



**ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΘΕΣΣΑΛΙΑΣ
ΤΜΗΜΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
ΠΜΣ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗΣ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ**

**Ο ΚΙΝΔΥΝΟΣ ΑΓΟΡΑΣ, Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΟΥ ΣΤΙΣ
ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΤΩΝ ΤΡΑΠΕΖΩΝ ΚΑΙ Η ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ
ΠΛΗΡΟΦΟΡΗΣΗ**

Επιμέλεια: Τρύφων Ι. Τζιβνίκος

Επιβλέπων Καθηγητής: Επίκ. Καθηγητής Στέφανος Παπαδάμου

Βόλος 2010

Υπεύθυνη δήλωση

Βεβαιώνω ότι είμαι συγγραφέας αυτής της διπλωματικής εργασίας και ότι κάθε βοήθεια την οποία είχα για την προετοιμασία της, είναι πλήρως αναγνωρισμένη και αναφέρεται στη διπλωματική εργασία. Επίσης έχω αναφέρει τις όποιες πηγές από τις οποίες έκανα χρήση δεδομένων, ιδεών ή λέξεων, είτε αυτές αναφέρονται ακριβώς είτε παραφρασμένες. Επίσης βεβαιώνω ότι αυτή η πτυχιακή εργασία προετοιμάστηκε από εμένα προσωπικά ειδικά για τις απαιτήσεις του προγράμματος μεταπτυχιακών σπουδών στην Εφαρμοσμένη Οικονομική του Τμήματος Οικονομικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας.

Βόλος, Ιανουάριος 2010

Ο Δηλών

Ευχαριστίες

Ευχαριστώ θερμά τον επιβλέποντα καθηγητή μου κ. Στέφανο Παπαδάμου για την πολύτιμη βοήθεια του σε όλα τα επίπεδα. Το πάντα θετικό του πνεύμα, οι γνώσεις του αλλά και οι πολύ εύστοχες υποδείξεις του υπήρξαν αρωγοί καθ' όλη τη διάρκεια της διπλωματικής μου εργασίας.

Θα ήθελα επίσης να ευχαριστήσω ιδιαίτερω τον καθηγητή μου κ. Γεώργιο Χάλκο για την πολύτιμη βοήθεια που μου προσέφερε κατά τη διάρκεια των σπουδών μου όπως και για τις χρήσιμες συμβουλές του σε θέματα οικονομετρικής ανάλυσης που αφορούν την εργασία αυτή.

Ευχαριστίες οφείλω και στον καθηγητή μου κ. Ηλία Κεβόρκ αλλά και σε όλους του καθηγητές του μεταπτυχιακού προγράμματος που με το ζήλο τους και τις γνώσεις τους συνέβαλαν στην βελτίωση μου ως ερευνητή αλλά και ως άνθρωπου.

Τέλος θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένεια μου για την συμπαράσταση τους όπως και τους συναδέλφους μου Γαλάνη Γεωργία και Τσαρδούνη Κωνσταντίνο που ήταν συνεχώς δίπλα μου καθώς και τους Αρβανίτη Ευάγγελο και Κουρτζίδη Σταύρο.

Περιεχόμενα

Περίληψη	5
Abstract	6
Εισαγωγή	7
Κεφάλαιο 1	
Βασικές θεωρίες προσδιορισμού επιτοκίων και συναλλαγματικών ισοτιμιών	
1.1 Μακροοικονομικές θεωρίες προσδιορισμού των επιτοκίων	11
1.1.1 Θεωρία των δανειακών κεφαλαίων	11
1.1.2 Θεωρία προτίμησης της ρευστότητας	13
1.1.3 Δυναμική ανάλυση της θεωρίας προτίμησης της ρευστότητας και των δανειακών κεφαλαίων	15
1.2 Μακροοικονομικές θεωρίες προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας	16
1.2.1 Το μοντέλο των Mundell – Fleming	16
1.2.2 Νομισματικό μοντέλο προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας.....	20
Κεφάλαιο 2	
Ο κίνδυνος αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος	
2.1 Εισαγωγή	23
2.2 Ο κίνδυνος αγοράς	24
2.3 Μέτρηση του κινδύνου αγοράς	24
2.3.1 Η αξία σε κίνδυνο (VaR).....	25
2.3.2 Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM).....	25
2.3.3 Το υπόδειγμα αντισταθμιστικής αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Arbitrage Pricing Theory).....	27
2.4 Κίνδυνος επιτοκίου	28
2.5 Μέτρηση του κινδύνου επιτοκίου και «ανοσοποίηση»	29
2.5.1 Το μοντέλο του ανοίγματος.....	29
2.5.2 Το μοντέλο της διάρκειας.....	30
2.6 Ο κίνδυνος συναλλάγματος.....	32
2.7 Μέτρηση συναλλαγματικού κινδύνου και ανοσοποίηση.....	32
Κεφάλαιο 3	
Η δομή των οικονομικών καταστάσεων των τραπεζών	
3.1 Εισαγωγή	34
3.2 Η δομή του Ισολογισμού των τραπεζών	34
3.3 Η δομή της Κατάστασης Αποτελεσμάτων Χρήσης των τραπεζών.....	37
3.4 Η Κατάσταση Ταμειακών Ροών.....	38
3.5 Η Κατάσταση Μεταβολών Ιδίων Κεφαλαίων.....	39
Κεφάλαιο 4	
Βιβλιογραφική ανασκόπηση	
4.1 Εισαγωγή	40
4.2 Ο κίνδυνος αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος.....	40
4.2.1 Ο κίνδυνος αγοράς	40
4.2.2 Ο επιτοκιακός κίνδυνος.....	41

4.2.3 Ο κίνδυνος συναλλάγματος.....	43
4.3 Η συσχέτιση του συντελεστή βήτα και των λογιστικών μεταβλητών	45
4.3.1 Μη χρηματοπιστωτικά ιδρύματα	45
4.3.2 Χρηματοπιστωτικά ιδρύματα.....	51
Κεφάλαιο 5	
Μεθοδολογία έρευνας	
5.1 Εισαγωγή.....	58
5.2 Το μοντέλο μέτρησης των τραπεζικών κινδύνων (πρώτο στάδιο).....	58
5.2.1 Οικονομετρικοί έλεγχοι.....	62
5.2.1.1 Στασιμότητα	62
5.2.1.2 Κανονικότητα	64
5.2.1.3 Αυτοσυσχέτιση.....	66
5.2.1.4 Ετεροσκεδαστικότητα	68
5.2.1.5 Έλεγχος επιδράσεων ARCH	69
5.2.1.6 Πολυσυγγραμμικότητα.....	70
5.2.1.7 Σφάλμα Εξιδεικνυσίας.....	71
5.3 Μοντελοποίηση των προσδιοριστικών παραγόντων των τραπεζικών κινδύνων (δεύτερο στάδιο).....	72
5.3.1 Ανάλυση δεδομένων Panel.....	75
5.3.1.1 Έλεγχος F για την ύπαρξη σταθερών επιδράσεων.....	76
5.3.1.2 Έλεγχος Hausman για την ύπαρξη τυχαίων επιδράσεων.....	76
5.4 Περιγραφή δεδομένων.....	77
5.4.1 Δεδομένα μεταβλητών του μοντέλου εκτίμησης κινδύνων	77
5.4.1.1 Υποδειματοποίηση αποδόσεων τραπεζικών μετοχών.....	77
5.4.1.2 Υποδειματοποίηση κινδύνου αγοράς	77
5.4.1.3 Υποδειματοποίηση επιτοκιακού κινδύνου	78
5.4.1.4 Υποδειματοποίηση συναλλαγματικού κινδύνου	78
5.4.1.5 Συχνότητα δεδομένων	79
5.4.1.6 Υπό εξέταση περίοδος.....	79
5.4.2 Δεδομένα μεταβλητών των μοντέλων συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου	80
Κεφάλαιο 6	
Εμπειρικά Αποτελέσματα	
6.1 Εκτίμηση των συντελεστών βήτα (πρώτο στάδιο).....	84
6.2 Εκτίμηση της σχέσης των συντελεστών βήτα και των λογιστικών μεταβλητών.....	90
Κεφάλαιο 7	
Συμπεράσματα και προτεινόμενες έρευνες	
7.1 Συμπεράσματα.....	94
7.2 Προτεινόμενες έρευνες.....	96
Βιβλιογραφία	98
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2004-2008 (Πίνακας 3).	105

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ιταλικών τραπεζών περιόδου 2004-2008 (Πίνακας 3).....	114
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2004 (Πίνακας 4).....	124
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2005 (Πίνακας 5).....	133
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2006 (Πίνακας 6).....	141
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΣΤ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2007 (Πίνακας 7).....	149
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ζ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2008 (Πίνακας 8).....	157
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Η Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και των υποδειγμάτων του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2004- 2008 (Πίνακας 9).....	166

Περίληψη

Η παρούσα έρευνα πραγματοποιείται σε δύο στάδια. Στο πρώτο εκτιμάμε τους κινδύνους αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων δύο μεσογειακών χωρών, της Ελλάδας και της Ιταλίας. Στο δεύτερο στάδιο επικεντρωνόμαστε στις ελληνικές τράπεζες και διερευνούμε τη σχέση του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου και των λογιστικών μεταβλητών. Επεκτείνουμε την υπάρχουσα βιβλιογραφία με διάφορους τρόπους. Πρώτον με τη χρήση ενός πολυ-μεταβλητού μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων εκτιμούμε τους συντελεστές βήτα της αγοράς, του επιτοκίου και του συναλλάγματος. Η εκτίμηση αυτή γίνεται με τη χρήση του συμμετρικού GARCH μοντέλου αλλά και των ασύμμετρων E-GARCH και T-GARCH ώστε να λάβουμε υπόψη μας τη διακύμανση της μεταβλητότητας στο πέρασμα του χρόνου καθώς και το φαινόμενο της μόχλευσης. Δεύτερον χρησιμοποιώντας Panel δεδομένα διερευνούμε τη σχέση των συντελεστών βήτα των ελληνικών τραπεζών που προέκυψαν στο πρώτο στάδιο με συγκεκριμένες λογιστικές μεταβλητές των οικονομικών καταστάσεων κάθε τράπεζας ώστε να εντοπίσουμε ποιες λογιστικές μεταβλητές περιγράφουν καλύτερα τους τραπεζικούς κινδύνους. Από τα εμπειρικά αποτελέσματα προκύπτει ότι μόνο ο κίνδυνος αγοράς είναι στατιστικά σημαντικός για όλες τις τράπεζες ενώ οι κίνδυνοι επιτοκίου και συναλλάγματος είναι στατιστικά σημαντικοί περιστασιακά και μεταβάλλονται στο πέρασμα του χρόνου. Ο συντελεστής βήτα της αγοράς που αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο και η τυπική απόκλιση των καταλοίπων που αναπαριστά το μη συστηματικό κίνδυνο βρέθηκαν ότι συσχετίζονται με τις λογιστικές μεταβλητές του ισολογισμού και της κατάστασης αποτελεσμάτων χρήσης, όχι όμως και με τις μεταβλητές της κατάστασης ταμειακών ροών.

Λέξεις κλειδιά: αποδόσεις τραπεζικών μετοχών, κίνδυνος αγοράς, λογιστικές μεταβλητές, μη συστηματικός κίνδυνος, Ελλάδα.

JEL ταξινόμηση: C23; G21; G32; M41

Abstract

This research is conducted in two steps. In step one we estimate market, interest rate and exchange rate risk of financial institutions of two Mediterranean countries, Greece and Italy. In step two we focus on Greek banks and we explore the relationship between systematic and non-systematic risk and accounting variables. We extend the existing literature in several ways. First by using a multi-variable asset-pricing model we estimate market, interest rate and exchange rate beta. This assessment is done by using the symmetric GARCH model and the asymmetric E-GARCH and T-GARCH models in order to take into account the variation of volatility over time and the phenomenon of leverage. Second using Panel data we explore the relationship of beta coefficients of Greek banks obtained in the first step with specific accounting variables of the financial statements of each bank to identify which accounting variables describe better bank risks. Empirical results indicate that only market risk is statistically significant for all banks while interest rate and exchange rate risk are statistically significant only occasionally over time. The beta of the market which proxies the systematic risk and standard deviation of the residuals which represents the non-systematic risk are associated with the accounting variables of balance sheet and income statement but not with the variables of cash flow statement.

Key words: bank stock returns, market risk, accounting variables, non-systematic risk, Greece.

JEL classification: C23; G21; G32; M41

Εισαγωγή

Οι συντελεστές βήτα του κινδύνου καθώς και τα θεμελιώδη μεγέθη μιας επιχείρησης όπως αποτυπώνονται στις οικονομικές καταστάσεις που δημοσιεύουν, χρησιμοποιούνται πολύ συχνά για να μετρήσουμε τη σχέση απόδοσης-κινδύνου μιας επιχείρησης. Οι χρηματοοικονομικοί αναλυτές, οι μέτοχοι και οι επενδυτές γενικότερα δαπανούν αρκετό χρόνο για να αναλύσουν τις πληροφορίες που εμπεριέχονται στις λογιστικές καταστάσεις προκειμένου να τις χρησιμοποιήσουν ως βάση για τις επενδυτικές τους κινήσεις. Ομοίως και τα ανώτατα στελέχη των επιχειρήσεων χρησιμοποιούν λογιστικά δεδομένα στις οικονομικές τους αναφορές (*financial reports*) για να στηρίζουν τις αποφάσεις τους κατά τη χάραξη της πολιτικής της επιχείρησης. Αλλά και οι ρυθμιστικές αρχές των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων νομοθετούν λαμβάνοντας υπόψη τις εκθέσεις των επενδυτικών οίκων σχετικά με την ευαισθησία των τραπεζικών ιδρυμάτων στους κινδύνους που εκτίθενται καθώς και με την οικονομική τους κατάσταση.

Η σχέση μεταξύ των συντελεστών μέτρησης των κινδύνων και των χρηματοοικονομικών μεταβλητών μπορεί να παρατηρηθεί όταν για παράδειγμα το διοικητικό συμβούλιο μιας επιχείρησης αποφασίζει να μεταβάλλει την πολιτική του με σκοπό να αποσπάσει μεγαλύτερο μερίδιο αγοράς με τίμημα τη μείωση του περιθωρίου κέρδους. Αυτή η κίνηση μπορεί να εκληφθεί από τα ενδιαφερόμενα μέρη ως αύξηση του συστηματικού κινδύνου στον οποίο ήδη εκτίθεται η επιχείρηση με αποτέλεσμα την αύξηση του συντελεστή βήτα της αγοράς. Υπό αυτή την έννοια οι μεταβολές των συντελεστών βήτα του κινδύνου αποκαλύπτουν τη σχέση μεταξύ των λογιστικών μεταβλητών και των εταιρικών αποφάσεων. Η γνώση της ισχύος της σχέσης μεταξύ των συντελεστών βήτα και των λογιστικών δεδομένων είναι σημαντική διότι αν εμπεριέχουν τις ίδιες πληροφορίες τότε μπορούν να χρησιμοποιηθούν ως υποκατάστατα εφόσον οδηγούν σε παρόμοιες αποφάσεις. Αν όμως δεν συσχετίζονται μεταξύ τους τότε θα ενσωματώνουν διαφορετικά σύνολα πληροφοριών με αποτέλεσμα η μεμονωμένη χρήση τους να οδηγήσει σε αντικρουόμενες αποφάσεις. Σε αυτή τη περίπτωση συνίσταται η χρήση και των δύο μέτρων απόδοσης-κινδύνου αφού το κάθε ένα προσθέτει καινούργιες πληροφορίες.

Ο σκοπός λοιπόν της έρευνας μας είναι διπλός. Πρώτα εκτιμούμε την ευαισθησία των αποδόσεων των μετοχών των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων δύο μεσογειακών χωρών, της Ελλάδας και την Ιταλίας, στις μεταβολές των δεικτών των χρηματιστηρίων, των

επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Έτσι προκύπτουν οι συντελεστές βήτα της αγοράς, του επιτοκίου και του συναλλάγματος. Στη συνέχεια διερευνούμε τη σχέση μεταξύ των συντελεστών βήτα των ελληνικών τραπεζών και των λογιστικών μεταβλητών που αντλήσαμε από τις οικονομικές καταστάσεις κάθε τράπεζας.

Η παρούσα εργασία επεκτείνει την υπάρχουσα βιβλιογραφία με διάφορους τρόπους. Πρώτον εφαρμόζουμε ένα πολύ-μεταβλητό γενικευμένο αυτοπαλίνδρομο υπό ετεροσκεδαστικότητα (GARCH) μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων ώστε να αποφύγουμε τους περιορισμούς του παραδοσιακού μοντέλου αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM). Το CAPM έχει δεχθεί κριτική εξαιτίας των περιοριστικών του υποθέσεων (Fama και French, 1992). Επιπρόσθετα πολλές εμπειρικές έρευνες απέδειξαν ότι οι αποδόσεις των τραπεζών θα πρέπει να μοντελοποιηθούν χρησιμοποιώντας ένα πολύ-μεταβλητό μοντέλο παρά ένα πλαίσιο εργασίας με ερμηνευτική μεταβλητή μόνο το γενικό δείκτη του χρηματιστηρίου και μάλιστα στα πλαίσια ενός μη γραμμικού μοντέλου όπως το GARCH ή τα ασύμμετρα E-GARCH και T-GARCH. Την ανάγκη ενσωμάτωσης του επιτοκίου πρώτος ανέδειξε ο Stone (1974) και εν συνεχεία ακολούθησαν και άλλοι (Flannery και James, 1984b; Mitchell, 1989; Kwan, 1991). Αρκετά όμως είναι και τα εμπειρικά ευρήματα που υποδεικνύουν ότι και ο συναλλαγματικός κίνδυνος θα πρέπει να ληφθεί υπόψη σε ένα μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Grammatikos et al., 1986; Choi et al., 1992; Chamberlain et al., 1997).

Πιο πρόσφατα οι Elyasiani και Mansur (1998, 2003) απέδειξαν ότι το γενικευμένο ARCH μοντέλο (GARCH) που παρουσιάστηκε από τον Bollerslev (1986) είναι το περισσότερο κατάλληλο μοντέλο εκτίμησης των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών και ότι η χρήση μόνο γραμμικών μοντέλων θα διαστρέβλωνε τα αποτελέσματα. Επιπρόσθετα λόγω της διακύμανσης της μεταβλητότητας και της μεταβολής των παραμέτρων στο πέρασμα του χρόνου ορισμένοι ερευνητές χρησιμοποίησαν ψευδομεταβλητές οι οποίες σηματοδοτούν δομικές αλλαγές (*structural breaks*) (Brewer και Lee, 1990; Neuberger, 1991). Επειδή όμως η επιλογή της πιθανής χρονικής στιγμής της δομικής αλλαγής γίνεται κάπως αυθαίρετα, αυτή η προσέγγιση έχει δεχθεί κριτική (Song, 1994). Η παρούσα εργασία λαμβάνει υπόψη της τα ανωτέρω ζητήματα αλλά και το φαινόμενο της μόχλευσης με τη χρήση των ασύμμετρων μοντέλων E-GARCH και T-GARCH και συμπληρώνει το κενό που υπάρχει στη μοντελοποίηση των αποδόσεων των τραπεζικών ιδρυμάτων εκτός Ηνωμένων Πολιτειών.

Στο δεύτερο στάδιο της έρευνας μας χρησιμοποιούμε τους συντελεστές βήτα της αγοράς των ελληνικών τραπεζών που εκτιμήσαμε για να διερευνήσουμε τη σχέση του

συστηματικού κινδύνου των ελληνικών τραπεζών με τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων του ισολογισμού, των αποτελεσμάτων χρήσης αλλά και των ταμειακών ροών. Εκτός όμως από το συστηματικό κίνδυνο εκτιμούμε και το μη συστηματικό από την τυπική απόκλιση του καταλοίπων του πρώτου σταδίου. Η χρήση Panel δεδομένων κρίθηκε απαραίτητη λόγω του μικρού αριθμού των ελληνικών τραπεζών αλλά και της σχετικά πρόσφατης εφαρμογής των Διεθνών Λογιστικών Προτύπων, μόλις το 2005. Στόχος μας είναι να ρίξουμε φως στους παράγοντες που επηρεάζουν το συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο των ελληνικών τραπεζών στην εποχή των Διεθνών Λογιστικών Προτύπων. Σε αυτό το σημείο θα αναφερθούμε σε διάφορα θεωρητικά μοντέλα αποσύνθεσης του κινδύνου στα οποία χρησιμοποιούνται ως προσδιοριστικοί παράγοντες οι λογιστικές μεταβλητές, τα οποία και θα επεκτείνουμε ώστε να λαμβάνουν υπόψη και ποιοτικά στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων.

Από τα αποτελέσματα του πρώτου σταδίου συμπεράναμε ότι ο κίνδυνος αγοράς επηρεάζει τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών καθ' όλη τη διάρκεια της πενταετίας 2004-2008 ενώ ο κίνδυνος επιτοκίου και συναλλάγματος μεταβάλλονταν στο χρόνο και ήταν μη στατιστικά σημαντικός στην πλειονότητα των τραπεζών. Η χρήση βραχυπρόθεσμων (τρίμηνο euribor) ή μακροπρόθεσμων επιτοκίων (δεκαετούς ομολόγου) δεν διαφοροποίησε ιδιαίτερα τα εμπειρικά μας ευρήματα που προέκυψαν από τη χρήση στο μοντέλο εκτίμησης των συντελεστών βήτα του μεσοπρόθεσμου επιτοκίου του δωδεκάμηνου euribor. Το γεγονός ότι ο επιτοκιακός και συναλλαγματικός κίνδυνος εμφανίζουν φθίνουσα στατιστική σημαντικότητα τα τελευταία χρόνια επιβεβαιώνεται και από πλήθος ερευνών (Neuberger, 1991; Kwan, 1991; Ryan και Worthington, 2004; Elyasiani και Mansur, 2005).

Από τα εμπειρικά ευρήματα του δεύτερου σταδίου προκύπτουν πολύ χρήσιμες προτάσεις. Πρώτον οι λογιστικές μεταβλητές του ισολογισμού και της κατάστασης αποτελεσμάτων χρήσης πράγματι εμπεριέχουν υψηλή ερμηνευτική δύναμη στη περιγραφή του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου. Καμία όμως μεταβλητή της κατάστασης ταμειακών ροών δε βρέθηκε να έχει ερμηνευτική δύναμη στη περιγραφή είτε του συστηματικού είτε του μη συστηματικού κινδύνου. Δεύτερον φαίνεται ότι υπάρχει μια αυξητική τάση στην ερμηνευτική δύναμη των λογιστικών μεταβλητών. Ενώ στις πρώτες έρευνες η ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεγεθών, όπως μετριέται από το R^2 , ήταν μόλις 0,38 (Pettway, 1976), σε πιο πρόσφατες μελέτες το R^2 ανήλθε στο 0,53 (Elyasiani και Mansur, 2005) και στο 0,63 (Agusman et. al., 2008). Τέλος τα αποτελέσματα της έρευνας μας μπορούν να χρησιμοποιηθούν για τη σύγκριση της ευαισθησίας των τραπεζών στο

κίνδυνο αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος καθώς και για την ισχύ της σχέσης των συντελεστών βήτα και των λογιστικών μεταβλητών μεταξύ διαφορετικών χωρών.

Η παρούσα μελέτη οργαγώνεται ως ακολούθως. Στο Κεφάλαιο 1 παρουσιάζονται οι βασικές θεωρίες προσδιορισμού των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Στο Κεφάλαιο 2 αναλύουμε τους κινδύνους αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος. Στο Κεφάλαιο 3 περιγράφουμε τη δομή των οικονομικών καταστάσεων των τραπεζικών ιδρυμάτων. Στο Κεφάλαιο 4 αναφερόμαστε σε προηγούμενες έρευνες που έχουν γίνει στο τομέα μας. Στο Κεφάλαιο 5 περιγράφουμε τη μεθοδολογία της έρευνας μας και τα δεδομένα που χρησιμοποιούμε. Στο Κεφάλαιο 6 αποτελείται από τα εμπειρικά μας ευρήματα. Τα συμπεράσματα που προέκυψαν καθώς και οι προτεινόμενες έρευνες βρίσκονται στο Κεφάλαιο 7.

Κεφάλαιο 1

Βασικές θεωρίες προσδιορισμού επιτοκίων και συναλλαγματικών ισοτιμιών

1.1 Μακροοικονομικές θεωρίες προσδιορισμού των επιτοκίων

Τα επιτόκια διαδραματίζουν καθοριστικό ρόλο στην καθημερινή μας ζωή και στην οικονομική δραστηριότητα γενικότερα. Οι επενδυτικές αποφάσεις των επιχειρήσεων επηρεάζονται από το ύψος των επιτοκίων αφού το επιτόκιο αντιπροσωπεύει το κόστος του χρήματος. Οι τράπεζες επηρεάζονται περισσότερο από κάθε άλλη επιχείρηση από τις μεταβολές των επιτοκίων καθώς τα έσοδα από τόκους αντιπροσωπεύουν το μεγαλύτερο μέρος των κερδών τους. Γενικά τα υψηλά επιτόκια έχουν αρνητικό αντίκτυπο στην οικονομία ενώ τα χαμηλά δύναται να συμβάλλουν στην οικονομική ανάπτυξη. Έχει ενδιαφέρον λοιπόν να δούμε τις μακροοικονομικές θεωρίες που προσπαθούν να ερμηνεύσουν πως προσδιορίζεται το ύψος των επιτοκίων.

1.1.1 Θεωρία των δανειακών κεφαλαίων

Βασικοί εκπρόσωποι αυτής της θεωρίας αποτελούν οι κλασσικοί οικονομολόγοι. Η θεωρία αυτή εξηγεί πως προσδιορίζεται το επίπεδο του επιτοκίου από την αλληλεπίδραση των αποταμιευτών, που αντιπροσωπεύουν την προσφορά δανειακών κεφαλαίων και των επενδυτών, που αποτελούν τη ζήτηση δανειακών κεφαλαίων. Οι πρώτοι δημιουργούν μία ροή κεφαλαίων προς τους τελευταίους καθώς διαθέτουν πλεονάζοντα χρηματικά διαθέσιμα. Υποθέτουμε ότι η ζήτηση για νέα δάνεια πραγματοποιείται κυρίως από τις επιχειρήσεις και γίνεται αποκλειστικά για επενδυτικούς σκοπούς ενώ ολόκληρο το ποσό που αποταμιεύουν τα άτομα αποτελεί των προσφορά δανειακών κεφαλαίων.

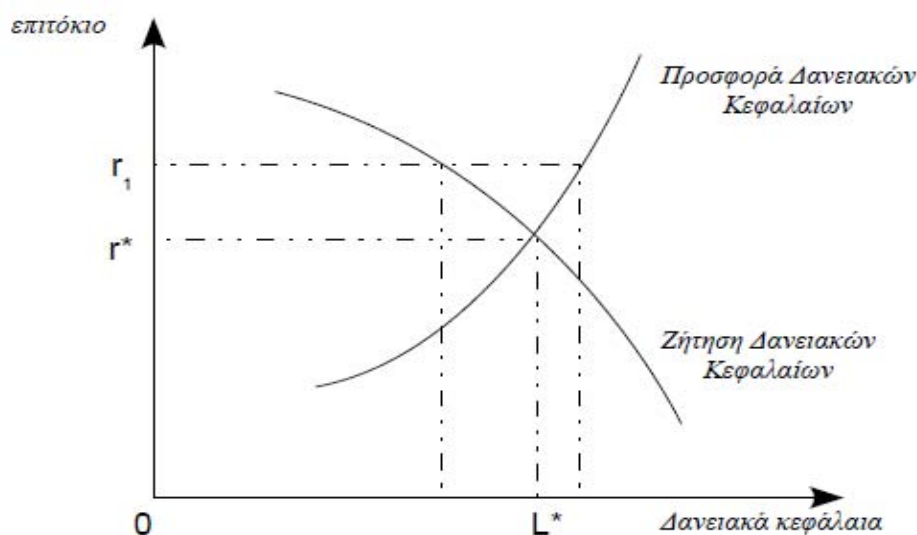
Από ποιον όμως παράγοντα επηρεάζεται το ποσό που θα αποταμιεύσουν τα άτομα; Η απάντηση των κλασσικών οικονομολόγων είναι ότι η προσφορά δανειακών κεφαλαίων επηρεάζεται από την «χρονική προτίμηση» που έχουν τα άτομα, ότι δηλαδή υπάρχει μια προτίμηση για κατανάλωση σήμερα από ότι στο μέλλον. Προκειμένου όμως να αναβληθεί η παρούσα κατανάλωση για κάποια μελλοντική χρονική στιγμή και να υπάρξει αποταμίευση, τα άτομα θα ζητήσουν ένα αντάλλαγμα για αυτή τους τη θυσία που δεν είναι άλλο από ένα

θετικό επίπεδο επιτοκίου. Είναι προφανές ότι όσο υψηλότερο είναι το ύψος του επιτοκίου τόσο μεγαλύτερο θα είναι το ποσό των χρημάτων που θα αποταμιεύσουν. Επομένως η προσφορά δανειακών κεφαλαίων είναι θετική συνάρτηση του επιτοκίου (Handa, 2000).

Ερχόμενοι τώρα στην πλευρά της ζήτησης δανειακών κεφαλαίων, το επιτόκιο που εισπράττουν τα άτομα αποτελεί στην πράξη για τις επιχειρήσεις την οριακή αποδοτικότητα του προς επένδυση κεφαλαίου. Αν η οριακή αποδοτικότητα μιας επιπρόσθετης μονάδας κεφαλαίου είναι τέτοια ώστε να καλύπτει τουλάχιστον το κόστος της χρηματοδότησης τότε θα αυξηθεί η ζήτηση δανειακών κεφαλαίων, δεδομένου ότι σκοπός κάθε επιχείρησης είναι η μεγιστοποίηση του κέρδους. Όμως γνωρίζουμε ότι όσο αυξάνεται η ποσότητα του πάγιου κεφαλαίου στην παραγωγική διαδικασία, ενώ παραμένουν σταθεροί οι λοιποί παραγωγικοί συντελεστές, τόσο μειώνεται η αποδοτικότητα μιας επιπλέον μονάδας, λόγω των φθινουσών αποδόσεων στην παραγωγή. Αυτό σημαίνει ότι για να αυξηθεί η ζήτηση δανειακών κεφαλαίων θα πρέπει να μειωθεί το κόστος του χρήματος, δηλαδή το επιτόκιο (Μελάς, 2002).

Στο παρακάτω σχήμα στο σημείο τομής των καμπυλών ζήτησης και προσφοράς του επιτοκίου r^* εξισώνει τη ζητούμενη και προσφερόμενη ποσότητα δανειακών κεφαλαίων στο L^* .

Διάγραμμα 1 Θεωρία Δανειακών Κεφαλαίων



Ας δούμε τώρα τι θα συμβεί αν το επιτόκιο της αγοράς είναι υψηλότερο του σημείου ισορροπίας έστω r_1 . Σε αυτή την περίπτωση υπάρχει υπερβάλλουσα προσφορά δανειακών κεφαλαίων λόγω του υψηλού επιτοκίου. Επειδή όμως το κόστος χρηματοδότησης είναι

υψηλότερο της οριακής αποδοτικότητας του κεφαλαίου πολλές επενδύσεις αναμένεται να ματαιωθούν με αποτέλεσμα να υπάρξουν αδιάθετα δανειακά κεφάλαια. Αφού όμως οι αποταμιευτές, σύμφωνα με τους κλασσικούς, δεν εμφανίζουν ζήτηση για αδρανή χρηματικά διαθέσιμα θα ζητήσουν μικρότερο επιτόκιο με αποτέλεσμα η αγορά να ισορροπήσει στο σημείο εκείνο όπου το κόστος χρηματοδότησης θα επιτρέψει την πραγματοποίηση των επενδυτικών σχεδίων. Τα ακριβώς αντίθετα θα συμβούν αν το επιτόκιο είναι μικρότερο του επιτοκίου ισορροπίας.

Συνήθως όταν μια οικονομία αναπτύσσεται καθώς το εισόδημα αυξάνει παρατηρείται αύξηση των επιτοκίων που σημαίνει ότι η ζήτηση δανειακών κεφαλαίων αυξάνεται περισσότερο από την προσφορά δανειακών κεφαλαίων κατά τη διάρκεια του ανοδικού κύκλου της οικονομικής δραστηριότητας (Νούλας, 1995). Αυτό πιθανόν να σημαίνει ότι από την ανάλυση της χρηματοοικονομικής θέσης των επιχειρήσεων να μπορούμε να προβλέψουμε τη μελλοντική πορεία της οικονομίας.

1.1.2 Θεωρία προτίμησης της ρευστότητας

Το 1936 ο Κένυς στη *Γενική Θεωρία* αμφισβήτησε την ορθότητα της κλασσικής θεωρίας καθώς αναγνώρισε ότι τα άτομα δεν μετατρέπουν όλα τα αποταμιευτικά τους χρηματικά διαθέσιμα σε δανειακά κεφάλαια. Η θεωρία προτίμησης της ρευστότητας που ανέπτυξε χρησιμοποιεί την αγορά χρήματος για να προσδιορίσει το ύψος του επιτοκίου, το οποίο διαμορφώνεται από τις δυνάμεις της προσφοράς και ζήτησης χρήματος.

Τα άτομα ζητούν χρήμα για τρεις λόγους: α) για την εξυπηρέτηση των συναλλαγών β) για την αντιμετώπιση της αβεβαιότητας και γ) για κερδοσκοπικούς λόγους. Η ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς και για την προφύλαξη από μελλοντικούς κινδύνους εξαρτάται από το επίπεδο του εισοδήματος και τη χρονική περίοδο που μεσολαβεί ανάμεσα στις εισπράξεις και τις πληρωμές του ατόμου. Για λόγους απλότητας υποθέτουμε ότι το χρονικό διάστημα αυτό παραμένει σταθερό. Τότε η ζήτηση χρήματος είναι συνάρτηση του εισοδήματος και μάλιστα θετική. Η σχέση όμως μεταξύ εισοδήματος και επιτοκίου είναι αρνητική καθώς μια μείωση του επιτοκίου είναι δυνατόν να προκαλέσει αύξηση στις επενδύσεις και στην κατανάλωση οι οποίες με τη σειρά τους θα προκαλέσουν αύξηση του εισοδήματος. Επομένως η ζήτηση χρήματος για συναλλακτικούς σκοπούς και για προφύλαξη από κινδύνους είναι αρνητική συνάρτηση του επιτοκίου :

$$M_t^d = Y(i) \quad (1.1)$$

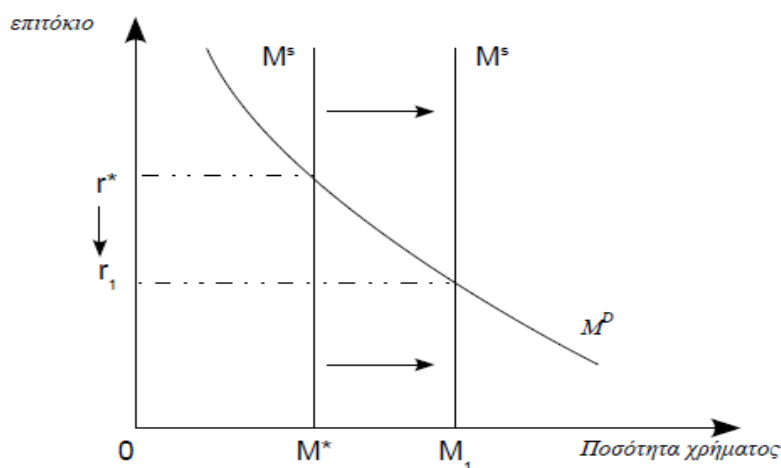
Από την άλλη η ζήτηση χρήματος για κερδοσκοπικούς λόγους είναι φθίνουσα συνάρτηση του επιτοκίου καθώς όσο αυξάνονται τα επιτόκια τόσο λιγότερο χρήμα είναι διατεθειμένα τα άτομα να κρατήσουν αδρανή. Συνεπώς, όσον αφορά το επιτόκιο, η συνολική ζήτηση χρήματος είναι φθίνουσα συνάρτηση του επιτοκίου και του εισοδήματος:

$$M_t^d = Y(i) + f(i) \quad (1.2)$$

Ακόμη ο Κένυς θεώρησε ότι η προσφορά χρήματος είναι μια εξωγενής μεταβλητή που προσδιορίζεται από την Κεντρική Τράπεζα έστω M^s . Το επιτόκιο θα διαμορφωθεί σε εκείνο το επίπεδο όπου $M_t^d = M^s$.

Τώρα που είδαμε πως διαμορφώνεται το επιτόκιο θα χρησιμοποιήσουμε την θεωρία της ρευστότητας για να δείξουμε πως ανταποκρίνεται το επιτόκιο στις μεταβολές της προσφοράς χρήματος. Έστω ότι η Κεντρική Τράπεζα εφαρμόζει επεκτατική νομισματική πολιτική και αυξάνει την προσφορά χρήματος. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα η προσφορά χρήματος να μετατοπιστεί προς τα δεξιά και το επιτόκιο να μειωθεί από r^* σε r_1 , όπως βλέπουμε και στο κατωτέρω σχήμα, και να μειωθεί η ζήτηση χρήματος αφού το χαμηλότερο επιτόκιο παρακινεί τα άτομα να διακρατούν μεγαλύτερη ποσότητα χρήματος (Mankiw, 2002).

Διάγραμμα 2 Θεωρία Προτίμησης της Ρευστότητας



Παρατηρούμε λοιπόν ότι ενώ οι κλασσικοί οικονομολόγοι εξίσωσαν την οριακή αποδοτικότητα του κεφαλαίου με το επιτόκιο προκειμένου να προσδιορίσουν το ύψος του, ο

Κένυς προσδιορίζει το επιτόκιο από την οριακή αποδοτικότητα των ρευστών διαθεσίμων (Somers, 1941).

1.1.3 Δυναμική ανάλυση της θεωρίας προτίμησης της ρευστότητας και των δανειακών κεφαλαίων

Αν υποθέσουμε ότι $s(r,y)$ είναι η τρέχουσα αποταμίευση, η οποία είναι συνάρτηση του επιτοκίου r και του εισοδήματος y και $i(r,y)$ η προγραμματισμένη δαπάνη, η οποία είναι συνάρτηση των ίδιων μεταβλητών r και y , τότε η διαφορά τους αντιπροσωπεύει την αποεπένδυση, αν είναι θετική ή την επένδυση σε κεφάλαιο, αν είναι αρνητική:

$$u(r, y) = i(r, y) - s(r, y) \quad (1.3)$$

Έστω m η προσφερόμενη ποσότητα χρήματος από την τράπεζα και $l(r,y)$ η ζητούμενη ποσότητα χρημάτων από τα άτομα, τότε η υπερβάλλουσα ζήτηση χρημάτων μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$v(r, y) = l(r, y) - m \quad (1.4)$$

Γνωρίζουμε ότι όταν οι προγραμματισμένες δαπάνες είναι μεγαλύτερες από την αποταμίευση τότε το εισόδημα θα αυξηθεί και το αντίστροφο, οπότε μπορούμε να γράψουμε:

$$a \frac{dy}{dt} = i(r, y) - s(r, y) = u(r, y) \quad (1.5)$$

όπου a ένας θετικός αριθμός και dy/dt ο ρυθμός μεταβολής του εισοδήματος.

Σύμφωνα με τους κλασικούς όταν η προγραμματισμένη δαπάνη και η ζητούμενη ποσότητα χρήματος από τα άτομα είναι μεγαλύτερη από την αποταμίευση και την προσφερόμενη ποσότητα χρήματος τότε το επιτόκιο θα αυξηθεί και το αντίστροφο:

$$b \frac{dr}{dt} = [i(r, y) + l(r, y)] - [s(r, y) + m] \quad (1.6)$$

$$b \frac{dr}{dt} = u(r, y) + v(r, y) \quad (1.7)$$

Ο Κένυς απέρριψε την ορθότητα της τελευταίας εξίσωσης και θεώρησε ότι το επιτόκιο διαμορφώνεται μόνο από την ζήτηση και προσφορά χρήματος δηλαδή:

$$b \frac{dr}{dt} = v(r, y) \quad (1.8)$$

Συνεπώς οι εξισώσεις (1.5) και (1.7) αντιπροσωπεύουν το δυναμικό σύστημα εξισώσεων της θεωρίας δανειακών κεφαλαίων το οποίο τείνει σε επίπεδο ισορροπίας r και y στο οποίο η προγραμματισμένη δαπάνη σε κεφάλαιο ισούται με την αποταμίευση των ατόμων και η ζήτηση είναι ίση με την προσφορά χρήματος.

Από την άλλη μεριά το δυναμικό σύστημα εξισώσεων της θεωρίας προτίμησης της ρευστότητας αποτελείται από τις εξισώσεις (1.5) και (1.8) η επίλυση του οποίου μας δίνει το ίδιο σημείο ισορροπίας για το r και y με αυτό της θεωρίας δανειακών κεφαλαίων (Rose, 1957).

1.2 Μακροοικονομικές θεωρίες προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας

Αν και η είσοδος του ευρώ σε πολλές ευρωπαϊκές χώρες έχει επιδράσει θετικά σε πολλές επιχειρήσεις καθώς ο κίνδυνος υποτίμησης ή ανατίμησης του νομίσματος έχει εξαλειφθεί, εντούτοις ο κίνδυνος από τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας είναι υπαρκτός και επηρεάζει σε μεγάλο βαθμό τα αποτελέσματα των επιχειρήσεων και κυρίως των τραπεζών. Όπως προηγουμένως παρουσιάσαμε την κλασική και την κευνσιανή θεωρία για τον προσδιορισμό του επιτοκίου έτσι και τώρα θα αναλύσουμε δύο θεωρίες προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας που θα μπορούσαν να θεωρηθούν ως η κλασική και η κευνσιανή προσέγγιση.

1.2.1 Το μοντέλο των Mundell – Fleming

Το μοντέλο των Mundell (1963) και Fleming (1962) αναφέρεται σε μια ανοιχτή οικονομία που είναι πολύ μικρή ώστε να μπορεί να επηρεάσει την τάση των επιτοκίων στον υπόλοιπο κόσμο. Επομένως υποθέτουμε ότι το επίπεδο των διεθνών επιτοκίων είναι δεδομένο και σταθερό. Το μοντέλο αυτό θα μπορούσε να θεωρηθεί ως η Κευνσιανή προσέγγιση στη θεωρία προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας καθώς οι τιμές υποτίθενται σταθερές και το σημείο ισορροπίας του εισοδήματος ότι είναι χαμηλότερο από αυτό της πλήρους απασχόλησης. Ακόμη ιδιαίτερη σημασία δίνεται στη κινητικότητα κεφαλαίων διεθνώς και στην δυνατότητα τους να επηρεάσουν την αποτελεσματικότητα της

νομισματικής και της δημοσιονομικής πολιτικής αλλά και το επίπεδο της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Για παράδειγμα μια επεκτατική δημοσιονομική πολιτική συνήθως οδηγεί στην υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος διότι η μείωση των εγχώριων επιτοκίων δημιουργεί μια ροή κεφαλαίων στο εξωτερικό με αποτέλεσμα να ασκείται πίεση στην τιμή του εγχώριου νομίσματος. Όσο πιο ευκίνητο είναι το κεφάλαιο δηλαδή όσο πιο ευαίσθητες είναι οι κινήσεις κεφαλαίου στις μεταβολές των επιτοκίων, τόσο μεγαλύτερη θα είναι η ροή κεφαλαίων προς το εξωτερικό λόγω της επεκτατικής νομισματικής πολιτικής.

Όσον αφορά την δημοσιονομική πολιτική μία επεκτατική πολιτική οδηγεί συνήθως σε αύξηση των εγχώριων επιτοκίων και της οικονομικής δραστηριότητας. Αυτή η αύξηση των επιτοκίων θα έχει ως αποτέλεσμα την αύξηση των εισροών κεφαλαίου από το εξωτερικό προκαλώντας έτσι αύξηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας αλλά η ακολουθούμενη αύξηση της οικονομικής δραστηριότητας θα συμβάλλει στην επιδείνωση του εμπορικού ισοζυγίου, το οποίο με τη σειρά του θα ασκήσει πίεση στην συναλλαγματική ισοτιμία. Το αν τελικώς η συναλλαγματική ισοτιμία θα αυξηθεί ή θα μειωθεί εξαρτάται από το πόσο ευαίσθητες είναι οι κινήσεις του κεφαλαίου στις μεταβολές του επιτοκίου ώστε το αποτέλεσμα από τις εισροές κεφαλαίων να υπερσχύσει αυτού της επιδείνωσης του εμπορικού ισοζυγίου.

