Does the Market Value Financial Expertise on Audit Committees of Boards of Directors? Journal of Accounting Research, 43, 153-193.

Defuso, R., R.R., Johnson and T.S. Zorn, 1990, The Effect of Executive Stock Option Plans on Stockholders and Bondholders. Journal of Finance, 45, 617-627.

Den Hartog, C. and W.N. Nathan, 2008, The Value of Majority Status: The Effect of Jeffords' Switch on Asset Prices of Republican and Democratic Firms. Legislative Studies Quarterly 33(1):63–84.

De Jong, F., and J. Driessen, 2012, Liquidity risk premia in corporate bond markets. The Quarterly Journal of Finance 2.

Diamond D.W., 1984, Financial Intermediation and Delegated Monitoring, The Review of Economic Studies, 51, pp. 393-414.

Dick-Nielsen, J., P., Feldhütter, P. D. Lando, 2012, Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. *Journal of Financial Economics* 103, 471-492.

Edwards, A., L. Harris and M. Piwovar, 2007. Corporate Bond Market Transparency and Transaction Costs, forthcoming, *Journal of Finance*.

Eckbo E, R., Masulis and O. Norli, 2007, Security offerings. *Handbook of corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, vol. 1, North-Holland/Elsevier, Handbooks in Finance series, Ch. 6

Engle, R.F. and V.K. Ng, 1993, Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.

Fama E.F., 1985, What's Different about Banks?, *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 29-39.

Fama, E., L., Fisher, M.C., Jensen and R. Roll, 1969, The Adjustment of Stock Prices to New Information, *International Economic Review*, Volume 10, Issue 1 (Feb. 1969), pp. 1-21.

Fama, E. F. and K.R., French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.

Fields, L.P., D.R., Fraser, T.L., Berry and S. Byers, 2006, Do bank loans relationships still matter? *J Money Credit Bank* 38(5):1195–1209

Fisman, R., 2001, Estimating the Value of Political Connections. *The American Economic Review* 91(4):1095–1102.

Friewald, N., R., Jankowitsch and M. Subrahmanyam, 2012, Illiquidity or credit deterioration: A study of liquidity in the US corporate bond market during financial crises. *Journal of Financial Economics* 105, 18-36.

Gilligan, T.W. and K. Krehbiel, 1988, Complex Rules and Congressional Outcomes: An Event Study of Energy Tax Legislation. *Journal of Politics* 50(3):625–654.

Goldstein, M., E. Hotchkiss and E. Sirri, 2007, Transparency and Liquidity: A Controlled Experiment on Corporate Bonds, *Review of Financial Studies*, 235-273.

Gonzalez, L., 2011, Dogs that bark: why are bank loan announcements newsworthy? *Glob Econ Financ J* 4(1): 62–79

Gugler K., D.C. Mueller and B.B. Yurtoglu, 2004, Marginal q, Tobin's q, Cash Flow, and Investment. *Southern Economic Journal*, 70, 512-531.

Hasbrouck, J. and D.J. Seppi, 2001, Common factors in prices, order flows, and liquidity. *Journal of financial Economics*, 59(3), 383-411.

Herron, M.C., 2000, Estimating the Economic Impact of Political Party Competition in the 1992 British Election. *American Journal of Political Science* 44(2):326–337.

Herron, M.C., J. Lavin, D. Cram and J. Silver, 1999, Measurement of Political Effects in the United States Economy: A Study of the 1992 Presidential Election. *Economics and Politics* 11(1):51–81.

Hotchkiss, E. S. and T. Ronen, 2002, The informational efficiency of the corporate bond market: An intraday analysis. *Review of Financial Studies*, Vol. 15, No. 5, 1325-1354.

James, C., 1987, Some evidence on the uniqueness of bank loans. *J Finance Econ* 19(2):217–236

Jayachandran, S., 2006, The Jeffords Effect. *The Journal of Law and Economics* 49(2):397–425.

Jayaraman, S. and M. Shastri, 1993, The effects of the announcements of dividend increases on stock return volatility: the evidence from the options market. *Journal of Business Finance & Accounting*, 20, 673-685.

Kamara, A.Y., D. Chikoye, F. Ekeleme, L.O. Omoigui and I.Y. Dugje, 2008, Field performance of improved cowpea cultivars under natural infestation with *Striga gesneroides*. *International Journal of Pest Management* 54(3):189–195.

Knight, B., 2006, Are Policy Platforms Capitalized into Equity Prices? Evidence from the Bush/Gore 2000 Presidential Election. *Journal of Public Economics* 90(4-5):751–773.

Kroszner, R.S. and P.E. Strahan, 2001, Throwing good money after bad? Board connections and conflicts in bank lending. NBER Working Paper 8694.

Kyle, A.S., 1985, Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica* Vol.53, No. 6, 1315–1336.