Έστω ότι το ισοζύγιο πληρωμών (BP) σε μια οικονομία είναι το άθροισμα των τρεχουσών (C) και των αποθεματικών (K) κεφαλαίων:

$$BP = C + K \quad (1.9)$$

Οι ροές κεφαλαίων επηρεάζονται θετικά από την συναλλαγματική ισοτιμία e, καθώς μια ανατίμηση του ξένου νομίσματος βελτιώνει την εγχώρια ανταγωνιστικότητα, και το επίπεδο διεθνούς εισοδήματος Y^* και αρνητικά από το επίπεδο του εγχώριου εισοδήματος Y:

$$C = e - Y + Y^* \quad (1.10)$$

Στην παρακάτω εξίσωση το αποθεματικό κεφάλαιο συσχετίζεται θετικά με το επίπεδο του εγχώριου επιτοκίου και αρνητικά με το επίπεδο του ξένου επιτοκίου:

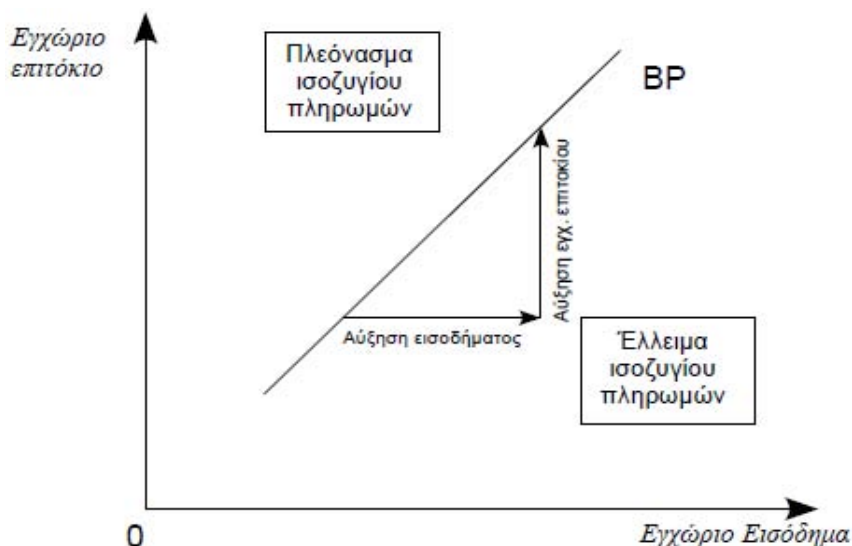
$$K = i - i^* \quad (1.11)$$

Συνδυάζοντας τις εξισώσεις (1.09), (1.10) και (1.11) παίρνουμε την εξίσωση του γενικού ισοζυγίου πληρωμών, το οποίο σε κατάσταση ισορροπίας ισούται με το μηδέν:

$$BP = e + (Y^* - Y) + (i - i^*) \quad (1.12)$$

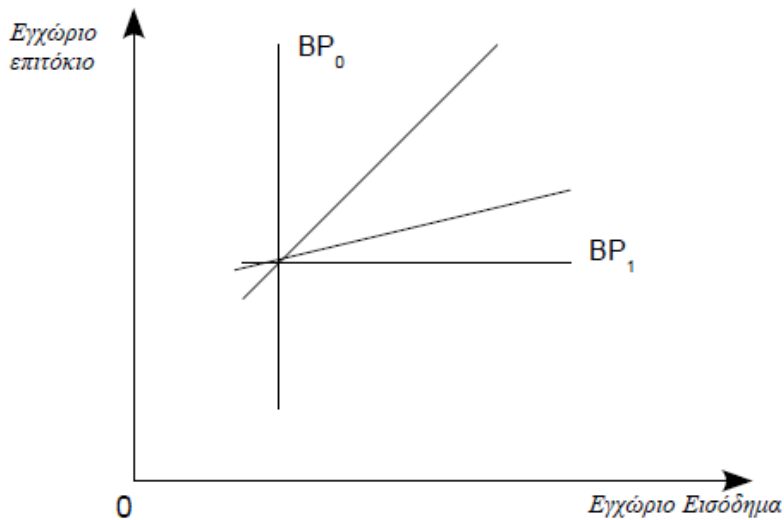
Στην (1.12) εξίσωση κρατώντας σταθερά τα e , Y^* και i^* μπορούμε να κατασκευάσουμε την καμπύλη ισορροπίας του ισοζυγίου πληρωμών BP, η οποία θα απεικονίζει τους συνδυασμούς του εγχώριου επιτοκίου i και του εγχώριου εισοδήματος Y όπου το ισοζύγιο πληρωμών θα ισούται με το μηδέν. Η κλίση της καμπύλης BP είναι ανοδική αφού μια αύξηση της εγχώριας οικονομικής δραστηριότητας και του εισοδήματος επιδεινώνει το εμπορικό ισοζύγιο το οποίο στη συνέχεια απαιτεί μια αύξηση του εγχώριου επιτοκίου ώστε να προκληθεί μια εισροή κεφαλαίων ικανών να βελτιώσουν το αποθεματικό κεφάλαιο ώστε το ισοζύγιο πληρωμών να μην μεταβληθεί όπως βλέπουμε και στο παρακάτω διάγραμμα.

Διάγραμμα 3 Η Καμπύλη του Ισοζυγίου Πληρωμών



Η κλίση της καμπύλης BP καθορίζει πόσο θα υποτιμηθεί το εγχώριο νόμισμα αν υπάρξει επεκτατική νομισματική πολιτική και αν το εγχώριο νόμισμα θα υποτιμηθεί ή θα ανατιμηθεί αν εφαρμοσθεί περιοριστική δημοσιονομική πολιτική. Συγκεκριμένα η κλίση της καμπύλης BP αντιπροσωπεύει την κινητικότητα του κεφαλαίου στις διεθνείς αγορές: όσο πιο εύκολα κινείται το κεφάλαιο τόσο μικρότερη μεταβολή του εγχώριου επιτοκίου απαιτείται ώστε να προσελκυστούν οι αναγκαίες εισροές κεφαλαίων ώστε να αποκατασταθεί η ισορροπία του ισοζυγίου πληρωμών. Στο κατωτέρω διάγραμμα η καμπύλη BP_0 απεικονίζει μηδενική κινητικότητα κεφαλαίου ενώ η καμπύλη BP_1 απεικονίζει τέλεια κινητικότητα κεφαλαίου.

Διάγραμμα 4 Κινητικότητα Κεφαλαίου και η Κλίση της Καμπύλης BP



Καθώς το εν λόγω μοντέλο αποτελεί προέκταση του μοντέλου IS – LM ας θυμηθούμε τις συνθήκες ισορροπίας στην αγορά αγαθών (IS) και στην αγορά χρήματος (LM):

$$Y = e - i + G + Y^* \quad (1.13)$$

$$\frac{M}{P} = Y - i \quad (1.14)$$

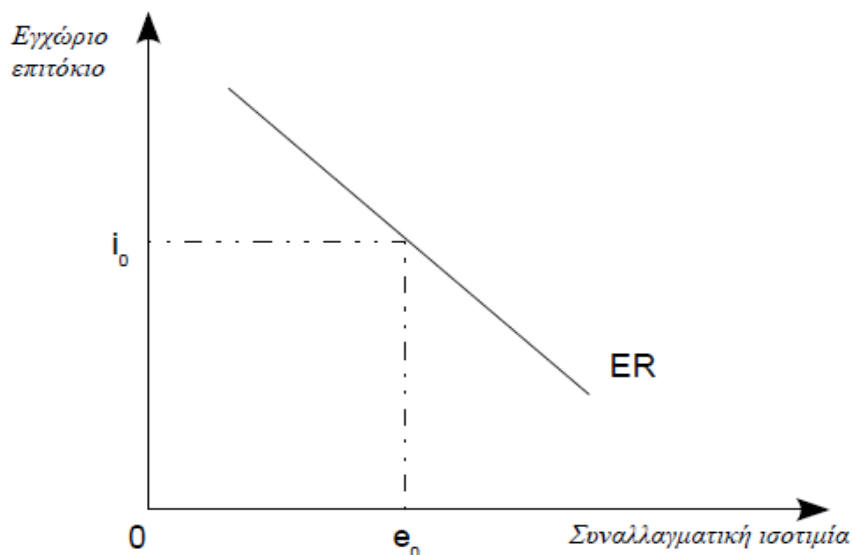
όπου G είναι οι δημόσιες δαπάνες, και M/P είναι η πραγματική προσφορά χρήματος. Υπάρχει ένας μοναδικός συνδυασμός των i και Y όπου οι καμπύλες IS, LM και BP τέμνονται ώστε να υπάρχει ισορροπία ενώ αναδιατάσσοντας την εξίσωση (1.12) και λύνοντας ως προς e μπορούμε να βρούμε την τιμή ισορροπίας της συναλλαγματικής ισοτιμίας:

$$e = (Y - Y^*) - (i - i^*) \quad (1.15)$$

Η συναλλαγματική ισοτιμία εξαρτάται θετικά από το εγχώριο εισόδημα Y και το διεθνές επιτόκιο i^* και αρνητικά από το ξένο εισόδημα Y^* και το εγχώριο επιτόκιο i . Κρατώντας σταθερά το Y , Y^* και το i^* μπορούμε να απεικονίσουμε γραφικά τη σχέση μεταξύ της συναλλαγματικής ισοτιμίας e και του εγχώριου επιτοκίου. Στο κατωτέρω διάγραμμα βλέπουμε ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ του επιτοκίου και της συναλλαγματικής ισοτιμίας καθώς μία μείωση του εγχώριου επιτοκίου οδηγεί στην ανατίμηση της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η κλίση της καμπύλης επιτοκίου –

συναλλάγματος ER εξαρτάται από την ευαισθησία στο επιτόκιο των ροών κεφαλαίου. Όσο μεγαλύτερη η κινητικότητα του κεφαλαίου τόσο μεγαλύτερη η κλίση της καμπύλης ER (Rosenberg, 1996).

Διάγραμμα 5 Η Καμπύλη Επιτοκίου - Συναλλάγματος



1.2.2 Νομισματικό μοντέλο προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας

Αφού προηγουμένως αναλύσαμε ένα Κευνσιανό μοντέλο προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας ας δούμε τώρα ένα μοντέλο που αντιπροσωπεύει την πλευρά των κλασσικών καθώς θεωρεί ότι οι τιμές είναι μεταβαλλόμενες σε βραχυπρόθεσμο ορίζοντα. Αυτό σημαίνει ότι η ισοτιμία αγοραστικής δύναμης (Purchasing Power Parity) ισχύει συνεχώς δηλαδή οι αλλαγές στη νομισματική πολιτική επηρεάζουν την συναλλαγματική ισοτιμία μέσα από το κανάλι της ισοτιμίας της αγοραστικής δύναμης και όχι από το κανάλι επιτοκίου, όπως είδαμε προηγουμένως. Αν και υπάρχουν διάφορα νομισματικά μοντέλα προσδιορισμού της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα επικεντρωθούμε στην ανάλυση του βασικού μοντέλου των εύκαμπτων τιμών των Frenkel (1976) και Bilson (1978).

Το μοντέλο αυτό εξηγεί πως μεταβολές στην ζήτηση και προσφορά χρήματος επηρεάζουν άμεσα και έμμεσα την συναλλαγματική ισοτιμία. Ας υποθέσουμε ένα κόσμο δύο χωρών: μία ξένη χώρα και μία εγχώρια. Το σύστημα των εξισώσεων όταν υπάρχει

ισορροπία στην αγορά χρήματος, όταν δηλαδή η ζήτηση είναι ίση με την προσφορά χρήματος και στις δύο χώρες είναι το εξής:

$$\text{Εγχώρια: } md - p = y - i \quad ms = md = m \quad (1.16)$$

$$\text{Ξένη χώρα: } md^* - p^* = y^* - i^* \quad ms^* = md^* = m^* \quad (1.17)$$

όπου md και ms η ζήτηση και η προσφορά χρήματος σε λογαριθμική μορφή και y , i το επίπεδο του εισοδήματος και των επιτοκίων. Η προσφορά χρήματος καθορίζεται εξωγενώς από την κεντρική τράπεζα και η ζήτηση χρήματος σε κάθε χώρα επηρεάζεται θετικά από το επίπεδο του εισοδήματος και αρνητικά από το επιτόκιο.

Προηγουμένως θεωρήσαμε ότι η ισοτιμία αγοραστικής δύναμης ισχύει πάντα, δηλαδή ότι η συναλλαγματική ισοτιμία, έστω e , που εκφράζεται σε μονάδες εγχώριου νομίσματος προς ξένο προσαρμόζεται συνεχώς προκειμένου να είναι ίσες οι σχετικές τιμές των εγχώριων και των ξένων αγαθών:

$$e = p - p^* \quad (1.18)$$

Συνδυάζοντας τώρα τις ανωτέρω εξισώσεις στην ξένη χώρα και στην εγχώρια και λύνοντας ως προς p και p^* έχουμε την βασική εξίσωση της ποσοτικής θεωρίας του χρήματος, η οποία εκτιμά ότι το επίπεδο τιμών μιας χώρας προσδιορίζεται από την προσφορά και τη ζήτηση χρήματος:

$$p = m - y + i \quad (1.19)$$

$$p^* = m^* - y^* + i^* \quad (1.20)$$

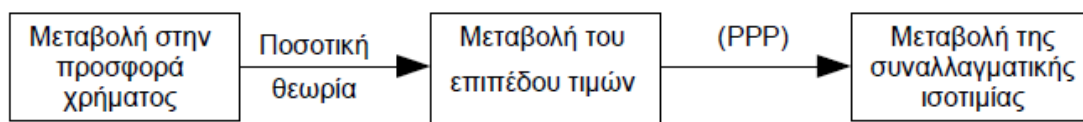
Αν τώρα αντικαταστήσουμε στην (1.18) την (1.19) και την (1.20) τότε έχουμε τη βασική εξίσωση του νομισματικού μοντέλου των εύκαμπτων τιμών:

$$e = (m - m^*) - (y - y^*) + (i - i^*) \quad (1.21)$$

Η ανωτέρω εξίσωση μας δείχνει ξεκάθαρα ότι η συναλλαγματική ισοτιμία προσδιορίζεται από τη σχετική ζήτηση και προσφορά των δύο χωρών (Sarno και Taylor, 2002). Για παράδειγμα μία αύξηση της εγχώριας προσφοράς χρήματος προκαλεί μια ισοδύναμη υποτίμηση του εγχώριου νομίσματος προς το ξένο, αφού τώρα το e είναι

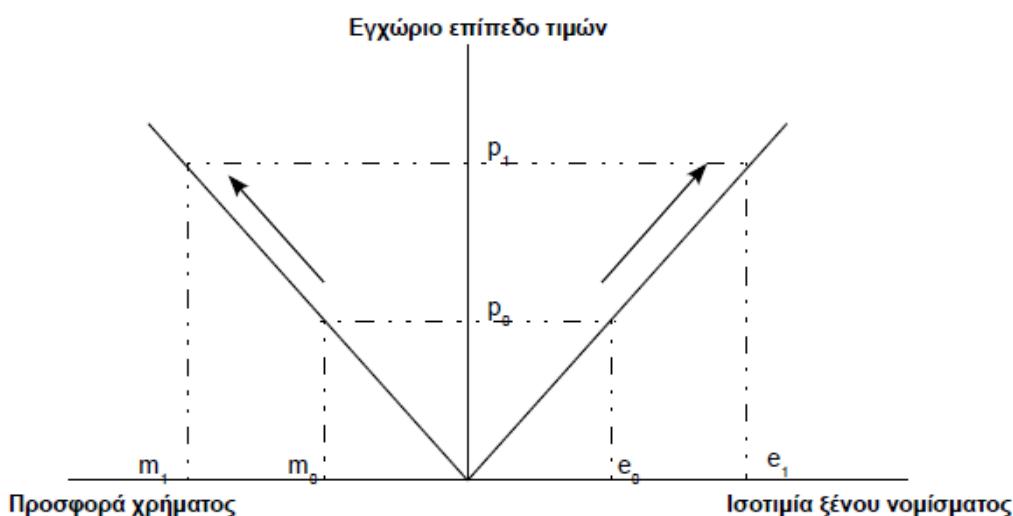
μεγαλύτερο. Στο παρακάτω διάγραμμα φαίνεται το κανάλι μέσω του οποίου οι νομισματικές δυνάμεις επηρεάζουν άμεσα την συναλλαγματική ισοτιμία.

Διάγραμμα 6 Η Επίδραση των Μεταβολών της Προσφοράς Χρήματος



Το διάγραμμα 7 αποτελεί την απεικόνιση του νομισματικού μοντέλου ως την επέκταση της ποσοτικής θεωρίας του χρήματος σε μια ανοιχτή οικονομία. Αφού η νομισματική πολιτική καθορίζει το επίπεδο τιμών και οι μεταβολές του επιπέδου τιμών προσδιορίζουν την συναλλαγματική ισοτιμία αυτό σημαίνει ότι έμμεσα η νομισματική πολιτική προσδιορίζει την συναλλαγματική ισοτιμία. Όπως φαίνεται και στο κατωτέρω διάγραμμα μία αύξηση της προσφοράς χρήματος της εγχώριας οικονομίας προκαλεί αύξηση του εγχώριου επιπέδου τιμών σε σχέση με το ξένο. Μέσω του μηχανισμού της ισοτιμίας της αγοραστικής δύναμης αυτή η σχετική αύξηση του εγχώριου επιπέδου τιμών σε σχέση με το ξένο οδηγεί στην ανατίμηση του ξένου νομίσματος (ή στην υποτίμηση του εγχώριου) (Rosenberg, 1996).

Διάγραμμα 7 Η Επίδραση της μεταβολής της Προσφοράς Χρήματος στη Συναλλαγματική Ισοτιμία



Κεφάλαιο 2

Ο κίνδυνος αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος

2.1 Εισαγωγή

Η αποκανονικοποίηση των αγορών, οι αλλαγές του θεσμικού πλαισίου, η διαφοροποίηση των δραστηριοτήτων των τραπεζικών ιδρυμάτων και η ανάπτυξη των χρηματοπιστωτικών μέσων έχουν οδηγήσει στην αύξηση των κινδύνων στους οποίους εκτίθενται οι τράπεζες. Οι παραδοσιακοί κίνδυνοι όπως είναι ο κίνδυνος ρευστότητας, ο πιστωτικός και ο λειτουργικός κίνδυνος έχουν εν μέρει παραμείνει σταθεροί ενώ άλλοι κίνδυνοι όπως ο κίνδυνος αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος επηρεάζουν επηρεάζουν ολοένα και περισσότερο την αποδοτικότητα των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων. Όσο αυξάνει ο όγκος των τραπεζικών εργασιών μικρές μεταβολές του επιτοκίου είναι δυνατό να προκαλέσουν σημαντική μεταβολή των εσόδων αν η τράπεζα δεν έχει φροντίσει να «ανοσοποιήσει» τη θέση της. Παράλληλα οι τάσεις διεθνοποίησης του τραπεζικού συστήματος και η μετατροπή των εμπορικών τραπεζών σε παγκόσμιες τράπεζες έχουν αυξήσει αναπόφευκτα τον κίνδυνο που προέρχεται από τις μεταβολές των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Και όπως όλα δείχνουν η τάση αυτή αναμένεται να συνεχισθεί αφού οι τράπεζες των ανεπτυγμένων χωρών διοχετεύουν μεγάλο μέρος των κεφαλαίων τους στις αναπτυσσόμενες στη προσπάθεια τους να αυξήσουν το μερίδιο αγοράς και τα κέρδη τους.

Ειδικά ο κίνδυνος αγοράς όπως αποδεικνύεται και από πλήθος ερευνών επηρεάζει τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών περισσότερο από κάθε άλλο κίνδυνο. Οι αγορές των χρηματιστηρίων σήμερα αποτελούν συγκοινωνούντα δοχεία και η μεταβολή της τιμής του ενός μέσα σε λίγα λεπτά αναμένεται να επηρεάσει την τιμή των άλλων. Άλλωστε το ποσοστό συμμετοχής των εγχώριων επενδυτών στο χρηματιστήριο της εκάστοτε χώρας μειώνεται συνεχώς λόγω της συμμετοχής αλλοδαπών επενδυτών. Αρκεί να αναφέρουμε ότι στην περίπτωση του ελληνικού χρηματιστηρίου το 2004 οι αλλοδαποί επενδυτές συμμετείχαν κατά 36,5% ενώ το ποσοστό συμμετοχή τους σήμερα ανέρχεται στο 48,5%. Οι μεταβολές λοιπόν των δεικτών των χρηματιστηρίων επηρεάζουν τις τράπεζες αφού έχουν επίδραση στο σύνολο της οικονομίας καθώς και στην αποτίμηση αρκετών περιουσιακών στοιχείων των τραπεζών.

2.2 Ο κίνδυνος αγοράς

Οι μετοχές σχεδόν όλων των μεγάλων τραπεζών είναι εισηγμένες σε χρηματιστήρια αξιών τα οποία χρησιμοποιούν κυρίως ως μέσα άντλησης ρευστότητας για την ενδυνάμωση της κεφαλαιακής τους θέσης. Οι αυξήσεις μετοχικού κεφαλαίου των τραπεζών απορροφούν το μεγαλύτερο μέρος της ρευστότητας της αγοράς. Το τίμημα όμως που πληρώνουν οι τράπεζες αλλά και η κάθε επιχείρηση που αποφασίζει να εισαγάγει τις μετοχές της σε οργανωμένη χρηματιστηριακή αγορά προκειμένου να έχει την ευχέρεια να δανείζεται χρήματα με μηδενικό σχεδόν κόστος είναι η έκθεση της στον κίνδυνο χρηματιστηριακής αγοράς, ο οποίος αποτελεί τον συστηματικό κίνδυνο. Ο κίνδυνος αυτός προέρχεται από τις μεταβολές της τιμής του Γενικού Δείκτη στον οποίο είναι εισηγμένη η κάθε επιχείρηση καθώς οι μεταβολές αυτές προκαλούν αύξηση ή μείωση της αξίας της επιχείρησης. Αν ακόμη λάβουμε υπόψιν μας και την αποκανονικοποίηση των αγορών δηλαδή την άρση των περιορισμών στη λειτουργία των χρηματοοικονομικών αγορών αλλά και την τάση παγκοσμιοποίησης των τραπεζών συμπεραίνουμε ότι ο κίνδυνος της χρηματιστηριακής αγοράς αποτελεί τον σημαντικότερο ίσως κίνδυνο που αντιμετωπίζουν οι τράπεζες λόγω της αυξημένης μεταβλητότητας των χρηματιστηριακών αγορών, απόρροια των παραγόντων που μόλις προαναφέραμε. Το γεγονός ότι η αποκανονικοποίηση των αγορών έχει επηρεάσει τον κίνδυνο αγοράς των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων επιβεβαιώνεται και από πλήθος μελετών (Aharony et. al.,1985,1988; Allen and Wilhelm, 1988; Unal, 1989; Bundt et. al., 1992; Brooks et. al., 2000). Τα αποτελέσματα όμως αυτών των ερευνών έρχονται σε σύγκρουση μεταξύ τους. Για παράδειγμα οι Aharony et. al. (1988) βρήκαν ότι ο συστηματικός κίνδυνος των τραπεζών μειώθηκε λόγω της διαφοροποίησης ενώ οι Bundt et. al. (1992) συμπέραναν το ότι ο κίνδυνος αγοράς έχει αυξηθεί. Όσον αφορά όμως τη συσχέτιση του κινδύνου αγοράς και των μετοχικών αποδόσεων οι ερευνητές συμφωνούν ότι ο συστηματικός κίνδυνος συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών (Hogan and Sharpe, 1984; Brooks and Faff, 1995; Brooks et. al., 1997b).

2.3 Μέτρηση του κινδύνου αγοράς

Η μέτρηση του κινδύνου αγοράς στην βιβλιογραφία γίνεται μέσα από την εκτίμηση:

- α) της αξίας σε κίνδυνο (Value at Risk)
- β) του υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Capital Asset Pricing Model).

γ) του υποδείγματος αντισταθμιστικής αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Arbitrage Pricing Theory)

Θα αναφέρουμε συνοπτικά την πρώτη μέθοδο αλλά θα σχολιάσουμε αναλυτικότερα το CAPM και το APT αφού το μοντέλο του πρώτου σταδίου της έρευνας μας αποτελεί μία εφαρμογή τύπου APM (Arbitrage Pricing Model).

2.3.1 Η αξία σε κίνδυνο (VaR)

Ως κίνδυνο της αγοράς ή αξία σε κίνδυνο (VaR) ορίζουμε την μέγιστη αναμενόμενη ζημιά που μπορεί να υποστεί ένα χρηματοπιστωτικό ίδρυμα μέσα σε ορισμένη χρονική περίοδο και σε δεδομένο διάστημα εμπιστοσύνης. Με άλλα λόγια ο κίνδυνος αγοράς απαντά στην ερώτηση πόσα μπορεί να χάσει μια οικονομική μονάδα με x% πιθανότητα σε ορισμένο χρόνο (JP Morgan, 1995). Η στατιστική ερμηνεία της αξίας σε κίνδυνο είναι ότι αποτελεί μια εκτίμηση της μέγιστης αξίας της ζημιάς (ΔP) με επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας α% για συγκεκριμένο χρονικό διάστημα.

$$Pr[\Delta P \Delta t \leq VaR] = a \quad (2.1)$$

Η μέθοδος αυτή στηρίζεται στην εκτίμηση της στατιστικής κατανομής των αποδόσεων των περιουσιακών στοιχείων. Η βασική υπόθεση είναι ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων κατανέμονται κανονικά. Η κανονική κατανομή προσδιορίζεται από τις δύο πρώτες ροπές (*moments*) της κατανομής δηλαδή το μέσο και την τυπική απόκλιση. Ο μέσος της απόδοσης των περιουσιακών στοιχείων αποτελεί την αναμενόμενη απόδοση και η τυπική απόκλιση χρησιμοποιείται για την μέτρηση του κινδύνου. Για παράδειγμα αν υποθέσουμε ότι οι αποδόσεις κατανέμονται κανονικά τότε μπορούμε να είμαστε κατά 95% σίγουροι ότι οι πραγματικές αποδόσεις θα βρίσκονται μεταξύ του $\pm 1,65$ της τυπικής απόκλισης. Έστω ότι η καθαρή θέση ενός περιουσιακού στοιχείου ανέρχεται σε 100 εκ. ευρώ και ότι η τυπική απόκλιση είναι 2%. Αυτό σημαίνει ότι η αξία σε κίνδυνο είναι $100 * 1,65 * 0,02 = 3,3$ εκ. ευρώ (Matthews and Thompson, 2005).

2.3.2 Το υπόδειγμα αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (CAPM)

Η πιο δημοφιλής μέθοδος μέτρησης του συστηματικού κινδύνου είναι μέσω του μονο-μεταβλητού (*single factor*) υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων που

παρουσιάστηκε από τον Sharpe (1963,1964) και αναπτύχθηκε περαιτέρω από τους Lintner (1965), Mossin (1966) και Black (1972). Σύμφωνα με το CAPM η απόδοση ενός περιουσιακού στοιχείου συσχετίζεται με ένα μόνο παράγοντα κινδύνου, την απόδοση της αγοράς R_m . Πιο συγκεκριμένα το CAPM αναφέρεται στην υπερβάλλουσα απόδοση ενός οποιουδήποτε περιουσιακού στοιχείου η οποία είναι ανάλογη της συνδιακύμανσης της απόδοσης αυτού του περιουσιακού στοιχείου με την απόδοση της αγοράς. Μαθηματικά το CAPM αποτυπώνεται ως εξής:

$$E(R_i) - R_f = \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (2.2)$$

όπου $E(R_i)$ είναι η αναμενόμενη απόδοση του περιουσιακού στοιχείου, $E(R_m)$ η αναμενόμενη απόδοση της αγοράς και R_f το επιτόκιο χωρίς κίνδυνο. Ο συντελεστής β_i αποτελεί τον συστηματικό κίνδυνο και ορίζεται ως εξής:

$$\beta_i = \frac{cov(R_m, R_i)}{var(R_m)} \quad (2.3)$$

Ένα από τα βασικά συμπεράσματα στα οποία καταλήγει το CAPM είναι ότι η υψηλότερη προσδοκώμενη απόδοση συνδέεται με την υψηλότερη ανάληψη κινδύνου. Το βασικό όμως μειονέκτημα του μοντέλου είναι ότι βασίζεται σε μια σειρά από υποθέσεις:

- Οι επενδυτές συνθέτουν τα χαρτοφυλάκια τους ασχολούμενοι αποκλειστικά με την αναμενόμενη απόδοση και τη συνδιακύμανση των αποδόσεων.
- Οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν και να δανεισθούν χρήματα με το επιτόκιο μηδενικού κινδύνου.
- Τα διάφορα αξιόγραφα μπορούν να διαιρεθούν και να αγοραστούν ή να πωληθούν και σε κλάσματα του ενός μεριδίου.
- Δεν υπάρχουν ατέλειες στην αγορά όπως φόροι και κόστος συναλλαγών και οι αγορές βρίσκονται σε ισορροπία.
- Η πληροφόρηση είναι ελεύθερη και διαθέσιμη σε όλους τους επενδυτές ταυτόχρονα.
- Οι επενδυτές έχουν ομοιογενείς προσδοκίες για τις προσδοκώμενες αποδόσεις, οι οποίες υποτίθενται ότι κατανέμονται κανονικά.

Το CAPM στην περίπτωση παλινδρόμησης χρονολογικών σειρών μπορεί να μετασηματιστεί στο Μοντέλο Αγοράς (Market Model) ως εξής:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + e_{i,t} \quad (2.4)$$

όπου $R_{i,t}$ είναι η απόδοση της μετοχής και $R_{m,t}$ είναι η απόδοση του Γενικού Δείκτη, ο συντελεστής α ισούται με $(1-\beta)*R_f$ και $e_{i,t}$ είναι τα κατάλοιπα με $E(e_{i,t})=0$ και αντιπροσωπεύουν το μη συστηματικό κίνδυνο. Ο συντελεστής βήτα β_i είναι ο συστηματικός κίνδυνος και μας δείχνει τη συνδιακύμανση που υπάρχει ανάμεσα στη μετοχή και στο Γενικό Δείκτη του χρηματιστηρίου. Το Μοντέλο Αγοράς είναι ένα εκ των υστέρων μοντέλο αφού περιγράφει την συμπεριφορά των τιμών στο παρελθόν ενώ το CAPM είναι ένα εκ των προτέρων μοντέλο καθώς προβλέπει την αξία που θα πρέπει να έχει ένα περιουσιακό στοιχείο. Παρ' όλα αυτά και τα δύο μοντέλα καταλήγουν σε παρόμοιες εκτιμήσεις του συστηματικού κινδύνου β (Stapleton and Subrahmanyam, 1983; Nielsen, 1993).

2.3.3 Το υπόδειγμα αντισταθμιστικής αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Arbitrage Pricing Theory)

Το υπόδειγμα αντισταθμιστικής αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (APT) (Ross, 1976) συμπληρώνει αλλά και ανταγωνίζεται το CAPM. Ως υπόδειγμα έχει αρκετές ομοιότητες με το CAPM αλλά και ουσιώδεις διαφορές. Η δημιουργία του APT βασίζεται στην υπόθεση ότι η αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων επηρεάζονται και δημιουργούνται από μια σειρά μεταβλητών και όχι μόνο από την απόδοση της αγοράς, αποτελεί δηλαδή ένα πολυμεταβλητό υπόδειγμα. Αυτό σημαίνει ότι ο συστηματικός κίνδυνος δεν προέρχεται μόνο από την συνδιακύμανση με την αγορά, αλλά από την συνδιακύμανση με ένα σύνολο ανεξάρτητων μεταβλητών. Η μαθηματική διατύπωση του υποδείγματος είναι η εξής:

$$R_i = \alpha_i + \beta_{i,1} F_1 + \beta_{i,2} F_2 + \dots + \beta_{i,n} F_n + \varepsilon_i \quad (2.5)$$

όπου R_i είναι η απόδοση της μετοχής, F_1, F_2, \dots, F_n είναι οι κοινοί παράγοντες κινδύνου που επηρεάζουν την μετοχή i , α_i είναι η απόδοση της μετοχής i όταν όλοι οι κοινοί παράγοντες κινδύνου έχουν τιμή μηδέν και $\beta_{i,n}$ είναι η ευαισθησία της μετοχής i στην μεταβλητή n και ε_i είναι ένα τυχαίο σφάλμα με μαθηματική ελπίδα μηδέν και διακύμανση $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ η οποία παρουσιάζει τις ακόλουθες ιδιότητες:

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0, \text{ για κάθε } i, j \text{ } i \neq j \quad (2.6)$$

$$E[\varepsilon_i(F_k - \bar{F}_k)] = 0 \quad \text{για } i \text{ και } k \quad (2.7)$$

Οι υποθέσεις στις οποίες στηρίζεται το APT και είναι κοινές με το CAPM είναι οι εξής:

- Οι επενδυτές προτιμούν περισσότερο πλούτο παρά λιγότερο.
- Οι επενδυτές απεχθάνονται τον κίνδυνο.
- Οι αγορές κεφαλαίου υποτίθεται ότι είναι αποτελεσματικές.

Συνεπώς το APT δεν υποθέτει ότι:

- Οι αποδόσεις έχουν κανονική κατανομή.
- Υφίσταται ορισμένος χρονικός ορίζοντας.
- Οι επενδυτές μπορούν να δανείσουν και να δανεισθούν απεριόριστα με επιτόκιο άνευ κινδύνου.

Παρόλο που το APT προσεγγίζει καλύτερα την πραγματικότητα σε σχέση με το CAPM το βασικό του μειονέκτημα είναι ότι δεν προσδιορίζει με ακρίβεια ποιες και πόσες μεταβλητές θα πρέπει να χρησιμοποιηθούν ως ερμηνευτικές (Παπαδάμου, 2009).

2.4 Κίνδυνος επιτοκίου

Η νομισματική πολιτική μπορεί να επηρεάσει το ύψος του επιτοκίου το οποίο με τη σειρά του μεταβάλλει σημαντικά τα αποτελέσματα των τραπεζών και τις τιμές των μετοχών τους. Πολλές μελέτες απέδειξαν ότι οι αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών συσχετίζονται αρνητικά με τις μεταβολές των επιτοκίων. Για παράδειγμα οι Lyngne και Zumwalt (1980), οι Flannery και James (1984b), ο Mitchell (1989), ο Kwan (1991) και οι Fraser κ.α. (2002) βρήκαν ότι υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών και των μεταβολών του επιτοκίου. Εφόσον λοιπόν οι μεταβολές των επιτοκίων επηρεάζουν τις μετοχικές τραπεζικές αποδόσεις και άρα την αξία της τράπεζας, οι τελευταίες θα πρέπει να προβαίνουν συχνά στη μέτρηση και στην αντιστάθμιση του επιτοκιακού κινδύνου.

Ο κίνδυνος του επιτοκίου αναφέρεται στην μεταβολή της απόδοσης των στοιχείων του ενεργητικού και του παθητικού λόγω αλλαγής των επιτοκίων με αποτέλεσμα τη μεταβολή της κερδοφορίας των τραπεζών λόγω επηρεασμού των εσόδων και εξόδων από τόκους. Ουσιαστικά ο κίνδυνος επιτοκίων προέρχεται από την διαφορά ληκτότητας που υπάρχει μεταξύ των στοιχείων του ενεργητικού και του παθητικού. Όταν το ενεργητικό μιας τράπεζας έχει μεγαλύτερη ληκτότητα από το παθητικό της τότε η τράπεζα υπόκειται σε

κίνδυνο επαναχρηματοδότησης αν τα επιτόκια αυξηθούν και όταν η ληκτότητα του ενεργητικού είναι μικρότερη από το παθητικό τότε αντιμετωπίζει κίνδυνο επανεπένδυσης αν τα επιτόκια μειωθούν.

2.5 Μέτρηση του κινδύνου επιτοκίου και «ανοσοποίηση»

Θα επικεντρώσουμε την ανάλυση μας στα δύο βασικότερα μοντέλα μέτρησης του επιτοκιακού κινδύνου:

- α) Στο μοντέλο ανοίγματος (gap model)
- β) Στο μοντέλο ανοίγματος σταθμισμένης διάρκειας (duration-gap model)

2.5.1 Το μοντέλο του ανοίγματος

Το μοντέλο του ανοίγματος δίνει έμφαση στο καθαρό εισόδημα από τόκους (Net Interest Income). Ως άνοιγμα μιας ορισμένης χρονικής περιόδου ορίζουμε τη διαφορά μεταξύ των ομαδοποιημένων και ευαίσθητων στις μεταβολές των επιτοκίων στοιχείων του ενεργητικού (RSAs) και των ομαδοποιημένων και ευαίσθητων στις μεταβολές των στοιχείων του παθητικού (RSLs). Η ομαδοποίηση γίνεται σύμφωνα με το χρόνο ωρίμανσης ή την πρώτη περίοδο ανατιμολόγησης.

$$gap = RSA_s - RSL_s \quad (2.8)$$

Εάν $RSAs > RSLs$ τότε το άνοιγμα είναι θετικό και το αντίστροφο. Εάν $RSAs = RSLs$ τότε το άνοιγμα είναι μηδέν. Για να επιτευχθεί η «ανοσοποίηση» (immunization) των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων θα πρέπει να μηδενιστεί το άνοιγμα ώστε να μη επηρεάζονται τα αποτελέσματα χρήσης από τις μεταβολές των επιτοκίων.

Το βασικό πλεονέκτημα του μοντέλου ανοίγματος είναι η ευκολία που παρέχει στο χρήστη να κατανοήσει τις επιπτώσεις που έχουν οι μεταβολές των επιτοκίων στα αποτελέσματα της τράπεζας.

Οι αδυναμίες, από την άλλη, αυτής της μεθόδου μπορούν να συνοψισθούν στα εξής:

- Υπάρχουν εκ των υστέρων λάθη στις μετρήσεις λόγω υψηλής συχνότητας αλλαγών στα επιτόκια, οι οποίες δεν μπορούν να προβλεφθούν.
- Αγνοεί την σωρευτική επίδραση των μεταβολών των επιτοκίων.
- Αγνοεί τις υποχρεώσεις για τις οποίες η τράπεζα δεν καταβάλλει τόκο.

- Δεν λαμβάνει υπόψη την χρονική αξία του χρήματος
- Δεν καλύπτει συναλλαγές παραγώγων.

Λόγω όμως του πλήθους των αδυναμιών αυτών το μοντέλου του ανοίγματος υστερεί αρκετά σε σχέση με το μοντέλο της διάρκειας, το οποίο μετρά με μεγαλύτερη ακρίβεια τον κίνδυνο επιτοκίου.

2.5.2 Το μοντέλο της διάρκειας

Τώρα θα δούμε το υπόδειγμα μέσης διάρκειας αναμονής ανοίγματος (duration gap) το οποίο είναι πιο ολοκληρωμένο από το υπόδειγμα ανοίγματος (gap) καθώς επικεντρώνεται όχι μόνο στη διαχείριση του εισοδήματος από τόκους αλλά και στην αξία της θέσης της τράπεζας. Στο υπόδειγμα αυτό ο συνολικός κίνδυνος επιτοκίου υπολογίζεται από τη σύγκριση της σταθμισμένης διάρκειας των στοιχείων του ενεργητικού με τη σταθμισμένη διάρκεια του παθητικού. Απόλυτη αντιστάθμιση επιτυγχάνεται όταν η σταθμισμένη διάρκεια του ενεργητικού ισούται με αυτή του παθητικού. Για παράδειγμα αν το ενεργητικό μου αποτελείται από δύο είδη χρηματοοικονομικών μέσων έστω A και B τότε η σταθμισμένη διάρκεια υπολογίζεται ως εξής:

$$D_W = X_A * D_A + X_B * D_B \quad (2.9)$$

όπου X_A και X_B η αναλογία του A και του B επί του συνόλου (A+B). Η σταθμισμένη διάρκεια D είναι ένας συντελεστής μέτρησης της ευαισθησίας της τιμής ενός περιουσιακού στοιχείου έστω P σε σχέση με τη μεταβολή των επιτοκίων και υπολογίζεται ως εξής:

$$D = -(\Delta P / P) / [\Delta y / (1 + y)] \quad (2.10)$$

και επιλύοντας ως προς τη μεταβολή της τιμής του περιουσιακού στοιχείου ΔP παίρνουμε:

$$\Delta P = -D * P * \left(\frac{\Delta y}{1 + y} \right) \quad (2.11)$$

Ένα υποθέσουμε ότι το επιτόκιο για τα στοιχεία του ενεργητικού και του παθητικού είναι το ίδιο τότε και οι μεταβολές του θα είναι ίδιες και έτσι η μεταβολή της καθαρής θέσης μιας τράπεζας σε περίπτωση μεταβολής των επιτοκίων θα είναι:

$$dE = dA - dL = -A * D_A * \left(\frac{dy}{1+y} \right) + L * D_L * \left(\frac{dy}{1+y} \right) \quad (2.12)$$

dE η μεταβολή της καθαρής θέσης

dA η μεταβολή του ενεργητικού και D_A η σταθμισμένη του διάρκεια

dL η μεταβολή του παθητικού και D_L η σταθμισμένη του διάρκεια

και μετά από ορισμένες πράξεις έχουμε:

$$dE = -(D_A - k * D_L) * A * \left(\frac{dy}{1+y} \right) \quad \text{όπου } k = \frac{L}{A} < 1 \quad (2.13)$$

Για να πετύχει η τράπεζα «ανοσοποίηση» έναντι στις μεταβολές του επιτοκίου και να διατηρήσει αμετάβλητα τα ίδια κεφάλαια της τότε θα πρέπει η σταθμισμένη διάρκεια των στοιχείων του ενεργητικού D_A μείον το λόγο των συνολικών υποχρεώσεων (L) προς το σύνολο του ενεργητικού (A), δηλαδή ο λόγος k , επί τη σταθμισμένη διάρκεια του παθητικού D_L να είναι ίση με μηδέν.:

$$\text{duration gap} = D_A - k * D_L = 0 \quad (2.14)$$

Το μοντέλο αυτό λαμβάνει υπόψη την χρονική αξία του χρήματος, σε αντίθεση με την απλή gap ανάλυση, καθώς και το βαθμό μόχλευσης του χρηματοπιστωτικού ιδρύματος άλλα και τον ακριβή χρόνο των ταμειακών ροών που προκύπτουν από τη λήξη των στοιχείων του ενεργητικού και του παθητικού.

Η δυσκολία όμως του μοντέλου της διάρκειας είναι ότι απαιτούνται πρόσθετοι υπολογισμοί και εκτίμηση των προσδοκώμενων επιτοκίων του κάθε χρηματοοικονομικού μέσου προκειμένου να γίνει προεξόφληση των μελλοντικών ταμειακών ροών γεγονός που συχνά οδηγεί σε λάθη. Στην πράξη κάθε φορά που αλλάζουν τα επιτόκια η τράπεζα θα πρέπει να προβαίνει σε εκ νέου υπολογισμό του duration του χαρτοφυλακίου της. Αυτό σημαίνει ότι θα πρέπει να παρακολουθεί και να προσαρμόζει τα στοιχεία του ισολογισμού της σχεδόν σε πραγματικό χρόνο, πράγμα όχι μόνο δύσκολο άλλα και υψηλού κόστους. Για παράδειγμα αν η τράπεζα έχει θετικό άνοιγμα και τα επιτόκια αυξάνουν θα πρέπει να χορηγήσει βραχυπρόθεσμα δάνεια. Ελάχιστοι όμως θα ήταν διατεθειμένοι να πάρουν βραχυπρόθεσμο δάνειο γνωρίζοντας ότι όταν το ανανεώσουν το επιτόκιο θα είναι υψηλότερο (Saunders and Cornett, 2006).

2.6 Ο κίνδυνος συναλλάγματος

Στην προσπάθεια τους να εκμεταλλευτούν τις ευκαιρίες που παρουσιάζονται στην παγκόσμια σκηνή και να αυξήσουν την κερδοφορία τους, οι επιχειρήσεις και κυρίως τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα εκτίθενται συνεχώς σε ολοένα και υψηλότερα επίπεδα συναλλαγματικού κινδύνου. Ο κίνδυνος αυτός ορίζεται ως η πιθανότητα ζημίας ενός χρηματοοικονομικού ιδρύματος λόγω μεταβολής της ισοτιμίας του νομίσματος. Έχουν όμως σημαντική επίδραση οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας στην αξία των τραπεζικών μετοχών; Η Chamberlain (1996) μελετώντας την ευαισθησία των 30 μεγαλύτερων αμερικάνικων τραπεζικών μετοχών στις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας συμπέρανε ότι υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ των μετοχικών αποδόσεων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξαν και οι Elyasiani και Mansur (2005) και οι Yucel και Kurt (2003). Επομένως έχουν κάθε λόγο οι τράπεζες να γνωρίζουν ανά πάσα στιγμή τον συναλλαγματικό κίνδυνο στον οποίο εκτίθενται καθώς και πώς να τον αντισταθμίζουν.

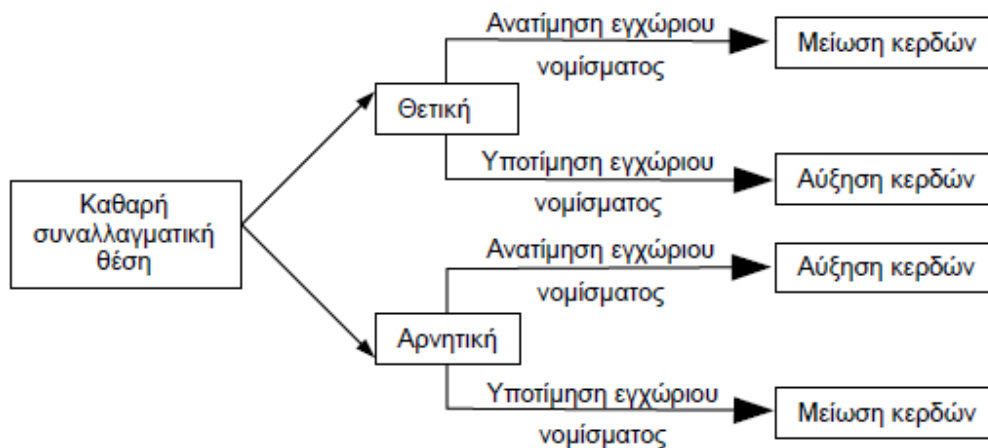
2.7 Μέτρηση συναλλαγματικού κινδύνου και ανοσοποίηση

Η βασική μέθοδος μέτρησης του συναλλαγματικού κινδύνου είναι η ανάλυση ευαισθησίας των συναλλαγματικών θέσεων (FX sensitivity analysis). Αρχικά θα πρέπει να υπολογίσουμε την καθαρή συναλλαγματική θέση για κάθε νόμισμα η οποία προκύπτει με την αφαίρεση από τις θετικές θέσεις (*long positions*) των αρνητικών θέσεων (*short positions*). Στο σημείο αυτό υπενθυμίζουμε ότι θετική θέση κατέχει κάποιος που έχει επενδύσει ή έχει δεσμευτεί να αγοράσει ένα χρηματοοικονομικό προϊόν και αρνητική θέση κατέχει κάποιος που έχει δανεισθεί ή που έχει δεσμευτεί να πουλήσει το εν λόγω χρηματοοικονομικό προϊόν. Για παράδειγμα τα δάνεια σε ξένο νόμισμα, η αγορά χρεογράφων σε ξένο νόμισμα και οι προθεσμιακές πράξεις αγοράς συναλλάγματος (*forwards*) αποτελούν τη θετική θέση ενός χρηματοπιστωτικού ιδρύματος ενώ οι καταθέσεις σε συνάλλαγμα, οι εκδόσεις τίτλων για άντληση κεφαλαίων σε συνάλλαγμα και οι προθεσμιακές πράξεις πώλησης συναλλάγματος αντιπροσωπεύουν την αρνητική θέση αυτού.

Γνωρίζοντας την καθαρή συναλλαγματική θέση μιας επιχείρησης ή μιας τράπεζας μπορούμε να προβλέψουμε τι θα συμβεί στην κερδοφορία και στα ίδια κεφάλαια της οικονομικής μονάδας σε περίπτωση υποτίμησης ή ανατίμησης του εγχώριου νομίσματος.

Στο κατωτέρω διάγραμμα φαίνεται αναλυτικά τι θα συμβεί στην κερδοφορία της οικονομικής μονάδας σε περίπτωση υποτίμησης ή ανατίμησης του εγχώριου νομίσματος ανάλογα με την καθαρή συναλλαγματική της θέση.

Διάγραμμα 8 Συναλλαγματική Θέση και Μεταβολές της Συν/κης Ισοτιμίας



Η αντιστάθμιση του συναλλαγματικού κινδύνου πραγματοποιείται είτε με αναδιάρθρωση των συναλλαγματικών θέσεων είτε με τη χρήση παράγωγων προϊόντων επί συναλλάγματος. Αρκετά διαδεδομένη είναι η χρήση των συμβολαίων μελλοντικής εκπλήρωσης και των προθεσμιακών συμβολαίων (future contracts) άλλα και τα δικαιώματα προαίρεσης (options) και οι ανταλλαγές νομισμάτων (currency swaps) (Αγγελόπουλος, 2008).

Κεφάλαιο 3

Η δομή των οικονομικών καταστάσεων των τραπεζών

3.1 Εισαγωγή

Από 1.1.2005 οι επιχειρήσεις που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο υποχρεούνται να συντάσσουν τις οικονομικές καταστάσεις τους σύμφωνα με τα Διεθνή Πρότυπα Χρηματοοικονομικής Πληροφόρησης (Δ.Π.Χ.Π.). Οι καταστάσεις αυτές είναι:

- Ο Ισολογισμός.
- Η Κατάσταση Αποτελεσμάτων Χρήσης.
- Η Κατάσταση Ταμειακών Ροών.
- Η Κατάσταση Μεταβολών των Ιδίων Κεφαλαίων.

Οι καταστάσεις των τραπεζών λόγω της ιδιαιτερότητας του αντικειμένου τους παρουσιάζουν αρκετές διαφοροποιήσεις σε σχέση με τις υπόλοιπες επιχειρήσεις. Σκοπός αυτής της ενότητας είναι να παρουσιάσουμε συνοπτικά τις κυριότερες λογιστικές μεταβλητές των οικονομικών καταστάσεων των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και να εστιάσουμε σε εκείνες που έχουν μεγαλύτερη βαρύτητα.

3.2 Η δομή του Ισολογισμού των τραπεζών

Ο Ισολογισμός αποτελεί την απεικόνιση της περιουσιακής κατάστασης της επιχείρησης ή στην περίπτωση μας της τράπεζας σε μια συγκεκριμένη χρονική στιγμή. Αυτή συνήθως είναι στο τέλος του έτους. Αποτελείται από το ενεργητικό το οποίο συνιστά τα μέσα δράσης της τράπεζας και το παθητικό το οποίο μας δείχνει τις πηγές των μέσων δράσης δηλαδή τον τρόπο χρηματοδότησης των μέσων δράσης.

Ας δούμε όμως πιο αναλυτικά κάποια από τα κυριότερα στοιχεία του ενεργητικού.

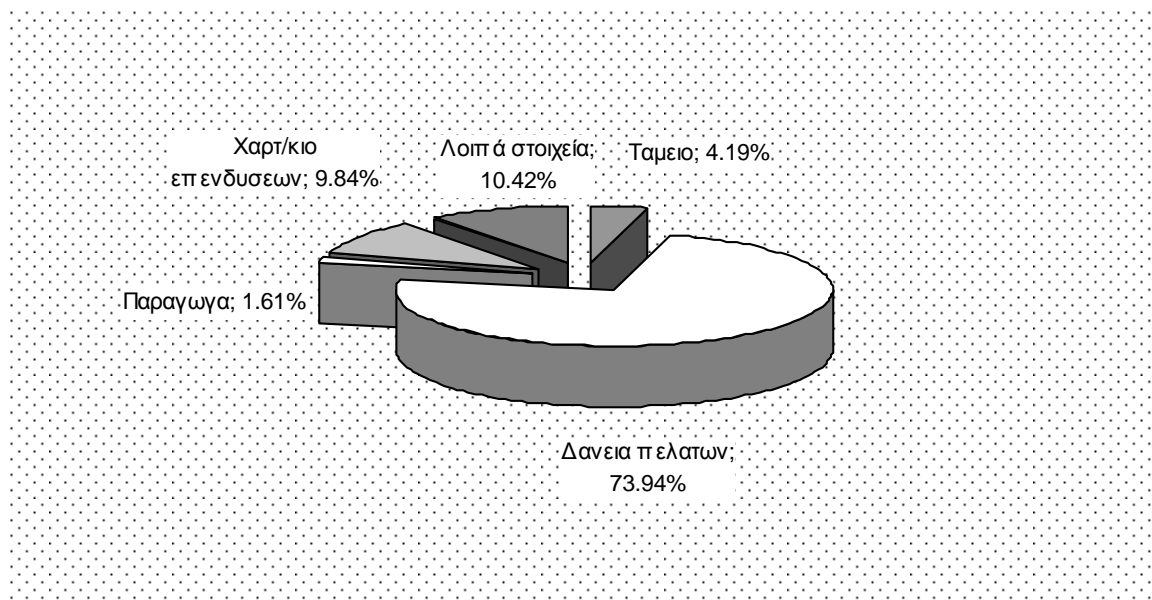
- *Ταμείο και διαθέσιμα στην Κεντρική Τράπεζα:* Οι τράπεζες είναι υποχρεωμένες να διατηρούν το 2% των συνολικών καταθέσεων των πελατών τους σε τρεχούμενο λογαριασμό στην Τράπεζα της Ελλάδος.
- *Παράγωγα χρηματοπιστωτικά μέσα:* Αποτελούνται κυρίως από συμβάσεις ανταλλαγής επιτοκίων, συμβάσεις ανταλλαγής συναλλάγματος και συμβόλαια μελλοντικής εκπλήρωσης. Χρησιμοποιούνται ως αντιστάθμιση των μεταβολών της εύλογης αξίας των

περιουσιακών στοιχείων που οφείλονται σε διακυμάνσεις των επιτοκίων και της συναλλαγματικής ισοτιμίας.

- *Απαιτήσεις κατά πελατών (μετά από προβλέψεις):* Αφορούν στεγαστικά και καταναλωτικά δάνεια καθώς και χορηγήσεις που παρέχουν οι τράπεζες σε επιχειρήσεις και στο Δημόσιο. Αυτή είναι η σημαντικότερη λογιστική μεταβλητή του ενεργητικού των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων αφού παρά την διαφοροποίηση των εργασιών τους το μεγαλύτερο μέρος των εσόδων τους προέρχεται από τα έσοδα τόκων των δανείων.
- *Χαρτοφυλάκιο επενδύσεων:* Διαχωρίζεται σε διαθέσιμο προς πώληση και διακρατούμενο μέχρι τη λήξη και αφορά ομολογίες και χρεόγραφα επιχειρήσεων καθώς και μερίδια αμοιβαίων κεφαλαίων. Τα κέρδη ή οι ζημιές που επιτυγχάνει η τράπεζα από το χαρτοφυλάκιο της συνιστούν μη οργανικό έσοδο ή έξοδο αντίστοιχα.
- *Λοιπά στοιχεία του ενεργητικού:* Εδώ καταχωρούνται οι προκαταβολές φόρων, οι δεδουλευμένοι τόκοι αλλά και η εισφορά που καταβάλλουν οι τράπεζες στο Ταμείο Εγγύησης Καταθέσεων η οποία σύμφωνα με το Ν.3714/7.11.2008 υπολογίζεται πάνω στις € 100.000 αντί των € 20.000 που ίσχυε παλαιότερα.

Στο διάγραμμα 9 παρουσιάζεται η ποσοστιαία σύνθεση του ενεργητικού των υπό εξέταση τραπεζών το 2008.

Διάγραμμα 9 Ποσοστιαία σύνθεση του ενεργητικού των ελληνικών τραπεζών (2008)



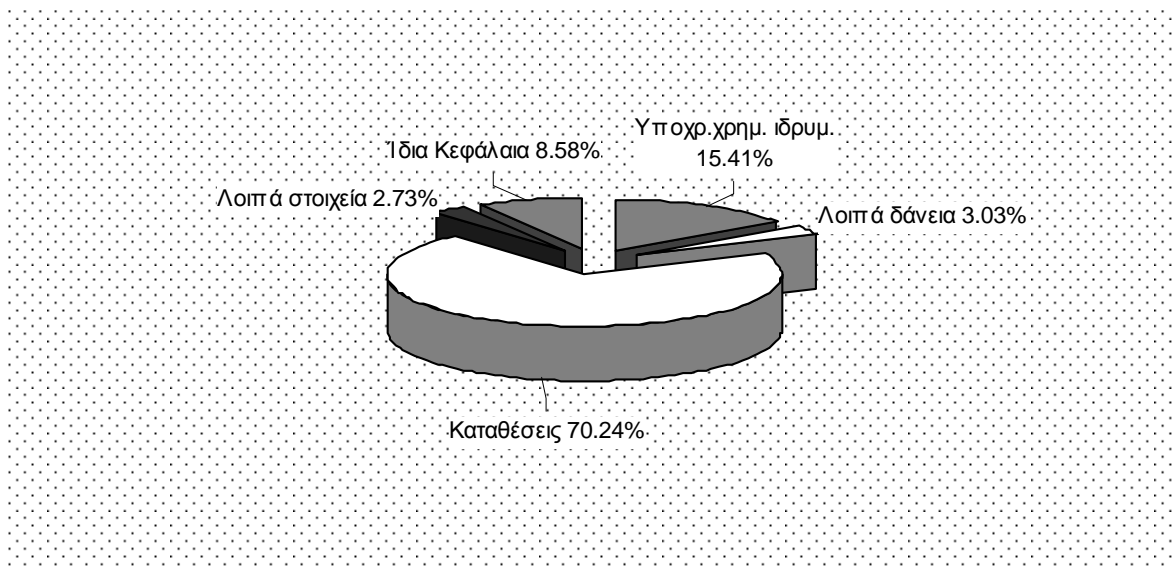
Πηγή: Υπολογισμοί συγγραφέα από τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων.

Όσον αφορά το παθητικό μιας τράπεζας οι σημαντικότερες λογιστικές μεταβλητές με βάση την ποσοστιαία συμμετοχή τους στο σύνολο του παθητικού είναι:

- *Υποχρεώσεις προς χρηματοπιστωτικά ιδρύματα:* Το μεγαλύτερο μέρος των τραπεζικών υποχρεώσεων αποτελούν οι καταθέσεις. Στον εν λόγω λογαριασμό καταχωρούνται οι καταθέσεις άλλων χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας.
- *Υποχρεώσεις προς πελάτες:* Είναι ο μεγαλύτερος σε αξία λογαριασμός του παθητικού καθώς εδώ καταχωρούνται οι καταθέσεις των ιδιωτών, των επιχειρήσεων και του Δημοσίου. Οι τόκοι που πληρώνει η τράπεζα στους καταθέτες αποτελούν γι' αυτήν έξοδο το οποίο ανάλογα με το ύψος του διαμορφώνει το καθαρό περιθώριο τόκων.
- *Λοιπές δανειακές υποχρεώσεις:* Προκειμένου να αυξήσουν την ρευστότητα τους όταν υπάρχουν μεγάλες ανάγκες σε χρηματικά διαθέσιμα οι τράπεζες εκδίδουν δάνεια μειωμένης εξασφάλισης για τα οποία πληρώνουν υψηλότερο επιτόκιο. Ενώ το επιτόκιο που πληρώνει η τράπεζα για τις καταθέσεις των δύο ανωτέρω κατηγοριών κυμαίνεται από 0% έως 3% περίπου η άντληση ρευστότητας μέσω αυτών των δανείων πραγματοποιείται με επιτόκια σαφώς υψηλότερα.
- *Λοιπά στοιχεία παθητικού:* Οι υποχρεώσεις από φόρους και τέλη, οι οφειλές προς το Δημόσιο, τα πληρωτέα μερίσματα και τα πληρωτέα έξοδα συνθέτουν το μεγαλύτερο μέρος αυτής της λογιστικής μεταβλητής.

Στο διάγραμμα 10 φαίνεται η ποσοστιαία σύνθεση του παθητικού των υπό εξέταση τραπεζών το 2008.

Διάγραμμα 10 Ποσοστιαία σύνθεση του παθητικού των ελληνικών τραπεζών (2008)



Πηγή: Υπολογισμοί συγγραφέα από τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων.

Ένα άλλο χαρακτηριστικό των τραπεζών σε σχέση με τις επιχειρήσεις είναι η υψηλή μόχλευση αφού τα Ίδια Κεφάλαια των τραπεζικών ιδρυμάτων αποτελούν ένα πολύ μικρό μέρος του συνόλου του παθητικού. Αυτό σημαίνει ότι αν ένα μέρος των δανείων δεν αποπληρωθεί αυτό μπορεί να επηρεάσει σημαντικά το επίπεδο των Ιδίων Κεφαλαίων και να οδηγήσει τις τράπεζες σε χρεοκοπία . Αυτό άλλωστε συνέβη πρόσφατα στην Αμερική με τα δάνεια μειωμένης εξασφάλισης (sub-prime loans) που είχαν στην κατοχή τους οι αμερικάνικες τράπεζες και εξαπλώθηκε στον υπόλοιπο κόσμο. Η Ομοσπονδιακή Αρχή Ασφάλισης των Καταθέσεων (FDIC) ανακοίνωσε ότι 25 τράπεζες πτώχευσαν το 2008 ενώ το 2009 ο αριθμός τους ανέρχεται σε 130 ενώ θα υπάρξουν και αρκετές μέσα στο 2010. Χαρακτηριστικά αναφέρουμε ότι μόλις το 8% του συνόλου του παθητικού αποτελούν τα Ίδια Κεφάλαια μιας τράπεζας και το 92% οι υποχρεώσεις ενώ για μια βιομηχανική επιχείρηση η αναλογία είναι 45% και 55% αντίστοιχα (Koch and MacDonald, 2007).

3.3 Η δομή της Κατάστασης Αποτελεσμάτων Χρήσης των τραπεζών

Ενώ ο Ισολογισμός αποτυπώνει την οικονομική θέση μιας τράπεζας τη δεδομένη χρονική στιγμή η Κατάσταση Αποτελεσμάτων Χρήσης (Κ.Α.Χ.) απεικονίζει τα έσοδα και έξοδα του χρηματοπιστωτικού ιδρύματος στη διάρκεια του χρόνου. Τα έσοδα προκύπτουν από την εκμετάλλευση των στοιχείων του ενεργητικού ενώ τα έξοδα προέρχονται από τις πληρωμές των υποχρεώσεων που έχει αναλάβει η τράπεζα. Ας δούμε πιο αναλυτικά τις κυριότερες λογιστικές μεταβλητές που συνθέτουν την Κ.Α.Χ:

- *Καθαρά έσοδα από τόκους:* Το μεγαλύτερο μέρος των εσόδων των τραπεζών είναι οι τόκοι που εισπράττουν από τη χορήγηση δανείων σε ιδιώτες και επιχειρήσεις. Για την πραγματοποίηση αυτών των εσόδων γίνονται κάποια έξοδα και η διαφορά τους από τα έσοδα συνιστά τα καθαρά έσοδα τόκων.
- *Καθαρά έσοδα από προμήθειες:* Αφορούν κυρίως εργασίες λιανικής τραπεζικής, υπηρεσίες θεματοφυλακής και εργασίες διαμεσολάβησης και καταθέσεων.
- *Αποτελέσματα τίτλων εμπορικού και επενδυτικού χαρτοφυλακίου:* Περιλαμβάνονται κέρδη ή ζημίες από χρηματοοικονομικά μέσα, από πώληση στοιχείων του χαρτοφυλακίου επενδύσεων καθώς και ζημίες ή αντιλογισμός ζημιών απομείωσης.
- *Ζημίες απομείωσης για την κάλυψη πιστωτικού κινδύνου:* Σε περίπτωση αδυναμίας αποπληρωμής των δανείων είτε από πελάτες είτε από επιχειρήσεις αυτά πρέπει να

μεταφέρονται στον εν λόγω λογαριασμό, ώστε η τράπεζα να γνωρίζει ποιοι πελάτες της μπορούν να αποπληρώσουν τα δάνεια της.

- *Κέρδη ανά μετοχή*: Αφού προσδιορισθούν τα καθαρά κέρδη της τράπεζας, διαιρούνται με τον αριθμό των μετοχών που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο και έτσι προκύπτουν τα κέρδη που αναλογούν σε κάθε μετοχή. Σε αυτή η λογιστική μεταβλητή δίνουν ιδιαίτερη βαρύτητα οι επενδυτές αφού εταιρίες με υψηλά κέρδη ανά μετοχή έχουν ανάλογα υψηλή μερισματική απόδοση (Seifert, 1997)

3.4 Η Κατάσταση Ταμειακών Ροών

Οι ταμειακές ροές των τραπεζών αλλά και κάθε επιχείρησης ταξινομούνται και παρουσιάζονται σε τρεις επιμέρους κατηγορίες

- *Ταμειακές ροές από λειτουργικές δραστηριότητες*: Αποτελούν το σημαντικότερο κριτήριο για την ικανότητα της επιχείρησης να μετατρέπει τα έσοδα της σε χρηματικά διαθέσιμα. Αρνητικές ταμειακές ροές θα πρέπει να προβληματίσουν ιδιαίτερα τη διοίκηση της επιχείρησης και τα ενδιαφερόμενα μέρη αφού μπορούν να προκαλέσουν προβλήματα στην ομαλή λειτουργία της επιχείρησης και να επιφέρουν ακόμα και την πτώχευση της (Schellenger and Cross, 1994; Uhrig-Homburg, 2005).
- *Ταμειακές ροές από επενδυτικές δραστηριότητες*: Προκύπτουν από την απόκτηση και διάθεση μακροπρόθεσμων στοιχείων του ενεργητικού και άλλων επενδύσεων. Αρνητικές ροές συνήθως αφορούν την επένδυση σε πάγια στοιχεία και την αύξηση του κεφαλαιουχικού εξοπλισμού ενώ αντίθετα θετικές ροές υποδηλώνουν την εκποίηση στοιχείων του ενεργητικού και την μείωση του μεγέθους της επιχείρησης.
- *Ταμειακές ροές από χρηματοοικονομικές δραστηριότητες*: Το ύψος των εν λόγω ταμειακών ροών επηρεάζει το μέγεθος και την σύνθεση των Ιδίων Κεφαλαίων και του δανεισμού της επιχείρησης. Θετικές ταμειακές ροές υποδηλώνουν αύξηση είτε των Ιδίων Κεφαλαίων είτε του δανεισμού ανάλογα αν πραγματοποιήθηκαν με αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου ή έκδοση δανείων. Από την άλλη μεριά αρνητικές ταμειακές ροές συνήθως πραγματοποιούνται όταν η επιχείρηση αποπληρώνει τα δάνεια που έχει εκδώσει ή αναλάβει. Ειδικά στην περίπτωση των τραπεζών πρέπει να δίνεται σημασία στο ύψος των χρηματοοικονομικών ροών λόγω της υψηλής μόχλευσης αφού μπορεί εύκολα να διαταραχθεί η αναλογία Ιδίων Κεφαλαίων και δανεισμού.

3.5 Η Κατάσταση Μεταβολών Ιδίων Κεφαλαίων

Σκοπός των οικονομικών καταστάσεων είναι να παρέχουν πληροφορίες σχετικά με την οικονομική θέση (Ισολογισμός), την απόδοση (Κ.Α.Χ.) και τις ταμειακές ροές της επιχείρησης (Κ.Τ.Ρ.). Επειδή η βιωσιμότητα μιας επιχείρησης εξαρτάται από το ύψος των Ιδίων Κεφαλαίων της είναι σημαντικό οι χρήστες των οικονομικών καταστάσεων να γνωρίζουν όχι μόνο το ακριβές ύψος των Ιδίων Κεφαλαίων αλλά και ποιοι παράγοντες συνέβαλλαν στη διαμόρφωση του. Σε γενικές γραμμές τα γεγονότα που μπορούν να επιφέρουν μεταβολή των Ι.Κ. μπορούν να διακριθούν σε δύο κατηγορίες:

- Συναλλαγές με τους μετόχους της επιχείρησης και τις θυγατρικές της όπως είναι η αύξηση του μετοχικού κεφαλαίου, η πληρωμή μερισμάτων και οι συγχωνεύσεις.
- Οικονομικά γεγονότα που συντελούν στη δημιουργία κερδών ή ζημιών καθώς και οι διαφορές αποτίμησης στοιχείων του Ισολογισμού όπως για παράδειγμα των διαθεσίμων της πώληση χρεογράφων.

Κεφάλαιο 4

Βιβλιογραφική ανασκόπηση

4.1 Εισαγωγή

Εφόσον η έρευνα μας αποτελείται από δύο στάδια όπου στο πρώτο στάδιο εκτιμάμε τον κίνδυνο αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος και στο δεύτερο στάδιο διερευνούμε τη σχέση μεταξύ των συντελεστών βήτα του πρώτου σταδίου και των στοιχείων των οικονομικών καταστάσεων, η βιβλιογραφική ανασκόπηση θα καλύψει και τα δύο αυτά μέρη. Ειδικά όσον αφορά το δεύτερο σκέλος της έρευνας δεν θα περιοριστούμε μόνο στα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα αλλά θα αναφερθούμε και σε μελέτες μη χρηματοπιστωτικών επιχειρήσεων προκειμένου να δούμε αν υπάρχουν διαφορές μεταξύ των δύο αυτών κατηγοριών. Σκοπός αυτής της ενότητας είναι να εντοπίσουμε τα κενά που υπάρχουν όσον αφορά τη μεθοδολογία αλλά και τα εμπειρικά ευρήματα ώστε να μπορέσουμε να συνεισφέρουμε στη μέτρηση αυτών των κινδύνων καθώς και στην κατανόηση τους μέσα από την συσχέτιση τους με τις οικονομικές καταστάσεις των τραπεζών.

4.2 Ο κίνδυνος αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος

4.2.1 Ο κίνδυνος αγοράς

Αρκετοί ερευνητές έχουν εστιάσει το ενδιαφέρον τους στην εκτίμηση του συντελεστή βήτα της αγοράς εκτιμώντας ένα μοντέλο τύπου CAPM στη μορφή του μοντέλου αγοράς. Σύμφωνα με το μοντέλο αγοράς οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων καθορίζονται από το συστηματικό κίνδυνο του περιουσιακού στοιχείου που σημαίνει στην περίπτωση των τραπεζών ότι αν οι αποδόσεις των μετοχών κινούνται παρόμοια με τον Γενικό Δείκτη του χρηματιστηρίου τότε πιθανόν υπάρχουν ενδείξεις ότι τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα υπόκεινται στον κίνδυνο της αγοράς. Οι πρώτοι ερευνητές στον τομέα αυτό χρησιμοποίησαν μονό-μεταβλητά μοντέλα υποθέτοντας σταθερή διακύμανση του διαταρακτικού όρου και κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι ο κίνδυνος της αγοράς αν και

δεν εξηγεί όλη την διακύμανση των τραπεζικών αποδόσεων εντούτοις ερμηνεύει ένα μεγάλο μέρος της (Lynge and Zumwalt, 1980; Song 1994).

Λόγω της αποκανονικοποίησης των αγορών που άρχισε να λαμβάνει χώρα κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του '80 ένα μεγάλο μέρος της ακαδημαϊκής κοινότητας στις Ηνωμένες Πολιτείες της Αμερικής άρχισε να ασχολείται με την επίδραση της αποκανονικοποίησης στον κίνδυνο αγοράς. Στόχος των ερευνών αυτών ήταν να προσδιοριστεί αν ο κίνδυνος αγοράς ήταν μεγαλύτερος ή μικρότερος κατά την περίοδο της αποκανονικοποίησης. Εντοπίζονταν λοιπόν το χρονικό σημείο που επέφερε σημαντικές μεταβολές στο θεσμικό πλαίσιο των τραπεζών και στη συνέχεια από την σύγκριση του μεγέθους του συντελεστή βήτα μπορούσαν να αποφανθούν αν ο κίνδυνος της αγοράς μειώθηκε ή αυξήθηκε. Τα συμπεράσματα όμως ήταν ανάμικτα (Aharony et. al., 1985, 1988; Allen and Wilhelm, 1988; Unal, 1989; Bundt et. al., 1992). Αυτό πιθανόν να οφείλεται στο γεγονός ότι κάθε έρευνα χρησιμοποιούσε διαφορετικό δείγμα τραπεζών αλλά και διαφορετικό χρονικό διάστημα για την εκτίμηση του συστηματικού κινδύνου.

Τα πράγματα είναι πιο ξεκάθαρα όσον αφορά τη σχέση της απόδοσης των μετοχών και του κινδύνου. Οι Bollerslev, Engle και Wooldridge (1988) βρήκαν ότι υπάρχει θετική σχέση της απόδοσης των μετοχών και των ομολόγων με το συντελεστή βήτα των μετοχών να κινείται κατά μέσο όρο γύρω από τη μονάδα. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξε και ο Chou (1988) χρησιμοποιώντας δεδομένα μιας πολύ μεγάλης περιόδου (1926-1985) για τις αμερικάνικες εταιρίες καθώς επίσης και ο Harvey (1989) ο οποίος εξέτασε τις εισηγμένες επιχειρήσεις στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης για το χρονικό διάστημα 1941-1987. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγουν και νεότερες έρευνες όσον αφορά τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Συγκεκριμένα οι Brooks et. al. (2000) εξέτασαν τις αμερικάνικες τράπεζες που διαπραγματεύονταν στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο 1976-1994 και διαπίστωσαν ότι ο κίνδυνος αγοράς συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών και το μέγεθος του κυμαίνονταν από 0,66 έως 1,49.

4.2.2 Ο επιτοκιακός κίνδυνος

Καθώς το απλό μοντέλο της αγοράς δεν μπορούσε εξηγήσει πλήρως τις αποδόσεις των μετοχών ο Stone (1974) ήταν από τους πρώτους που επέκτειναν το μονο-μεταβλητό μοντέλο της αγοράς καθώς θεώρησε ότι οι αποδόσεις των περιουσιακών στοιχείων επηρεάζονταν όχι μόνο από τον συστηματικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου της αγοράς αλλά

και από αυτών του χαρτοφυλακίου ομολόγων. Με άλλα λόγια θεώρησε ότι ο επιτοκιακός κίνδυνος θα μπορούσε να προστεθεί ως επιπλέον ερμηνευτική μεταβλητή στο απλό μοντέλο της αγοράς προκειμένου να βελτιωθεί η ερμηνευτική του ικανότητα όσον αφορά τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών. Από τις πρώτες έρευνες που υποστήριξαν περαιτέρω τον ισχυρισμό του Stone (1974) ήταν αυτή των Lloyd και Shick (1977) οι οποίοι χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα 60 τραπεζών της περιόδου 1969-1972 συμπέραναν ότι οι αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών συσχετίζονται αρνητικά με τα μακροπρόθεσμα επιτόκια.

Εν συνεχεία οι Lynge και Zumwalt (1980) βρήκαν ότι ανεξάρτητα από τον δείκτη ομολόγων που χρησιμοποιούσαν ως ερμηνευτική μεταβλητή η ευαισθησία των τραπεζικών μετοχών στις μεταβολές είτε των βραχυπρόθεσμων είτε των μακροπρόθεσμων επιτοκίων ήταν στατιστικά σημαντικές. Ένα άλλο ενδιαφέρον στοιχείο της έρευνας τους ήταν ότι η ευαισθησία των τραπεζών στον επιτοκιακό κίνδυνο ήταν αυξημένη κατά τη διάρκεια της περιόδου 1969-1975 που έλεγξαν σε σχέση με το 1969-1972 που είχαν εξετάσει οι Lloyd και Shick και ότι το μέγεθος της επίδρασης του μακροπρόθεσμου επιτοκίου ήταν μεγαλύτερο από αυτής του βραχυπρόθεσμου. Ειδικά όσον αφορά τη σύγκριση του επιτοκιακού κινδύνου της περιόδου 1969-1975 και 1969-1972 η διαφορά στο μέγεθος του επιτοκιακού κινδύνου αποδόθηκε από τους συγγραφείς στην αυξημένη μεταβλητότητα των επιτοκίων μετά το 1972.

Επιπλέον έμμεση υποστήριξη της υπόθεσης ότι οι αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών επηρεάζονται από τις μεταβολές των επιτοκίων παρείχε η έρευνα των Flannery και James (1984a,1984b) οι οποίοι χρησιμοποιώντας τις εβδομαδιαίες αποδόσεις 67 αμερικάνικων τραπεζών για την περίοδο 1976-1981 βρήκαν ότι οι μη αναμενόμενες μεταβολές των επιτοκίων είχαν στατιστικά σημαντική επίδραση στις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών. Προκειμένου να υπολογίσουν τις μη αναμενόμενες μεταβολές των επιτοκίων εκτίμησαν ένα AR(1) μοντέλο της χρονοσειράς των επιτοκίων και πήραν τα κατάλοιπα ως ερμηνευτική μεταβλητή των μη αναμενόμενων μεταβολών. Άλλη μια έρευνα όπου εξετάστηκε ο επιτοκιακός κίνδυνος των τραπεζών είναι των Kane και Unal (1988) οι οποίοι βρήκαν ότι οι αποδόσεις του χαρτοφυλακίου μετοχών των μεγάλων, μεσαίων και μικρών τραπεζών που διαπραγματεύονται στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης κατά την περίοδο 1975-1985 ήταν στατιστικά σημαντικές σε σχέση με τα μακροπρόθεσμα επιτόκια όχι όμως και με τα βραχυπρόθεσμα. Επίσης παρατήρησαν ότι η ευαισθησία των τραπεζών στις μεταβολές των επιτοκίων ήταν διαφορετική στη πορεία του χρόνου, οι μεταβολές των

επιτοκίων ήταν στατιστικά σημαντικές μόνο τις περιόδους υψηλής μεταβλητότητας, άλλα και μεταξύ διαφορετικού μεγέθους τραπεζών.

Σε παρόμοια συμπεράσματα με την έρευνα των Kane και Unal (1988) κατέληξαν και οι Akella και Chen (1990) για την περίοδο 1974-1984 για τις αμερικάνικες τράπεζες ενώ ένα επιπρόσθετο εύρημα ήταν ότι το μέγεθος της επίδρασης των επιτοκίων στις αποδόσεις των τραπεζών μειώνονταν στο πέρασμα του χρόνου. Συμπέρασμα στο οποίο κατέληξε και ο Neuberger (1991) ο οποίος παρατήρησε ότι η ευαισθησία των τραπεζών στο επιτόκιο μειώθηκε κατά την περίοδο 1979-1990 ενώ ανάλογα με την υποπερίοδο που χρησιμοποιούσε το πρόσημο μεταβάλλονταν από θετικό σε αρνητικό. Παρόμοια διαπίστωση σε όρους στατιστικής σημαντικότητας έκανε και ο Kwan (1991) ο οποίος έλεγξε την ευαισθησία των τραπεζών στις μεταβολές των επιτοκίων κατά την περίοδο 1976-1982. Όμως ως προς το πρόσημο της επίδρασης συμπέρανε ότι όταν χρησιμοποιούνταν το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο η σχέση του με τις αποδόσεις των τραπεζών ήταν θετική ενώ όταν το μακροπρόθεσμο επιτόκιο ήταν η ερμηνευτική μεταβλητή τότε η επίδραση ήταν αρνητική. Σε μια πρόσφατη έρευνα των Elyasiani και Mansur (2005) σε 52 ιαπωνικές τράπεζες για την περίοδο 1986-1996 βρέθηκε ότι το 30% των τραπεζών ήταν ευαίσθητες στην μεταβολή των επιτοκίων ενώ στις υπόλοιπες η επίδραση ήταν μη στατιστικά σημαντική.

4.2.3 Ο κίνδυνος συναλλάγματος

Η εφαρμογή του συστήματος των κυμαινόμενων συναλλαγματικών ισοτιμιών σε συνδυασμό με την διεθνοποίηση των τραπεζικών εργασιών έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον των ερευνητών σχετικά με την ευαισθησία των τραπεζικών αποδόσεων στις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας (Choi et. al., 1992; Chamberlain et. al., 1997). Οι πρώτες έρευνες προς αυτή την κατεύθυνση έγιναν από τον Choi (1986) και Grammatikos et. al. (1986). Ο Choi (1986) συμπέρανε ότι από την εφαρμογή του μοντέλου του η σχέση μεταξύ των αποδόσεων των μετοχών και της συναλλαγματικής ισοτιμίας μπορεί να είναι θετική, μηδενική ή αρνητική και αυτό εξαρτάται από την έκθεση των επιχειρήσεων στον συναλλαγματικό κίνδυνο. Οι Grammatikos et. al. (1986) εξέτασαν την ευαισθησία 119 αμερικάνικων τραπεζών στον συναλλαγματικό κίνδυνο για την περίοδο 1976-1981 και βρήκαν ότι για διαφορετικά νομίσματα η σχέση του με τις αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών ήταν είτε θετική είτε αρνητική.

Η επέκταση λοιπόν του απλού μοντέλου της αγοράς στο πολύ-μεταβλητό μοντέλο όπου εκτός από τον κίνδυνο αγοράς εκτιμάται και ο κίνδυνος επιτοκίου και συναλλάγματος απασχόλησε τους Choi et. al. (1992) οι οποίοι μελέτησαν 48 αμερικάνικες τράπεζες χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα της περιόδου 1975-1987. Όσον αφορά τον κίνδυνο επιτοκίου συμπέραναν ότι το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο έχει στατιστικά σημαντική επίδραση στις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών ενώ και ο συναλλαγματικός κίνδυνος συσχετίζονταν είτε θετικά είτε αρνητικά ανάλογα με την υποπερίοδο την οποία εξέταζαν ή το είδος της τράπεζας. Έχουμε δηλαδή μια πρώτη ένδειξη ότι ο συναλλαγματικός κίνδυνος μεταβάλλεται στη διάρκεια του χρόνου. Επιπλέον ευρήματα προέκυψαν και από την έρευνα των Wetmore και Brick (1994) (Kilic et.al., 1998) οι οποίοι χρησιμοποίησαν ένα μοντέλο παρόμοιο με αυτό των Choi et. al. (1992). Από την έρευνα τους προέκυψε ότι οι αποδόσεις των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων που έχουν δάνεια σε ξένο νόμισμα συσχετίζονται θετικά με τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας ενώ σε περίπτωση ύπαρξης δραστηριοτήτων εκτός ισολογισμού η συσχέτιση είναι αρνητική. Επίσης βρήκαν ότι όσο μειώνονταν ο συναλλαγματικός κίνδυνος αυξάνονταν ο κίνδυνος επιτοκίου και συνεπώς οι κίνδυνοι αυτοί μεταβάλλονταν στο πέρασμα του χρόνου.

Σε πιο πρόσφατες εργασίες και έχοντας υπόψιν τους τα παραπάνω ευρήματα οι ερευνητές προσπάθησαν να μεριμνήσουν για τις μεταβαλλόμενες ιδιότητες του συναλλαγματικού κινδύνου στη πορεία του χρόνου. Συγκεκριμένα ο Tai (2000) χρησιμοποίησε τρεις διαφορετικές οικονομετρικές μεθόδους προκειμένου να εξετάσει αν ο συναλλαγματικός κίνδυνος επηρεάζει τις τιμές των τραπεζικών μετοχών. Η πρώτη μέθοδος των μη γραμμικών φαινομενικά μη συσχετιζόμενων παλινδρομήσεων (NLSUR) έδειξε ότι μόνο ο επιτοκιακός κίνδυνος συμβάλλει στη διαμόρφωση των τιμών των τραπεζών. Η δεύτερη βασίστηκε στην «τιμολόγηση πυρήνα» (pricing kernel) των Dumas και Solnik (1995) και παρείχε ισχυρές ενδείξεις ότι οι αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών συσχετίζονται στατιστικά σημαντικά με τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας ενώ σε παρόμοια αποτελέσματα έδωσε και η μέθοδος MGARCH-M η οποία επιπλέον παρείχε ενδείξεις ότι οι κίνδυνοι επιτοκίου και συναλλάγματος μεταβάλλονται στη διάρκεια του χρόνου.

Όσον αφορά άλλες έρευνες εκτός των Ηνωμένων Πολιτειών οι Ryan και Worthington (2004) διερεύνησαν τον κίνδυνο αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος των αυστραλέζικων τραπεζών κατά τη διάρκεια της περιόδου 1996-2001 χρησιμοποιώντας ημερήσια δεδομένα αποδόσεων. Από τα αποτελέσματα προέκυψε ότι ο κίνδυνος αγοράς είναι σημαντικός προσδιοριστικός παράγοντας των τραπεζικών αποδόσεων όπως και τα

βραχυπρόθεσμα και μεσοπρόθεσμα επιτόκια. Ωστόσο τα μακροπρόθεσμα επιτόκια και οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας δεν φάνηκε να επηρεάζουν τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών.

4.3 Η συσχέτιση του συντελεστή βήτα και των λογιστικών μεταβλητών

4.3.1 Μη χρηματοπιστωτικά ιδρύματα

Όσον αφορά τα μη χρηματοπιστωτικά ιδρύματα οι Beaver, Kettler και Scholes (1970) υπήρξαν από τους πρώτους που απέδειξαν εμπειρικά την σχέση μεταξύ των συντελεστών βήτα της αγοράς και των λογιστικών μεταβλητών που μετρούν την αποδοτικότητα των επιχειρήσεων. Η μελέτη τους αφορούσε 307 επιχειρήσεις που διαπραγματεύονταν στο χρηματιστήριο της Νέας Υόρκης (NYSE) σε μηνιαία δεδομένα των τιμών των μετοχών των εταιριών και του Γενικού Δείκτη (NYSE) για την περίοδο 1947-1965, την οποία και χώρισαν σε δύο υποπεριόδους δηλαδή από το 1947-1956 και 1957-1965. Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων εκτίμησαν τους συντελεστές βήτα των λογιστικών μεταβλητών, ενώ το R^2 του υποδείγματος, ο συντελεστής δηλαδή που μας δείχνει το ποσοστό της διακύμανσης των μετοχών των εταιριών που ερμηνεύεται από τη διακύμανση του Γενικού Δείκτη, ήταν 0,45.

Στόχος της έρευνας τους ήταν να αποδείξουν χρησιμοποιώντας λογιστικά δεδομένα σε διαστρωματική ανάλυση ότι η πληρωμή μερισμάτων, η ανάπτυξη, η μόχλευση, η ρευστότητα, το μέγεθος του ενεργητικού, η μεταβλητότητα των κερδών και το λογιστικό βήτα συσχετίζονται με τον κίνδυνο της αγοράς. Στο σημείο αυτό έχει σημασία να δούμε πως όρισαν τη κάθε μια λογιστική μεταβλητή καθώς αυτές δεν πάρθηκαν αυτούσιες από τις δημοσιευμένες καταστάσεις.

i. **Μερισματική πληρωμή:** Ως λογιστικό μέτρο της μερισματικής πληρωμής χρησιμοποίησαν το άθροισμα των μερισμάτων που δόθηκαν στους μετόχους των εταιριών την υπο εξέταση περίοδο διαιρεμένο με τον αριθμό των ετών ώστε να παρθεί ο μέσος όρος αυτών.

ii. **Ανάπτυξη:** Χρησιμοποιήθηκε ο λογάριθμος της αναλογίας των παγίων της τελευταίας υπό εξέταση χρονιάς διαιρεμένη με την πρώτη χρονιά της υπό εξέταση περιόδου και εν συνεχεία διαιρέθηκε με τον αριθμό των ετών προκειμένου να υπολογιστεί ο «μέσος» ετήσιος ρυθμός μεταβολής των παγίων για την περίοδο αυτή.

iii. **Μόχλευση:** Ως μέτρο της μόχλευσης, μέσω της οποίας μπορεί να μετρηθεί ο κίνδυνος λόγω της κεφαλαιακής δομής, χρησιμοποιήθηκε η συνολική αξία των προνομιούχων μετόχων προς το σύνολο των παγίων.

iv. **Ρευστότητα:** Για την συσχέτιση της ρευστότητας και του κινδύνου αγοράς επιλέχθηκε ο αριθμοδείκτης ρευστότητας που ορίζεται ως η αναλογία του κυκλοφορούντος ενεργητικού προς τις βραχυπρόθεσμες υποχρεώσεις

v. **Μέγεθος ενεργητικού:** Για το μέγεθος του ενεργητικού χρησιμοποιήθηκε ο φυσικός λογάριθμος του συνολικού ενεργητικού.

vi. **Μεταβλητότητα των κερδών:** Ως λογιστική μεταβλητή χρησιμοποιήθηκε η τυπική απόκλιση της αναλογίας κερδών προς την τιμή της μετοχής.

vii. **Λογιστικό βήτα:** Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιήθηκε ως μεταβλητή ο συντελεστής βήτα που προέκυψε από την παλινδρόμηση των καθαρών κερδών με την αναλογία των κερδών προς την τιμή της μετοχής.

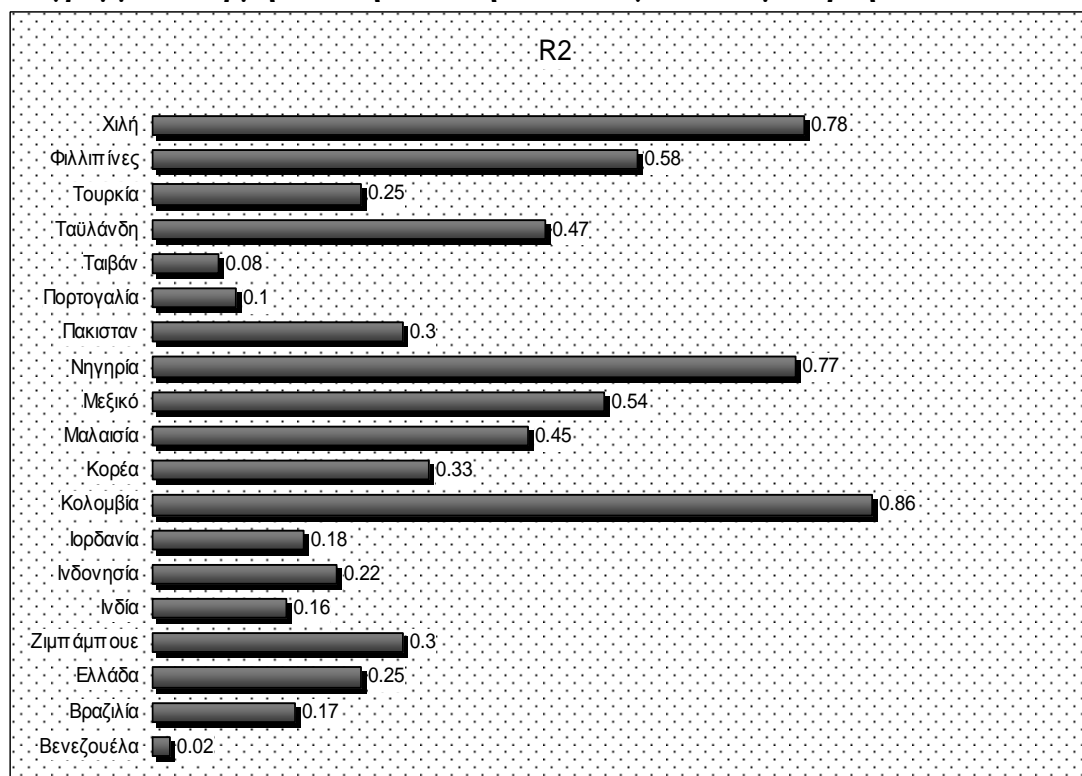
Παρατηρήθηκε λοιπόν ότι υπάρχει θετική συσχέτιση μεταξύ του κινδύνου της αγοράς και της ανάπτυξης, της μόχλευσης, της μεταβλητότητας και του λογιστικού βήτα ενώ αντίθετα υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ του κινδύνου αγοράς και της μερισματικής πληρωμής, της ρευστότητας, του μεγέθους του ενεργητικού, όπως άλλωστε αναμένονταν καθώς άλλωστε οι συντηρητικοί επενδυτές προτιμούν τις μεγάλες σε μέγεθος επιχειρήσεις που πληρώνουν υψηλά μερίσματα και συνήθως αναπτύσσονται με μικρούς ρυθμούς και τα κέρδη τους εμφανίζουν χαμηλή μεταβλητότητα.