Lin, H., C. Wu and G. Zhou, 2015, Forecasting corporate bond returns: A regressed combination approach, Working paper.

Lin, H., J. Wang and C. Wu, 2011, Liquidity risk and expected corporate bond returns. *Journal of Financial Economics* 99, 628-650.

Lo, A.W. and C. McKinley, 1990, An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading, *Journal of Econometrics*, Volume 45, Issue 1 (Jul./Aug. 1990), pp. 181-211.

Lummer S.L. and McConnel J.J. (1989) ‘Further Evidence on the Bank Lending Process and the Capital-Market Response to Bank Loan Agreements’, *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 99-122.

Lys, T. and L. Vincent, 1995, An analysis of value destruction in AT&T’s acquisition of NCR. *Journal of Financial Economics*, 39, 353-378.

Madhavan, A., 1995, Consolidation, Fragmentation, and the Disclosure of Trading Information. *Review of Financial Studies*, 8,579-603

Maskara, P.K. and D.J. Mullineaux, 2011a, Information asymmetry, and self-selection bias in bank loan announcement studies. *J Finance Econ* 101(3):684–689

McKinley, C., 1997, Event Studies in Economics and Finance, *Journal of Economic Literature*, Volume 35, Issue 1 (Mar. 1997), pp. 13-39.

Mattozzi, A., 2008, Can We Insure Against Political Uncertainty? Evidence from the U.S. Stock Market. *Public Choice* 137(1–2):43–55.

Mikkelson, W.H. and M.M. Partch, 1985, Stock price effects and costs of secondary distributions, *Journal of Financial Economics*, 15, 31-60

Naik, N. Y., A. Neuberger and S. Viswanathan, 1999, Trade Disclosure Regulation in Markets with Negotiated Trades, *Review of Financial Studies*, vol. 12, no 4, p. 873-900.

Pagano M. and A. Roell, 1996, Transparency and Liquidity: A Comparison of Auction and Dealer Markets with Informed Trading. *Journal of Finance*, 51, 579-611.

Preece, D. and D.J. Mullineaux, 1994, Monitoring by financial intermediaries: banks vs. nonbanks. *J Financ Serv Res* 8(3):193–202.

Ramakrishnan, R. and A. Thakor, 1984, Information Reliability and a Theory of Financial Intermediation, *Review of Economic Studies*, 51, pp. 415-432.

Ritter, J. R., 1991, The Long-Run Performance of Initial Public Offerings. *Journal of Finance*, 46, 3-27

Roberts, B.E., 1990a, A Dead Senator Tells No Lies: Seniority and the Distribution of Federal Benefits. *American Journal of Political Science* 34(1):31–58.

Roberts, B.E., 1990b, Political Institutions, Policy Expectations, and the 1980 Election: A Financial Market Perspective. *American Journal of Political Science* 34(2):289–310.

Rogerson, W.P., 1989, Profit Regulation of Defense Contractors and Prizes for Innovation. *The Journal of Political Economy* 97(6):1284–1305.

Sangvinatsos, A., 2005, Explanatory and predictive analysis of corporate bond indices returns, Working paper, New York University, Department of Finance.

Schultz, P., 2001, Corporate bond trading costs: A peek behind the curtain. *Journal of Finance*, 56(2), 677-698.

Schnietz, K.E., 2000, The Institutional Foundation of US Trade Policy: Revisiting Explanations for the 1934 Reciprocal Trade Agreements Act. *Journal of Policy History* 12(4):417–444

Schwert, G. W., 1981, Using Financial Data to Measure Effects of Regulation. *Journal of Law and Economics* 24(1):121–158.

Shalit, H. and Y. Shlomo, 2002, Estimating Beta, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Volume 18, Issue 2 (Mar. 2002) 95-118.

Slovin, M.B., G.A. Johnson and J.L. Glascock, 1992, Firm size and the information of bank loan announcements, *J Bank Finance*, 16(6), 1057-1071

Small, K., O. Ionici and H. Zhu, 2007, Size Does Matter: An Examination of the Economic Impact of Sarbanes-Oxley. *Review of Business*, 27, 47-55.

Steiner, M. and V.G. Heinke, 2001, Event study concerning international bond price effects of credit rating actions. *International Journal of Finance & Economics*, 6, 139-157.

S.V.D.Nageswara R. and U. Sreejith, 2014, Event Study Methodology: A Critical Review, *The Macrotheme Review*, Volume 3, Issue 1 (Spring 2014), pp. 40-53.

Taylor, A. A. and R. Yang, 2003, The evolution of the corporate loan asset class. *Loan Market Chronicle* 2003, 19-21.

Teoh, S. H., I. Welch and T.J. Wong, 1998b, Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 50, 63-99.

Yermack, D., 1997, Good Timing: CEO Stock Option Awards and Company News Announcements. *Journal of Finance*, 52, 449-476