Οι Chun και Ramasamy (1989) μελέτησαν τις επιχειρήσεις στη Μαλαισία και απέδειξαν ότι υπάρχει αρνητική συσχέτιση μεταξύ του συντελεστή βήτα, που προέκυψε από την παλινδρόμηση 67 μετοχικών αποδόσεων και του Γενικού Δείκτη του χρηματιστηρίου της Κοάλα Λουμπούρ, και των μεταβλητών καθαρό εισόδημα μετά φόρων προ έκτακτων αποτελεσμάτων προς πωλήσεις και καθαρό εισόδημα μετά φόρων προ έκτακτων αποτελεσμάτων προς ίδια κεφάλαια ενώ ο αριθμοδείκτης γενικής ρευστότητας (κυκλοφορούν ενεργητικό / βραχυπρόθεσμες υποχρεώσεις) και μακροπρόθεσμων υποχρεώσεων προς ίδια κεφάλαια ήταν μη στατιστικά σημαντικοί. Το R^2 του υποδείγματος ήταν μόλις 0,22 πράγμα μάλλον αναμενόμενο καθώς χρησιμοποιήθηκαν τέσσερις μόνο λογιστικές μεταβλητές, εκ των οποίων μόνο οι δύο ήταν στατιστικά σημαντικές.

Οι Claessens κ.α. (1995) πραγματοποίησαν μια μεγάλη έρευνα σε διάφορες αναδυόμενες χώρες, μεταξύ των οποίων και η Ελλάδα, και χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα για την περίοδο 1986-1993, δηλαδή 96 παρατηρήσεις, υπολόγισαν τους συντελεστές βήτα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και στη συνέχεια

πραγματοποίησαν μια διαστρωματική ανάλυση σε διάφορες λογιστικές μεταβλητές. Το R^2 πρέπει να πούμε ότι διαφέρει σημαντικά από χώρα σε χώρα. Ενδεικτικά αναφέρουμε ότι στη Βενεζουέλα ανέρχεται σε 0,02 μόλις ενώ η υψηλότερη τιμή εμφανίζεται στη Κολομβία με 0,86.

Διάγραμμα 11 Ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεταβλητών



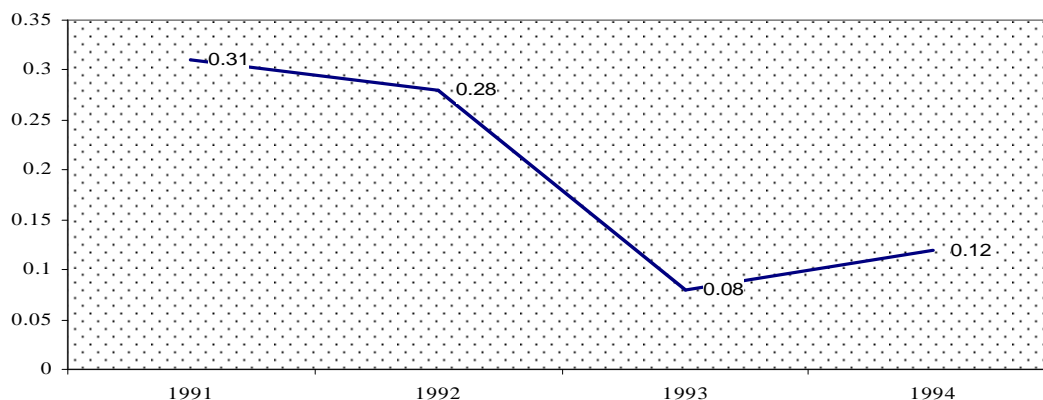
Όσον αφορά την Ελλάδα επέλεξαν 40 εταιρίες και απέδειξαν ότι μόνο η μεταβλητή κέρδη προς τιμή μετοχής είναι στατιστικά σημαντική ενώ οι μεταβλητές τιμή προς λογιστική αξία, η μερισματική απόδοση, οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας με το δολάριο (δραχμές/δολάρια), η αξία συναλλαγών και η σχετική κεφαλαιοποίηση ήταν στατιστικά μηδενικές.

Μία άλλη έρευνα που εξετάζει την επίδραση των κερδών, των μερισμάτων και των ταμειακών ροών πάνω στην απόδοση της μετοχής είναι και αυτή του Chu (1997) και αφορά εταιρίες που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Ταϊβάν για την περίοδο 1991-1994. Εκτιμώντας διάφορα μοντέλα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για κάθε έτος, το υπόδειγμα που εμφάνισε το υψηλότερο R^2 είναι το κατωτέρω:

$$RTN_t = c_0 + c_1 OI_t + c_2 NOI_t + \varepsilon_3 \quad (4.1)$$

όπου RTN είναι η ετήσια απόδοση της μετοχής το χρόνο t , OI είναι τα λειτουργικά έσοδα και NOI είναι τα μη λειτουργικά έσοδα. Πρέπει εδώ να αναφέρουμε ότι το R^2 έχει διακυμάνσεις στη πορεία του χρόνου όπως φαίνεται και από το κατωτέρω διάγραμμα.

Διάγραμμα 12 Εξέλιξη της ερμηνευτικής ικανότητας των λογιστικών μεταβλητών.



Η μεταβλητή OI έχει μεγαλύτερο συντελεστή από την NOI δηλαδή $C_1 > C_2$ καθώς σύμφωνα με τον Chu οι επενδυτές δίνουν μεγαλύτερη βαρύτητα στα επαναλαμβανόμενα κέρδη και μικρότερη στα έκτακτα. Σε άλλες παρόμοιες έρευνες όπου μελετάται η ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεταβλητών (Jiang, 2009; Jarrel κ.α. , 1992) επαληθεύτηκε ότι και διάφορες άλλες λογιστικές μεταβλητές έχουν ερμηνευτική ικανότητα όσον αφορά την απόδοση των μετοχών. Συγκεκριμένα βρέθηκε ότι η αποδοτικότητα των ιδίων κεφαλαίων, τα κέρδη ανά μετοχή, ο ρυθμός αύξησης των πωλήσεων, η αποδοτικότητα του ενεργητικού και οι ταμειακές ροές ανά μετοχή συσχετίζονται θετικά με την απόδοση της μετοχής. Οι Nichols και Wahlen (2004) βρήκαν ότι οι μεταβολές των ετήσιων κερδών εμπεριέχουν σημαντικότερες πληροφορίες για την απόδοση των μετοχών από ότι οι ετήσιες μεταβολές των λειτουργικών ταμειακών ροών και γι' αυτό το λόγο άλλωστε οι εμπλεκόμενοι στις κεφαλαιαγορές αφιερώνουν τόσο χρόνο και προσπάθεια για τη πρόβλεψη των μελλοντικών κερδών.

Έως τώρα έχουμε δει τα αποτελέσματα των ερευνών σε διάφορες χώρες. Παρουσιάζει ενδιαφέρον το γεγονός ότι η ερμηνευτική δύναμη των λογιστικών μεταβλητών εμφανίζει μεγάλη διακύμανση από χώρα σε χώρα, αν και τα αποτελέσματα δεν είναι άμεσα συγκρίσιμα καθώς σε κάθε χώρα οι λογιστικές μεταβλητές διαφέρουν. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον έχει και η έρευνα των Hodgson και Clarke (2000) οι οποίοι απέδειξαν ότι για τις εισηγμένες εταιρίες στο χρηματιστήριο της Αυστραλίας, οι οποίες βρίσκονταν πάνω από το «βέλτιστο επίπεδο μόχλευσης», τα κέρδη ανά μετοχή (EPS) είχαν μικρότερη ερμηνευτική ικανότητα

όσον αφορά την απόδοση της μετοχής ενώ οι ταμειακές ροές παρείχαν υψηλότερα επίπεδα πληροφόρησης. Αυτό σημαίνει ότι οι επενδυτές δίνουν μεγαλύτερη σημασία στους δείκτες ρευστότητας της επιχείρησης, όσο αυτή αντιμετωπίζει όλο και υψηλότερή πιθανότητα πτώχευσης λόγω της άσχημης κεφαλαιακή της διάρθρωση και μικρότερη βαρύτητα στους δείκτες κερδοφορίας καθώς επιχειρήσεις που βρίσκονται σε δυσχερή θέση έχουν την τάση να «μαγειρεύουν» τα αποτελέσματα με αποτέλεσμα συχνά να παραπλανούν τους μη μνημένους επενδυτές.

Εξετάζοντας τη συσχέτιση μεταξύ του κινδύνου αγοράς και των λογιστικών δεδομένων οι Toms et. al. (2005) χρησιμοποίησαν τις εταιρίες που είναι εισηγμένες στον FTSE για την περίοδο 1998-2003 και διεξήγαγαν μια διαστρωματική ανάλυση με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων. Για το σκοπό αυτό δημιούργησαν τους εξής μέσους λογαριθμικούς όρους αριθμοδείκτων: του λειτουργικού περιθωρίου, του δείκτη κερδών μετά τόκων και προ φόρων προς κέρδη προ τόκων και φόρων, του δείκτη ποσοστιαίας μεταβολής των πωλήσεων της επιχείρησης προς τη μεταβολή των πωλήσεων όλων των επιχειρήσεων καθώς και τους δείκτες ανάπτυξης και μεγέθους. Ο συντελεστής βήτα που χρησιμοποιήθηκε ως εξαρτημένη μεταβλητή αφορά το έτος 2003. Μόνο ο αριθμοδείκτης ανάπτυξης ήταν μη στατιστικά σημαντικός ενώ το R^2 του μοντέλου ήταν 0,40.

Σε άλλη μία πολύ πρόσφατη έρευνα οι Brimble και Hodgson (2007) χρησιμοποιώντας ετήσια δεδομένα 129 εισηγμένων εταιριών στο χρηματιστήριο της Αυστραλίας για την περίοδο 1991-2000 εκτίμησαν τους συντελεστές βήτα των λογιστικών μεταβλητών χρησιμοποιώντας πέντε διαφορετικές μεθόδους. Το GARCH μοντέλο πέτυχε το υψηλότερο R^2 και συγκεκριμένα 0,67 ενώ το μοντέλο ελαχίστων τετραγώνων είχε R^2 ίσο με 0,60. Αυτή η έρευνα παρουσιάζει αρκετό ενδιαφέρον καθώς το R^2 στην πλειονότητα αυτού του είδους ερευνών κυμαίνεται μεταξύ του 0,30 και 0,40 (Toms et. al, 2007). Κατέταξαν λοιπόν τις 12 λογιστικές μεταβλητές σε τρεις κατηγορίες: ανάπτυξης, λειτουργικές και χρηματοοικονομικές και συμπέραναν ότι υπάρχει ισχυρή συσχέτιση του συστηματικού κινδύνου δηλαδή του κινδύνου αγοράς και των λειτουργικών και αναπτυξιακών μεταβλητών και πιο συγκεκριμένα της διακύμανσης των κερδών, του μεγέθους της εταιρίας και του λειτουργικού περιθωρίου ενώ οι χρηματοοικονομικές μεταβλητές ήταν μη στατιστικά σημαντικές.

Οι Chen και Zhang (2007) χρησιμοποίησαν τη βάση δεδομένων της Compustat προκειμένου να αντλήσουν ετήσια δεδομένα για την περίοδο 1983-2001 που αφορούσαν όλες τις χώρες που υπήρχαν στη βάση της Compustat. Η εκτίμηση του υποδείγματός τους έγινε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και το R^2 του μοντέλου τους ήταν 0,17. Οι

λογιστικές μεταβλητές απόδοση κερδών, ποσοστιαία μεταβολή της κερδοφορίας, επενδύσεις σε πάγιο ενεργητικό και μεταβολή του προεξοφλητικού επιτοκίου βρέθηκαν όλες στατιστικά σημαντικές.

Στην προσπάθεια τους να απαντήσουν στο ερώτημα αν οι παραδοσιακοί αριθμοδείκτες ή οι αριθμοδείκτες που βασίζονται στην αξία της επιχείρησης ερμηνεύουν καλύτερα τις μεταβολές των τιμών των μετοχών οι Maditinos κ.α. (2005) έλεγξαν την ερμηνευτική ικανότητα των αριθμοδεικτών κέρδη ανά μετοχή (EPS), αποδοτικότητα των επενδύσεων (ROI) και αποδοτικότητα των Ιδίων Κεφαλαίων (ROE) με το σύγχρονο αριθμοδείκτη αξίας Οικονομική Προστιθέμενη Αξία (EVA). Η μελέτη τους αφορούσε 163 εισηγμένες στο ελληνικό χρηματιστήριο για το χρονικό διάστημα 1992-2001. Η απάντηση που τελικά δόθηκε στο ανωτέρω ερώτημα είναι ότι οι παραδοσιακοί αριθμοδείκτες και συγκεκριμένα τα κέρδη ανά μετοχή έχουν υψηλότερη ερμηνευτική ικανότητα από το δείκτη EVA, ενώ το υπόδειγμα που περιείχε τις μεταβλητές EPS και EVA είχε το υψηλότερο R² (7,2%).

Πίνακας 1 Σύνοψη αποτελεσμάτων ερευνών συσχέτισης συντελεστή βήτα μη χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και λογιστικών μεταβλητών

Έτος	Συγγραφέας	Δεδομένα	Εξεταζόμενη Περίοδος	Λογιστικές Μεταβλητές Στατιστικά Σημαντικές	Πρόσημο	R ²
1970	Beaver et. al	307 επιχ. εισηγμ. Στο NYSE	1947 – 1965	Μερισματική πληρωμή Ανάπτυξη Μόχλευση Κυκλοφ. Ενεργ. / Βραχυπρ. Υποχρ Σύνολο Ενεργητικού Μεταβλητότητα κερδών Λογιστικό Βήτα	(-) (+) (+) (-) (-) (+) (+)	0,45
1989	Chun & Ramasamy	67 επιχ. από Μαλαισία	1977-1984	Καθαρό Εισοδ. Μ.Φ. / Ίδια Κεφαλ. Καθ Εισοδ Μ.Φ. προ Εκτ Απ / Ι.Κ.	(-) (-)	0,22
1995	Claessens et. al.	40 επιχ. από Ελλάδα	1986-1993	Κέρδη / Τιμή Μετοχής	(+)	0,25
1997	Chu	Επιχ. από Ταϊβάν	1990-1994	Λειτουργικά Έσοδα Μη λειτουργικά Έσοδα	(+) (+)	0,31
2000	Hodgson & Clarke	118 επιχ. από	1989-1996	Κέρδη ανά Μετοχή / Τιμή Μετοχής	(+) (+)	0,21

		Αυστραλία		Ταμ. Ροές ανά Μετ. / Τιμή Μετ.		
2005	Toms et. al.	156 επιχ. από Αγγλία	1998-2003	% μεταβολή του λειτουρ. Περιθωρίου % μτβ πωλ επιχ / % μτβ πωλ όλων των επιχ Κέρδη μετά τόκων Π.Φ. / EBIT Τιμή μετοχής * αριθμός μετοχών	(+) (+) (+) (+)	0,40
2005	Maditinos et. al	163 επιχ. από Ελλάδα	1992-2001	Κέρδη ανά Μετοχή	(+)	0,07
2007	Brimble & Hodgson	129 επιχ. από Αυστραλία	1991-2000	Λογιστικό Βήτα Μεταβλητότητα των Κερδών Κέρδη προ Φ.Τ / Πωλήσεις Λογάριθμος της % μτβ του Ενεργ. Λογάριθμ. της % μτβ της χρημ. Αξίας	(+) (+) (+) (+) (+)	0,67
2007	Chen & Zhang	Όλες οι επιχ από τη Compustat	1983-2001	Κέρδη / Μετοχ. Κεφάλαιο % μεταβολή των Κερδών Επενδύσεις σε Πάγια	(+) (+) (+)	0,17

4.3.2 Χρηματοπιστωτικά ιδρύματα

Από τις πρώτες έρευνες για τον τραπεζικό τομέα ήταν αυτή του Pettway (1976) ο οποίος εστίασε στη σχέση της κεφαλαιακής διάρθρωσης των τραπεζών με το συντελεστή βήτα της αγοράς και την αναλογία τιμής προς κέρδη ανά μετοχή (P/E). Ο συντελεστής βήτα της αγοράς προήλθε από την εκτίμηση των εβδομαδιαίων αποδόσεων των μετοχών με τον δείκτη του χρηματιστηρίου της Νέας Υόρκης (NYSE) των προηγούμενων 5 ετών. Η εκτίμηση των δύο μοντέλων έγινε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων για τη χρονική περίοδο 1971-1974. Οι ανεξάρτητες μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν ήταν ίδιες και για τα δύο μοντέλα και συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκε η μερισματική απόδοση, τα μερίσματα ανά μετοχή, η αναλογία των μερισμάτων προς τα κέρδη (payout ratio), ο μέσος όρος αύξησης των κερδών κατά τη διάρκεια των προηγούμενων 8 τριμήνων, η τιμή προς κέρδη ανά μετοχή, τα συνολικά κεφάλαια προς τα ευαίσθητα στοιχεία του ενεργητικού και το μέγεθος της επιχείρησης. Στη συνέχεια εκτιμήθηκαν για κάθε έτος τα μοντέλα και προέκυψαν τα εξής αποτελέσματα: στο μοντέλο του συντελεστή βήτα καμία λογιστική μεταβλητή δεν ήταν στατιστικά σημαντική και τα τέσσερα χρόνια ενώ το μέγεθος της τράπεζας συσχετιζόνταν θετικά και ήταν στατιστικά σημαντικό για τρία χρόνια. Καθώς η

μεταβλητή συνολικά κεφάλαια προς ευαίσθητα στοιχεία του ενεργητικού δεν ήταν στατιστικά σημαντική καμία χρονιά αυτό πιθανόν να σημαίνει ότι οι επενδυτές δεν ανησυχούν για την κεφαλαιακή δομή των τραπεζών ίσως γιατί νιώθουν σίγουροι ότι το κράτος δεν θα αφήσει τις τράπεζες να καταρρεύσουν. Όσον αφορά το μοντέλο P/Ε οι στατιστικά σημαντικές μεταβλητές ήταν η μερισματική απόδοση, η αναλογία των μερισμάτων προς τα κέρδη και τα μερίσματα ανά μετοχή.

Οι Jahankhani και Lynge (1980) εξέτασαν τη σχέση ανάμεσα σε μέτρα του κινδύνου αγοράς και σε λογιστικά δεδομένα. Η έρευνα τους αφορούσε 95 αμερικάνικες τράπεζες εμπορικές και συμμετοχικές για τη περίοδο 1972-1976. Επτά λογιστικές μεταβλητές όπως η μερισματική απόδοση, η μόχλευση, η αναλογία δανείων προς καταθέσεις, η διακύμανση των κερδών ανά μετοχή, η διακύμανση των ρευστών διαθεσίμων, οι διαγραφές δανείων και ο αριθμοδείκτης ρευστότητας χρησιμοποιήθηκαν ως ανεξάρτητες μεταβλητές ενώ ο συστηματικός και ο συνολικός κίνδυνος ήταν οι εξαρτημένες μεταβλητές των δύο υποδειγμάτων. Όταν ο συστηματικός κίνδυνος ήταν η εξαρτημένη μεταβλητή οι μεταβλητές μερισματική πληρωμή, διακύμανση των καταθέσεων και η αναλογία δανείων προς καταθέσεις βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές και ερμήνευαν το 26% της διακύμανσης του συστηματικού κινδύνου. Ωστόσο χρησιμοποιώντας το συνολικό κίνδυνο ως εξαρτημένη μεταβλητή όλες οι μεταβλητές εκτός από την αναλογία δανείων προς καταθέσεις βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές και οι λογιστικές μεταβλητές σε αυτή την περίπτωση ερμήνευαν το 43% της διακύμανσης του συνολικού κινδύνου.

Οι Brewer και Lee (1986) χρησιμοποίησαν τρία πολύ-μεταβλητά μοντέλα με ημερήσια δεδομένα 44 αμερικάνικων τραπεζών για το χρονικό διάστημα 1979-1983 για να προσδιορίσουν τους παράγοντες του κινδύνου αγοράς, του κινδύνου του τραπεζικού τομέα (*industry effect*) και του επιτοκιακού κινδύνου. Επίσης εξέτασαν και την ευαισθησία των τραπεζικών μετοχών συγκρίνοντας τις τράπεζες της Καλιφόρνια, του Σικάγο, της Νέας Υόρκης και «άλλων» γεωγραφικών περιοχών και βρήκαν ότι υπάρχει σημαντική συσχέτιση μεταξύ των μεταβλητών που προκύπτουν από τα λογιστικά δεδομένα και των μεταβλητών που βασίζονται σε μέτρα της αγοράς. Πιο συγκεκριμένα η αναλογία του μετοχικού κεφαλαίου στο σύνολο ενεργητικού έχει αρνητικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντική και όσον αφορά τον κίνδυνο αγοράς αλλά και τον τραπεζικό τομέα. Η αναλογία του εισοδήματος μετά φόρων προς το σύνολο ενεργητικού έχει θετική σχέση και είναι στατιστικά σημαντική μόνο όσον αφορά το μοντέλο του επιτοκιακού κινδύνου. Και στα τρία μοντέλα η αναλογία των δανείων προς το σύνολο του ενεργητικού έχει θετικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντική. Από την άλλη μεριά η τυπική απόκλιση των κερδών μετά

φόρων βρέθηκε μη στατιστικά σημαντική και στα τρία μοντέλα. Τέλος όσον αφορά τα γεωγραφικά διαμερίσματα βρήκαν ότι οι τράπεζες της Νέας Υόρκης είναι περισσότερο εκτεθειμένες στον κίνδυνο της αγοράς από ότι οι τράπεζες του Σικάγο και της Καλιφόρνια.

Οι Choi κ.α. (1992) διερεύνησαν την ευαισθησία των τραπεζικών αποδόσεων στον κίνδυνο αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από τον Ιανουάριο του 1975 έως τον Δεκέμβριο του 1987 των 48 μεγαλύτερων αμερικάνικων τραπεζών. Το επιτόκιο που χρησιμοποίησαν ήταν των τρίμηνων εντόκων γραμματίων του αμερικάνικου δημοσίου. Λόγω αλλαγής της νομισματικής πολιτικής από την αμερικάνικη κεντρική τράπεζα τον Οκτώβριο του 1979 χρησιμοποίησαν στο μοντέλο τους τη ψευδομεταβλητή «προ Οκτωβρίου 1979». Τα αποτελέσματά τους όσον αφορά τη συσχέτιση των μετοχικών αποδόσεων και των κινδύνων επιτοκίου και αγοράς ήταν η αναμενόμενη. Δηλαδή καθώς οι μεγάλες τράπεζες ήταν δανειζόμενοι και όχι δανειστές δηλαδή οι καταθέσεις ήταν περισσότερες από τα δάνεια, ο συντελεστής της μεταβλητής του επιτοκίου είχε αρνητικό πρόσημο αφού μία άνοδος των επιτοκίων θα επιδρούσε αρνητικά στα κέρδη και εν συνεχεία στην τιμή της μετοχής της. Ο κίνδυνος της αγοράς βρέθηκε ότι συσχετίζεται θετικά με την απόδοση των τραπεζικών μετοχών διότι σε ένα θετικό οικονομικό περιβάλλον τα κέρδη των τραπεζών τείνουν να αυξάνονται. Από την άλλη μεριά όμως οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας συσχετιζόνταν αρνητικά με την απόδοση των τραπεζικών μετοχών μέχρι τον Οκτώβριο του 1979 και μετά συσχετιζόνταν θετικά γεγονός που σημαίνει ότι η συναλλαγματική τους θέση μεταβλήθηκε από θετική σε αρνητική. Συμπεράναν επομένως ότι οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας θα πρέπει οπωσδήποτε να υπάρχουν ως ανεξάρτητη μεταβλητή κατά την έρευνα των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών.

Η σχέση του συνολικού κινδύνου και του συστηματικού κινδύνου και των λογιστικών μεταβλητών απασχόλησε και τους Mansur κ.α. (1993). Στο υπόδειγμά τους ο συντελεστής βήτα αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο και ο συνολικός κίνδυνος εκτιμήθηκε από τις τυπικές αποκλίσεις των αποδόσεων. Αφού υπολογίστηκαν τα δύο ανωτέρω μέτρα κινδύνου της αγοράς για 59 αμερικάνικες εμπορικές τράπεζες για την περίοδο Ιανουαρίου 1986 – Σεπτεμβρίου 1990 με ημερήσια δεδομένα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων στη συνέχεια εκτιμήθηκαν διαστρωματικά δύο υποδείγματα των μέτρων κινδύνου πάνω σε αριθμοδείκτες τριμηνιαίων δεδομένων. Μόνο η αναλογία προβλέψεων για απώλειες δανείων προς δάνεια ήταν στατιστικά σημαντική στο μοντέλο του συντελεστή βήτα ενώ στο μοντέλο του συνολικού κινδύνου ο αριθμοδείκτης ρευστότητας

βρέθηκε στατιστικά σημαντικός. Η ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεταβλητών στο πρώτο μοντέλο ήταν 35% ενώ στο δεύτερο 24%.

Οι Elyasiani και Mansur (2005) αναζητώντας την σχέση ανάμεσα στον συναλλαγματικό και τον κίνδυνο αγοράς και τις λογιστικές μεταβλητές χρησιμοποίησαν ένα GARCH υπόδειγμα σε 52 μετοχές ιαπωνικών τραπεζών για την περίοδο 1986 – 1996. Οι αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών ήταν σε μηνιαία βάση, οι λογιστικές μεταβλητές που πάρθηκαν από τον ισολογισμό και την κατάσταση αποτελεσμάτων χρήσης ήταν σε ετήσια βάση. Σε πρώτη φάση εκτίμησαν την ευαισθησία των κινδύνων αγοράς, συναλλάγματος και επιτοκίου, υπολόγισαν δηλαδή τους συντελεστές βήτα του κάθε κινδύνου και στη συνέχεια διερεύνησαν τη σχέση ανάμεσα στους συντελεστές αυτούς και τις λογιστικές μεταβλητές των τραπεζών με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) σε διαστρωματικά δεδομένα. Συμπέραναν ότι ο επιτοκιακός κίνδυνος είναι στατιστικά σημαντικός μόνο για το 30% των τραπεζών ενώ οι κίνδυνοι αγοράς και συναλλάγματος είναι στατιστικά σημαντικοί για όλες τις τράπεζες και συσχετίζονται θετικά με τις αποδόσεις των μετοχών. Ακόμη απέδειξαν ότι η ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεταβλητών είναι μεγαλύτερη στην περίπτωση του κινδύνου αγοράς από ότι στον συναλλαγματικό κίνδυνο. Πιο συγκεκριμένα στο μοντέλο του κινδύνου αγοράς, το οποίο είχε R^2 0,40, τα διαθέσιμα σε άλλες τράπεζες, οι βραχυπρόθεσμες επενδύσεις, τα περιουσιακά στοιχεία προς πώληση, οι προβλέψεις για απώλειες πιστώσεων και οι καταθέσεις πελατών είναι στατιστικά σημαντικές ενώ οι επενδύσεις σε μετοχές, τα δάνεια και οι απαιτήσεις, τα έξοδα τόκων, τα έσοδα εκτός τόκων, τα έσοδα τόκων και τα έξοδα εκτός τόκων είναι μη στατιστικά σημαντικές. Στο μοντέλο του συναλλαγματικού κινδύνου το R-τετράγωνο ήταν 0,22 καθώς μόνο το εισόδημα εκτός τόκων ήταν στατιστικά σημαντικό ενώ τα συναλλαγματικά στοιχεία του ενεργητικού και του παθητικού, τα έσοδα τόκων, τα έξοδα τόκων και τα έξοδα εκτός τόκων είναι στατιστικά μη σημαντικά. Συνεπώς οι λογιστικές μεταβλητές ερμηνεύουν κατά ένα μέρος τον κίνδυνο αγοράς και τον συναλλαγματικό κίνδυνο.

Ο Stiroh (2006) χρησιμοποίησε τις αποδόσεις των μετοχών των αμερικάνικων τραπεζών της περιόδου 1997 – 2004 για να προσδιορίσει κατά πόσο οι λογιστικές παράμετροι προσδιορίζουν τους τραπεζικούς κινδύνους, όπως μετρώνται από την μεταβλητότητα των μετοχών, καθώς και πως εξελίσσεται η συσχέτιση αυτή στην πορεία του χρόνου. Ερέθισμα για αυτή την έρευνα αποτέλεσε το γεγονός ότι το 2003 το εισόδημα που προέρχεται από δραστηριότητες εκτός τόκων αναλογεί στο 44% του καθαρών λειτουργικών εσόδων ενώ το 1987 αποτελούσε το 29% και το ερώτημα είναι αν το εισόδημα εκτός τόκων έχει κάνει τις τράπεζες ασφαλέστερες ή πιο ριψοκίνδυνες. Γι' αυτό το λόγο από τις

εβδομαδιαίες αποδόσεις των μετοχών δημιούργησε εβδομαδιαίες τυπικές αποκλίσεις $\sigma_{i,t}$ τις οποίες χρησιμοποίησε ως εξαρτημένη μεταβλητή ενώ στοιχεία του ενεργητικού, του παθητικού και της κατάστασης αποτελεσμάτων χρήσης χρησιμοποιήθηκαν ως ερμηνευτικές μεταβλητές. Η βασική παλινδρόμηση του διεξήγαγε είναι η:

$$\sigma_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \ln(A_{i,t-1}) + \beta_2 (\ln(A_{i,t-1}))^2 + \theta' X_{i,t-1} + \sum \delta_i Y_i R_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4.2)$$

όπου $A_{i,t-1}$ είναι το σύνολο του ενεργητικού, $X_{i,t-1}$ είναι το διάνυσμα μεταβλητών του ισολογισμού και της κατάστασης αποτελεσμάτων χρήσης ενώ $Y_i R_i$ είναι χρονική ψευδομεταβλητή. Εφαρμόζοντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) βρήκε ότι το σύνολο του ενεργητικού, η αναλογία των καταναλωτικών και επιχειρηματικών δανείων προς το σύνολο των δανείων, τα έσοδα εκτός τόκων προς το καθαρό λειτουργικό αποτέλεσμα, τα άλλα εκτός τόκων έσοδα προς το καθαρό λειτουργικό αποτέλεσμα, ο λογάριθμος του κεφαλαίου προς το σύνολο ενεργητικού, η αναλογία των μη αποδοτικών δανείων και τα συνολικά έσοδα είναι στατιστικά σημαντικές, με το R^2 να βρίσκεται στο 0,32. Από την άλλη μεριά η αναλογία δανείων προς το σύνολο ενεργητικού, διάφοροι δείκτες άλλων εκτός τόκων εσόδων και η αναλογία καταθέσεων προς σύνολο ενεργητικού είναι στατιστικά ασήμαντες.

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει το πώς μεταβάλλεται διαχρονικά η ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεταβλητών. Η ελεγχόμενη υπόθεση είναι ότι η αυξητική τάση των μη παραδοσιακών δραστηριοτήτων που δημιουργούν εισόδημα εκτός τόκων έχει οδηγήσει στην μετατόπιση του κινδύνου από τα στοιχεία του ισολογισμού σε στοιχεία της κατάστασης αποτελεσμάτων χρήσης. Για να το ελέγξει αυτό ο Stiroh διεξήγαγε δύο παλινδρομήσεις, μία από το 1997 – 2000 και άλλη το 2001-2004. Παρατήρησε τότε ότι οι λογιστικές μεταβλητές του ισολογισμού, όπως η αναλογία των καταναλωτικών και επιχειρηματικών δανείων, μειώνονται και σε μέγεθος αλλά και σε στατιστική σημαντικότητα, γεγονός που υποδηλώνει ότι η σύνθεση του χαρτοφυλακίου δανείων των τραπεζών αποτελεί λιγότερο σημαντικό προσδιοριστικό παράγοντα κινδύνου από το 2000. Αντίθετα οι μεταβλητές της κατάστασης αποτελεσμάτων χρήσης και συγκεκριμένα οι συντελεστές αυτών, γίνονται μεγαλύτεροι και περισσότερο στατιστικά σημαντικοί διαχρονικά.

Σε μια πολύ πρόσφατη έρευνα των Agusman κ.α. (2008) παρόμοια με αυτή των Jahankhani και Lynge εξετάστηκε η συσχέτιση που υπάρχει ανάμεσα σε μέτρα του κινδύνου αγοράς, όπως ο συνολικός, ο συστηματικός και ο μη συστηματικός κίνδυνος, και τις

λογιστικές μεταβλητές για 46 Ασιατικές τράπεζες για την περίοδο 1998-2003. Πρέπει να αναφέρουμε εδώ ότι αυτή η έρευνα είναι από τις ελάχιστες που χρησιμοποιεί panel δεδομένα δηλαδή συνδυασμό διαστρωματικών δεδομένων και χρονολογικών σειρών. Οι λογιστικές μεταβλητές που χρησιμοποιήσαν είναι η τυπική απόκλιση της αποδοτικότητας των παγίων υπολογισμένη από τον κινητό μέσο των τριών προηγούμενων ετών, η αναλογία του μετοχικού κεφαλαίου προς το σύνολο του ενεργητικού, η αναλογία των δανείων προς το σύνολο του ενεργητικού, η αναλογία των προβλέψεων για απώλειες δανείων προς το σύνολο των δανείων, η αναλογία του κυκλοφορούντος ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού και η διακύμανση των καταναλωτικών και βραχυπρόθεσμων κεφαλαίων υπολογισμένη από τον κινητό μέσο των προηγούμενων τριών ετών.

Αρχικά διεξήγαγαν το F-test και το τεστ του πολλαπλασιαστή Lagrange από τα οποία προέκυψε ότι το random-effects και το fixed-effects μοντέλο είναι καλύτερα του μοντέλου pooled-OLS. Στη συνέχεια το τεστ Hausman έδειξε ότι το random-effects μοντέλο είναι ανώτερο από το fixed-effects. Η ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεταβλητών ήταν μεγαλύτερη στο μοντέλο του συνολικού κινδύνου καθώς το R^2 ήταν ιδιαίτερα υψηλό (63%) και οι μεταβλητές τυπική απόκλιση της αποδοτικότητας των παγίων και η αναλογία των προβλέψεων δανείων προς το σύνολο των δανείων ήταν στατιστικά σημαντικές. Οι μεταβλητές αναλογία των προβλέψεων για απώλειες δανείων προς το σύνολο των δανείων και η αναλογία δανείων προς το σύνολο ενεργητικού συσχετίζονταν σημαντικά με τον μη συστηματικό κίνδυνο ενώ το R^2 του μοντέλου ήταν 60%. Ωστόσο στο μοντέλο όπου ο συστηματικός κίνδυνος ήταν η εξαρτημένη μεταβλητή όλες οι μεταβλητές ήταν μηδενικής στατιστικής σημαντικότητας και το R^2 του μοντέλου ήταν 45%.

Πίνακας 2 Σύνοψη αποτελεσμάτων ερευνών συσχέτισης συντελεστή βήτα χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων και λογιστικών μεταβλητών

Έτος	Συγγραφέας	Δεδομένα	Εξεταζόμενη Περίοδος	Λογιστικές Μεταβλητές Στατιστικά Σημαντικές	Πρόσημο	R^2
1976	Pettway	38 τράπεζες από Αμερική	1971-1974	Καταθέσεις	(+)	0,38
1980	Jahankhani & Lynge	95 τράπεζες από Αμερική	1972-1976	Μερισματική απόδοση Διακύμανση των Ρευστών Διαθεσίμ. Δάνεια / Καταθέσεις	(+) (+) (+)	0,26
1986	Brewer & Lee	44 τράπεζες	1979-1983	Μετοχ. Κεφάλ / Σύνολο Ενεργητικού	(-)	0,67

		από Αμερική		Δάνεια / Σύνολο Ενεργητικού	(+)	
1993	Mansur et. Al.	59 τράπεζες από Αμερική	1986-1990	Προβλέψεις για απώλειες Δανείων / Σύνολο Δανείων Ρευστά Διαθέσιμα / Σύνολο Ενεργητ.	(+) (-)	0,35
2005	Elyasiani & Mansur	52 τράπεζες από Ιαπωνία	1986-1996	Διαθέσιμα σε άλλες τράπεζες Βραχυπρόθεσμες Επενδύσεις Περιουσιακά Στοιχεία προς Πώληση Προβλέψεις για απώλειες Δανείων Καταθέσεις Πελατών	(+) (-) (+) (-) (-)	0,53
2006	Stiroh	Αμερικάνικες τράπεζες από το «Y- 9C Report»	1997-2004	Λογάριθμος Συνόλου Ενεργητικού Καταναλ+Επιχ. Δάνεια / Δάνεια Έσοδα εκτ Τόκων / Λειτουργ. Κέρδη Λογάριθμ Κεφαλαίου / Σύνολο Ενεργ Σύνολο Εσόδων	(-) (+) (+) (-) (+)	0,32
2008	Agusman et. Al	46 τράπεζες από Ασία	1998-2003	Τυπική Απόκλιση Αποδοτικότητας Ενεργητικού Προβλέψεις Δανείων / Σύνολο Δαν. Δάνεια / Σύνολο Ενεργητικού	(+) (+) (+)	0,63

Κεφάλαιο 5

Μεθοδολογία έρευνας

5.1 Εισαγωγή

Η ανάλυση του πλαισίου της εργασίας περιλαμβάνει δύο στάδια. Στο πρώτο στάδιο αιτιολογούμε την επιλογή των ανεξάρτητων μεταβλητών στο πολύ-μεταβλητό μοντέλο μας και στη συνέχεια προχωρούμε στην εκτίμηση των παραμέτρων του που είναι ο κίνδυνος αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος. Η εκτίμηση των παραμέτρων προκύπτει από την εκτίμηση των χρονοσειρών κάθε τράπεζας είτε με το OLS μοντέλο είτε με το συμμετρικό GARCH μοντέλο είτε με τα ασύμμετρα GJR-GARCH ή E-GARCH ανάλογα με τα αποτελέσματα των διαγνωστικών τεστ και των κριτηρίων πληροφόρησης AIC (Akaike Information Criterion) ή SIC (Schwarz Information Criterion). Στο δεύτερο στάδιο οι συντελεστές βήτα που προέκυψαν από το πρώτο στάδιο εφόσον είναι στατιστικά σημαντικοί χρησιμοποιούνται ως εξαρτημένες μεταβλητές ενώ οι λογιστικές μεταβλητές που πάρθηκαν από τις οικονομικές καταστάσεις των τραπεζών χρησιμοποιούνται ως ερμηνευτικές μεταβλητές προκειμένου να προδιορίσουμε τη μεταξύ τους σχέση. Η εκτίμηση αυτής της σχέσης γίνεται από την παλινδρόμηση των Panel δεδομένων.

5.2 Το μοντέλο μέτρησης των τραπεζικών κινδύνων (πρώτο στάδιο)

Ένα από τα προβλήματα του APT μοντέλου είναι ότι δεν προσδιορίζει ποιες μεταβλητές πρέπει να χρησιμοποιηθούν ως ερμηνευτικές. Αρχικά αποδείχτηκε ότι ο κίνδυνος αγοράς επηρεάζει τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών και γι' αυτό θα πρέπει να συμπεριλαμβάνεται ως ερμηνευτική μεταβλητή σε ένα μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων (Lynge and Zumwalt, 1980; Hogan and Sharpe, 1984; Kane και Unal, 1988; Brooks et. al., 1997b; Song 1994). Καθώς όμως το μεγαλύτερο μέρος των εσόδων των τραπεζών προέρχονται από τόκους πολλοί θεώρησαν ότι οι μεταβολές του επιτοκίου θα έπρεπε να ενσωματωθούν στο μοντέλο αγοράς παρέχοντας σημαντικά εμπειρικά ευρήματα που στήριζαν τη διαπίστωση τους αυτή (Stone, 1974; Lloyd και Shick, 1977; Lynge και Zumwalt, 1980; Flannery και James, 1984b; Mitchell, 1989; Kwan, 1991; Fraser et. al., 2002). Από την άλλη μεριά η εφαρμογή του συστήματος κυμαινόμενων συναλλαγματικών

ισοτιμιών και η επέκταση των τραπεζών στη διεθνή σκηνή προκάλεσαν αύξηση της έκθεσης των τραπεζών στον κίνδυνο που προέρχεται από τις μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας, γεγονός που επιβεβαιώθηκε από πλήθος μελετών (Grammatikos et. al., 1986; Choi et. al., 1992; Wetmore και Brick, 1994; Chamberlain et. al., 1997; Ryan και Worthington, 2004). Επομένως ένα ολοκληρωμένο μοντέλο εκτίμησης των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών θα πρέπει να λαμβάνει υπόψην του τους κινδύνους που μόλις αναφέραμε. Το μοντέλο συνεπώς που θα εκτιμήσουμε θα είναι της μορφής:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_\alpha R_{\alpha,t} + \beta_\epsilon I_t + \beta_\sigma F_t + \epsilon_{i,t} \quad (5.1)$$

όπου $R_{i,t}$ η απόδοση της μετοχής I , $R_{\alpha,t}$ η απόδοση του γενικού δείκτη του χρηματιστηρίου, I_t η απόδοση του 12μηνου επιτοκίου euribor, F_t η ποσοστιαία μεταβολή της συναλλαγματικής ισοτιμίας και $\epsilon_{i,t}$ είναι ο διαταρακτικός όρος. Οι παράμετροι β_α , β_ϵ και β_σ αντιπροσωπεύουν τον κίνδυνο αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος αντίστοιχα.

Στις περισσότερες έρευνες που έχουν γίνει προς αυτή την κατεύθυνση η εκτίμηση των παραμέτρων των κινδύνων των τραπεζών πραγματοποιήθηκε με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS). Πρόσφατα όμως εμπειρικά ευρήματα αποδεικνύουν ότι η μεταβλητότητα των αποδόσεων των τραπεζικών μετοχών παρουσιάζει διακυμάνσεις στη διάρκεια του χρόνου (*time-varying*) και αυτό θα πρέπει να ληφθεί υπόψη από τα χαρακτηριστικά του μοντέλου εκτίμησης των τραπεζικών κινδύνων (Bessler και Booth, 1994; Song, 1994; Elyasiani και Mansur, 1998, 2003) αλλά και η ευαισθησία των τραπεζών στον κίνδυνο επιτοκίου και συναλλάγματος μεταβάλλεται στη διάρκεια του χρόνου (Lynge and Zumwalt, 1980; Flannery και James, 1984a, 1984b; Kane και Unal, 1988; Madura και Zurrak 1995; Choi et. al., 1992; Wetmore και Brick, 1994) όπως και ο κίνδυνος αγοράς (Choi et. al., 1992; Song, 1994; Brooks et. al., 2000). Συνεπώς στις μετοχικές αποδόσεις των τραπεζών που παρουσιάζουν αυτά τα χαρακτηριστικά η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων μπορεί να οδηγήσει στην υπερεκτίμηση των τυπικών σφαλμάτων των παραμέτρων με αποτέλεσμα να συμπεράνουμε λανθασμένα ότι ορισμένες παράμετροι είναι μη στατιστικά σημαντικοί.

Προκειμένου να μεριμνήσουν για το πρόβλημα των μεταβαλλόμενων στο χρόνο παραμέτρων ορισμένοι ερευνητές χρησιμοποιούν ψευδομεταβλητές οι οποίες σηματοδοτούν δομικές αλλαγές (*structural breaks*) (Brewer και Lee, 1990; Neuberger, 1991). Επειδή όμως η επιλογή της πιθανής χρονικής στιγμής της δομικής αλλαγής γίνεται κάπως αυθαίρετα, αυτή η προσέγγιση έχει δεχθεί κριτική. Ως εναλλακτική οι Kane και Unal (1988) υιοθέτησαν

τη μέθοδο παλινδρόμησης μεταβολής καθεστώτων των Goldfeld και Quandt (1972, 1973, 1976) (*Switching Regression Method*) ώστε να προσδιορίσουν στατιστικά τα πιθανά χρονικά σημεία δομικών αλλαγών ενώ ο Kwan (1991) χρησιμοποίησε το μοντέλο τυχαίων συντελεστών (*Random Coefficient Model*). Η επιλογή όμως των συγκεκριμένων μοντέλων των Kane και Unal (1988) και του Kwan (1991) έχει χαρακτηριστεί ως *ad hoc* (γι' αυτό το σκοπό) εξαιτίας της έλλειψης μιας κατάλληλης θεωρητικής ή εμπειρικής βάσης (Song, 1994). Ως αποτέλεσμα των παραπάνω κριτικών το αυτοπαλίνδρομο υπό ετεροσκεδαστικότητα (ARCH) μοντέλο που προτάθηκε από τον Engle (1982) και κυρίως το γενικευμένο ARCH μοντέλο (GARCH) που παρουσιάστηκε από τον Bollerslev (1986) έχουν κριθεί ως τα πλέον κατάλληλα μοντέλα εκτίμησης χρηματοοικονομικών χρονολογικών σειρών.

Το GARCH μοντέλο αναπτύχθηκε από τους Bollerslev (1986) και Taylor (1986). Η χρήση του είναι ιδιαίτερα διαδεδομένη λόγω της ιδιότητας του να λαμβάνει υπόψη το γεγονός ότι η υπό συνθήκη διακύμανση είναι εξαρτώμενη από τις υστερήσεις της ίδιας και έτσι η υπό συνθήκη διακύμανση λαμβάνει την μορφή στην περίπτωση του GARCH (1,1) μοντέλου:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha e_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (5.2)$$

όπου ω είναι ο σταθερός όρος, e_{t-1}^2 είναι το τετράγωνο των καταλοίπων της προηγούμενης περιόδου και σ_{t-1}^2 είναι η διακύμανση της προηγούμενης περιόδου. Για τις παραμέτρους ω , α και β ισχύει $\omega > 0$, $\alpha > 0$ και $\beta > 0$ έτσι ώστε να διασφαλιστεί ότι η υπό συνθήκη διακύμανση είναι θετική.

Η δεσμευμένη διακύμανση του εν λόγω μοντέλου εκφράζεται ως εξής:

$$\sigma^2 = \frac{\omega}{[1 - \alpha - \beta]} \quad (5.3)$$

Ο Bollerslev (1986) αναφέρει ότι πρέπει να ισχύει η ανισότητα $\alpha + \beta < 1$ ώστε να διασφαλίζεται ότι η διαδικασία είναι στάσιμη ως προς την συνδιακύμανση (*covariance stationary*). Αρκετές μελέτες που αναφέρονται στην μοντελοποίηση της μεταβλητότητας των χρηματοοικονομικών αποδόσεων με GARCH υποδείγματα υιοθετούν το GARCH (1,1) μοντέλο (Bollerslev, Chou, Kroner, 1992; Hansen and Lunde, 2005).

Σύμφωνα όμως με τον Nelson (1991) το απλό GARCH μοντέλο παρουσιάζει ορισμένες αδυναμίες. Διάφορες έρευνες όπως του Black (1976) (Nelson, 1991) διαπιστώνουν ότι θετικές ή αρνητικές αιφνίδιες διαταραχές μπορεί να έχουν ασύμμετρες

επιδράσεις στην μεταβλητότητα. Επιπλέον οι περιορισμοί της μη αρνητικότητας των παραμέτρων δημιουργούν δυσκολίες στην εκτίμηση των GARCH μοντέλων ενώ παράλληλα τείνουν να υπερεκτιμούν την εμμονή των αιφνιδίων διαταραχών που επιδρούν στην μεταβλητότητα.

Ο Nelson λοιπόν για να εξαλείψει κάποιες από τις αδυναμίες του GARCH μοντέλου πρότεινε το εκθετικό GARCH (E-GARCH) μοντέλο. Η υπό συνθήκη διακύμανση του E-GARCH (1,1) μπορεί να οριστεί ως εξής:

$$\ln(h_t) = \omega + \alpha \left| \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + b \ln(h_{t-1}) + \xi \frac{u_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (5.4)$$

όπου ξ είναι η παράμετρος ασυμμετρίας που λαμβάνει υπόψη το φαινόμενο της μόχλευσης (leverage effect) όπου οι αρνητικές και οι θετικές διαταραχές δεν έχουν την ίδια επίδραση στην μεταβλητότητα. Το μοντέλο αυτό διαφέρει από το GARCH μοντέλο καθώς χρησιμοποιεί τη λογαριθμοποιημένη υπό συνθήκη διακύμανση με υστέρηση για να χαλαρώσει τον περιορισμό του θετικού β του GARCH μοντέλου ενώ η χρήση των καταλοίπων με υστέρηση χωρίς να είναι υψωμένα στο τετράγωνο επιτρέπει στο E-GARCH μοντέλο να ανταποκρίνεται ασύμμετρα στις θετικές και αρνητικές τιμές των καταλοίπων με υστέρηση.

Ένα άλλο ασύμμετρο μοντέλο GARCH που προτάθηκε από τους Glosten, Jaganathan και Runkle (1993) βασίζεται σε μια τροποποίηση της υπό συνθήκη διακύμανσης της συνάρτησης GARCH. Το T-GARCH (1,1) ή GJR-GARCH (1,1) σχηματίζεται ως εξής:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 (1 - I[\varepsilon_{t-1} > 0]) + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 I[\varepsilon_{t-1} > 0] + \beta_1 h_{t-1} \quad (5.5)$$

όπου ο όρος $I[\varepsilon_{t-1} > 0]$ ισούται με τη μονάδα αν ο διαταρακτικός όρος με υστέρηση είναι μεγαλύτερος από το μηδέν, δηλαδή $\varepsilon_{t-1} > 0$. Αν ισχύει το αντίθετο τότε ο όρος $I[\varepsilon_{t-1} > 0]$ παίρνει την τιμή μηδέν. Επιπροσθέτα πρέπει να ισχύουν και οι συνθήκες μη αρνητικότητας ώστε να διασφαλίζεται η θετική υπό συνθήκη διακύμανση. Συγκεκριμένα πρέπει να ισχύει $\alpha_0 > 0$, $(\alpha_1 + \gamma_1)/2 > 0$ και $\beta_1 > 0$.

Ακολούθως η μη δεσμευμένη διακύμανση ορίζεται ως εξής:

$$\sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha_1 + \gamma_1)/2 - \beta_1} \quad (5.6)$$

Η διαδικασία είναι στάσιμη ως προς την συνδιακύμανση (covariance-stationary) αν ισχύει $(\alpha_1 + \gamma_1)/2 + \beta_1 < 1$.

Οι περισσότερες από τις μεθόδους που χρησιμοποιούνται στη βιβλιογραφία για την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου βασίζονται στην ικανότητα του μοντέλου να λαμβάνει υπόψη τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των δεδομένων. Τα κριτήρια που χρησιμοποιούνται συνήθως στη βιβλιογραφία των ARCH μοντέλων είναι το AIC (Akaike, 1973) και το SBC (Schwarz, 1978). Το κριτήριο AIC είναι ένα μέτρο της καλής προσαρμογής του μοντέλου που βασίζεται στην ιδέα της εντροπίας και ως τέτοιο χρησιμοποιείται για την σχετική μέτρηση των πληροφοριών που χάνονται όταν εφαρμόζουμε ένα μοντέλο για να περιγράψουμε την πραγματικότητα. Το μοντέλο που θα έχει την χαμηλότερη τιμή AIC είναι και το καλύτερο. Η τιμή αυτή υπολογίζεται ως εξής:

$$AIC = 2k - 2\ln(L) \quad (5.7)$$

όπου k ο αριθμός των παραμέτρων και L η μεγιστοποιημένη τιμή της συνάρτησης πιθανοφάνειας του εκτιμημένου μοντέλου. Σε παρόμοια φιλοσοφία στηρίζεται και το SBC κριτήριο η τιμή του οποίου προκύπτει ως κατωτέρω:

$$SBC = -2 \ln L + k * \ln(n) \quad (5.8)$$

όπου n ο αριθμός των παρατηρήσεων. Το κριτήριο αυτό είναι μια αυξανόμενη συνάρτηση του αθροίσματος των τετραγώνων των καταλοίπων και των k παραμέτρων. Και εδώ προτιμάται το μοντέλο που θα έχει τη χαμηλότερη τιμή SBC.

5.2.1 Οικονομετρικοί έλεγχοι

5.2.1.1 Στασιμότητα

Ένας από τους βασικούς σκοπούς της οικονομετρικής ανάλυσης των χρηματοοικονομικών σειρών είναι η διενέργεια προβλέψεων. Για το σκοπό αυτό είναι απαραίτητη η στασιμότητα των σειρών. Μια ασθενώς στάσιμη σειρά ή αλλιώς κατά συνδιακύμανση στάσιμη (covariance stationary) είναι η σειρά της οποίας ο μέσος, η διακύμανση και η συνδιακύμανση είναι σταθερή για κάθε δεδομένη υστέρηση.

Αν υπάρχουν αιφνίδιες διαταραχές και η σειρά είναι στάσιμη τότε οι διαταραχές αυτές έχουν ολοένα μικρότερη επίδραση στην μεταβλητή την χρονική περίοδο $t+1$, $t+2$, κ.ο.κ.. Αν αντίθετα τα δεδομένα είναι μη στάσιμα τότε η επίδραση των αιφνιδίων διαταραχών δεν θα μειώνεται σταδιακά αλλά θα έχει εμμονή. Η εκτίμηση λοιπόν μιας μη στάσιμης χρονοσειράς μπορεί να οδηγήσει σε φαινομενική παλινδρόμηση. Μια ένδειξη αυτού του φαινομένου έχουμε όταν ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 είναι μεγαλύτερος από την τιμή του τεστ Durbin-Watson (DW).

Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller

Προκειμένου να ελέγξουμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ή αλλιώς τη μη στασιμότητα χρησιμοποιούμε τον επαυξημένο έλεγχο του Dickey-Fuller (ADF). Ο έλεγχος απαιτεί την παλινδρόμηση των παρακάτω υποδειγμάτων:

$$\Delta X_t = a_1 X_{t-1} + \sum_j \varphi_j \Delta X_{t-1} + e_t \quad (5.9)$$

$$\Delta X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \sum_j \varphi_j \Delta X_{t-1} + e_t \quad (5.10)$$

$$\Delta X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \sum_j \varphi_j \Delta X_{t-1} + \gamma_t + e_t \quad (5.11)$$

Η μηδενική υπόθεση για τον έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας είναι $H_0 : a_1 = 1$ ότι η σειρά δεν είναι στάσιμη. Για τον έλεγχο της παραπάνω μηδενικής υπόθεσης ελέγχουμε τη στατιστική t-student του συντελεστή a_1 . Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται αν η στατιστική t-student είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή τ .

Σε περίπτωση μη στασιμότητας της σειράς για όλα τα επίπεδα στατιστικής σημαντικότητας δηλαδή $\alpha=0,01$ ή $0,05$ ή $0,1$ τότε το επόμενο βήμα είναι να ελέγξουμε την στασιμότητα των πρώτων διαφορών με την μέθοδο ADF (Χαλκος, 2006).

Έλεγχος Phillips-Perron

Οι απλοί έλεγχοι Dickey-Fuller υποθέτουν ότι οι διαταρακτικοί όροι δεν αυτοσυσχετίζονται και ότι έχουν σταθερή διακύμανση ενώ οι επαυξημένοι έλεγχοι Dickey-Fuller προσαρμόζουν τους απλούς ώστε να λαμβάνουν υπόψιν τους πιθανή αυτοσυσχέτιση τους. Οι Phillips-Perron γενικεύουν την προσέγγιση αυτή χωρίς τις αυστηρές προϋποθέσεις για την κατανομή των διαταρακτικών όρων.

Οι έλεγχοι Phillips-Perron αφορούν τον έλεγχο των υποθέσεων για τους συντελεστές στα εξής δύο υποδείγματα:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + u_t \quad (5.12)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + u_t \quad (5.13)$$

Για τον έλεγχο της υποθέσεως $H_0: \alpha_1 = 1$ που είναι έλεγχος υπάρξεως μοναδιαίας ρίζας συγκρίνουμε την απόλυτη τιμή της στατιστικής $z(t)$ που υπολογίζεται από το δείγμα με την κριτική τιμή από τους πίνακες Dickey-Fuller. Παρ' όλο όμως που οι έλεγχοι Phillips-Perron λαμβάνουν υπόψη τους τη γραμμική συσχέτιση του διαταρακτικού όρου είναι πιο αδύναμοι από τους ADF για πεπερασμένα δείγματα (Davidson et. al, 2004)

5.2.1.2 Κανονικότητα

Η κανονική κατανομή των καταλοίπων είναι βασικό προαπαιτούμενο ώστε να μπορέσουμε να πραγματοποιήσουμε ελέγχους με τις στατιστικές t και F . Αν τα σφάλματα δεν κατανέμονται κανονικά τότε και οι εκτιμητές $\hat{\beta}_j$ δεν θα κατανέμονται κανονικά που σημαίνει ότι η στατιστική t δεν θα έχει την t κατανομή. Αυτό είναι ένα σοβαρό πρόβλημα διότι οι έλεγχοι μας βασίζονται στις κριτικές τιμές των t κατανομών. Ευτυχώς όμως ακόμα και αν τα κατάλοιπα δεν κατανέμονται κανονικά μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε το Κεντρικό Οριακό Θεώρημα και να δείξουμε ότι οι εκτιμητές OLS κατανέμονται περίπου κανονικά ασυμπτωτικά δηλαδή σε μεγάλα δείγματα (Wooldridge, 2000).

Έλεγχος Jarque-Bera

Σύμφωνα με τους Jarque και Bera (1980) και Bera και Jarque (1981) ελέγχουμε την μηδενική υπόθεση ότι τα σφάλματα κατανέμονται κανονικά σύμφωνα με την ακόλουθη στατιστική:

$$JB = n \left(\frac{s^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right) \quad (5.14)$$

όπου n είναι το μέγεθος του δείγματος, s η ασυμμετρία και k η κύρτωση. Οι ροπές της ασυμμετρίας και της κύρτωσης παρουσιάζονται παρακάτω:

$$S = \frac{\sum (X_t - \bar{X})^3}{n * s^3} \quad (5.15)$$

$$k = \frac{\sum (X_t - \bar{X})^4}{n * s^4} \quad (5.16)$$

όπου \bar{X} είναι ο μέσος (μηδέν), n ο αριθμός των παρατηρήσεων και s είναι η τυπική απόκλιση. Αν τα κατάλοιπα ακολουθούν την κανονική κατανομή τότε $S=0$ και $k=3$. Όταν η μηδενική υπόθεση ότι ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί την κανονική κατανομή είναι σωστή, στην περίπτωση αυτή η στατιστική JB ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή χ^2 με δύο βαθμούς ελευθερίας. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται για υψηλές τιμές της στατιστικής JB και χαμηλές τιμές της p-value

Οι κατανομές των καταλοίπων

Η τυπική κανονική κατανομή τις περισσότερες φορές μπορεί να μην είναι αρκετή ώστε να περιγράψει το χαρακτηριστικό της λεπτοκύρτωσης (παχιές ουρές) των χρηματοοικονομικών σειρών. Οι Bollerslev (1987) και Nelson (1991) πρότειναν την κατανομή t-student και GED (Generalised Error Distribution) αντίστοιχα ώστε να λαμβάνεται υπόψη το χαρακτηριστικό των παχιών ουρών. Αν και αυτές οι δύο κατανομές είναι συμμετρικές όπως η κανονική κατανομή έχουν πιο παχιές ουρές από την κανονική κατανομή. Όσον αφορά την συνάρτηση της υπο συνθήκης πυκνότητας πιθανότητας της κανονικής κατανομής αυτή ορίζεται ως εξής:

$$f(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}h_t} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{u_t^2}{h_t}\right) \quad (5.17)$$

Η συνάρτηση της υπό συνθήκης πυκνότητας πιθανότητας της t- κατανομής έχει την ακόλουθη μορφή:

$$f(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = \frac{\Gamma[(v+1)/2]}{\sqrt{\pi} \Gamma(v/2)} (v-2)^{\frac{-1}{2}} \frac{1}{\sqrt{h_t}} \left[1 + \frac{u_t^2}{h_t(v-2)}\right]^{\frac{-(v+1)}{2}} \quad (5.18)$$

όπου Γ είναι η συνάρτηση Gamma και v είναι οι βαθμοί ελευθερίας που πρέπει να είναι μεγαλύτεροι από 2. Όταν οι βαθμοί ελευθερίας τείνουν στο άπειρο, τότε η t κατανομή γίνεται κανονική. Έτσι λιγότεροι βαθμοί ελευθερίας συνεπάγονται πιο παχιές ουρές.

Η υπό συνθήκη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της GED κατανομής ορίζεται ως εξής:

$$f(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) = \frac{v \exp\left[\left(\frac{-1}{2}\right) \left| \frac{u_t}{\delta \sqrt{h_t}} \right|^v\right]}{\delta 2^{\frac{v+1}{v}} \Gamma\left(\frac{1}{v}\right) \sqrt{h_t}} \quad (5.19)$$

όπου Γ είναι η συνάρτηση Gamma και v είναι η παράμετρος από την οποία φαίνεται πόσο παχιές είναι οι ουρές της κατανομής. Όταν $v=2$, τότε η GED κατανομή μετατρέπεται σε κανονική κατανομή. Σε περίπτωση που $v < 2$ τότε οι ουρές της κατανομής είναι πιο παχιές ενώ όταν ισχύει $v > 2$ τότε η κανονική κατανομή έχει πιο παχιές ουρές από την GED κατανομή. Επίσης ισχύει:

$$\delta = \sqrt{\left(\frac{2^{(2/v)} \Gamma(1/v)}{\Gamma(3/v)}\right)} \quad (5.20)$$

Αν επιλέγεται ένα GARCH μοντέλο τότε η εκτίμηση των παραμέτρων γίνεται με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood Estimation). Σύμφωνα με τη μέθοδο αυτή αποφασίζονται μια σειρά από παραμέτρους από το δείγμα δεδομένων οι οποίες είναι οι καταλληλότερες για την μεγιστοποίηση της συνάρτησης log-likelihood. Με αυτό τον τρόπο σχηματίζεται η συνάρτηση της πιθανοφάνειας.

5.2.1.3 Αυτοσυσχέτιση

Η αυτοσυσχέτιση του διαταρακτικού όρου συνιστά την παραβίαση μιας από τις βασικότερες υποθέσεις της ανάλυσης παλινδρόμησης. Συγκεκριμένα η παραβίαση αυτή προκύπτει όταν οι τιμές του διαταρακτικού όρου δεν είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους. Αυτό δηλαδή συμβαίνει όταν:

$$E(u_i, u_j) \neq 0 \quad (5.21)$$

Όταν υπάρχει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης τότε οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων των συντελεστών παλινδρομήσεως παραμένουν γραμμικοί αμερόληπτοι και συνεπείς όμως δεν είναι πλέον αποτελεσματικοί. Τα τυπικά σφάλματα είναι μεροληπτικά και ασυνεπή.

Έλεγχος Durbin-Watson

Η στατιστική που χρησιμοποιείται για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης πρώτου βαθμού είναι η ακόλουθη :

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2} \approx 2(1 - \hat{\rho}) \quad (5.22)$$

Η στατιστική αυτή ισούται με το άθροισμα των τετράγωνων των διαφορών των διαδοχικών καταλοίπων προς το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων (RSS). Η μηδενική υπόθεση H_0 που ελέγχεται με την παραπάνω στατιστική είναι η μη ύπαρξη της αυτοσυσχέτισης. Η στατιστική DW κατανέμεται γύρω από την τιμή 2. Αν υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση τότε η στατιστική του τεστ βρίσκεται μεταξύ του μηδενός και του δύο ($0 < DW < 2$). Σε περίπτωση που υπάρχει αρνητική αυτοσυσχέτιση η στατιστική κυμαίνεται από το δύο έως το τέσσερα ($2 < DW < 4$).

Για να διεξάγουμε τον έλεγχο πρέπει να συγκρίνουμε την στατιστική DW με τις δύο ακόλουθες κριτικές τιμές που είναι το κατώτερο όριο d_L και το ανώτερο όριο d_U . Ο κανόνας της απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης είναι ο ακόλουθος:

Αν η στατιστική $DW < d_L$ ή $DW > d_U \rightarrow$ απορρίπτουμε την H_0
Αν η στατιστική $d_L < DW < 4 - d_U \rightarrow$ δεν απορρίπτουμε την H_0
Αν $d_L \leq DW \leq d_U$ ή $4 - d_U \leq DW \leq 4 - d_L \rightarrow$ δεν μπορούμε να αποφανθούμε

Αν και ο συγκεκριμένος έλεγχος έχει πολλά μειονεκτήματα είναι ο πρώτος έλεγχος που γίνεται εμπειρικά για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης. Η ένδειξη λοιπόν ύπαρξης του προβλήματος μας παραπέμπει σε περαιτέρω ελέγχους (Χάλκος, 2006).

Ο έλεγχος Breush-Godfrey για μεγαλύτερης τάξης αυτοσυσχέτισης

Αν υπάρχουν ενδείξεις ότι η AR διαδικασία είναι μεγαλύτερη από πρώτου βαθμού τότε δεν μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε τον έλεγχο Durbin-Watson καθώς αυτός περιορίζεται στην εξέταση ύπαρξης AR(1). Ένας γενικότερος έλεγχος για μεγαλύτερου βαθμού αυτοσυσχέτιση είναι το τεστ των Breush-Godfrey. Αν για παράδειγμα υποθέτουμε ότι έχουμε το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα AR(p) σύμφωνα με το οποίο έχουμε

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + e_t \quad (5.23)$$

όπου e_t είναι ένας διαταρακτικός όρος με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση σ^2 . Η μηδενική υπόθεση H_0 που ελέγχουμε είναι $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ και σημαίνει ότι δεν έχουμε αυτοσυσχέτιση. Αυτή η στατιστική μπορεί να ελεγχθεί είτε με την κατανομή χ^2 είτε με την κατανομή F. Τα βήματα που ακολουθούμε για το τεστ του ελέγχου είναι τα ακόλουθα:

1. Εκτιμάμε το υπόδειγμα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) και υπολογίζουμε τα κατάλοιπα \hat{u}_t .
2. Εκτιμάμε μια βοηθητική παλινδρόμηση ανάμεσα στα εκτιμημένα κατάλοιπα και τα εκτιμημένα κατάλοιπα με μια σειρά p υστερήσεων και με $N-p$ παρατηρήσεις προκειμένου να εξάγουμε τον συντελεστή προσδιορισμού R^2 .
3. Το κριτήριο βασίζεται στον πολλαπλασιαστή Lagrange δηλαδή υπολογίζουμε την στατιστική $LM = (N-p) * R^2$ και αν $LM > \chi_{\alpha, p}^2$ τότε απορρίπτουμε την H_0 και υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

Για την επίλυση του προβλήματος της αυτοσυσχέτισης προσθέτουμε στο υπόδειγμα μας μια AR(p) διαδικασία ανάλογα με τον βαθμό p της αυτοσυσχέτισης.

5.2.1.4 Ετεροσκεδαστικότητα

Μια από τις υποθέσεις στις οποίες βασίζεται η ανάλυση παλινδρόμησης είναι ότι η διακύμανση του διαταρακτικού όρου παραμένει σταθερή για όλες τις παρατηρήσεις δηλαδή παρουσιάζει ομοσκεδαστικότητα.

$$Var(u_i | X_{i1}, \dots, X_{in}) = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (5.24)$$

Συχνά όμως αυτή η υπόθεση παραβιάζεται λόγω της μεταβλητότητας σε επίπεδα του μεγέθους των ερμηνευτικών μεταβλητών ή λόγω σφάλματος εξιδεικεύσεως με αποτέλεσμα οι εκτιμητές να είναι αμερόληπτοι, συνεπείς άλλα όχι αποτελεσματικοί λόγω μεροληψίας στην εκτίμηση της διακύμανσης των παραμέτρων (Χαλκος, 2006).

Γενικός έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας κατά White

Ο έλεγχος με το κριτήριο White είναι ένας γενικός έλεγχος με την έννοια ότι δεν προϋποθέτει οι διαταρακτικοί όροι να ακολουθούν την κανονική κατανομή ή να έχουμε εντοπίσει τις μεταβλητές που προκαλούν την ετεροσκεδαστικότητα (White, 1980). Ο έλεγχος αυτός διεξάγεται χρησιμοποιώντας το LM τεστ αφού πρώτα υπολογίσουμε το συντελεστή προσδιορισμού R^2 της βοηθητικής παλινδρόμησης που προκύπτει από την εκτίμηση των υψωμένων στο τετράγωνο καταλοίπων μιας OLS παλινδρόμησης με τις ερμηνευτικές μεταβλητές, τα τετράγωνα τους, όλα τα γινόμενα τους και έναν σταθερό όρο. Η μηδενική υπόθεση H_0 : δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα απορρίπτεται αν $n * R^2 > \chi_{\beta\epsilon}^2$ όπου $\beta\epsilon$ είναι οι βαθμοί ελευθερίας ίσοι με τον αριθμό των ανεξάρτητων μεταβλητών της βοηθητικής παλινδρόμησης.

Το πλεονέκτημα του τεστ του White είναι ότι μπορεί να εντοπίσει μορφές ετεροσκεδαστικότητας οι οποίες είναι περισσότερο σύνθετες από την απλή αναλογική μορφή. Σε περίπτωση ύπαρξης ετεροσκεδαστικότητας επιλέγονται εκτιμητές με συνεπείς διακυμάνσεις κατά White στην ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας, οι οποίοι ασυμπτωτικά είναι περισσότερο αποτελεσματικοί από τους κλασσικούς OLS εκτιμητές (Gujarati, 2003).

5.2.1.5 Έλεγχος επιδράσεων ARCH

Το τεστ ARCH είναι ένα τεστ πολλαπλασιαστή Lagrange (LM) για τον έλεγχο της ύπαρξης αυτοπαλίνδρομης υπό συνθήκη ετεροσκεδαστικότητας (ARCH) στα κατάλοιπα (Engle, 1982). Έχει παρατηρηθεί ιδιαίτερα σε δεδομένα χρηματοοικονομικών χρονολογικών σειρών ότι η μεταβλητότητα εμφανίζεται σε δέσμες (clusters) με αποτέλεσμα υψηλές αποδόσεις να ακολουθούν υψηλές αποδόσεις και αντίστοιχα χαμηλές αποδόσεις να έπονται χαμηλών αποδόσεων. Αυτό σημαίνει ότι το μέγεθος των καταλοίπων επηρεάζεται από το μέγεθος των πρόσφατων καταλοίπων. Σε περίπτωση που αγνοήσουμε το αποτέλεσμα ARCH αυτό θα έχει ως συνέπεια οι εκτιμητές μας να έχουν μειωμένη αποτελεσματικότητα (Brooks, 2008).

Η στατιστική LM του ARCH τεστ από μια βοηθητική παλινδρόμηση. Για να ελέγξουμε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει αποτέλεσμα ARCH τάξης q στα κατάλοιπα τρέχουμε την παλινδρόμηση:

$$e_t^2 = \beta_0 + \sum_{s=1}^q \beta_s e_{t-s}^2 + u_t \quad (5.25)$$

όπου e_i είναι τα κατάλοιπα. Παλινδρομούμε δηλαδή το τετράγωνο των καταλοίπων με ένα σταθερό όρο και το τετράγωνο των καταλοίπων με υστέρηση τάξης q . Στη συνέχεια υπολογίζουμε την στατιστική $LM=n \cdot R^2$ όπου R^2 ο συντελεστής προσδιορισμού της βοηθητικής παλινδρόμησης και συγκρίνουμε την τιμή της με αυτή της κατανομής $\chi^2(q)$. Αν $LM > \chi^2(q)$ τότε απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση και προχωρούμε στην εκτίμηση του υποδείγματος μας με το μοντέλο GARCH.

5.2.1.6 Πολυσυγγραμμικότητα

Άλλη μία βασική υπόθεση της πολλαπλής γραμμικής παλινδρόμησης είναι ότι οι ερμηνευτικές μεταβλητές δεν πρέπει να συσχετίζονται μεταξύ τους. Το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας οφείλεται στο γεγονός ότι πολλές οικονομικές μεταβλητές μεταβάλλονται ταυτόχρονα διαχρονικά αλλά και λόγω της χρήσης μεταβλητών με υστέρηση σε ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης. Το βασικό χαρακτηριστικό των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων στα οποία υπάρχει το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας είναι οι υψηλές τιμές του συντελεστή προσδιορισμού (κοντά στη μονάδα) με μεγάλα τυπικά σφάλματα και χαμηλές τιμές των t-statistic των εκτιμητών.

Συντελεστής διόγκωσης της διακύμανσης

Ο συντελεστής διόγκωσης της διακύμανσης (Variance Inflation Factor) ορίζεται ως εξής:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (5.26)$$

όπου το R_j^2 παριστάνει το συντελεστή προσδιορισμού ανάμεσα στην ερμηνευτική μεταβλητή j και σε στις υπόλοιπες που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα. Ο συντελεστής αυτός μας δείχνει την ταχύτητα με την οποία αυξάνεται η διακύμανση του εκτιμητή όταν υπάρχει πολυσυγγραμμικότητα. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του VIF τόσο μεγαλύτερο είναι το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας. Δεν υπάρχει κάποια κριτική τιμή για να συγκριθεί η τιμή του VIF . Ένας πρακτικός κανόνας είναι ότι αν η τιμή του VIF είναι μεγαλύτερη από το 10 και αυτό συμβαίνει όταν $R_j^2 > 0,90$, τότε η αντίστοιχη μεταβλητή j δημιουργεί το πρόβλημα (Χάλκος, 2006).

5.2.1.7 Σφάλμα Εξιδείκευσης

Τα σφάλματα εξιδείκευσης προκύπτουν από την λανθασμένη υιοθέτηση της αλγεβρικής μορφής του υποδείγματος και μπορεί να οφείλονται στην παράλειψη μιας σχετικής μεταβλητής, στη συμπερίληψη μιας περιττής μεταβλητής, σε λάθος μετρήσεις της εξαρτημένης ή των ερμηνευτικών μεταβλητών και στην υιοθέτηση λάθος συναρτησιακής σχέσης. Σε περίπτωση συμπερίληψης μιας περιττής μεταβλητής οι συνέπειες δεν είναι τόσο σοβαρές αν όμως παραλείψουμε μια σημαντική μεταβλητή τότε οι εκτιμητές μας θα είναι μεροληπτικοί και ασυνεπείς ενώ αν υπάρχουν λάθη στις μετρήσεις των ανεξάρτητων μεταβλητών τότε οι εκτιμητές θα είναι μεροληπτικοί και συνεπείς (Χάλκος, 2006).

Έλεγχος RESET του Ramsey

Ένας γενικός έλεγχος σφαλμάτων εξιδεικεύσεως είναι ο έλεγχος RESET (Regression Specification Error Test) του Ramsey ο οποίος βασίζεται σε έναν έλεγχο F σύμφωνα με τον τύπο:

$$F = \frac{\frac{R_{new}^2 - R_{old}^2}{k}}{\frac{1 - R_{new}^2}{n - z}} \quad (5.27)$$

όπου R_{old}^2 είναι το R^2 της αρχικής παλινδρόμησης, R_{new}^2 είναι το R^2 της νέας παλινδρόμησης όπου στο αρχικό μοντέλο εισάγουμε τις εκτιμημένες τιμές της εξαρτημένης ως ερμηνευτικές μεταβλητές υψωμένες σε κάποια δύναμη ανάλογα με το βαθμό μη γραμμικότητας που υποπτευόμαστε, k είναι ο αριθμός των νέων ανεξάρτητων μεταβλητών, n ο αριθμός των παρατηρήσεων και z ο αριθμός των παραμέτρων του νέου υποδείγματος.

Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης H_0 ότι δεν υπάρχει σφάλμα εξιδείκευσης γίνεται με την στατιστική F για δεδομένο επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας με k και $n-z$ βαθμούς ελευθερίας. Σε περίπτωση σφάλματος εξιδείκευσης η προσθήκη της ανεξάρτητης μεταβλητής που είναι στατιστικά σημαντική στο υπόδειγμα υψωμένη στη δεύτερη ή τρίτη δύναμη διόρθωσε το πρόβλημα.

5.3 Μοντελοποίηση των προσδιοριστικών παραγόντων των τραπεζικών κινδύνων (δεύτερο στάδιο)

Σκοπός του δεύτερου σταδίου είναι η συσχέτιση των συντελεστών βήτα που εκτιμήσαμε στο πρώτο στάδιο με συγκεκριμένες λογιστικές μεταβλητές του ισολογισμού και των καταστάσεων αποτελεσμάτων χρήσης και ταμειακών ροών κάθε τράπεζας ώστε να προσδιορίσουμε ποιες λογιστικές μεταβλητές περιγράφουν καλύτερα τους τραπεζικούς κινδύνους. Για την μοντελοποίηση των ερμηνευτικών μεταβλητών των τραπεζικών κινδύνων θα χρησιμοποιήσουμε Panel δεδομένα ώστε να λάβουμε υπόψη τη διάσταση του χώρου και του χρόνου. Η χρήση δεδομένων Panel κρίνεται επιβεβλημένη όχι μόνο λόγω του μικρού αριθμού των ελληνικών τραπεζών αλλά και για να επιτύχουμε ακριβέστερη εκτίμηση των παραμέτρων που ερμηνεύουν τους τραπεζικούς κινδύνους. Στη βιβλιογραφία πλήθος ερευνών εκτιμά αυτές τις παραμέτρους με την ανάλυση διαστρωματικών στοιχείων (Beaver, Kettler και Scholes, 1970; Jahankhani και Lynge, 1980; Chun και Ramasamy, 1989; Hodgson και Clarke, 2000; Toms et. al., 2005; Elyasiani και Mansur, 2005). Στην πραγματικότητα δεν πρόκειται για διαστρωματικά στοιχεία μιας περιόδου αφού προκύπτουν από την άθροιση λογιστικών μεταβλητών διαφορετικών χρονικών περιόδων που εν συνεχεία διαιρούνται με τον αριθμό των ετών.

Η κατασκευή του μοντέλου αυτού του σταδίου στηρίζεται στο θεωρητικό μοντέλο αποσύνθεσης του κινδύνου του Hamada (1972) το οποίο και θα επεκτείνουμε ώστε να συμπεριλάβουμε αρχικά το ριψοκίνδυνο χρέος (*risky debt*) (Bierman και Oldfield; 1979). Ακολούθως θα λάβουμε υπόψη τους διαφορετικούς κλάδους στους οποίους δραστηριοποιείται μια επιχείρηση και την αναλογία των περιουσιακών στοιχείων που διαθέτει σε κάθε δραστηριότητα (Mohr, 1985) και τέλος θα ενσωματώσουμε στο μοντέλο τα ποιοτικά στοιχεία των περιουσιακών στοιχείων, της κεφαλαιακής δομής καθώς και των δραστηριοτήτων εκτός ισολογισμού.

Ο Hamada (1972) απέδειξε ότι ο συντελεστής βήτα (β) μιας μοχλευμένης επιχείρησης μπορεί να διασπαστεί σε δύο μέρη: στο συστηματικό κίνδυνο μιας μη μοχλευμένης επιχείρησης (β_u) δηλαδή μιας επιχείρησης που δεν έχει ξένα κεφάλαια και στο αποτέλεσμα της χρηματοοικονομικής μόχλευσης με το συντελεστή βήτα της μη μοχλευμένης επιχείρησης. Η σχέση αυτή μπορεί να γραφεί ως εξής:

$$\beta = \beta_u + \frac{D}{E} * \beta_u \quad (5.28)$$

όπου D/E είναι η αναλογία των ξένων κεφαλαίων στα ίδια κεφάλαια και αντιπροσωπεύει τη μόχλευση της επιχείρησης. Επομένως ο συστηματικός κίνδυνος μιας επιχείρησης (β) εξαρτάται από τον επιχειρηματικό κίνδυνο (β_u) τον οποίο φέρουν αποκλειστικά οι μέτοχοι και τον χρηματοοικονομικό κίνδυνο ο οποίος μετράται ως $(D/E)/\beta_u$. Αυτό σημαίνει ότι η επίδραση των ξένων κεφαλαίων επιδρά αυξητικά στο συντελεστή βήτα μιας επιχείρησης. Οι Kao et. al. (1998) απέδειξαν ότι κατά τη διάρκεια περιόδων οικονομικής άνθησης και καθώς αυξάνουν οι πωλήσεις των επιχειρήσεων, αυτές που έχουν υψηλό βαθμό χρηματοοικονομικής μόχλευσης εμφανίζουν υψηλότερα κέρδη ανά μετοχή σε σχέση με επιχειρήσεις χωρίς ξένα κεφάλαια αλλά και μεγαλύτερη μεταβλητότητα. Από την παραπάνω εξίσωση βλέπουμε ακόμη ότι και τα δύο συστατικά του κινδύνου συσχετίζονται θετικά με το συντελεστή βήτα της επιχείρησης.

Μια από τις υποθέσεις του μοντέλου του Hamada (1972) είναι ότι το χρέος της επιχείρησης τιμολογείται με το επιτόκιο άνευ κινδύνου εφόσον οι επιχειρήσεις μπορούν να δανειστούν απεριόριστα. Οι Bierman και Oldfield (1979) και ο Conine (1980) διόρθωσαν αυτή την αδυναμία του μοντέλου του Hamada αντικαθιστώντας το επιτόκιο άνευ κινδύνου με την αναμενόμενη απόδοση του ρισοκίνδυνου χρέους (*risky debt*). Επιπροσθέτα από τη στιγμή που η απόδοση του χρέους δηλαδή το χρηματοοικονομικό κόστος μειώνει την απόδοση της επιχείρησης, ο συντελεστής β του χρέους (β_{debt}) αναμένεται να έχει αρνητική τιμή. Υπό αυτό το πρίσμα ο συντελεστής β μπορεί γενικά να εκφραστεί ως ο σταθμισμένος μέσος όρος του συντελεστή βήτα των περιουσιακών στοιχείων και του ρισοκίνδυνου χρέους:

$$\beta = \left(1 + \frac{D}{E}\right) \beta_u + \left(\frac{D}{E}\right) \beta_{debt} \quad (5.29)$$

Σε αυτή τη περίπτωση η αύξηση του χρέους έχει δύο διαφορετικά και αντισταθμιστικά αποτελέσματα στο συντελεστή βήτα της επιχείρησης. Πρώτον μια αύξηση του χρέους αυξάνει την χρηματοοικονομική μόχλευση της επιχείρησης με αποτέλεσμα την αύξηση της μεταβλητότητας των κερδών και του συντελεστή βήτα. Δεύτερον ένα αυξημένο χρέος αυξάνει το χρηματοοικονομικό κόστος για την επιχείρηση και έτσι αυξάνεται ο συντελεστής βήτα του ρισοκίνδυνου χρέους, ο οποίος λόγω της αρνητικής τιμής που παίρνει λειτουργεί αντισταθμιστικά στον συντελεστή βήτα.

Αν και η παραπάνω προσέγγιση μπορεί να εξηγήσει ικανοποιητικά τον κίνδυνο μιας επιχείρησης εντούτοις στην περίπτωση των τραπεζικών ιδρυμάτων αποδεικνύεται πολύ περιοριστική. Σύμφωνα με το Mohr (1985) μια επιχείρηση με πολλές δραστηριότητες

αναμένεται να εμφανίζει διαφορετικό συντελεστή βήτα για κάθε μια από αυτές. Με άλλα λόγια ο συντελεστής βήτα μιας επιχείρησης με διάφορους κλάδους θα ισούται με το σταθμισμένο άθροισμα των συντελεστών βήτα του κάθε κλάδου. Υπό αυτή τη γενίκευση ο συντελεστής βήτα της μη μοχλευμένης επιχείρησης υπολογίζεται ως εξής:

$$\beta_u = p_1\beta_1 + p_2\beta_2 + \dots = \sum_a p_a \beta_a \quad (5.30)$$

όπου β_a ο συντελεστής βήτα του περιουσιακού στοιχείου a σταθμισμένος με την αναλογία του περιουσιακού στοιχείου στο σύνολο του ενεργητικού της τράπεζας p_a . Καθώς η απόδοση των περιουσιακών στοιχείων και της αγοράς κινούνται μαζί οι συντελεστές β_a είναι θετικοί. Ανάλογα μπορούμε να σκεφτούμε και για τις υποχρεώσεις των τραπεζών όπως τις καταθέσεις, το μακροπρόθεσμο χρέος και διάφορα άλλα στοιχεία του παθητικού αφού έχουν διαφορετική ληκτότητα, επιτοκιακό κίνδυνο όπως και κίνδυνο αθέτησης της υποχρέωσης:

$$\beta_{debt} = q_1\beta_1 + q_2\beta_2 + \dots = \sum_d q_d \beta_d \quad (5.31)$$

όπου q_d είναι η αναλογία του χρέους d στο σύνολο του παθητικού. Οι αποδόσεις όμως των υποχρεώσεων είναι αρνητικές για την τράπεζα και έτσι ο συντελεστής β_d παίρνει αρνητικές τιμές. Η υπόθεση των θετικών βήτα των στοιχείων του ενεργητικού και των αρνητικών βήτα για το παθητικό θα εξεταστεί στο εμπειρικό μέρος.

Το βασικό μειονέκτημα της ανωτέρω θεώρησης είναι ότι στηρίζεται μόνο σε ποσοτικά στοιχεία και αγνοεί την ποιότητα των στοιχείων αυτών. Όσον αφορά τα τραπεζικά ιδρύματα η ποιότητα των στοιχείων αυτών αντικατοπτρίζεται από την τιμή του κάθε περιουσιακού στοιχείου. Για παράδειγμα από την ποιότητα του χαρτοφυλακίου δανείων μιας τράπεζας αναμένεται να επηρεάζεται και ο κίνδυνος αγοράς αλλά και επιτοκίου. Παρόμοια η υγιής κεφαλαιακή διάρθρωση συμβάλλει στη χρηματοδότηση χαμηλού κόστους με αποτέλεσμα χαμηλότερο κίνδυνο και λιγότερα έξοδα για τόκους. Ακόμη η σύνθεση των εσόδων μιας τράπεζας μπορεί να επηρεάσει τον κίνδυνο αγοράς ανάλογα με την συνδιακύμανση αυτών με την αγορά. Περισσότερο διαφοροποιημένες τράπεζες πιθανόν να εμφανίζουν μικρότερο κίνδυνο αγοράς καθώς τα έσοδα τους θα επηρεάζονται λιγότερο από τις μεταβολές του γενικού δείκτη της αγοράς. Επομένως τα μοντέλα που ερμηνεύουν τον κίνδυνο θα πρέπει να λαμβάνουν υπόψη τους αυτά τα στοιχεία. Γι' αυτούς τους λόγους το μοντέλο που θα εκτιμήσουμε σε αυτό το στάδιο είναι το κατωτέρω:

$$\beta_{\alpha} = \beta_0 + \beta_1 DANERG + \beta_2 GROSM + \beta_3 DEPDAN + \beta_4 NIINI + \beta_5 CASENRG + \varepsilon_t \quad (5.32)$$

όπου β_{α} είναι ο συντελεστής βήτα της αγοράς που αντιπροσωπεύει το συστηματικό κίνδυνο, *DANERG* είναι η αναλογία των δανείων στο ενεργητικό, *GROSM* είναι το περιθώριο μικτού κέρδους, *DEPDAN* είναι ο λόγος καταθέσεων-δανείων, *NIINI* είναι η αναλογία εσόδων εκτός τόκων προς έσοδα τόκων και *CASENRG* είναι το ποσοστό των ρευστών διαθέσιμων στο σύνολο του ενεργητικού και ε_t ο διαταρακτικός όρος. Προχωρώντας ένα βήμα παραπέρα υπολογίζουμε το μη συστηματικό κίνδυνο από την τυπική απόκλιση των καταλοίπων του πρώτου σταδίου ώστε να δούμε αν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ των λογιστικών μεταβλητών και του μη συστηματικού κινδύνου. Το μοντέλο που θα εκτιμήσουμε είναι της μορφής:

$$\sigma_{\varepsilon_t} = \beta_0 + \beta_1 DANERG + \beta_2 EPS + \beta_3 ZIMDAN + \beta_4 MOXL + \varepsilon_t \quad (5.33)$$

όπου *EPS* είναι τα κέρδη ανα μετοχή, *DANERG* είναι όπως και προηγουμένως η αναλογία των δανείων στο σύνολο του ενεργητικού, *ZIMDAN* είναι το ποσοστό των δανείων που επιβαρύνει τα αποτελέσματα μέσω προβλέψεων, *MOXL* είναι η αναλογία των ξένων κεφαλαίων στα ίδια κεφάλαια και ε_t είναι ο διαταρακτικός όρος. Η εκτίμηση των μοντέλων (5.32) και (5.33) θα γίνει με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων σε δεδομένα Panel.

5.3.1 Ανάλυση δεδομένων Panel

Ονομάζουμε δεδομένα Panel το συνδυασμό διαστρωματικών στοιχείων και χρονολογικών σειρών. Τα δεδομένα Panel χρησιμοποιούνται ολοένα και περισσότερο στην έρευνα της οικονομικής επιστήμης. Συνήθως σε δεδομένα Panel ο αριθμός των διαστρωματικών στοιχείων (*N*) είναι μεγάλος συγκρινόμενος με τον αριθμό των χρονικών περιόδων (*T*) γι' αυτό και το ενδιαφέρον εστιάζεται στην ετερογένεια μεταξύ των στρωμάτων που οφείλεται στις επιδράσεις μη παρατηρούμενων μεταβλητών. Οι τελευταίες ονομάζονται και μη παρατηρούμενα συστατικά (*unobserved components*) ή άδηλες μεταβλητές (*latent variables*).

Για την εκτίμηση ενός υποδείγματος Panel θα πρέπει να προσδιορίσουμε τη φύση της μη παρατηρούμενης μεταβλητής αφού προηγουμένως ελέγξουμε τις μεταβλητές μας για στασιμότητα και το υπόδειγμα για ετεροσκεδαστικότητα, αυτοσυσχέτιση, σφάλμα εξειδίκευσης και κανονικότητα σύμφωνα με τους ελέγχους που πρότεινε ο Halkos (2003).

Αν η μη παρατηρούμενη μεταβλητή θεωρηθεί τυχαία τότε το υπόδειγμα που προκύπτει ονομάζεται υπόδειγμα τυχαίων επιδράσεων (*Random Effects*) ενώ αν θεωρηθεί σταθερή τότε το υπόδειγμα χαρακτηρίζεται ως σταθερών επιδράσεων (*Fixed Effects*). Στην πρώτη περίπτωση η μη παρατηρούμενη μεταβλητή θεωρείται ως μια τυχαία μεταβλητή ενώ στη δεύτερη ως μια παράμετρος προς εκτίμηση. Οι εκτιμητές που προκύπτουν από την παλινδρόμηση του υποδείματος σταθερών επιδράσεων ονομάζονται εντός εκτιμητές (*within estimators*) αφού για την εκτίμηση τους χρησιμοποιείται η μεταβλητότητα των παρατηρήσεων γύρω από το μέσο των στρωμάτων δηλαδή εντός των διαστρωματικών στοιχείων ενώ οι εκτιμητές του υποδείματος τυχαίων επιδράσεων είναι γνωστοί ως μεταξύ εκτιμητές (*between estimators*). Η χρήση του υποδείματος σταθερών επιδράσεων είναι καταλληλότερη όταν χρησιμοποιούνται δεδομένα πληθυσμού.

5.3.1.1 Έλεγχος F για την ύπαρξη σταθερών επιδράσεων

Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης ότι δεν υπάρχουν σταθερές επιδράσεις γίνεται με την στατιστική F την οποία υπολογίζουμε από την ακόλουθη σχέση:

$$F_{N-1, NT-N-K} = \frac{(SSE_{pooled} - SSE_{fix}) / (N-1)}{SSE_{fix} / (NT-K-N)} \quad (5.32)$$

όπου SSE_{pooled} = άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων από την παλινδρόμηση των συνδυασμένων στοιχείων

SSE_{fix} = άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων του υποδείματος σταθερών επιδράσεων

Η τιμή της στατιστικής F στη συνέχεια θα πρέπει να συγκριθεί με την κριτική τιμή της F με $N-1$ και $NT-N-K$ βαθμούς ελευθερίας όπου N ο αριθμός των στρωμάτων και T ο αριθμός των περιόδων. Αν η στατιστική F είναι μεγαλύτερη της κριτικής τιμής τότε απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχουν σταθερές επιδράσεις.

5.3.1.2 Έλεγχος Hausman για την ύπαρξη τυχαίων επιδράσεων

Η βασική υπόθεση του υποδείματος των τυχαίων επιδράσεων είναι ότι ο διαταρακτικός όρος δεν συσχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Ο έλεγχος του Hausman είναι ένας γενικός έλεγχος της σωστής εξιδείκευσης του υποδείματος. Η

μηδενική υπόθεση που ελέγχουμε είναι ότι οι τυχαίες επιδράσεις, που αποτελούν συστατικό του διαταρακτικού όρου, είναι ασυσχέτιστες με τις ερμηνευτικές μεταβλητές. Ο έλεγχος στηρίζεται στη διαφορά ανάμεσα στον εκτιμητή των τυχαίων επιδράσεων και στον εκτιμητή σταθερών επιδράσεων και γίνεται με την στατιστική m_1 η οποία υπολογίζεται ως εξής:

$$m_1 = \hat{q}_1 [Var(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1 \quad (5.33)$$

$$\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{within} - \hat{\beta}_{GLS} \quad (5.34)$$

$$Var(\hat{q}_1) = Var(\hat{\beta}_{within}) - Var(\hat{\beta}_{GLS}) \quad (5.35)$$

Η στατιστική αυτή ακολουθεί την κατανομή χ^2 με K βαθμούς ελευθερίας, όπου K είναι ο αριθμός των ερμηνευτικών μεταβλητών. Η μηδενική υπόθεση ότι οι μη παρατηρούμενες επιδράσεις δεν συσχετίζονται με τις ερμηνευτικές μεταβλητές απορρίπτεται αν $m_1 > \chi^2_{\alpha, K}$.

5.4 Περιγραφή δεδομένων

5.4.1 Δεδομένα μεταβλητών του μοντέλου εκτίμησης κινδύνων

5.4.1.1 Υποδειγματοποίηση αποδόσεων τραπεζικών μετοχών

Το δείγμα μας αποτελείται από 10 ελληνικές τράπεζες που διαπραγματεύονται στο Χρηματιστήριο Αξιών Αθηνών (ΧΑΑ) και 10 ιταλικές τράπεζες που είναι εισηγμένες στο χρηματιστήριο της Ιταλίας. Αφού προσαρμόσαμε τις τιμές των μετοχών προκειμένου να μεριμνήσουμε για τις διασπάσεις (*splits*) λόγω αύξησης του μετοχικού κεφαλαίου υπολογίσαμε τις ημερήσιες αποδόσεις των μετοχών των τραπεζών. Ο λόγος που υπολογίσαμε τις αποδόσεις των τραπεζών χωριστά την κάθε μια και όχι την απόδοση μιας σύνθεσης ενός χαρτοφυλακίου από αυτές είναι για να έχουμε ακριβή εκτίμηση του κινδύνου κάθε τράπεζας και όχι του τραπεζικού κλάδου συνολικά (Elyasiani και Mansur, 1998). Αυτό θα μας επιτρέψει στο δεύτερο στάδιο της έρευνας να πετύχουμε καλύτερη εκτίμηση της σχέσης των λογιστικών μεταβλητών και των κινδύνων.

5.4.1.2 Υποδειγματοποίηση κινδύνου αγοράς

Ο γενικός δείκτης του ΧΑΑ (GD) και του ιταλικού χρηματιστηρίου (MIBTEL) χρησιμοποιήθηκαν ως αντιπροσωπευτικές μεταβλητές του κινδύνου αγοράς. Καθώς υπολογίζονται από το σταθμισμένο άθροισμα των υψηλότερων σε κεφαλαιοποίηση εταιριών μπορούμε να θεωρήσουμε ότι αποτελούν το χαρτοφυλάκιο αγοράς. Για να υπάρχει συνέπεια με την εξαρτημένη μεταβλητή του υποδείγματος υπολογίσαμε τις ημερήσιες αποδόσεις. Η πρακτική αυτή ακολουθείται άλλωστε από την πλειοψηφία των ερευνητών (Aharony et. al., 1988; Allen και Wilhelm, 1988; Unal, 1989; Bundt et. al., 1992; Elyasiani και Mansur, 2005; Agusman et. al., 2008).

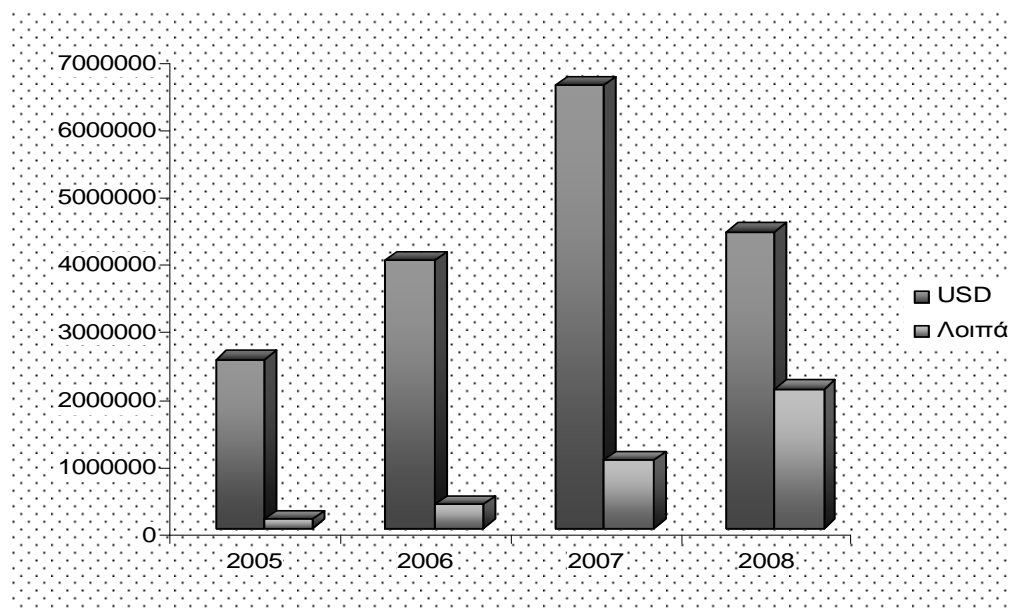
5.4.1.3 Υποδειματοποίηση επιτοκιακού κινδύνου

Οι αποδόσεις του 3μηνου, 12μηνου Euribor και του 10ετούς ομολόγου χρησιμοποιήθηκαν ως αντιπροσωπευτικές μεταβλητές του επιτοκιακού κινδύνου. Ο λόγος που προχωρήσαμε στη διερεύνηση των αποδόσεων τριών επιτοκίων είναι ότι δεν μπορούμε να προσδιορίσουμε από την ανάγνωση των οικονομικών καταστάσεων το άνοιγμα των τραπεζών αφού χρειάζονται αναλυτικότερα στοιχεία από αυτά που δημοσιεύονται. Συνεπώς έπρεπε να εξετάσουμε αν οι αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών επηρεάζονται από τα βραχυπρόθεσμα (3μηνο Euribor), μεσοπρόθεσμα (12μηνο Euribor) και μακροπρόθεσμα (10ετές ομόλογο) επιτόκια. Βασιζόμενοι στην υπόθεση της αποτελεσματικής αγοράς ότι οι αποδόσεις των μετοχών πρέπει να συσχετίζονται μόνο με τις μη αναμενόμενες μεταβολές του επιτοκίου, υπολογίσαμε τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης του επιτοκίου σε ένα AR(1) υπόδειγμα (Flannery και James, 1984b; Elyasiani και Mansur, 1998). Ωστόσο υπάρχουν αρκετές αποδείξεις στη βιβλιογραφία ότι οι μεταβολές των επιτοκίων ασκούν παρόμοια επίδραση αναξάρτητα από τη μορφή τους (Song, 1994).

5.4.1.4 Υποδειματοποίηση συναλλαγματικού κινδύνου

Οι αποδόσεις της συναλλαγματικής ισοτιμίας του ευρώ με το αμερικάνικο δολλάριο αποτέλεσαν την ερμηνευτική μεταβλητή του συναλλαγματικού κινδύνου. Αν και οι τράπεζες έχουν στην κατοχή τους και άλλα νομίσματα εντούτοις το μεγαλύτερο μέρος της συναλλαγματικής θέσης τους είναι σε αμερικάνικα δολλάρια όπως φαίνεται και από τον παραπάνω πίνακα. Η καθαρή συναλλαγματική θέση ορίζεται ως η διαφορά της συναλλαγματικής θέσης του ενεργητικού από το παθητικό.

Διάγραμμα 13 Καθαρή συναλλαγματική θέση των ελληνικών τραπεζών



Πηγή: Υπολογισμοί συγγραφέα από τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων.

5.4.1.5 Συχνότητα δεδομένων

Τα δεδομένα επιλέχθηκαν να είναι σε ημερήσια συχνότητα όπως και στις εργασίες των Brewer και Lee (1990) και των Adjaud και Rahman (1996), επιλογή που ακολούθησαν και οι Chamberlain et. al. (1997) και Agusman et. al. (2008). Πρέπει να πούμε όμως ότι υπάρχουν και αρκετές έρευνες που χρησιμοποίησαν είτε εβδομαδιαία είτε μηνιαία συχνότητα (Flannery και James, 1984b; Wetmore και Brick, 1994; Elyasiani και Mansur, 2005; Stiroh, 2006). Όμως σύμφωνα με τους Baille και Bollerslev (1989) και Andersen και Bollerslev (1997) όσο μεγαλώνει η συχνότητα των δεδομένων παρατηρείται μείωση του αποτελέσματος ARCH και γι' αυτό είναι προτιμότερη η επιλογή ημερήσιων δεδομένων.

5.4.1.6 Υπό εξέταση περίοδος

Εξετάσαμε την πενταετία από 1^η Ιανουαρίου 2004 έως 31 Δεκεμβρίου 2008. Οι λόγοι για την επιλογή του συγκεκριμένου χρονικού διαστήματος είναι οι εξής. Οι πιο πολλές έρευνες που έχουν γίνει όσον αφορά τους κινδύνους των τραπεζών έχουν ελέγξει περιόδους πριν και λίγο μετά την αποκανονικοποίηση και μια έρευνα που θα εστιάσει μόνο στη περίοδο αρκετά μετά την αποκανονικοποίηση θα ρίξει φως στη σύγχρονη φύση των τραπεζικών κινδύνων. Εξάλλου καθώς στην Ευρώπη εφαρμόστηκαν τα Διεθνή Λογιστικά

Πρότυπα από 1.1.2005 μόνο οι ισολογισμοί των εταιριών του 2004 έχουν πριν το 2005 καταρτιστεί σύμφωνα με αυτά. Επομένως οι ισολογισμοί πριν το 2004 είναι καταρτισμένοι σύμφωνα με το λογιστικό σχέδιο που εφαρμόζει κάθε χώρα και γι' αυτό μη συγκρίσιμοι με τους μετέπειτα ισολογισμούς. Η επιλογή λοιπόν προγενέστερων ετών θα απέκλειε την έρευνα του δεύτερου σταδίου λόγω δομικών αλλαγών (*structural breaks*).

5.4.2 Δεδομένα μεταβλητών των μοντέλων συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου

Δημιουργήσαμε για κάθε τράπεζα τις κατωτέρω λογιστικές μεταβλητές χρησιμοποιώντας ετήσια δεδομένα από τις οικονομικές καταστάσεις των τραπεζών για την περίοδο 2004-2008. Η ερμηνεία των λογιστικών μεταβλητών που υπολογίσαμε καθώς και η αναμενόμενη σχέση τους με τους κινδύνους των τραπεζών παρουσιάζεται κατωτέρω:

(1) *CASENRG*= Ταμείο και διαθέσιμα στην Κεντρική Τράπεζα προς το σύνολο του ενεργητικού. Η μεταβλητή αυτή μετράει την ρευστότητα της τράπεζας και αποτελεί ένα δείκτη της ικανότητας της να απορροφάει μη αναμενόμενες μεταβολές των λογαριασμών του ενεργητικού και του παθητικού. Πολλές φορές οι μεταβολές αυτές μπορεί να δημιουργήσουν σοβαρό πρόβλημα στη λειτουργία της τράπεζας και να επιφέρουν ακόμα και την χρεοκοπία της. Όσο μεγαλύτερο το μέγεθος της μεταβλητής αυτής τόσο μεγαλύτερη είναι η ικανότητα της τράπεζας να αντιμετωπίζει βραχυπρόθεσμα προβλήματα ρευστότητας και να μειώνει με αυτό τον τρόπο τον κίνδυνο ρευστότητας. Από την άλλη μεριά η αυξημένη σύνθεση του ενεργητικού από μη κερδοφόρα στοιχεία όπως είναι τα ρευστά διαθέσιμα μειώνει την αποδοτικότητα της τράπεζας. Όσον αφορά το πρόσημο της μεταβλητής αυτής με τον κίνδυνο αναμένουμε να έχει αρνητικό πρόσημο διότι τα υψηλά ποσά ταμειακών διαθεσίμων δείχνουν ότι τα στελέχη της τράπεζας εφαρμόζουν μια συντηρητική πολιτική χωρίς επεκτατικές διαθέσεις (Mansur et. al., 1993).

(2) *ZIMDAN*= Ζημίες απομείωσης για την κάλυψη πιστωτικού κινδύνου προς δάνεια σε πελάτες. Οι τράπεζες ανά τακτά χρονικά διαστήματα είναι υποχρεωμένες να μεταφέρουν στα αποτελέσματα τα δάνεια εκείνα για τα οποία υπάρχουν στοιχεία ότι δεν θα εισπραχθούν. Η αναλογία των δανείων αυτών στο σύνολο των απαιτήσεων κατά πελατών αποτελεί ένα δείκτη της ποιότητας του χαρτοφυλακίου της τράπεζας (Mansur et. al., 1993). Από αυτή την οπτική γωνία αναμένουμε η σχέση της μεταβλητής αυτής να είναι θετική με τον κίνδυνο διότι όσο περισσότερα δάνεια διαγράφει η τράπεζα τόσο χαμηλότερη είναι η ποιότητα του χαρτοφυλακίου των δανείων της και αυτό θα επιδρά αρνητικά στα κέρδη της και την

μελλοντική της βιωσιμότητα. Από την άλλη μεριά όμως επειδή στη λογιστική επιστήμη ισχύει η αρχή της συντηρητικότητας που σημαίνει ότι η αποτίμηση των περιουσιακών στοιχείων θα πρέπει να γίνεται στη χαμηλότερη τιμή μεταξύ τιμής κτήσεως και τρέχουσας, οι τράπεζες που διενεργούν προβλέψεις για επισφαλείς απαιτήσεις πιθανόν να ακολουθούν μια πολιτική εξυγίανσης του χαρτοφυλακίου τους ώστε να εμφανίζουν στα αποτελέσματα μόνο τα πραγματικά και βέβαια κέρδη. Συνεπώς το πρόσημο της μεταβλητής αυτής και του κινδύνου, εφόσον οι επενδυτές αντιλαμβάνονται τις διαγραφές δανείων ως δείγμα της υπευθυνότητας της τράπεζας απέναντι τους, αναμένεται να είναι αρνητικό (Elyasiani και Mansur, 2005). Επειδή οι απόψεις δίστανται σε αυτό το σημείο σχετικά με το πρόσημο της υπό εξέταση μεταβλητής, στο εμπειρικό μέρος θα δούμε τι ισχύει στην περίπτωση των ελληνικών τραπεζών.

(3) $GROSM = \text{Καθαρά έσοδα από τόκους προς έσοδα τόκων}$. Στα μη χρηματοπιστωτικά ιδρύματα ο λόγος αυτός εκφράζει το μικτό περιθώριο κέρδους και δείχνει την ικανότητα της επιχείρησης να λειτουργεί αποτελεσματικά. Στα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα όμως τα πράγματα είναι κάπως διαφορετικά. Τα καθαρά έσοδα από τόκους προκύπτουν από την αφαίρεση των εσόδων τόκων μείον των εξόδων. Τα έσοδα τόκων προέρχονται από την είσπραξη των τόκων των δανείων ενώ τα έξοδα είναι οι τόκοι που πληρώνει η τράπεζα για τις καταθέσεις των πελατών της. Θα λέγαμε λοιπόν ότι αυτή η μεταβλητή εκφράζει το άνοιγμα (*spread*) των επιτοκίων χορηγήσεων και καταθέσεων. Δεδομένου όμως ότι τα επιτόκια καταθέσεων κυμαίνονται μεταξύ ενός μικρού εύρους, για να πετύχει η τράπεζα μεγάλο άνοιγμα θα πρέπει να χορηγήσει υψηλότοκα δάνεια. Αλλά τα δάνεια που έχουν υψηλό επιτόκιο χαρακτηρίζονται και ως πιο ριψοκίνδυνα και συνήθως δεν συνοδεύονται από εξασφαλίσεις όπως για παράδειγμα κάποια υποθήκη. Επομένως αναμένουμε η σχέση της μεταβλητής αυτής και του κινδύνου να είναι θετική.

(4) $NIINI = \text{Έσοδα εκτός τόκων προς έσοδα τόκων}$. Η μεταβλητή αυτή αντιπροσωπεύει την διαφοροποίηση της τράπεζας καθώς μετράει την αναλογία των εσόδων από άλλες δραστηριότητες προς τα έσοδα από τόκους. Πιο συγκεκριμένα τα έσοδα εκτός τόκων περιλαμβάνουν έσοδα από προμήθειες και αμοιβές, έσοδα από ασφαλιστικές δραστηριότητες καθώς και αποτελέσματα τίτλων του εμπορικού και επενδυτικού χαρτοφυλακίου. Όσο μεγαλύτερη η διαφοροποίηση της τράπεζας τόσο μεγαλύτερο μέρος των συνολικών εσόδων θα αντιπροσωπεύουν τα έσοδα από τόκους. Γενικά οι τράπεζες με υψηλό βαθμό διαφοροποίησης αναμένεται να εμφανίζουν μικρότερη μεταβλητότητα των κερδών τους λόγω μικρότερης έκθεσης στους τραπεζικούς κινδύνους. Ωστόσο σε διάφορες έρευνες αναφέρθηκε ότι εξαιτίας του υψηλού βαθμού συσχέτισης των εσόδων εκτός τόκων

και των εσόδων από τόκους το αποτέλεσμα της διαφοροποίησης σε σχέση με τον κίνδυνο δεν ήταν το αναμενόμενο (Stiroh, 2006). Επομένως είναι εμπειρικό θέμα να διερευνήσουμε τη σχέση κινδύνου και διαφοροποίησης.

(5) *DEPDAN*= Υποχρεώσεις πελατών προς δάνεια σε πελάτες. Οι υποχρεώσεις πελατών είναι οι καταθέσεις της τράπεζας. Όσο αυξάνεται το ποσό των καταθέσεων αυξάνεται και η ρευστότητα της τράπεζας. Ταυτόχρονα υψηλά ποσά καταθέσεων σημαίνει ότι η τράπεζα προσελκύει εύκολα καταθέτες και έτσι αποκτά ρευστά διαθέσιμα χαμηλού κόστους μιας και το επιτόκιο των καταθέσεων είναι πολύ μικρό σε σχέση με άλλες μορφές χρηματοδότησης όπως είναι η έκδοση ομολογιών. Ακόμη ο μεγάλος αριθμός πελατών σημαίνει ότι οι τελευταίοι δείχνουν εμπιστοσύνη στην τράπεζα και τη διοίκηση της. Μπορούμε να πούμε ότι όσο μεγαλύτερος είναι ο λόγος των καταθέσεων σε σχέση με το σύνολο των δανείων σε πελάτες τόσο πιο εύκολα η τράπεζα μπορεί να δημιουργεί θετικές ταμειακές ροές χαμηλού κόστους και ρίσκου. Επομένως η σχέση του λόγου καταθέσεων προς δάνεια και κινδύνου αναμένουμε να είναι αρνητική (Jahankhani και Lynge, 1980; Elyasiani και Mansur, 2005).

(6) *DANERG*= Δάνεια πελατών προς σύνολο ενεργητικού. Ο λόγος αυτός μας δείχνει τη δομή του ενεργητικού της τράπεζας. Το ενεργητικό των τραπεζών αποτελείται από κερδοφόρα και τα μη κερδοφόρα περιουσιακά στοιχεία. Τα κερδοφόρα περιουσιακά στοιχεία, όπως είναι τα δάνεια, αποφέρουν έσοδα στη τράπεζα όμως ενσωματώνουν ένα επίπεδο κινδύνου σε αντίθεση με τα μη κερδοφόρα όπως είναι τα ρευστά διαθέσιμα. Όταν μια τράπεζα χορηγεί πολλά δάνεια αυτό φανερώνει μια επιθετική πολιτική με στόχο την προσέλκυση καινούργιων πελατών. Για να αποκτήσει όμως η τράπεζα μεγαλύτερο μερίδιο πελατών θα πρέπει τα δάνεια να δοθούν με ευνοϊκούς όρους δηλαδή με επιτόκιο χαμηλότερο από τους ανταγωνιστές και σε σχέση με τον αναλαμβανόμενο κίνδυνο. Αυτό σημαίνει ότι η τράπεζα αναλαμβάνει η ίδια το ρίσκο που αναλογεί στον πελάτη με αποτέλεσμα την αύξηση της έκθεσης της στον κίνδυνο. Γι' αυτό το λόγο και το πρόσημο της υπό εξέταση μεταβλητής αναμένεται θετικό (Brewer και Lee, 1986; Agusman et. al., 2008).

(7) *EPS*= κέρδη ανά μετοχή. Υπολογίζεται από τη διαίρεση των καθαρών κερδών με τον αριθμό των μετοχών. Σύμφωνα με τη θεωρία οι κερδοφόρες επιχειρήσεις προτιμώνται από τους επενδυτές αφού μέσω των μερισμάτων ένα μέρος των κερδών θα εισπραχθεί από αυτούς. Επιπλέον μέσω λογαριασμών αποθεματικών ένα μέρος των κερδών ενσωματώνεται στα ίδια κεφάλαια της επιχείρησης που σημαίνει ότι τα επαναλαμβανόμενα κέρδη ενισχύουν την κεφαλαιακή θέση της επιχείρησης, η οποία στην περίπτωση των τραπεζικών ιδρυμάτων έχει σημαντικό ρόλο καθώς σε σχέση με το σύνολο του παθητικού αντιπροσωπεύει ένα

μικρό μέρος. Με άλλα λόγια οι μεταβολές των κερδών ασκούν σημαντική επίδραση στο ύψος της καθαρής θέσης. Φαίνεται λοιπόν πως υπάρχει αρνητική σχέση μεταξύ της κερδοφορίας της επιχείρησης και του κινδύνου.

(8) *MOXL*= η αναλογία των ξένων κεφαλαίων στα ίδια κεφάλαια. Η υπό εξέταση μεταβλητή αποτελεί ένα δείκτη της κεφαλαιακής επάρκειας του χρηματοπιστωτικού ιδρύματος. Ειδικά οι τράπεζες θα πρέπει να έχουν ένα συγκεκριμένο ύψος κεφαλαίου. Το σύμφωνο της Βασιλείας I αναγνώρισε ως το σημαντικότερο παράγοντα για την διαχείριση των κινδύνων την κεφαλαιακή επάρκεια, που στοχεύει να θέσει ένα ελάχιστο επίπεδο ιδίων κεφαλαίων που πρέπει να έχει κάθε πιστωτικό ίδρυμα σε σχέση με τον αναλαμβανόμενο πιστωτικό κίνδυνο. Γι' αυτό το σκοπό δημιουργήθηκε ο συντελεστής φερεγγυότητας ο οποίος ορίζεται ως ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων του πιστωτικού ιδρύματος προς τα στοιχεία του ενεργητικού και τα εκτός ισολογισμού στοιχεία σταθμισμένα με τον κίνδυνο τους. Η ελάχιστη τιμή του εν λόγω συντελεστή καθιερώθηκε στο 8%. Αναμένουμε λοιπόν η μεταβλητή μας να σχετίζεται θετικά με τον κίνδυνο αφού όσο μεγαλύτερη η αναλογία των ξένων κεφαλαίων στα ίδια τόσο μικρότερος θα είναι ο συντελεστής φερεγγυότητας.

Κεφάλαιο 6

Εμπειρικά Αποτελέσματα

6.1 Εκτίμηση των συντελεστών βήτα (πρώτο στάδιο)

Στο πρώτο στάδιο της έρευνας μας εκτιμήσαμε τους κινδύνους αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος για είκοσι ελληνικές και ιταλικές τράπεζες. Το επιτόκιο που χρησιμοποιήσαμε τελικά είναι το δωδεκάμηνο euribor διότι το βραχυπρόθεσμο τρίμηνο euribor και το μακροπρόθεσμο του δεκαετούς ομολόγου ήταν μη στατιστικά σημαντικά στο σύνολο σχεδόν των τραπεζών. Η εκτίμηση έγινε με το GARCH(1,1) μοντέλο ή με κάποιο από τα ασύμμετρα E-GARCH και T-GARCH, ανάλογα με την τιμή των κριτηρίων πληροφόρησης AIC και SBC, αφού όπως προέκυψε από τους διαγνωστικούς ελέγχους, όλες οι εξίσωσεις είχαν αποτέλεσμα ARCH.

Πίνακας 3 Εκτίμηση των κινδύνων αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος την περίοδο

$$2004-2008. R_{i,t} = \beta_0 + \beta_\alpha R_{\alpha,t} + \beta_\epsilon I_t + \beta_\sigma F_t + \varepsilon_{i,t}$$

	Όνομα Τράπεζας	Σταθερός β_0	Αγορά β_α	Επιτόκιο β_ϵ	Συν. Ισοτ. β_σ	R^2	Τύπος Μοντέλου
1	Αγροτική Τράπεζα	-0.0804*** (-5.02)	0.7813*** (28.63)	-0.0476 (-1.01)	0.1023 (1.6)	0.235	GARCH
2	Alpha Bank	-0.0160 (-1.13)	1.1934*** (47.01)	0.0309 (0.71)	-0.0139 (-0.24)	0.568	GARCH
3	Aspis Bank	-0.0941*** (-6.08)	0.8644*** (31.7)	0.0620 (1.24)	0.0419 (0.68)	0.331	E-GARCH
4	Attica bank	-0.0875*** (-4.62)	0.9934*** (33.32)	-0.0289 (-0.49)	0.0174 (0.25)	0.398	E-GARCH
5	Emporiki Bank	-0.0545*** (-3.91)	0.5200*** (20.73)	0.0030 (0.07)	-0.0588 (-1.08)	0.283	GARCH
6	Εθνική Τράπεζα	-0.0098 (-0.76)	1.4268*** (63.21)	0.0709* (1.88)	0.0501 (0.99)	0.750	GARCH
7	Eurobank	-0.0032 (-0.24)	1.1298*** (47.01)	0.0393 (1.04)	0.0710 (1.42)	0.636	GARCH
8	Geniki Bank	-0.0682*** (-4.05)	0.9202*** (31.08)	-0.0035 (-0.07)	0.0372 (0.6)	0.412	GARCH
9	Τράπεζα Κύπρου	0.0005 (0.03)	0.9814*** (28.36)	0.1162** (2.07)	-0.0429 (-0.59)	0.418	T-GARCH
10	Τράπεζα Πειραιώς	-0.0239 (-1.75)	1.1336*** (46.17)	0.0991** (2.45)	0.0136 (0.26)	0.629	GARCH
11	Camfin S.p.a.	-0.1176*** (-3.02)	0.7082*** (19.09)	0.0186 (0.37)	0.0397 (0.6)	0.169	GARCH

12	Carige Bank	-0.0342* (-1.93)	0.5051*** (17.94)	0.0318 (1.11)	0.0332 (0.84)	0.221	E-GARCH
13	Credito Valt. Bank	-0.0191 (-0.63)	1.0495*** (30.16)	0.0617 (1.36)	-0.1319*** (-2.9)	0.343	GARCH
14	Desio e Brianza B.	-0.0409 (-1.38)	0.5389*** (14.26)	0.0507 (1.07)	-0.0460 (-0.71)	0.135	E-GARCH
15	Finnat Bank	-0.1273*** (-3.91)	0.5882*** (18.93)	-0.0117 (-0.25)	-0.0910 (-1.56)	0.156	GARCH
16	Ifis Bank	-0.0273 (-1.02)	0.4184*** (16.11)	0.0467 (1.12)	0.0857 (1.64)	0.131	GARCH
17	Pop Etruria e Lazio	-0.0912*** (-3.41)	0.6693*** (24.94)	0.0156 (0.43)	0.0818* (1.74)	0.260	GARCH
18	Mittel S.p.a.	0.0181 (0.5)	0.5143*** (13.4)	0.0287 (0.61)	0.0994 (1.57)	0.168	GARCH
19	Profilo Bank	-0.0530* (-1.9)	0.7425*** (21.23)	0.0868** (2.13)	-0.0964* (-1.83)	0.270	GARCH
20	Sardegna Bank	-0.0008 (-0.04)	0.2984*** (11.54)	-0.0278 (-0.99)	-0.0108 (-0.29)	0.245	GARCH

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι η στατιστική t. ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Από την ανάγνωση του ανωτέρω πίνακα προκύπτει ότι ο συντελεστής βήτα της αγοράς κυμαίνεται από 0.29 έως 1.42 για το σύνολο των τραπεζών και είναι θετικός και στατιστικά σημαντικός για όλες τις τράπεζες ενώ ο μέσος όρος για τις ελληνικές τράπεζες είναι 0.99 και για τις ιταλικές διαμορφώνεται στο 0.60. Παρατηρούμε λοιπόν πως οι ελληνικές τράπεζες έχουν πιο «επιθετική» συμπεριφορά από τις ιταλικές. Όσον αφορά τον κίνδυνο του επιτοκίου αυτός έχει θετικό πρόσημο και είναι στατιστικά σημαντικός μόνο στο 30% των ελληνικών τραπεζών και στο 10% των ιταλικών τραπεζών ενώ η μέση τιμή του είναι μόλις 0,09. Οι ιταλικές δηλαδή τράπεζες προστατεύονται καλύτερα από τις ελληνικές απέναντι στις μεταβολές των επιτοκίων. Τέλος ο συναλλαγματικός κίνδυνος φαίνεται να μην επηρεάζει καμμία ελληνική τράπεζα ενώ αντίθετα ασκεί επίδραση στο 30% των ιταλικών τραπεζών.

Επειδή όμως οι τραπεζικοί κίνδυνοι μεταβάλλονται στο χρόνο αλλά και για να μπορούμε να βρούμε τη σχέση τους με τα λογιστικά μεγέθη των ετήσιων οικονομικών καταστάσεων θα πρέπει να εκτιμηθούν εκ νέου για κάθε υπό εξέταση έτος. Σε αυτό το στάδιο η ανάλυση μας επικεντρώνεται στις ελληνικές τράπεζες. Το 2004 όπως φαίνεται από τον πίνακα 4 ο κίνδυνος αγοράς είναι στατιστικά σημαντικός για όλες τις τράπεζες ενώ ο κίνδυνος επιτοκίου είναι στατιστικά σημαντικός μόνο για το 40% των τραπεζών. Ακόμη ενώ την πενταετία 2004-2008 καμία τράπεζα δεν φαίνονταν να εκτίθεται στο συναλλαγματικό κίνδυνο το 2004 το 40% των τραπεζών επηρεάζονταν από τις μεταβολές της

συναλλαγματικής ισοτιμίας. Βλέπουμε λοιπόν ότι πράγματι οι τραπεζικοί κίνδυνοι μεταβάλλονται στο χρόνο και οι διοικήσεις των τραπεζών θα πρέπει σε συνεχή βάση να κάνουν εκτίμηση των κινδύνων που αντιμετωπίζουν.

Πίνακας 4 Εκτίμηση των κινδύνων αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος το 2004

	Όνομα Τράπεζας	Σταθερός α_0	Αγορά β_α	Επιτόκιο β_ϵ	Συν. Ισοτ. β_σ	Τύπος Μοντέλου
1	Αγροτική Τράπεζα	-0.1524*** (-4.40)	0.5108*** (7.67)	-0.1427*** (-2.64)	-0.0595 (-0.65)	GARCH
2	Alpha Bank	-0.0065 (-0.23)	1.4182*** (19.28)	0.0320 (0.51)	-0.0572 (-0.56)	OLS
3	Aspis Bank	-0.1205*** (-2.74)	0.8887*** (7.83)	0.2094** (2.23)	0.2780* (1.65)	OLS
4	Attica bank	-0.0940** (-2.43)	1.1418*** (11.67)	0.0376 (0.41)	-0.0783 (-0.57)	GARCH
5	Emporiki Bank	-0.0397 (-1.07)	1.1838*** (15.99)	0.0706 (1.00)	0.0340 (0.31)	GARCH
6	Εθνική Τράπεζα	0.0206 (0.81)	1.4083*** (21.52)	0.1047* (1.89)	0.1551* (1.69)	OLS
7	Eurobank	0.0429* (1.74)	1.2512*** (23.43)	0.0662 (1.32)	0.1539* (1.81)	GARCH
8	Geniki Bank	-0.0072 (-0.22)	0.5561*** (7.39)	0.0175 (0.30)	-0.2098** (-2.28)	GARCH
9	Τράπεζα Κύπρου	0.0071 (0.22)	0.4917*** (5.84)	0.0298 (0.36)	-0.1277 (-1.03)	GARCH
10	Τράπεζα Πειραιώς	0.0079 (0.34)	1.1949*** (18.67)	0.0799* (1.83)	0.0069 (0.08)	GARCH

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι η στατιστική t. ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Ο κίνδυνος της αγοράς εξακολουθεί να συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών και να είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός για όλες τις τράπεζες και το 2005, όπως βλέπουμε στον πίνακα 5. Φαίνεται όμως πως οι τράπεζες έλαβαν όλα εκείνα τα απαραίτητα μέτρα για την «ανοσοποίηση» τους απέναντι στις μεταβολές του επιτοκίου με αποτέλεσμα μόνο μια τράπεζα να εκτίθενται σε αυτές. Δε συνέβη όμως το ίδιο και στην περίπτωση του συναλλαγματικού κινδύνου με αποτέλεσμα οι μεταβολές της συναλλαγματικής ισοτιμίας να επηρεάζουν το 40% των τραπεζών. Εκείνη τη χρονιά η συναλλαγματική ισοτιμία ευρώ/δολλαρίου μειώθηκε από 1,32 στο 1,18 δηλαδή το εγχώριο νόμισμα υποτιμήθηκε κατά 10,6%. Από τη θεωρία γνωρίζουμε ότι αν η καθαρή συναλλαγματική θέση μιας οικονομικής μονάδας είναι αρνητική η υποτίμηση αυτή οδηγεί σε μείωση των κερδών και το αντίστροφο. Αυτό πράγματι ισχύει για την Ασπίς Τράπεζα και την Τράπεζα Κύπρου αφού το πρόσημο του συντελεστή βήτα του συναλλαγματικού

κινδύνου είναι αρνητικό και η καθαρή συναλλαγματική τους θέση είναι αρνητική πράγμα που σημαίνει ότι τα κέρδη τους έχουν μειωθεί λόγω της μεταβολής της συναλλαγματικής ισοτιμίας ενώ δεν συμβαίνει το ίδιο με την Αλφα Τράπεζα και την Εθνική όπου το πρόσημο του συντελεστή βήτα είναι θετικό ενώ η συναλλαγματική τους θέση είναι αρνητική. Ωστόσο από τον έλεγχο της κατάστασης ταμειακών ροών η επίδραση των συναλλαγματικών διαφορών στην περίπτωση της Αλφα Τράπεζας ήταν πολύ μικρή ενώ η Εθνική πέτυχε σημαντική αύξηση των ταμειακών διαθεσίμων από συναλλαγματικές διαφορές πράγμα που μαρτυρά χρήση παράγωγων χρηματοπιστωτικών μέσων.

Πίνακας 5 Εκτίμηση των κινδύνων αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος το 2005

	Όνομα Τράπεζας	Σταθερός α ₀	Αγορά β _α	Επιτόκιο β _ε	Συν. Ισοτ. β _σ	Τύπος Μοντέλου
1	Αγροτική Τράπεζα	-0.1579*** (-3.03)	1.1058*** (7.49)	0.2537 (1.42)	-0.1516 (-0.71)	T-GARCH
2	Alpha Bank	-0.0341 (-1.14)	1.3678*** (16.21)	0.0849 (0.93)	0.2844** (2.22)	OLS
3	Aspis Bank	-0.0828** (-2.14)	0.8506*** (8.17)	0.0946 (0.78)	-0.2708* (-1.73)	GARCH
4	Attica bank	-0.0205 (-0.47)	1.2343*** (8.76)	-0.2373* (-1.72)	-0.2275 (-1.13)	OLS
5	Emporiki Bank	0.0139 (0.3)	1.2294*** (10.2)	0.0913 (0.87)	-0.1251 (-0.84)	GARCH
6	Εθνική Τράπεζα	0.0037 (0.15)	1.3505*** (19.23)	0.1323 (1.52)	0.2466** (2.14)	OLS
7	Eurobank	-0.0438 (-1.62)	1.0957*** (14.45)	0.1413 (1.62)	0.1118 (0.98)	OLS
8	Geniki Bank	-0.0365 (-0.86)	1.0712*** (11.37)	-0.0636 (-0.49)	-0.1895 (-1.2)	GARCH
9	Τράπεζα Κύπρου	-0.0135 (-0.42)	0.6024*** (6.96)	-0.1545 (-1.48)	-0.2234* (-1.73)	GARCH
10	Τράπεζα Πειραιώς	-0.0397* (-1.7)	1.1896*** (19.05)	0.1191 (1.61)	-0.0422 (-0.42)	GARCH

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι η στατιστική t. ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Το 2006 ο κίνδυνος αγοράς εξακολουθεί να παραμένει στατιστικά σημαντικός και να συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των τραπεζών ενώ ο κίνδυνος επιτοκίου, όπως φαίνεται και από τον πίνακα 6, έχει θετική επίδραση στην Τράπεζα Κύπρου και αρνητική στην Άλφα Τράπεζα. Αυτό σημαίνει ότι η μέν πρώτη τράπεζα έχει αρνητικό άνοιγμα σταθμισμένης διάρκειας ενώ η δεύτερη θετικό ενώ οι υπόλοιπες τράπεζες με τη χρήση κυρίως παραγώγων πέτυχαν την «ανοσοποίηση» τους στις μεταβολές των επιτοκίων. Όσον αφορά τον κίνδυνο συναλλάγματος αυτός επηρεάζει το 20% των ελληνικών τραπεζών και συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των τραπεζών.

Πίνακας 6 Εκτίμηση των κινδύνων αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος το 2006

	Όνομα Τράπεζας	Σταθερός α_0	Αγορά β_a	Επιτόκιο β_e	Συν. Ισοτ. β_σ	Τύπος Μοντέλου
1	Αγροτική Τράπεζα	-0.0879** (-2.05)	1.0544*** (10.29)	0.0452 (0.29)	0.2096 (0.9)	OLS
2	Alpha Bank	-0.0099 (-0.34)	1.0687*** (14.74)	-0.2188** (-2.01)	0.0064 (0.04)	OLS
3	Aspis Bank	-0.0132 (-0.28)	1.2765*** (13.23)	0.1202 (0.69)	0.1021 (0.43)	OLS
4	Attica bank	-0.0668 (-1.54)	1.3887*** (15.99)	-0.0791 (-0.5)	0.3120 (1.32)	GARCH
5	Emporiki Bank	-0.0922*** (-2.82)	0.7440*** (12.48)	-0.1223 (-0.99)	-0.0733 (-0.45)	GARCH
6	Εθνική Τράπεζα	-0.0436 (-1.57)	1.3490*** (23.67)	0.0741 (0.68)	-0.1353 (-0.94)	GARCH
7	Eurobank	0.0057 (0.21)	1.0561*** (17.63)	0.0328 (0.31)	0.2701** (2.08)	GARCH
8	Geniki Bank	-0.0695 (-1.49)	1.0834*** (10.89)	0.0215 (0.13)	0.6784** (2.29)	GARCH
9	Τράπεζα Κύπρου	0.0730 (1.44)	1.1896*** (11.04)	0.4811*** (2.71)	-0.2680 (-0.98)	OLS
10	Τράπεζα Πειραιώς	0.0516 (1.5)	1.1049*** (11.53)	0.0763 (0.47)	-0.1486 (-0.88)	OLS

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι η στατιστική t. ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Ομοίως για τη έτη 2007 και 2008 ο κίνδυνος αγοράς συσχετίζεται θετικά με τις αποδόσεις των τραπεζών και είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός για όλες τις τράπεζες ενώ ο κίνδυνος επιτοκίου είναι στατιστικά σημαντικός μόνο στο 20% και 10% για το 2007 και 2008 αντίστοιχα, σύμφωνα με τα αποτελέσματα των πινάκων 7 και 8. Ο κίνδυνος συναλλάγματος ενώ φάνηκε να μην επηρεάζει τις αποδόσεις των τραπεζών την πενταετία 2004-2008 εντούτοις και το 2007-2008 είναι στατιστικά σημαντικός για το 40% και 20% των τραπεζών αντίστοιχα.

Πίνακας 7 Εκτίμηση των κινδύνων αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος το 2007

	Όνομα Τράπεζας	Σταθερός α_0	Αγορά β_a	Επιτόκιο β_e	Συν. Ισοτ. β_σ	Τύπος Μοντέλου
1	Αγροτική Τράπεζα	-0.0401 (-1.57)	0.7879*** (11.98)	0.0669 (0.39)	0.3666** (2.41)	OLS
2	Alpha Bank	-0.0469 (-1.13)	1.1361*** (9.4)	-0.1107 (-0.58)	-0.0498 (-0.24)	OLS
3	Aspis Bank	-0.0839** (-2.48)	0.9301*** (8.85)	-0.2940 (-1.2)	0.6039** (2.21)	OLS
4	Attica bank	-0.0894* (-1.92)	0.9077*** (8.61)	-0.0620 (-0.24)	0.4087* (1.65)	OLS
5	Emporiki Bank	-0.0349	0.4537***	-0.0033	0.0733	GARCH

		(-1.47)	(7.4)	(-0.03)	(0.56)	
6	Εθνική Τράπεζα	0.0122 (0.49)	1.3867*** (23.02)	-0.0124 (-0.08)	-0.0424 (-0.26)	OLS
7	Eurobank	-0.0134 (-0.41)	1.1288*** (14.52)	-0.0811 (-0.42)	-0.1087 (-0.52)	OLS
8	Geniki Bank	-0.0997*** (-2.65)	0.8867*** (9.85)	0.2367 (0.92)	0.2707 (1.09)	GARCH
9	Τράπεζα Κύπρου	-0.0092 (-0.22)	1.1290*** (12.44)	0.3256* (1.7)	0.3501 (1.31)	T-GARCH
10	Τράπεζα Πειραιώς	-0.0174 (-0.69)	1.0525*** (17.85)	0.2560* (1.73)	0.4944*** (5.91)	GARCH

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι η στατιστική t. ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Ειδικά το έτος 2008 που ήταν μια χρονιά πολύ ασταθής για όλα τα χρηματιστήρια ο κίνδυνος επιτοκίου βρέθηκε μη στατιστικά σημαντικός για το σύνολο των τραπεζών ενώ ασθενής ήταν και η επίδραση του συναλλαγματικού κινδύνου. Το στοιχείο αυτό αποδεικνύει πόσο ισχυρή είναι η επίδραση του κινδύνου αγοράς στις απόδόσεις των τραπεζικών μετοχών.

Πίνακας 8 Εκτίμηση των κινδύνων αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος το 2008

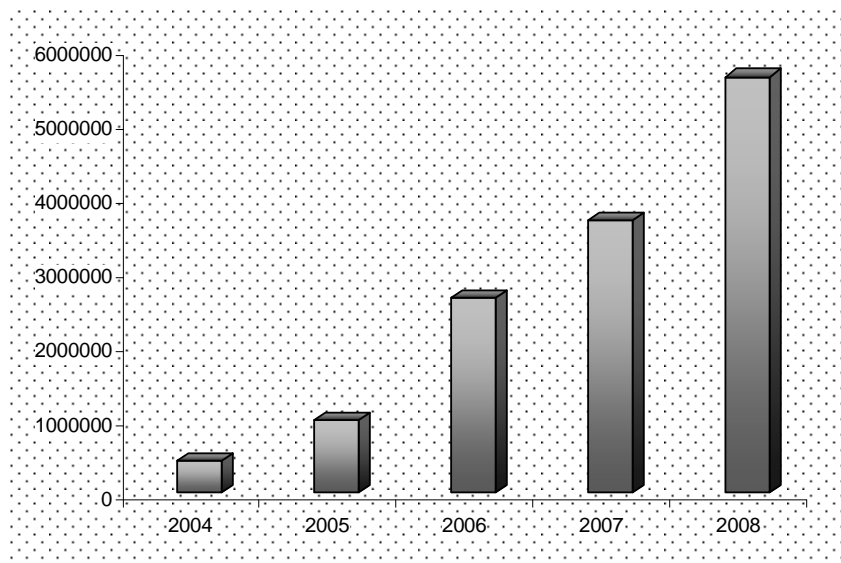
Όνομα Τράπεζας	Σταθερός α ₀	Αγορά β _α	Επιτόκιο β _ε	Συν. Ισοτ. β _ε	Τύπος Μοντέλου
1 Αγροτική Τράπεζα	-0.0295 (-0.6)	0.8178*** (13.95)	-0.0986 (-0.81)	0.1010 (0.74)	OLS
2 Alpha Bank	0.0083 (0.16)	1.1411*** (22.9)	0.3911* (1.71)	-0.0207 (-0.14)	GARCH
3 Aspis Bank	-0.1270** (-2.48)	0.7265*** (10.23)	-0.0762 (-0.52)	-0.0058 (-0.04)	GARCH
4 Attica bank	0.1409* (1.95)	0.8548*** (15.08)	-0.1457 (-0.61)	0.1427 (0.85)	GARCH
5 Εμπορική Bank	-0.0848* (-1.7)	0.6420*** (10.48)	-0.2168 (-1.13)	0.3105 (1.49)	GARCH
6 Εθνική Τράπεζα	0.0428 (0.9)	1.5960*** (36.99)	0.0337 (0.2)	-0.1364 (-1.05)	GARCH
7 Eurobank	-0.0116 (-0.28)	1.1608*** (27.87)	-0.1321 (-1.01)	-0.1488 (-1.28)	GARCH
8 Geniki Bank	-0.0411 (-0.76)	1.0683*** (18.97)	-0.2583 (-1.24)	0.2340* (1.7)	T-GARCH
9 Τράπεζα Κύπρου	0.0058 (0.08)	1.2908*** (17.28)	0.2509 (1.17)	0.0947 (0.44)	GARCH
10 Τράπεζα Πειραιώς	-0.0260 (-0.67)	1.3225*** (41.57)	0.1414 (1.01)	-0.1892* (-1.72)	GARCH

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι η στατιστική t. ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Το γεγονός ότι μόνο ο κίνδυνος αγοράς είναι στατιστικά διάφορος του μηδενός για όλες τις τράπεζες σε αντίθεση με τον κίνδυνο επιτοκίου και συναλλάγματος όπου τα

αποτελέσματα είναι ανάμεικτα με την πλειοψηφία των τραπεζών να μην επηρεάζονται από τις μεταβολές τους καταδεικνύει το γεγονός ότι οι τράπεζες λόγω της ανάπτυξης της αγοράς παραγών τα τελευταία χρόνια κάνουν εκτεταμένη χρήση αυτών με σκοπό την αντιστάθμιση των κινδύνων επιτοκίου και συναλλάγματος. Από το παρακάτω διάγραμμα φαίνεται ότι η χρήση παράγωγων χρηματοπιστωτικών μέσων έχει αυξηθεί κατακόρυφα από το 2004 στο 2008 και πιο συγκεκριμένα κατά 1.197%.

Διάγραμμα 14 Παράγωγα χρηματοπιστωτικά μέσα που κάτέχουν οι ελληνικές τράπεζες



Πηγή: Υπολογισμοί συγγραφέα από τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων.

6.2 Εκτίμηση της σχέσης των συντελεστών βήτα και των λογιστικών μεταβλητών

Χρησιμοποιήσαμε τους συντελεστές βήτα της αγοράς που εκτιμήσαμε στο πρώτο στάδιο για να εξετάσουμε τη σχέση των λογιστικών μεταβλητών με το συστηματικό κίνδυνο. Επιπλέον υπολογίζουμε από την τυπική απόκλιση των καταλοίπων τον μη συστηματικό κίνδυνο προκειμένου να ελέγξουμε τη σχέση του με τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων. Σε αυτό το στάδιο χρησιμοποιούμε δεδομένα Panel (Agusman, 2008). Αυτή η προσέγγιση διαφέρει από τη διαστρωματική ανάλυση που χρησιμοποιούν πολλές παλαιότερες έρευνες (Beaver et. al., 1970; Jahankhani και Lynge, 1980; Mansur et. al., 1993; Elyasiani και Mansur, 2005). Το πλεονέκτημα των Panel δεδομένων είναι ότι λαμβάνουν υπόψη τους την ετερογένεια μεταξύ των στρωμάτων που οφείλεται στις επιδράσεις μη παρατηρούμενων μεταβλητών. Αλλωστε στην περίπτωση της Ελλάδας αλλά και άλλων μικρών χωρών, ο μικρός αριθμός των τραπεζών καθιστά απαγορευτική τη χρήση διαστρωματικής ανάλυσης. Δεν είναι τυχαίο ότι οι έρευνες που μόλις προαναφέραμε

αφορούν τις χώρες των Ηνωμένων Πολιτειών και της Ιαπωνίας όπου ο αριθμός των τραπεζών ξεπερνά τις 30 που απαιτούνται το ελάχιστο για την διενέργεια μιας διαστρωματικής αναλύσεως. Ο λόγος που δεν χρησιμοποιούμε τους συντελεστές βήτα του επιτοκιακού και συναλλαγματικού κινδύνου είναι διότι βρέθηκαν μη στατιστικά σημαντικοί για την πλειονότητα των τραπεζών. Τα αποτελέσματα της συσχέτισης του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου και των λογιστικών μεταβλητών παρουσιάζονται στο πίνακα 9.

Πίνακας 9 Η σχέση του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου και των λογιστικών μεταβλητών (2004-2008)

Εξαρτημένες		Συστηματικός κίνδυνος		Μη συστηματικός κίνδυνος	
Ανεξάρτητες	Αναμενόμενο πρόσημο	Pooled OLS	Fixed Effects	Pooled OLS	Fixed Effects
Σταθερός		2.1368*** (3.18)	-0.7760*** (-2.65)	0.1929 (0.80)	-0.7430*** (-3.32)
DANERG	+	-1.5666** (-2.45)	1.6589*** (7.55)	0.8011*** (2.53)	2.0727*** (5.41)
GROSM	+	0.5879* (1.70)	1.2842*** (13.09)		
DEPDAN	-	-0.6425 (-2.81)	-0.2627*** (-2.57)		
NIINI	?	1.2927 (2.13)	1.5116*** (2.63)		
CASENRG	-	-1.1522 (-0.39)	-3.7762*** (-6.79)		
EPS	-			-0.0655** (-2.09)	-0.0469* (-1.92)
ZIMDAN	?			-5.1917 (-1.40)	-2.9896*** (-3.54)
MOXL	+			0.0003 (0.15)	0.0021** (2.21)
R ²			0.84		0.84
F στατιστική			13.32		41.20
N		50	50	50	50
Διαγνωστικοί έλεγχοι:					
F-test (Pooled OLS vs FE)			27.34**		40.11***
Hausman test (FE vs RE)			15.73***		42.14***
Τεστ ετεροσκεδαστικότητας (LM test)			3.64		1.85
Τεστ αυτοσυσχέτισης (Durbin Watson)			2.02		2.15
Τεστ σφάλματος εξιδείκευσης (RESET)			0.11		0.15

Οι τιμές στις παρενθέσεις είναι η στατιστική t. ***, ** και * αντιπροσωπεύουν στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 1%, 5% και 10% αντίστοιχα. Οι κριτικές τιμές του τεστ ετεροσκεδαστικότητας και του σφάλματος εξιδείκευσης είναι 3,841.

Από τον έλεγχο του F τεστ δεν έγινε δεκτή η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχουν σταθερές επιδράσεις (*fixed effects*). Επιπρόσθετα από το Hausman τεστ προέκυψε ότι δεν

υπάρχουν τυχαίες επιδράσεις (*random effects*). Συνεπώς τα αποτελέσματα του υποδείγματος σταθερών επιδράσεων (*fixed effects*) παρουσιάζονται στο πίνακα 9 και για λόγους συγκρισιμότητας αναφέρουμε και τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης των ενοποιημένων δεδομένων (*pooled OLS*). Από τα διαγνωστικά τεστ που πραγματοποιήσαμε δεν φάνηκε να υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα, σφάλμα εξιδείκευσης ή πολυσυγγραμμικότητα. Καθώς όμως στο μοντέλο του συστηματικού κινδύνου η μηδενική υπόθεση ότι δεν υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα δεν απορρίφθηκε οριακά, χρησιμοποιήσαμε εκτιμητές ισχυρούς (*robust*) στην ύπαρξη ετεροσκεδαστικότητας.

Στο μοντέλο του συστηματικού κινδύνου πέντε μεταβλητές των οικονομικών καταστάσεων βρέθηκαν στατιστικά σημαντικές από τις τριάντα που ελέγξαμε. Πρέπει να αναφέρουμε ότι για τη συλλογή των υπό εξέταση μεταβλητών αντλήσαμε δεδομένα από 50 ισολογισμούς ενώ για την δημιουργία ορισμένων άλλων όπου απαιτούνταν τριμηνιαία στοιχεία απαιτήθηκε η χρήση 200 ισολογισμών. Από την εξέταση του πίνακα 9 παρατηρούμε ότι η αναλογία των δανείων στο σύνολο του ενεργητικού (DANERG), το μικτό περιθώριο τόκων (GROSM), ο λόγος καταθέσεων-δανείων (DEPDAN), τα έσοδα εκτός τόκων προς τα έσοδα τόκων (NIINI) και ο λόγος των ρευστών διαθέσιμων στο σύνολο του ενεργητικού (CASENRG) είναι όλες στατικά σημαντικές στο μοντέλο του συστηματικού κινδύνου. Όσον αφορά τα πρόσημα τους αυτά είναι τα αναμενόμενα ενώ ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει η μεταβλητή που δείχνει την διαφοροποίηση της τράπεζας (NIINI). Καθώς το πρόσημο της είναι θετικό αυτό σημαίνει ότι η αύξηση των εσόδων εκτός τόκων αυξάνει το συστηματικό κίνδυνο των τραπεζών. Όπως αναφέραμε και κατά την περιγραφή των δεδομένων σε περίπτωση υψηλού βαθμού συσχέτισης των εσόδων εκτός τόκων και των εσόδων από τόκους η διαφοροποίηση αντί να μειώνει τον κίνδυνο συμβάλλει στην αύξηση του (Stiroh, 2006). Θα πρέπει λοιπόν να εξετάσουμε αν πράγματι συμβαίνει αυτό στις ελληνικές τράπεζες. Από τον έλεγχο λοιπόν της συσχέτισης των εσόδων εκτός τόκων με τα έσοδα εκτός τόκων βρήκαμε ότι η τιμή της είναι 0,82 που σημαίνει ότι όντως τα έσοδα εκτός τόκων και τα έσοδα από τόκους μεταβάλλονται προς την ίδια κατεύθυνση και δεν προσφέρουν στις τράπεζες ουσιαστική διαφοροποίηση και σταθερότητα των κερδών όπως στις περιπτώσεις άλλων χωρών (Papadamou, 2008). Η μεταβλητή που ασκεί τη μεγαλύτερη επίδραση στον συστηματικό κίνδυνο είναι η αναλογία των δανείων στο σύνολο του ενεργητικού γεγονός που δεν μας προξενεί εντύπωση μιας και τα δάνεια σε πελάτες αντιπροσωπεύουν τη σημαντικότερη σε μέγεθος μεταβλητή του ενεργητικού. Ιδιαίτερα υψηλή είναι και η ερμηνευτική ικανότητα του μοντέλου μας καθώς το R^2 είναι

0,84 που σημαίνει ότι οι επενδυτές δίνουν ιδιαίτερη βαρύτητα στα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων.

Στο μοντέλο του μη συστηματικού κινδύνου η αναλογία των δανείων στο δύνολο του ενεργητικού (DANERG), τα κέρδη ανά μετοχή (EPS), οι ζημίες απομείωσης για την κάλυψη του πιστωτικού κινδύνου προς τα δάνεια πελατών (ZIMDAN), και η αναλογία των ξένων κεφαλαίων στα ίδια κεφάλαια (MOXL) βρέθηκαν στατιστικά διαφορές του μηδενός. Και εδώ η αναλογία των δανείων στο σύνολο του ενεργητικού ασκεί σημαντική επίδραση όμως ο λόγος των ζημιών απομείωσης στα δάνεια πελατών επηρεάζει περισσότερο τον κίνδυνο που αφορά την κάθε τράπεζα χωριστά. Η σχέση άλλωστε της μεταβλητής αυτής με τον μη συστηματικό κίνδυνο ήταν υπό διερεύνηση μιας σύμφωνα με τους Mansur et. al. (1993) αύξηση των ζημιών απομείωσης σχετίζεται θετικά με το μη συστηματικό κίνδυνο ενώ σύμφωνα με τους Elyasiani και Mansur (2005) αυτή η σχέση είναι αρνητική. Στις ελληνικές τράπεζες οι ζημίες απομείωσης εκλαμβάνονται από τους επενδυτές ως προσπάθεια για εξυγίανση των χαρτοφυλακίων των δανείων γι' αυτό και επηρεάζουν αρνητικά το μη συστηματικό κίνδυνο. Σημαντικό εύρημα αποτελεί και το ότι η αναλογία των ξένων κεφαλαίων στα ίδια κεφάλαια έχει μικρή επίδραση στο μη συστηματικό κίνδυνο που σημαίνει ότι οι επενδυτές δεν ανησυχούν ιδιαίτερα για την κεφαλαιακή διάρθρωση των τραπεζών, αν και συνήθως η βιωσιμότητα μιας επιχείρησης εξαρτάται από το ύψος των κεφαλαίων της. Αυτό πιθανόν να οφείλεται στο ότι πολλοί πιστεύουν ότι οι κυβερνήσεις δεν θα αφήσουν τις τράπεζες να καταρρεύσουν διότι κάτι τέτοιο θα είναι καταστροφικό για το σύνολο της οικονομίας (Pettway, 1976; Stiroh, 2005).

Εκτός από τις λογιστικές μεταβλητές του ισολογισμού και της κατάστασης αποτελεσμάτων χρήσης διερευνήσαμε και τις μεταβλητές της κατάστασης ταμειακών ροών, η κατάρτιση της οποίας επιβλήθηκε από τα Διεθνή Λογιστικά Πρότυπα. Πιο συγκεκριμένα εξετάσαμε τη σχέση του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου με τις λειτουργικές ταμειακές ροές, τις επενδυτικές ροές και τις χρηματοοικονομικές ροές. Καμμία όμως από τις προαναφερθείσες μεταβλητές δεν ήταν στατιστικά σημαντική στα δύο μοντέλα. Ένας λόγος γι' αυτό ίσως είναι ότι μόλις το 2005 οι επενδυτές ήρθαν σε επαφή με την κατάσταση ταμειακών ροών με αποτέλεσμα οι πληροφορίες που ενσωματώνει να μην είναι ακόμη δημοφιλείς στο επενδυτικό κοινό (Chu, 1997). Μπορεί όμως και να οφείλεται στο γεγονός ότι οι μεταβλητές αυτές παρουσιάζουν μεγάλες διακυμάνσεις από χρονιά σε χρονιά, ακόμη και στη περίπτωση των λειτουργικών ταμειακών ροών, λόγω μη περιοδικών πληρωμών και εισπράξεων και γι' αυτό οι επενδυτές δεν μπορούν να βασιστούν στα στοιχεία της κατάστασης των ταμειακών ροών (Gibbins και Willett, 1997).

Κεφάλαιο 7

Συμπεράσματα και προτεινόμενες έρευνες

7.1 Συμπεράσματα

Ο βασικός στόχος της παρούσας εργασίας είναι η εκτίμηση των κινδύνων αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος των τραπεζικών ιδρυμάτων εκτός Ηνωμένων Πολιτειών και συγκεκριμένα των ελληνικών τραπεζών, και αν αυτοί οι κίνδυνοι μπορούν να ερμηνευθούν από τις λογιστικές μεταβλητές που εμπεριέχονται στις οικονομικές καταστάσεις. Η παρούσα έρευνα επεκτείνει την υπάρχουσα βιβλιογραφία με διάφορους τρόπους. Πρώτον αποτελεί μια προσπάθεια να μοντελοποιηθεί ταυτόχρονα τον κίνδυνο αγοράς, επιτοκίου και συναλλάγματος σε δύο μεσογειακές χώρες, της Ελλάδας και της Ιταλίας, με τη χρήση ενός πολύ-μεταβλητού υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Το παραδοσιακό μοντέλο αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων αποδεικνύεται ανεπαρκές στην περίπτωση των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων εξαιτίας των πολλών παραγόντων από τις οποίες επηρεάζονται οι αποδόσεις των μετοχών τους.

Δεύτερον εφαρμόζουμε μια GARCH μεθοδολογία ώστε να λάβουμε υπόψη μας τη διακύμανση της μεταβλητότητας στο πέρασμα του χρόνου για να είναι οι εκτιμητές μας όσο το δυνατόν πιο αποτελεσματικοί. Επιπλέον χρησιμοποιήσαμε τα ασύμμετρα μοντέλα E-GARCH και T-GARCH όπου κρίθηκε απαραίτητο ώστε να μεριμνήσουμε για το φαινόμενο της μόχλευσης που παρατηρείται κυρίως σε δεδομένα χρηματοοικονομικών χρονολογικών σειρών. Τρίτον χρησιμοποιώντας τους συντελεστές βήτα της αγοράς που εκτιμήσαμε από το πρώτο στάδιο, προχωρούμε στη διερεύνηση του συστηματικού κινδύνου των ελληνικών τραπεζών με τα στοιχεία των οικονομικών καταστάσεων του ισολογισμού, των αποτελεσμάτων χρήσης αλλά και των ταμειακών ροών. Εκτός όμως από το συστηματικό κίνδυνο εκτιμούμε και το μη συστηματικό από την τυπική απόκλιση του καταλοίπων του πρώτου σταδίου. Στόχος μας είναι να ρίξουμε φως στους παράγοντες που επηρεάζουν το συστηματικό και μη συστηματικό κίνδυνο των τραπεζών στην εποχή των Διεθνών Λογιστικών Προτύπων.

Από τα αποτελέσματα του πρώτου σταδίου συμπεράναμε ότι ο κίνδυνος αγοράς επηρεάζει τις αποδόσεις των τραπεζικών μετοχών καθ' όλη τη διάρκεια της πενταετίας ενώ

παρατηρήσαμε διακυμάνσεις όσον αφορά τη στατιστική σημαντικότητα του επιτοκιακού και συναλλαγματικού κινδύνου στο πέρασμα του χρόνου. Η αιτία αυτών των διακυμάνσεων θα πρέπει να αναζητηθεί στην ολοένα και πιο εντατική χρήση των παραγώγων και τις πιθανές λανθασμένες θέσεις ή κερδοσκοπικές διαθέσεις των τραπεζικών στελεχών στην αγορά παραγώγων παρά στη μεταβλητότητα του επιτοκίου ή της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Η χρήση βραχυπρόθεσμων (τρίμηνο euribor) ή μακροπρόθεσμων επιτοκίων (δεκαετούς ομολόγου) δεν διαφοροποίησε ιδιαίτερα τα εμπειρικά μας ευρήματα που προέκυψαν από τη χρήση στο μοντέλο εκτίμησης των συντελεστών βήτα του μεσοπρόθεσμου επιτοκίου του δωδεκάμηνου euribor. Τα αποτελέσματά μας σχετικά με τη μη στατιστική σημαντικότητα τόσο του επιτοκιακού όσο και του συναλλαγματικού κινδύνου στο πέρασμα του χρόνου επιβεβαιώνονται και από πλήθος ερευνών (Neuberger,1991; Kwan,1991; Ryan και Worthington, 2004; Elyasiani και Mansur, 2005).

Τα εμπειρικά ευρήματα του δεύτερου σταδίου μας οδηγούν στην εξαγωγή πολύ χρήσιμων προτάσεων. Πρώτον οι λογιστικές μεταβλητές πράγματι εμπεριέχουν υψηλή ερμηνευτική δύναμη στη περιγραφή του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου. Οι μεταβλητές αναλογία των δανείων στο σύνολο του ενεργητικού (DANERG), το μικτό περιθώριο τόκων (GROSM), ο λόγος καταθέσεων-δανείων (DEPDAN), τα έσοδα εκτός τόκων προς τα έσοδα τόκων (NIINI) και ο λόγος των ρευστών διαθεσίμων στο σύνολο του ενεργητικού (CASENRG) είναι όλες στατικά σημαντικές στο μοντέλο του συστηματικού κινδύνου. Δεύτερον η διαφοροποίηση των εσόδων των ελληνικών τραπεζών δεν οδηγεί στη μείωση του κινδύνου λόγω του υψηλού βαθμού συσχέτισης των εσόδων εκτός τόκων και των εσόδων από τόκους. Ακόμη η μεταβλητή GROSM που αντιπροσωπεύει το άνοιγμα (*spread*) των επιτοκίων χορηγήσεων και καταθέσεων και δεν έχει ελεγχθεί από προηγούμενους ερευνητές, βρέθηκε ότι συσχετίζεται θετικά με το συστηματικό κίνδυνο

Στο μοντέλο του μη συστηματικού κινδύνου η αναλογία των δανείων στο σύνολο του ενεργητικού (DANERG), τα κέρδη ανά μετοχή (EPS), οι ζημίες απομείωσης για την κάλυψη του πιστωτικού κινδύνου προς τα δάνεια πελατών (ZIMDAN), και η αναλογία των ξένων κεφαλαίων στα ίδια κεφάλαια (MOXL) βρέθηκαν στατιστικά διάφορες του μηδενός. Το πρόσημο της μεταβλητής ZIMDAN στην περίπτωση των ελληνικών τράπεζών βρέθηκε ότι είναι αρνητικό που σημαίνει ότι οι ζημίες απομείωσης εκλαμβάνονται από τους επενδυτές ως προσπάθεια για εξυγίανση των χαρτοφυλακίων των δανείων γι' αυτό και επηρεάζουν αρνητικά το μη συστηματικό κίνδυνο. Ενδιαφέρον εύρημα αποτελεί και το ότι η μεταβλητή MOXL έχει μικρή επίδραση στο μη συστηματικό κίνδυνο που σημαίνει ότι οι επενδυτές δεν ανησυχούν ιδιαίτερα για την κεφαλαιακή διάρθρωση των τραπεζών καθώς

πιστεύουν ότι η ελληνική κυβέρνηση δεν θα αφήσει τις τράπεζες να καταρρεύσουν λόγω της μεγάλης συμμετοχής τους στην ανάπτυξη της ελληνικής οικονομίας.

Καμία μεταβλητή της κατάστασης ταμειακών ροών δε βρέθηκε να έχει ερμηνευτική δύναμη στη περιγραφή είτε του συστηματικού είτε του μη συστηματικού κινδύνου. Ένας λόγος γι' αυτό ίσως είναι ότι η σύνταξη της κατάστασης αυτής έγινε υποχρεωτική μόλις το 2005 εξαιτίας της εφαρμογής των Διεθνών Λογιστικών Προτύπων με αποτέλεσμα οι πληροφορίες που ενσωματώνει να μην είναι ακόμη δημοφιλείς στο επενδυτικό κοινό (Chu, 1997). Από τις ανωτέρω μεταβλητές προκύπτει ότι οι αναλογίες των στοιχείων των οικονομικών καταστάσεων μας πληροφορούν για τα επίπεδα του κινδύνου που αντιμετωπίζουν οι τράπεζες παρά τα αυτούσια (*raw*) λογιστικά μεγέθη.

Δεύτερον φαίνεται ότι υπάρχει μια αυξητική τάση στην ερμηνευτική δύναμη των λογιστικών μεταβλητών. Στις πρώτες έρευνες που έγιναν στα τραπεζικά ιδρύματα (Pettway, 1976) η ερμηνευτική ικανότητα των λογιστικών μεγεθών, όπως μετριέται από το R^2 , ήταν μόλις 0,38. Στις τελευταίες όμως έρευνες που έγιναν το R^2 του μοντέλου των Ιαπωνικών τραπεζών ήταν 0,53 (Elyasiani και Mansur, 2005) ενώ αυτό των Ασιατικών χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων ανήλθε στο 0,63. Τα εμπειρικά μας ευρήματα έρχονται να επιβεβαιώσουν αυτή τη τάση καθώς το R^2 των μοντέλων μας ανήλθε στο 0,84. Το νούμερο αυτό προέκυψε από τη χρήση οκτώ διαφορετικών μεταβλητών στα μοντέλα μας ενώ συνολικά δοκιμάσαμε τριάντα λογιστικές μεταβλητές χωρίς όμως να βελτιωθεί το τελικό αποτέλεσμα. Αναμένουμε με ιδιαίτερο ενδιαφέρον τα αποτελέσματα και άλλων ερευνών διότι εκτιμούμε ότι η χρήση των Διεθνών Λογιστικών Προτύπων διευκολύνει σημαντικά τον έλεγχο των οικονομικών καταστάσεων από τους επενδυτές λόγω της ομοιομορφίας στη σύνταξη τους και της συγκρισιμότητας των λογιστικών μεγεθών.

7.2 Προτεινόμενες έρευνες

- Έρευνα της ερμηνευτικής ικανότητας των λογιστικών μεταβλητών πριν την εφαρμογή των Διεθνών Λογιστικών Προτύπων ώστε να διαπιστώσουμε αν πράγματι στην περίπτωση των ελληνικών τραπεζών τα τελευταία συνέβαλλαν στην αύξηση της ερμηνευτικής δύναμης των λογιστικών μεταβλητών.
- Έρευνα της προβλεπτικής ικανότητας των λογιστικών μεταβλητών στην εκτίμηση του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου.

- Ανάπτυξη στρατηγικών trading από την εκτίμηση των συντελεστών βήτα και των μοντέλων που χρησιμοποιούν λογιστικές μεταβλητές ώστε τα σήματα αγοράς και πώλησης να βασίζονται στα θεμελιώδη μεγέθη των εταιριών.
- Έρευνα της συσχέτισης των λογιστικών μεταβλητών και των μακροοικονομικών δεδομένων.
- Διενέργεια παραγοντικής ανάλυσης ώστε να διαπιστώσουμε αν υπάρχουν κάποιοι κοινοί παράγοντες μεταξύ των λογιστικών μεταβλητών.

Βιβλιογραφία

Ξενόγλωσση Βιβλιογραφία

Adjaoud, F. and Rahman, A., (1996), “A Note on Temporal Variability of Canadian Financial Services Stock Returns”, *Journal of Banking and Finance*, **20**, 165–177.

Agusman A., Monroe S.G., Gasbarro D., Zumwalt K. J., (2008), “Accounting and Capital Market Measures of Risk: Evidence from Asian Banks during 1998-2003”, *Journal of Banking and Finance*, **32**, 480-488.

Aharony J., Saunders A., Swary I., (1985), “The effects of the International Banking Act on Domestic Bank Profitability and Risk”, *Journal of Money, Credit and Banking*, **17**, 493-506.

Aharony J., Saunders A., Swary I., (1988), “The effects of DIDMCA on Bank Stockholders’ Return and Risk”, *Journal of Banking and Finance*, **12**, 317-331.

Akella S.R. and Chen S.J., (1990), “Interest Rate Sensitivity of Bank Stock Returns: Specification Effects and Structural Changes”, *Journal of Financial Research*, **13**, 147–154.

Allen P. R. and Wilhelm W.J., (1988), “The Impact of the 1980 Depository Institutions Deregulation and Monetary Control Act on Market Value and Risk: Evidence from the Capital Markets”, *Journal of Money, Credit and Banking*, **20**, 364-373.

Andersen, T.G. and Bollerslev, T., (1997), “Heterogenous Information Arrivals and Return Volatility Dynamics: Uncovering the Long-Run in High Frequency Returns”, *Journal of Finance*, **52**, 975–1005.

Baille, R.T. and Bollerslev, T., (1989), “The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale”, *Journal of Business and Economic Statistics*, **7**, 297–305.

Beaver W., Kettler P., Scholes M., (1970), “The Association between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures”, *The Accounting Review*, **45**, 654-682.

Black F., Jensen M. C. and Scholes M., (1972), “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing”, *The Journal of Bussiness*, **45**, 444-455.

Bollerslev T., (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327.

Bollerslev T., (1987), “Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return”, *Review of Economics and Statistics*, **69**, 542-547.

Bollerslev T., Engle R. and Wooldridge M. J., (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances”, *The Journal of Political Economy*, **96**, 116-131.

Brewer E., Lee C.F., (1986), How the Market Judges Bank Risk, *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 25-31.

Brimble M., Hodgson A., (2007), “Assessing the Risk Relevance of Accounting Variables in diverse economic conditions”, *Managerial Finance*, **33**, 553-573.

Brooks C., (2008), *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd Edition, Cambridge University Press.

Brooks R. D. and Faff R.W., (1995), “Financial Market Deregulation and Bank Risk: Testing for Beta Instability”, *Australian Economic Papers*, **34**, 180-199.

Brooks R. D., Faff R. W. and McKenzie M. D., (1997b), “Bivariate GARCH Estimation of Beta Risk in the Australian Banking Industry”, *Accountability and Performance*, **3**, 81-101.

Brooks R. D., Faff R. W. and McKenzie M.D. and Ho Y. K., (2000), “U.S. Banking Sector Risk in an Era of Regulatory Change: A Bivariate GARCH Approach”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, **14**, 17-43.

Bundt, T. P., Cosimano T.F. and Halloran J. A., (1992), “DIDMCA and Bank Market Risk: Theory and Evidence”, *Journal of Banking and Finance*, pp. 1179-1193.

Chamberlain S., Howe R. E., Popper H., (1997), “The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions”, *Journal of Banking and Finance*, **21**, 871-892.

Chen P., Zhang G., (2007), “How do Accounting Variables explain Stock Price Movements? Theory and Evidence” *Journal of Accounting and Economics*, **43**, 219-244.

Choi J. J., Elyasiani E., Kopecky K., (1992), “The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risks”, *Journal of Banking and Finance*, **16**, 983-1004.

Choi, J.J., (1986), “A Model of Firm Valuation with Exchange Exposure”, *Journal of International Business Studies*, **17**, 153–160.

Chou Y. R., (1988), “Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using Garch”, *Journal of Applied Econometrics*, **3**, 279-294.

Chu L. E., (1997), “Impact of Earnings, Dividends and Cash Flows on Stock Returns: A Case of Taiwan ’s Stock Market”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, **9**, 181-202.

Chun L.S., Ramasamy M., (1989). “Accounting Variables as Determinants of Systematic Risk in Malaysian Common Stocks”, *Asian Pacific Journal of Management*, **6**, 339-350.

Claessens S., Dasgupta S., Glen J., (1995), The Cross-Section of Stock Returns: Evidence from Emerging Markets, Policy Research Working Paper 1505, The World Bank.

Conine T., (1980), “Corporate Debt and Corporate Taxes: An Extension”, *Journal of Finance*, **35**, 1033–1037.

Davidson, Russel and James G. MacKinnon, (2004), *Econometric theory and Methods*, Oxford University Press, New York, ISBN 0-19-512372-7.

Elyasiani E., Mansur I., (2005), “The Association Between Market and Exchange Rate Risks and Accounting Variables: A GARCH Model of Japanese Banking Institutions”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, **25**, 183-206.

Engle R. F., (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom”, *Econometrica*, **50**, 987-1007.

Flannery M., James C., (1984b), “The Effect of Interest Rate Changes on Common Stock Returns of Financial Institutions”, *Journal of Finance*, **20**, 1141-1153.

Flannery, M.J. and James, C.M. (1984a), “Market Evidence on the Effective Maturity of Bank Assets and Liabilities”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **16**, 435–445.

Frankel Jeffrey, (1979), “On the mark: A Theory of Floating Exchange Rates based on Real Interest Rate Differentials”, *American Economic Review*, **69**, 610-622.

Fraser D., Madura J., Weigand R., (2002), “Sources of Bank Interest Rate”, *The Financial Review*, **37**, 351-368.

Gibbins M. και Willett R., (1997), “New Light on Accrual, Aggregation and Allocation: Using an Axiomatic Analysis of Accounting Numbers’ Fundamental and Statistical Character”, *Abacus*, **33**, 137-167.

Glosten L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle, (1993), “On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks”, *Journal of Finance*, **48**, 1779-1801.

Grammatikos, T., Saunders, A. and Swary, I., (1986), “Returns and Risks of U.S. Bank Foreign Currency Activities”, *Journal of Finance*, **41**, 671–683.

Gujarati D. N., (2003), *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill, New York.

Halkos E. G., (2003), “Environmental Kuznets Curve for sulphur: Evidence using GMM estimation and Random Coefficient Panel Data Models”, *Environment and Development Economics*, **8**, 581-601.

Hamada R., (1972), “The Effects of the Firm’s Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks”, *Journal of Finance*, **27**, 435–452.

Handa Jagdish, (2000). *Monetary Economics*, Oxon, Routledge, ISBN 0-415-19926-3.

Hansen P. R. and A. Lunde, (2005), “A Forecast Comparison of Volatility Models: Does anything beat a GARCH(1,1)?”, *Journal of Applied Econometrics*, **20**, 873-889.

Harvey R. C., (1989), “Time-varying Conditional Covariances in Tests of Asset Pricing Models”, *Journal of Financial Economics*, **24**, 289-317.

Hodgson A., Clarke P.S., (2000), "Accounting Variables and Stock Returns: The Impact of Leverage", *Pacific Accounting Review*, **12**, 37-64.

Hogan W. P. and Sharpe I. G., (1984), "Regulation, Risk and the Pricing of Australian Bank Shares, 1957-1976", *Economic Record*, **60**, 34-44.

Jahankhani A., Lynge M.J., (1980), "Commercial Bank Financial Policies and their Impact on Market-Determined Measures of Risk", *Journal of Bank Research*, **11**, 169-178.

Jarrell G., Simon E.W., Dorkey F., (1992), *The Long-Term Relation between Accounting Performance and Stock Returns*, Bradley Research Policy Center.

Jiang B., (2009), "An Empirical Study on Information Content of Accounting Earnings and Cash Flow", *Journal of Modern Accounting and Auditing*, **5**, No. 7, (Serial No. 50).

JP Morgan (1995). *RiskMetrics: Technical document*. 3rd Edition, New York: JP Morgan Securities.

Kane E. J. and Unal H., (1988), "Change in Market Assessments of Deposit-Institution Riskiness", *Journal of Financial Services Research*, **1**, 207-229.

Kilic O., Hassan K. and Tufte D., (1998), "An Empirical Investigation of U.S. Bank Risk and the Mexican Peso Crisis", *Journal of Economics and Finance*, **22**, 139-147.

Kwan S. H., (1991), "Reexamination of Interest Rate Sensitivity of Commercial Bank Stock Returns using a Random Coefficient Model", *Journal of Financial Services Research*, **5**, 61-76.

Lintner J., (1965a), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, **47**, 13-37.

Lynge W., Zumwalt K., (1980), "An Empirical Study of the Interest Rate Sensitivity of Commercial Bank Returns: A Multiindex Approach", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **15**, 731-742.

Maditinos D., Sevic Z., Theriou N., (2005), Performance measures: Traditional accounting measures versus modern value-based measures. The case of earnings and EVA in the Athens Stock Exchange. 3rd International Conference on Accounting and Finance in Transition (ICAFT).

Mansur I., Zangeneh H., Zitz S.M., (1993), "The Association between Banks' Performance Ratios and Market-Determined Measures of Risk", *Applied Economics*, **25**, 1503-1510.

Matthews, K and Thompson (2005). *The economics of banking*, First Edition, John Wiley and Sons.

Mitchell K., (1989), "Interest Rate Risk at Commercial Banks: An Empirical Examination", *The Financial Review*, **24**, 431-455.

- Mohr R., (1985), “The Operating Beta of a U.S. Multi-Activity Firm: An Empirical Investigation.”, *Journal of Business Finance and Accounting*, **12**, 575–593.
- Mossin J., (1966), “Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrica*, **34**, 768-783.
- Mundell R. A., 1963, “Capital mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates”, *Canadian Journal of Economics and Political Science*, **29**, 475-485.
- Nelson D. B., (1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach”, *Econometrica*, **59**, 347-370.
- Neuberger J. A., (1991), “Risk and Return in Banking: Evidence from Bank Stock Returns”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Nichols D. C., Wahlen M.J., (2004), “How do Earnings Numbers Relate to Stock Returns? A Review of Classic Accounting Research with Updated Evidence”, *Accounting Horizons*, **18**, 263-286.
- Nielsen L. T., (1993), “Robustness of the Market Model”, *Economic Theory*, **3**, 365-369.
- Papadamou S., (2008), “The Effect of Diversification across Businesses and within Lending Activities on Risks of Commercial Banks’ Portfolios: Evidence from South Korea”, *International Journal of Monetary Economics and Finance*, **1**, 284-301.
- Pettway R. H., (1976), “Market Tests of Capital Adequacy of Large Commercial Banks”, *Journal of Finance*, **31**, 865-875.
- Rose H., (1957), “Liquidity Preference and Loanable Funds”, *The Review of Economic Studies*, **24**, 111-119.
- Rosenberg M.R., (1996). *Currency Forecasting: A Guide to Fundamental and Technical Models of Exchange Rate Determination*, United States, McGraw-Hill, ISBN 1-55738-918-7.
- Ross S., (1976), “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory*, **13**, 341-360.
- Ryan K. S. and Worthington C. A., (2004), “Market, Interest Rate and Foreign Exchange Rate Risk in Australian Banking: A GARCH-M approach”, *International Journal of Applied Business and Economic Research*, **2**, 81-103.
- Sarno L., Taylor M., (2002) *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press, ISBN 0-521-48584-3.
- Saunders A., Cornett M. (2006) *Financial Institutions Management: A Risk Management Approach*, 5th Edition, New York, McGraw-Hill, ISBN 007-124475-1.
- Sharpe W. F., (1963), “A Simplified Model of Portfolio Analysis”, *Management Science*, **9**, 277-293.

- Sharpe W. F., (1964), “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”, *Journal of Finance*, **19**, 425-442.
- Sommers H.M., (1941), “Monetary Policy and the Theory of Interest”, *The Quarterly Journal of Economics*, **55**, 488-507.
- Song, F.M. (1994) “A Two-Factor ARCH Model for Deposit-Institution Stock Returns”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **26**, 323–340.
- Stapleton R. C., Subrahmanyam M. G., (1983), “The Market Model and Capital Asset Pricing Theory: A Note”, *The Journal of Finance*, **38**, 1637-1642.
- Stiroh J. K., (2006), “New Evidence on the Determinants of Bank Risk”, *Journal of Financial Services Research*, **30**, 237-263.
- Stone, B.K. (1974), “Systematic Interest-Rate Risk in a Two-Index Model of Returns”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **9**, 709–721.
- Tai, C.S., (2000), “Time-varying Market, Interest Rate, and Exchange Rate Risk Premia in the US Commercial Bank Stock Returns”, *Journal of Multinational Financial Management*, **10**, 397–420.
- Taylor S. J., (1986), “Forecasting the Volatility of Currency Exchange Rates” , *International Journal of Forecasting*, **3**, 159-170.
- Toms S., Salama A., Nguyen D.T., (2005), The association between Accounting and Market-Based Risk Measures, Working Paper 15, The University of York.
- Unal H., (1989), “Impact of Deposit Rate Ceiling Changes on Bank Stock Returns”, *Journal of Money, Credit and Banking*, **21**, 206-220.
- White H., (1980), “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, **48**, 817-838.
- Wooldridge J. M., (2002), *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*, MIT Press, Massachusetts.
- Yucel T. and Kurt G., (2003), “Foreign Exchange Rate Sensitivity and Stock Price: Estimating Economic Exposure of Turkish Companies”, Working paper.
- Bierman H., Jr. και G. Oldfield, (1979), “Corporate Debt and Corporate Taxes”, *Journal of Finance*, **35**, 951–956.

Ελληνόγλωσση Βιβλιογραφία

Αγγελόπουλος Χρ. Παναγιώτης (2008). *Τράπεζες και Χρηματοπιστωτικό Σύστημα, Αγορές Προϊόντα Κίνδυνοι*, 2^η έκδοση, Αθήνα, Εκδ. Σταμούλη Α.Ε.

Mankiw N.G., (2002). *Μακροοικονομική Θεωρία*, 4^η έκδοση, Αθήνα, Gutenberg, ISBN 960-01-0937-0.

Μελάς Κ., (2002). *Εισαγωγή στην τραπεζική χρηματοοικονομική διοικητική*, Τόμος Α, Αθήνα, Εξάντας, ISBN 960-256-533-0.

Νούλας Αθ., (2005). *Χρήμα και Τράπεζες*, Θεσσαλονίκη, ISBN 960-91487-1-9.

Παπαδάμου Θ. Σ., (2009), *Διαχείριση Χαρτοφυλακίου: Μια Σύγχρονη Προσέγγιση*, Αθήνα, Gutenberg, ISBN 978-960-01-1274-0.

Χάλκος Εμμ. Γ., (2006), *Οικονομετρία, Θεωρία και Πράξη*, Αθήνα, Β. Γκιούρδας, ISBN 960-387-528-7.

Χρήστου Κ. Γεώργιος, (2007), *Εισαγωγή στην Οικονομετρία*, Β τόμος, Αθήνα, Gutenberg.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2004-2008 (Πίνακας 3).

Έλεγχοι στασιμότητας

Χρονοσειρά	Σύμβολο	Aug. Dickey Fuller		Phillips - Perron	
		Στατιστική	Prob.	Στατιστική	Prob.
Γενικός Δείκτης	GD	32,91	0,0000	33,04	0,0000
Επιτόκιο 12μ.	INT12	30,11	0,0000	34,26	0,0000
Συν. Ισοτιμία	EXCHANGE	35,27	0,0000	35,27	0,0000
Αγροτική Τράπ.	AGROTIKI	33,34	0,0000	33,32	0,0000
Alpha Bank	ALPHA	33,99	0,0000	34,01	0,0000
Aspis Bank	ASPIS	34,14	0,0000	34,09	0,0000
Attica bank	ATTICA	31,75	0,0000	31,59	0,0000
Εμπορική Τράπ.	EMPORIKI	31,63	0,0000	31,61	0,0000
Εθνική Τράπεζα	ETHNIKI	32,70	0,0000	32,55	0,0000
Eurobank	EUROBANK	32,66	0,0000	32,67	0,0000
Geniki Bank	GENIKI	34,49	0,0000	34,48	0,0000
Τράπ. Κύπρου	KYPROU	33,11	0,0000	33,02	0,0000
Τράπ. Πειραιώς	PEIREUS	32,53	0,0000	32,64	0,0000

Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας

Εξαρτημένη	White		ARCH-LM	
	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	1,5186	0,9970	120,33	0,0000
ALPHA	194,13	0,0000	97,079	0,0000
ASPIS	34,987	0,0001	35,727	0,0000
ATTICA	89,794	0,0000	131,68	0,0000
EMPORIKI	127,29	0,0000	96,742	0,0000
ETHNIKI	156,04	0,0000	121,57	0,0000
EUROBANK	92,688	0,0000	111,24	0,0000
GENIKI	82,921	0,0000	30,756	0,0000

KYPROU	67,430	0,0000	61,692	0,0000
PEIREUS	109,47	0,0000	39,954	0,0000

Έλεγχος Σφάλματος Εξειδίκευσης

Εξαρτημένη	Στατιστική F	Prob. F	Log Likelihood	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	0,7243	0,3949	0,7269	0,3939
ALPHA	2,5649	0,1095	2,5723	0,1087
ASPIS	1,7632	0,1844	1,7688	0,1835
ATTICA	15,252	0,001	15,221	0,0001
EMPORIKI	7,5758	0,0060	7,5828	0,0059
ETHNIKI	8,0185	0,0047	8,0246	0,0046
EUROBANK	1,9132	0,1668	1,9192	0,1659
GENIKI	0,6151	0,4330	0,6174	0,4320
KYPROU	0,1221	0,7268	0,1262	0,7262
PEIREUS	21,372	0,0000	21,279	0,0000

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

	R-squared	VIF
Gd = -0.0101 + 0.155int12	0,006964	1,00701
Gd = -0.0094 + 0.267exchange	0,013684	1,01387
Int12 = 0.0100 – 0.0743exchange	0,003682	1,00369

Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης

Εξαρτημένη	Στατιστική Durbin-Watson	Breusch-Godfrey	
		Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	1,841413	14,7133	0,0006
ALPHA	1,841215	8,2545	0,0161
ASPIS	1,937193	1,3299	0,5143

ATTICA	1,691867*	31,871	0,0000
EMPORIKI	1,782202	19,241	0,0001
ETHNIKI	1,895809	10,057	0,0065
EUROBANK	1,848682	11,008	0,0041
GENIKI	1,888253	6,0626	0,1086
KYPROU	1,755798	25,168	0,0000
PEIREUS	1,884051	6,3176	0,0425

Έλεγχος Κανονικότητας

Εξαρτημένη	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Jarque-Bera	Probability
AGROTIKI	-0,1930	10,487	3051,7	0,0000
ALPHA	0,4145	5,5187	381,74	0,0000
ASPIS	0,6984	6,4499	752,73	0,0000
ATTICA	0,9187	6,2427	754,19	0,0000
EMPORIKI	0,3394	4,9620	234,02	0,0000
ETHNIKI	0,1413	4,0761	67,163	0,0000
EUROBANK	0,1223	3,7203	31,424	0,0000
GENIKI	0,7685	6,9148	961,08	0,0000
KYPROU	0,3191	4,9537	229,17	0,0000
PEIREUS	0,7958	6,4771	793,93	0,0000

Τελικά υποδείγματα

Dependent Variable: AGROTIKI
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
Date: 12/30/09 Time: 19:10
Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2008
Included observations: 1303 after adjustments
Convergence achieved after 26 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

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

C	-0.080434	0.016028	-5.018267	0.0000
GD	0.781348	0.027294	28.62724	0.0000
INT12	-0.047616	0.047355	-1.005512	0.3147
EXCHANGE	0.102303	0.064059	1.597009	0.1103
AR(1)	0.005211	0.027128	0.192088	0.8477

Variance Equation

C	0.029425	0.008899	3.306546	0.0009
RESID(-1)^2	0.148078	0.031152	4.753393	0.0000
GARCH(-1)	0.828646	0.026223	31.59966	0.0000

T-DIST. DOF	3.831034	0.440141	8.704100	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.235114	Mean dependent var	-0.036057
Adjusted R-squared	0.230386	S.D. dependent var	1.048419
S.E. of regression	0.919753	Akaike info criterion	2.152319
Sum squared resid	1094.655	Schwarz criterion	2.188046
Log likelihood	-1393.236	Hannan-Quinn criter.	2.165722
F-statistic	49.71951	Durbin-Watson stat	1.845070
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .01

Dependent Variable: ALPHA

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/30/09 Time: 20:26

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2008

Included observations: 1303 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.016024	0.014128	-1.134236	0.2567
GD	1.193367	0.025386	47.00905	0.0000
INT12	0.030922	0.043256	0.714869	0.4747
EXCHANGE	-0.013864	0.056991	-0.243269	0.8078
AR(1)	0.037972	0.027163	1.397926	0.1621

Variance Equation

C	0.003478	0.002563	1.356984	0.1748
RESID(-1)^2	0.044591	0.012518	3.562019	0.0004
GARCH(-1)	0.947565	0.016898	56.07682	0.0000

T-DIST. DOF	6.186619	1.007974	6.137679	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.568645	Mean dependent var	-0.017399
Adjusted R-squared	0.565979	S.D. dependent var	0.917103
S.E. of regression	0.604190	Akaike info criterion	1.628372
Sum squared resid	472.3694	Schwarz criterion	1.664099

Log likelihood	-1051.885	Hannan-Quinn criter.	1.641776
F-statistic	213.2315	Durbin-Watson stat	1.901187
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .04

Dependent Variable: ASPIS

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 12/30/09 Time: 19:19

Sample (adjusted): 1/02/2004 12/31/2008

Included observations: 1304 after adjustments

Convergence achieved after 19 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7)
 *RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.094110	0.015491	-6.075057	0.0000
GD	0.864364	0.027263	31.70431	0.0000
INT12	0.061996	0.050107	1.237281	0.2160
EXCHANGE	0.041938	0.061227	0.684961	0.4934

Variance Equation

C(5)	-0.351097	0.076180	-4.608772	0.0000
C(6)	0.313516	0.067904	4.617041	0.0000
C(7)	0.076596	0.039164	1.955785	0.0505
C(8)	0.766941	0.070251	10.91711	0.0000

GED PARAMETER	1.065463	0.050885	20.93885	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.331531	Mean dependent var	-0.042025
Adjusted R-squared	0.327402	S.D. dependent var	0.996887
S.E. of regression	0.817568	Akaike info criterion	2.213438
Sum squared resid	865.6004	Schwarz criterion	2.249143
Log likelihood	-1434.162	Hannan-Quinn criter.	2.226833
F-statistic	80.28289	Durbin-Watson stat	1.929257
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: ATTICA

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/30/09 Time: 19:25

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2008

Included observations: 1303 after adjustments

Convergence achieved after 16 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(8)
 *LOG(GARCH(-1))

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

C	-0.087514	0.018948	-4.618612	0.0000
GD	0.993358	0.029811	33.32174	0.0000
INT12	-0.028899	0.059412	-0.486420	0.6267
EXCHANGE	0.017426	0.070577	0.246904	0.8050
AR(1)	0.067695	0.028801	2.350422	0.0188

Variance Equation

C(6)	-0.361111	0.055621	-6.492408	0.0000
C(7)	0.392760	0.062076	6.327111	0.0000
C(8)	0.810722	0.049681	16.31857	0.0000

T-DIST. DOF	3.945800	0.511900	7.708145	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.398343	Mean dependent var	-0.007671
Adjusted R-squared	0.394624	S.D. dependent var	1.054513
S.E. of regression	0.820474	Akaike info criterion	2.227272
Sum squared resid	871.0907	Schwarz criterion	2.262999
Log likelihood	-1442.068	Hannan-Quinn criter.	2.240676
F-statistic	107.0910	Durbin-Watson stat	1.792562
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .07

Dependent Variable: EMPORIKI

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 12/30/09 Time: 19:30

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2008

Included observations: 1303 after adjustments

Convergence achieved after 22 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(6) + C(7)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(8)

*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(9)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.054462	0.013937	-3.907703	0.0001
GD	0.519997	0.025079	20.73414	0.0000
INT12	0.002975	0.042928	0.069290	0.9448
EXCHANGE	-0.058806	0.054556	-1.077887	0.2811
AR(1)	0.064609	0.026431	2.444434	0.0145

Variance Equation

C(6)	-0.298119	0.042769	-6.970505	0.0000
C(7)	0.322464	0.048469	6.652977	0.0000
C(8)	-0.048126	0.028237	-1.704382	0.0883
C(9)	0.937067	0.015925	58.84253	0.0000

GED PARAMETER	1.211916	0.062553	19.37411	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.283203	Mean dependent var	-0.033229
-----------	----------	--------------------	-----------

Adjusted R-squared	0.278214	S.D. dependent var	0.795610
S.E. of regression	0.675935	Akaike info criterion	1.773482
Sum squared resid	590.7555	Schwarz criterion	1.813178
Log likelihood	-1145.423	Hannan-Quinn criter.	1.788374
F-statistic	56.76199	Durbin-Watson stat	1.891065
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .06

Dependent Variable: ETHNIKI

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/30/09 Time: 19:44

Sample (adjusted): 1/06/2004 12/31/2008

Included observations: 1302 after adjustments

Convergence achieved after 11 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.009757	0.012898	-0.756515	0.4493
GD	1.426782	0.022573	63.20816	0.0000
INT12	0.070902	0.037628	1.884274	0.0595
EXCHANGE	0.050088	0.050823	0.985534	0.3244
GD^2	0.054394	0.012604	4.315503	0.0000
AR(1)	0.062490	0.028129	2.221530	0.0263
AR(2)	-0.034127	0.029952	-1.139389	0.2545

Variance Equation

C	0.011395	0.003817	2.985555	0.0028
RESID(-1)^2	0.102788	0.022679	4.532393	0.0000
GARCH(-1)	0.854578	0.030470	28.04637	0.0000

T-DIST. DOF	8.611221	2.007303	4.289946	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.750444	Mean dependent var	-0.003868
Adjusted R-squared	0.748511	S.D. dependent var	1.055637
S.E. of regression	0.529389	Akaike info criterion	1.348705
Sum squared resid	361.8056	Schwarz criterion	1.392398
Log likelihood	-867.0068	Hannan-Quinn criter.	1.365097
F-statistic	388.2181	Durbin-Watson stat	1.991923
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .03-.18i .03+.18i

Dependent Variable: EUROBANK

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/30/09 Time: 19:55

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2008
 Included observations: 1303 after adjustments
 Convergence achieved after 16 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.003218	0.013390	-0.240311	0.8101
GD	1.129750	0.024033	47.00821	0.0000
INT12	0.039272	0.037827	1.038206	0.2992
EXCHANGE	0.070957	0.049893	1.422196	0.1550
AR(1)	0.069946	0.027687	2.526335	0.0115
Variance Equation				
C	0.002005	0.001586	1.264040	0.2062
RESID(-1)^2	0.043421	0.011644	3.728959	0.0002
GARCH(-1)	0.941209	0.014424	65.94536	0.0000
T-DIST. DOF	9.335666	2.723410	3.427933	0.0006
R-squared	0.636186	Mean dependent var		-0.018201
Adjusted R-squared	0.633937	S.D. dependent var		0.855071
S.E. of regression	0.517345	Akaike info criterion		1.390659
Sum squared resid	346.3341	Schwarz criterion		1.426386
Log likelihood	-897.0146	Hannan-Quinn criter.		1.404063
F-statistic	282.8451	Durbin-Watson stat		1.973318
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.07			

Dependent Variable: GENIKI
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
 Date: 12/30/09 Time: 20:06
 Sample (adjusted): 1/02/2004 12/31/2008
 Included observations: 1304 after adjustments
 Convergence achieved after 21 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.068165	0.016818	-4.053162	0.0001
GD	0.920207	0.029604	31.08438	0.0000
INT12	-0.003472	0.049941	-0.069529	0.9446
EXCHANGE	0.037231	0.062202	0.598547	0.5495
Variance Equation				
C	0.116338	0.026971	4.313385	0.0000
RESID(-1)^2	0.309743	0.059400	5.214516	0.0000
GARCH(-1)	0.555027	0.062962	8.815250	0.0000

T-DIST. DOF	4.446616	0.564406	7.878396	0.0000
R-squared	0.412703	Mean dependent var		-0.035585
Adjusted R-squared	0.409531	S.D. dependent var		1.061954
S.E. of regression	0.816026	Akaike info criterion		2.153338
Sum squared resid	863.0049	Schwarz criterion		2.185075
Log likelihood	-1395.976	Hannan-Quinn criter.		2.165244
F-statistic	130.1030	Durbin-Watson stat		1.897118
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: KYPROU

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 12/30/09 Time: 20:15

Sample (adjusted): 1/06/2004 12/31/2008

Included observations: 1302 after adjustments

Convergence achieved after 18 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) +
C(10)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000507	0.017163	0.029520	0.9764
GD	0.981409	0.034604	28.36130	0.0000
INT12	0.116220	0.056152	2.069745	0.0385
EXCHANGE	-0.042910	0.072706	-0.590177	0.5551
AR(1)	0.088930	0.026218	3.391890	0.0007
AR(2)	-0.081477	0.027299	-2.984606	0.0028

Variance Equation

C	0.022770	0.007804	2.917834	0.0035
RESID(-1)^2	0.074822	0.022994	3.254033	0.0011
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.063179	0.033848	1.866535	0.0620
GARCH(-1)	0.864011	0.025820	33.46238	0.0000

GED PARAMETER	1.254819	0.064175	19.55294	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.418365	Mean dependent var		0.005857
Adjusted R-squared	0.413860	S.D. dependent var		1.084458
S.E. of regression	0.830259	Akaike info criterion		2.250682
Sum squared resid	889.9242	Schwarz criterion		2.294375
Log likelihood	-1454.194	Hannan-Quinn criter.		2.267074
F-statistic	92.86060	Durbin-Watson stat		1.934294
Prob(F-statistic)	0.000000			

Inverted AR Roots	.04-.28i	.04+.28i
-------------------	----------	----------

Dependent Variable: PEIREUS

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/30/09 Time: 20:23
Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2008
Included observations: 1303 after adjustments
Convergence achieved after 14 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.023887	0.013646	-1.750480	0.0800
GD	1.133645	0.024553	46.17073	0.0000
INT12	0.099102	0.040421	2.451757	0.0142
EXCHANGE	0.013615	0.052689	0.258394	0.7961
GD^2	0.016413	0.014920	1.100087	0.2713
AR(1)	0.050375	0.025250	1.995095	0.0460
Variance Equation				
C	0.001864	0.001512	1.232375	0.2178
RESID(-1)^2	0.039606	0.010747	3.685359	0.0002
GARCH(-1)	0.957934	0.012409	77.19442	0.0000
T-DIST. DOF	4.618054	0.632176	7.305010	0.0000
R-squared	0.629876	Mean dependent var		-0.004978
Adjusted R-squared	0.627300	S.D. dependent var		0.922480
S.E. of regression	0.563166	Akaike info criterion		1.477449
Sum squared resid	410.0830	Schwarz criterion		1.517146
Log likelihood	-952.5582	Hannan-Quinn criter.		1.492342
F-statistic	244.4916	Durbin-Watson stat		1.970076
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.05			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ιταλικών τραπεζών περιόδου 2004-2008 (Πίνακας 3)

Έλεγχοι στασιμότητας

Χρονοσειρά	Σύμβολο	Aug. Dickey Fuller		Phillips - Perron	
		Στατιστική	Prob.	Στατιστική	Prob.
Γ.Δ. Ιταλίας	MIBTEL	17,12	0,0000	37,23	0,0000
Επιτόκιο 12μ.	INT12	30,11	0,0000	34,26	0,0000
Συναλ. Ισοτιμία	EXCHANGE	35,27	0,0000	35,27	0,0000
Camfin S.p.a.	CAMFIN	37,11	0,0000	37,09	0,0000

Carige Bank	CARIGE	38,78	0,0000	38,95	0,0000
Credito Valt. Bank	CREDITO	38,44	0,0000	38,44	0,0000
Desio e Brianza B.	DESIO	46,62	0,0000	47,04	0,0000
Finnat Bank	FINNAT	36,62	0,0000	36,65	0,0000
Ifis Bank	IFIS	37,98	0,0000	37,98	0,0000
Pop Etruria e Lazio	LAZIO	33,42	0,0000	33,33	0,0000
Mittel S.p.a.	MITTEL	35,82	0,0000	35,96	0,0000
Profilo Bank	PROFILO	35,38	0,0000	35,44	0,0000
Sardegna Bank	SARDEGNA	15,28	0,0000	40,39	0,0000

Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας

Εξαρτημένη	White		ARCH-LM	
	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
CAMFIN	40,219	0,0000	25,263	0,0049
CARIGE	119,81	0,0000	77,510	0,0000
CREDITO	91,014	0,0000	76,523	0,0000
DESIO	98,882	0,0000	221,18	0,0000
FINNAT	58,190	0,0000	70,330	0,0000
IFIS	11,950	0,2161	12,500	0,0059
LAZIO	54,941	0,0000	45,874	0,0000
MITTEL	49,943	0,0000	50,405	0,0000
PROFILO	153,65	0,0000	130,29	0,0000
SARDEGNA	97,694	0,0000	83,909	0,0000

Έλεγχος Σφάλματος Εξιδείκευσης

Εξαρτημένη	Στατιστική F	Prob. F	Log Likelihood	Prob. Chi-Sq.
CAMFIN	15,8127	0,0001	15,7776	0,0001
CARIGE	1,1520	0,2833	1,1559	0,2823
CREDITO	5,6615	0,0175	5,6710	0,0172
DESIO	2,8732	0,0903	2,8811	0,0896

FINNAT	1,7000	0,1925	1,7055	0,1916
IFIS	0,1701	0,6800	0,1709	0,6793
LAZIO	1,5748	0,2097	1,5799	0,2088
MITTEL	52,284	0,0000	51,452	0,0000
PROFILO	11,915	0,0006	11,916	0,0006
SARDEGNA	22,353	0,0000	22,412	0,0000

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

	R-squared	VIF
Gd = -0.0233 + 0.084int12	0,002336	1,00234
Gd = -0.0241 + 0.318exchange	0,027200	1,02796
Int12 = 0.0242 – 0.0837exchange	0,004669	1,00469

Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης

Εξαρτημένη	Στατιστική Durbin-Watson	Breusch-Godfrey	
		Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
CAMFIN	2,084690	2,8170	0,2445
CARIGE	2,250300*	28,854	0,0000
CREDITO	2,249259*	20,691	0,0000
DESIO	2,544185	107,81	0,0000
FINNAT	2,059261	3,6279	0,1630
IFIS	2,137709	6,5139	0,0385
LAZIO	1,960745	1,8923	0,3882
MITTEL	2,015713	1,7723	0,4122
PROFILO	2,181958	11,899	0,0026
SARDEGNA	2,369556*	47,884	0,0000

Έλεγχος Κανονικότητας

Εξαρτημένη	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Jarque-Bera	Probability
CAMFIN	-0,2932	12,456	4850,13	0,0000
CARIGE	-0,0908	9,4077	2217,26	0,0000
CREDITO	0,4767	6,8754	860,118	0,0000
DESIO	-0,1944	12,278	4653,67	0,0000
FINNAT	1,2046	8,2800	1820,31	0,0000
IFIS	-0,3085	11,167	3622,53	0,0000
LAZIO	0,5501	5,4569	391,662	0,0000
MITTEL	0,0453	6,4716	651,779	0,0000
PROFILO	0,4403	11,192	3666,47	0,0000
SARDEGNA	0,3317	6,9641	872,346	0,0000

Τελικά υποδείγματα

Dependent Variable: CAMFIN

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 11:16

Sample (adjusted): 1/02/2004 12/22/2008

Included observations: 1297 after adjustments

Convergence achieved after 17 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.117644	0.038915	-3.023094	0.0025
MIBTEL	0.708191	0.037105	19.08618	0.0000
INT12	0.018580	0.050403	0.368631	0.7124
EXCHANGE	0.039716	0.066604	0.596292	0.5510
MIBTEL^2	-0.029713	0.010621	-2.797562	0.0051

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.177676	0.061110	2.907493	0.0036
RESID(-1)^2	0.102834	0.026797	3.837513	0.0001
GARCH(-1)	0.848626	0.034236	24.78727	0.0000

T-DIST. DOF	3.918666	0.429060	9.133150	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.169328	Mean dependent var	-0.150843
Adjusted R-squared	0.164168	S.D. dependent var	2.003939
S.E. of regression	1.832078	Akaike info criterion	3.731437
Sum squared resid	4323.184	Schwarz criterion	3.767297
Log likelihood	-2410.837	Hannan-Quinn criter.	3.744893
F-statistic	32.81897	Durbin-Watson stat	2.081127

Prob(F-statistic) 0.000000

Dependent Variable: CARIGE

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 11:16

Sample (adjusted): 1/06/2004 12/22/2008

Included observations: 1295 after adjustments

Convergence achieved after 20 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(10)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.034171	0.017748	-1.925359	0.0542
MIBTEL	0.505119	0.028156	17.94004	0.0000
INT12	0.031755	0.028561	1.111826	0.2662
EXCHANGE	0.033238	0.039637	0.838545	0.4017
AR(1)	-0.162429	0.025696	-6.321166	0.0000
AR(2)	-0.053326	0.025549	-2.087204	0.0369

Variance Equation

C(7)	-0.179028	0.024604	-7.276525	0.0000
C(8)	0.293041	0.045650	6.419356	0.0000
C(9)	0.056466	0.026043	2.168180	0.0301
C(10)	0.980534	0.007339	133.6048	0.0000
T-DIST. DOF	3.153945	0.331326	9.519147	0.0000

R-squared	0.221446	Mean dependent var	-0.039899
Adjusted R-squared	0.215382	S.D. dependent var	1.837079
S.E. of regression	1.627260	Akaike info criterion	3.065357
Sum squared resid	3400.000	Schwarz criterion	3.109240
Log likelihood	-1973.819	Hannan-Quinn criter.	3.081825
F-statistic	36.52108	Durbin-Watson stat	1.911147
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots -0.08+.22i -0.08-.22i

Dependent Variable: CREDITO

Method: ML - ARCH

Date: 12/31/09 Time: 11:17

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/22/2008

Included observations: 1296 after adjustments

Convergence achieved after 15 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

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

C	-0.019096	0.030482	-0.626478	0.5310
MIBTEL	1.049478	0.034801	30.15686	0.0000
INT12	0.061686	0.045439	1.357555	0.1746
EXCHANGE	-0.131894	0.045549	-2.895619	0.0038
MIBTELR ³	-0.007083	0.001327	-5.338677	0.0000
AR(1)	-0.116985	0.031907	-3.666444	0.0002

Variance Equation

C	0.848959	0.101198	8.389105	0.0000
RESID(-1) ²	0.363008	0.038003	9.552031	0.0000
GARCH(-1)	0.238249	0.063376	3.759289	0.0002

R-squared	0.343839	Mean dependent var	-0.034875
Adjusted R-squared	0.339760	S.D. dependent var	1.718539
S.E. of regression	1.396401	Akaike info criterion	3.396980
Sum squared resid	2509.569	Schwarz criterion	3.432862
Log likelihood	-2192.243	Hannan-Quinn criter.	3.410445
F-statistic	84.30099	Durbin-Watson stat	2.029103
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots - .12

Dependent Variable: DESIO

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 10:46

Sample (adjusted): 1/06/2004 12/22/2008

Included observations: 1295 after adjustments

Convergence achieved after 35 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(7) + C(8)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(9)
*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(10)*LOG(GARCH(-1))

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.040929	0.029630	-1.381328	0.1672
MIBTEL	0.538911	0.037779	14.26477	0.0000
INT12	0.050678	0.047378	1.069656	0.2848
EXCHANGE	-0.046010	0.064794	-0.710094	0.4776
AR(1)	-0.207621	0.027821	-7.462727	0.0000
AR(2)	-0.059185	0.027212	-2.174939	0.0296

Variance Equation

C(7)	-0.166290	0.028172	-5.902749	0.0000
C(8)	0.350332	0.048640	7.202474	0.0000
C(9)	-0.059740	0.030323	-1.970083	0.0488
C(10)	0.935329	0.017790	52.57740	0.0000

T-DIST. DOF 3.924708 0.457975 8.569691 0.0000

R-squared	0.135743	Mean dependent var	0.037582
Adjusted R-squared	0.129012	S.D. dependent var	2.103263

S.E. of regression	1.962907	Akaike info criterion	3.821721
Sum squared resid	4947.258	Schwarz criterion	3.865604
Log likelihood	-2463.564	Hannan-Quinn criter.	3.838189
F-statistic	20.16691	Durbin-Watson stat	2.180933
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	-.10-.22i	-.10+.22i
-------------------	-----------	-----------

Dependent Variable: FINNAT

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 10:50

Sample (adjusted): 1/02/2004 12/22/2008

Included observations: 1297 after adjustments

Convergence achieved after 41 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) +
C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.127301	0.032550	-3.910995	0.0001
MIBTEL	0.588212	0.031067	18.93374	0.0000
INT12	-0.011666	0.046052	-0.253335	0.8000
EXCHANGE	-0.090995	0.058442	-1.557009	0.1195

Variance Equation

C	0.310530	0.100943	3.076282	0.0021
RESID(-1)^2	0.268620	0.084442	3.181120	0.0015
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.195200	0.123513	1.580394	0.1140
GARCH(-1)	0.703595	0.044863	15.68328	0.0000

T-DIST. DOF	2.895543	0.308435	9.387845	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.156541	Mean dependent var	0.009650
Adjusted R-squared	0.151303	S.D. dependent var	1.920936
S.E. of regression	1.769658	Akaike info criterion	3.655864
Sum squared resid	4033.615	Schwarz criterion	3.691724
Log likelihood	-2361.828	Hannan-Quinn criter.	3.669320
F-statistic	29.88076	Durbin-Watson stat	2.039646
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: IFIS

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 10:55

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/22/2008

Included observations: 1296 after adjustments

Convergence achieved after 9 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.027280	0.026844	-1.016256	0.3095
MIBTEL	0.418355	0.025963	16.11354	0.0000
INT12	0.046699	0.041871	1.115316	0.2647
EXCHANGE	0.085730	0.052153	1.643813	0.1002
AR(1)	-0.118974	0.026578	-4.476415	0.0000
Variance Equation				
C	0.240495	0.089916	2.674669	0.0075
RESID(-1)^2	0.132331	0.041573	3.183096	0.0015
GARCH(-1)	0.799399	0.049884	16.02505	0.0000
T-DIST. DOF	3.092269	0.339631	9.104788	0.0000
R-squared	0.131177	Mean dependent var		-0.039215
Adjusted R-squared	0.125777	S.D. dependent var		1.630420
S.E. of regression	1.524441	Akaike info criterion		3.344138
Sum squared resid	2990.886	Schwarz criterion		3.380020
Log likelihood	-2158.002	Hannan-Quinn criter.		3.357603
F-statistic	24.28939	Durbin-Watson stat		1.894096
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	- .12			

Dependent Variable: LAZIO

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 11:08

Sample (adjusted): 1/02/2004 12/22/2008

Included observations: 1297 after adjustments

Convergence achieved after 50 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.091167	0.026703	-3.414178	0.0006
MIBTEL	0.669270	0.026830	24.94444	0.0000
INT12	0.015563	0.036335	0.428318	0.6684
EXCHANGE	0.081817	0.047113	1.736611	0.0825
Variance Equation				
C	0.062526	0.021026	2.973714	0.0029
RESID(-1)^2	0.148118	0.030277	4.892059	0.0000
GARCH(-1)	0.836257	0.028772	29.06546	0.0000
T-DIST. DOF	4.305131	0.603224	7.136868	0.0000
R-squared	0.260010	Mean dependent var		-0.073893
Adjusted R-squared	0.255992	S.D. dependent var		1.532406
S.E. of regression	1.321791	Akaike info criterion		3.136074

Sum squared resid	2252.052	Schwarz criterion	3.167950
Log likelihood	-2025.744	Hannan-Quinn criter.	3.148035
F-statistic	64.70223	Durbin-Watson stat	1.955803
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: MITTEL

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 11:19

Sample (adjusted): 1/02/2004 12/22/2008

Included observations: 1297 after adjustments

Convergence achieved after 31 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.018105	0.036372	0.497761	0.6187
MIBTEL	0.514295	0.038394	13.39501	0.0000
INT12	0.028703	0.047298	0.606849	0.5440
EXCHANGE	0.099444	0.063274	1.571635	0.1160
MIBTEL^2	-0.047943	0.010158	-4.719767	0.0000

Variance Equation

C	0.026259	0.016705	1.571914	0.1160
RESID(-1)^2	0.041559	0.011952	3.477313	0.0005
GARCH(-1)	0.954421	0.013757	69.37670	0.0000

T-DIST. DOF	3.907652	0.492940	7.927241	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.168723	Mean dependent var	-0.016305
Adjusted R-squared	0.163560	S.D. dependent var	1.908195
S.E. of regression	1.745180	Akaike info criterion	3.656052
Sum squared resid	3922.799	Schwarz criterion	3.691912
Log likelihood	-2361.950	Hannan-Quinn criter.	3.669509
F-statistic	32.67796	Durbin-Watson stat	2.046855
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: PROFILO

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 11:30

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/22/2008

Included observations: 1296 after adjustments

Convergence achieved after 14 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.052993	0.027829	-1.904205	0.0569
MIBTEL	0.742471	0.034970	21.23141	0.0000

INT12	0.086836	0.040748	2.131063	0.0331
EXCHANGE	-0.096384	0.052702	-1.828850	0.0674
MIBTEL^2	-0.031390	0.010150	-3.092716	0.0020
AR(1)	-0.130811	0.025984	-5.034346	0.0000

Variance Equation

C	0.078595	0.031621	2.485560	0.0129
RESID(-1)^2	0.105889	0.025658	4.126953	0.0000
GARCH(-1)	0.882972	0.025758	34.28018	0.0000

T-DIST. DOF	3.293559	0.348837	9.441536	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.270618	Mean dependent var	-0.108558
Adjusted R-squared	0.265513	S.D. dependent var	1.915963
S.E. of regression	1.642023	Akaike info criterion	3.418320
Sum squared resid	3467.362	Schwarz criterion	3.458189
Log likelihood	-2205.071	Hannan-Quinn criter.	3.433281
F-statistic	53.01514	Durbin-Watson stat	1.886390
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots -.13

Dependent Variable: SARDEGNA

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/31/09 Time: 11:37

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/22/2008

Included observations: 1296 after adjustments

Convergence achieved after 13 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000811	0.018311	-0.044315	0.9647
MIBTEL	0.298371	0.025845	11.54450	0.0000
INT12	-0.027844	0.028041	-0.992971	0.3207
EXCHANGE	-0.010826	0.036899	-0.293405	0.7692
MIBTEL^2	-0.042192	0.006449	-6.542093	0.0000
MIBTEL^3	0.004877	0.001148	4.249335	0.0000
AR(1)	-0.196681	0.029378	-6.694787	0.0000

Variance Equation

C	0.061382	0.018692	3.283968	0.0010
RESID(-1)^2	0.206927	0.044389	4.661637	0.0000
GARCH(-1)	0.778040	0.037369	20.82054	0.0000

T-DIST. DOF	3.886279	0.490148	7.928789	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.245388	Mean dependent var	-0.041902
Adjusted R-squared	0.239515	S.D. dependent var	1.270020
S.E. of regression	1.107530	Akaike info criterion	2.668795

Sum squared resid	1576.211	Schwarz criterion	2.712652
Log likelihood	-1718.379	Hannan-Quinn criter.	2.685253
F-statistic	41.78614	Durbin-Watson stat	1.963223
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots - .20

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2004 (Πίνακας 4)

Έλεγχοι στασιμότητας

Χρονοσειρά	Σύμβολο	Aug. Dickey Fuller		Phillips - Perron	
		Στατιστική	Prob.	Στατιστική	Prob.
Γενικός Δείκτης	GD	15,61	0,00	15,62	0,00
Επιτόκιο 12μ.	INT12	15,45	0,00	15,44	0,00
Συν. Ισοτιμία	EXCHANGE	17,43	0,00	17,73	0,00
Αγροτική Τράπ.	AGROTIKI	11,58	0,00	11,50	0,00
Alpha Bank	ALPHA	15,58	0,00	15,58	0,00
Aspis Bank	ASPIS	13,89	0,00	13,88	0,00
Attica bank	ATTICA	14,68	0,00	14,85	0,00
Εμπορική Τράπ.	EMPORIKI	14,10	0,00	14,08	0,00
Εθνική Τράπεζα	ETHNIKI	15,23	0,00	15,23	0,00
Eurobank	EUROBANK	15,62	0,00	15,66	0,00
Geniki Bank	GENIKI	12,98	0,00	12,68	0,00
Τράπ. Κύπρου	KYPROU	14,44	0,00	15,93	0,00
Τράπ. Πειραιώς	PEIREUS	14,58	0,00	14,53	0,00

Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας

Εξαρτημένη	White		ARCH-LM	
	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.

AGROTIKI	5,2837	0,8089	48,6735	0,0000
ALPHA	12,1153	0,2069	2,0122	0,8474
ASPIS	3,5782	0,9369	29,8670	0,0000
ATTICA	8,0644	0,5277	56,6199	0,0000
EMPORIKI	16,3404	0,0601	13,3065	0,0207
ETHNIKI	4,7421	0,1917	4,5117	0,4783
EUROBANK	8,4082	0,4936	2,7665	0,7421
GENIKI	9,5865	0,3850	61,7228	0,0000
KYPROU	2,5963	0,9782	21,0464	0,0002
PEIREUS	10,3734	0,3211	5,6982	0,3367

Έλεγχος Σφάλματος Εξειδίκευσης

Εξαρτημένη	Στατιστική F	Prob. F	Log Likelihood	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	0,0941	0,7593	0,0959	0,7568
ALPHA	0,2254	0,6353	0,2297	0,6317
ASPIS	0,5034	0,4787	0,5127	0,4740
ATTICA	2,7221	0,1032	2,7528	0,0998
EMPORIKI	1,8271	0,1777	1,8561	0,1731
ETHNIKI	0,7779	0,3786	0,7919	0,3735
EUROBANK	2,5140	0,1141	2,5506	0,1103
GENIKI	0,7010	0,4032	0,7137	0,3982
KYPROU	0,0497	0,8237	0,0506	0,8219
PEIREUS	1,5425	0,2154	1,5679	0,2105

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

	R-squared	VIF
Gd = 0.0309 – 0.010int12	0.000152	1.00015
Gd = 0.0318 -0.079exchange	0.003428	1.00344
Int12 = 0.0103 – 0.3761exchange	0.051940	1.05478

Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης

Εξαρτημένη	Στατιστική Durbin-Watson	Breusch-Godfrey	
		Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	1,388976*	35,9159	0,0000
ALPHA	1,869536	1,9194	0,3830
ASPIS	1,688131*	6,4830	0,0391
ATTICA	1,898589	1,4703	0,2250
EMPORIKI	2,033682	4,6131	0,1039
ETHNIKI	1,950117	0,1618	0,9223
EUROBANK	2,011182	3,5502	0,1695
GENIKI	1,526968*	22,1267	0,0000
KYPROU	1,825699	16,0193	0,0003
PEIREUS	1,816241	8,5871	0,0137

Έλεγχος Κανονικότητας

Εξαρτημένη	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Jarque-Bera	Probability
AGROTIKI	1,6537	11,673	933,43	0,0000
ALPHA	0,1876	3,1621	1,8180	0,4029
ASPIS	1,2546	9,0590	467,72	0,0000
ATTICA	1,3428	10,530	695,17	0,0000
EMPORIKI	0,1771	3,8111	8,4871	0,0143
ETHNIKI	0,0521	3,5009	2,8478	0,2407
EUROBANK	0,2919	3,3717	5,2112	0,0738
GENIKI	0,8078	4,5817	55,380	0,0000
KYPROU	1,0580	7,3700	254,40	0,0000
PEIREUS	0,6204	4,5379	42,139	0,0000

Dependent Variable: AGROTIKI
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
Date: 12/28/09 Time: 14:11
Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2004
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 55 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.152448	0.034662	-4.398130	0.0000
GD	0.510785	0.066609	7.668439	0.0000
INT12	-0.142650	0.054014	-2.640973	0.0083
EXCHANGE	-0.059542	0.091514	-0.650632	0.5153
AR(1)	0.196513	0.068960	2.849671	0.0044

Variance Equation				
C	0.052673	0.033253	1.583982	0.1132
RESID(-1)^2	0.596089	0.326062	1.828147	0.0675
GARCH(-1)	0.212696	0.096199	6.369024	0.0000

T-DIST. DOF	2.894292	0.629078	4.600850	0.0000
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.108064	Mean dependent var	-0.034964
Adjusted R-squared	0.079636	S.D. dependent var	0.951602
S.E. of regression	0.912925	Akaike info criterion	2.067336
Sum squared resid	209.1913	Schwarz criterion	2.190591
Log likelihood	-259.7537	Hannan-Quinn criter.	2.116886
F-statistic	3.801298	Durbin-Watson stat	1.673483
Prob(F-statistic)	0.000312		

Inverted AR Roots	.20
-------------------	-----

Dependent Variable: ALPHA
Method: Least Squares
Date: 12/28/09 Time: 12:06
Sample (adjusted): 1/02/2004 12/31/2004
Included observations: 261 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006495	0.028674	-0.226517	0.8210
GD	1.418243	0.073578	19.27547	0.0000
INT12	0.032029	0.062284	0.514235	0.6075
EXCHANGE	-0.057242	0.102967	-0.555932	0.5787

R-squared	0.593270	Mean dependent var	0.036860
Adjusted R-squared	0.588522	S.D. dependent var	0.718876
S.E. of regression	0.461134	Akaike info criterion	1.304952
Sum squared resid	54.64971	Schwarz criterion	1.359581
Log likelihood	-166.2962	Hannan-Quinn criter.	1.326911

F-statistic 124.9561 Durbin-Watson stat 1.869536
 Prob(F-statistic) 0.000000

Dependent Variable: ASPIS
 Method: ML - ARCH
 Date: 12/29/09 Time: 14:20
 Sample (adjusted): 1/02/2004 12/31/2004
 Included observations: 261 after adjustments
 Convergence achieved after 34 iterations
 Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.120506	0.044024	-2.737294	0.0062
GD	0.888681	0.113489	7.830545	0.0000
INT12	0.209425	0.094028	2.227274	0.0259
EXCHANGE	0.278022	0.168814	1.646907	0.0996

Variance Equation				
C	0.240427	0.204025	1.178420	0.2386
RESID(-1)^2	0.277815	0.158240	1.755660	0.0791
GARCH(-1)	0.413072	0.342210	1.207070	0.2274

R-squared 0.149235 Mean dependent var -0.032558
 Adjusted R-squared 0.129138 S.D. dependent var 0.896211
 S.E. of regression 0.836344 Akaike info criterion 2.439222
 Sum squared resid 177.6656 Schwarz criterion 2.534822
 Log likelihood -311.3184 Hannan-Quinn criter. 2.477650
 F-statistic 7.425799 Durbin-Watson stat 1.685716
 Prob(F-statistic) 0.000000

Dependent Variable: ATTICA
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
 Date: 12/29/09 Time: 14:18
 Sample (adjusted): 1/02/2004 12/31/2004
 Included observations: 261 after adjustments
 Convergence achieved after 26 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.094011	0.038716	-2.428202	0.0152
GD	1.141797	0.097804	11.67428	0.0000
INT12	0.037630	0.091175	0.412723	0.6798
EXCHANGE	-0.078268	0.137195	-0.570488	0.5683

Variance Equation				
-------------------	--	--	--	--

C	0.138442	0.064857	2.134575	0.0328
RESID(-1)^2	0.254471	0.128572	1.979206	0.0478
GARCH(-1)	0.533392	0.156657	3.404837	0.0007
<hr/>				
T-DIST. DOF	4.644501	1.157375	4.012961	0.0001
<hr/>				
R-squared	0.296945	Mean dependent var	0.004575	
Adjusted R-squared	0.277493	S.D. dependent var	0.989043	
S.E. of regression	0.840691	Akaike info criterion	2.205997	
Sum squared resid	178.8106	Schwarz criterion	2.315254	
Log likelihood	-279.8826	Hannan-Quinn criter.	2.249915	
F-statistic	15.26544	Durbin-Watson stat	1.845665	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: EMPORIKI

Method: ML - ARCH

Date: 12/28/09 Time: 11:29

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2004

Included observations: 260 after adjustments

Convergence achieved after 14 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.039661	0.037001	-1.071892	0.2838
GD	1.183773	0.074053	15.98554	0.0000
INT12	0.070579	0.070629	0.999288	0.3177
EXCHANGE	0.033965	0.110649	0.306961	0.7589
AR(1)	0.097886	0.075526	1.296056	0.1950

Variance Equation

C	0.057453	0.028187	2.038267	0.0415
RESID(-1)^2	0.261274	0.075188	3.474957	0.0005
GARCH(-1)	0.573934	0.121375	4.728602	0.0000

R-squared	0.426724	Mean dependent var	0.023889	
Adjusted R-squared	0.410800	S.D. dependent var	0.744487	
S.E. of regression	0.571463	Akaike info criterion	1.654904	
Sum squared resid	82.29573	Schwarz criterion	1.764463	
Log likelihood	-207.1375	Hannan-Quinn criter.	1.698948	
F-statistic	26.79698	Durbin-Watson stat	1.845631	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Inverted AR Roots .10

Dependent Variable: ETHNIKI

Method: Least Squares

Date: 11/29/09 Time: 23:44

Sample (adjusted): 1/02/2004 12/31/2004

Included observations: 261 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.020574	0.025506	0.806636	0.4206
GD	1.408253	0.065449	21.51677	0.0000
INT12	0.104687	0.055403	1.889544	0.0599
EXCHANGE	0.155089	0.091591	1.693271	0.0916
R-squared	0.643907	Mean dependent var		0.066600
Adjusted R-squared	0.639750	S.D. dependent var		0.683413
S.E. of regression	0.410190	Akaike info criterion		1.070815
Sum squared resid	43.24177	Schwarz criterion		1.125444
Log likelihood	-135.7413	Hannan-Quinn criter.		1.092774
F-statistic	154.9070	Durbin-Watson stat		1.950117
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: EUROBANK

Method: ML - ARCH

Date: 12/09/09 Time: 09:35

Sample (adjusted): 1/02/2004 12/31/2004

Included observations: 261 after adjustments

Convergence achieved after 23 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.042882	0.024599	1.743282	0.0813
GD	1.251239	0.053393	23.43462	0.0000
INT12	0.066239	0.050064	1.323085	0.1858
EXCHANGE	0.153900	0.085075	1.809001	0.0705

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.005598	0.009262	0.604406	0.5456
RESID(-1)^2	0.031134	0.032994	0.943624	0.3454
GARCH(-1)	0.927432	0.089550	10.35657	0.0000

R-squared	0.635229	Mean dependent var		0.078851
Adjusted R-squared	0.626613	S.D. dependent var		0.609592
S.E. of regression	0.372494	Akaike info criterion		0.880637
Sum squared resid	35.24292	Schwarz criterion		0.976237
Log likelihood	-107.9232	Hannan-Quinn criter.		0.919065
F-statistic	73.72132	Durbin-Watson stat		2.011909
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: GENIKI

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/27/09 Time: 14:55

Sample (adjusted): 1/05/2004 12/31/2004

Included observations: 260 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.007217	0.032598	-0.221380	0.8248
GD	0.556115	0.075287	7.386619	0.0000
INT12	0.017504	0.059162	0.295861	0.7673
EXCHANGE	-0.209751	0.092191	-2.275186	0.0229
AR(1)	0.126142	0.072118	1.749092	0.0803

Variance Equation

C	0.051273	0.026706	1.919881	0.0549
RESID(-1)^2	0.283013	0.112601	2.513408	0.0120
GARCH(-1)	0.579075	0.142371	4.067351	0.0000

T-DIST. DOF	6.174310	2.705051	2.282511	0.0225
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.186496	Mean dependent var	0.059578
Adjusted R-squared	0.160568	S.D. dependent var	0.665123
S.E. of regression	0.609389	Akaike info criterion	1.574964
Sum squared resid	93.21006	Schwarz criterion	1.698219
Log likelihood	-195.7454	Hannan-Quinn criter.	1.624514
F-statistic	7.192749	Durbin-Watson stat	1.694988
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .13

Dependent Variable: KYPROU

Method: ML - ARCH

Date: 12/29/09 Time: 14:23

Sample (adjusted): 1/06/2004 12/31/2004

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 51 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.007116	0.033043	0.215344	0.8295
GD	0.491667	0.084215	5.838233	0.0000
INT12	0.029792	0.081770	0.364333	0.7156
EXCHANGE	-0.127730	0.124579	-1.025292	0.3052
AR(2)	-0.188958	0.062157	-3.040007	0.0024

Variance Equation

C	0.019002	0.014875	1.277469	0.2014
RESID(-1)^2	0.064635	0.056035	1.153484	0.2487

GARCH(-1)	0.878790	0.067682	12.98410	0.0000
R-squared	0.154919	Mean dependent var		0.013652
Adjusted R-squared	0.131351	S.D. dependent var		0.769588
S.E. of regression	0.717266	Akaike info criterion		1.980976
Sum squared resid	129.1322	Schwarz criterion		2.090839
Log likelihood	-248.5364	Hannan-Quinn criter.		2.025147
F-statistic	6.573285	Durbin-Watson stat		1.849509
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: PEIREUS

Method: ML - ARCH

Date: 12/29/09 Time: 14:25

Sample (adjusted): 1/06/2004 12/31/2004

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 14 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.007947	0.023547	0.337515	0.7357
GD	1.194943	0.063986	18.67495	0.0000
INT12	0.079882	0.043659	1.829684	0.0673
EXCHANGE	0.006909	0.087528	0.078931	0.9371
AR(1)	0.192131	0.076395	2.514955	0.0119
AR(2)	-0.167864	0.061664	-2.722243	0.0065

Variance Equation

C	0.052394	0.054614	0.959365	0.3374
RESID(-1)^2	0.131653	0.082921	1.587695	0.1124
GARCH(-1)	0.580539	0.354876	1.635892	0.1019

R-squared	0.553766	Mean dependent var	0.043502
Adjusted R-squared	0.539486	S.D. dependent var	0.636473
S.E. of regression	0.431918	Akaike info criterion	1.138713
Sum squared resid	46.63831	Schwarz criterion	1.262310
Log likelihood	-138.4634	Hannan-Quinn criter.	1.188406
F-statistic	38.78049	Durbin-Watson stat	2.178319
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.10-.40i	.10+.40i
-------------------	----------	----------

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2005 (Πίνακας 5)

Έλεγχοι Στασιμότητας

Χρονοσειρά	Aug. Dickey Fuller		Phillips - Perron	
	Στατιστική	Prob.	Στατιστική	Prob.
Γενικός Δείκτης	13,95	0,00	13,88	0,00
Επιτόκιο 12μ. Euribor	14,08	0,00	14,11	0,00
Συναλλαγμ. Ισοτιμία	16,38	0,00	16,39	0,00
Αγροτική Τράπεζα	15,17	0,00	15,16	0,00
Alpha Bank	14,43	0,00	14,35	0,00
Aspis Bank	15,50	0,00	15,50	0,00
Attica bank	16,73	0,00	16,73	0,00
Εμπορική Bank	11,82	0,00	11,87	0,00
Εθνική Τράπεζα	14,04	0,00	13,97	0,00
Eurobank	13,55	0,00	13,43	0,00
Geniki Bank	13,75	0,00	13,75	0,00
Τράπεζα Κύπρου	14,90	0,00	14,85	0,00
Τράπεζα Πειραιώς	14,10	0,00	13,98	0,00

Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας

Εξαρτημένη	White		ARCH-LM	
	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	2,6221	0,9774	22,0623	0,0005
ALPHA	4,0005	0,9114	4,7295	0,4498
ASPIS	15,4736	0,0787	8,7750	0,0320
ATTICA	13,7637	0,1310	1,9306	0,8587
EMPORIKI	4,8925	0,8436	13,3121	0,0206
ETHNIKI	23,4265	0,0053	1,5989	0,9014
EUROBANK	3,8193	0,9229	3,1036	0,6840
GENIKI	7,7620	0,5583	9,5020	0,0233

KYPROU	9,8626	0,3617	8,1568	0,0429
PEIREUS	10,0091	0,3497	23,6390	0,0003

Έλεγχος Σφάλματος Εξειδίκευσης

Εξαρτημένη	Στατιστική F	Prob. F	Log Likelihood	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	0,0610	0,8050	0,0622	0,8029
ALPHA	2,7121	0,1008	2,7509	0,0972
ASPIS	2,2817	0,1321	2,3162	0,1280
ATTICA	0,9203	0,3383	0,9367	0,3331
EMPORIKI	0,0458	0,8307	0,0467	0,8289
ETHNIKI	0,2829	0,5953	0,2883	0,5913
EUROBANK	0,0607	0,8055	0,0619	0,8035
GENIKI	0,0278	0,8676	0,0283	0,8662
KYPROU	0,2445	0,6214	0,2492	0,6176
PEIREUS	1,5854	0,2091	1,6116	0,2043

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

	R-squared	VIF
Gd = 0.0427 + 0.028int12	0,000615	1,00061
Gd = 0.0405 - 0.142exchange	0,008940	1,00902
Int12 = 0.0301 - 0.081exchange	0,003920	1,00393

Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης

Εξαρτημένη	Στατιστική Durbin-Watson	Breusch-Godfrey	
		Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	1,873242	2,9984	0,2233
ALPHA	1,882980	1,4549	0,4831
ASPIS	1,944542	0,0907	0,9556

ATTICA	1,948834	0,0334	0,9834
EMPORIKI	1,500345*	16,4435	0,0003
ETHNIKI	1,930932	0,7677	0,6812
EUROBANK	1,765757	3,9856	0,1363
GENIKI	1,694655*	6,9723	0,0306
KYPROU	1,820028	2,1058	0,3489
PEIREUS	1,792398	3,2922	0,1928

Έλεγχος Κανονικότητας

Εξαρτημένη	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Jarque-Bera	Probability
AGROTIKI	-1,0945	17,151	2212,8	0,0000
ALPHA	-0,1871	6,0189	99,864	0,0000
ASPIS	0,5181	3,7874	18,280	0,0001
ATTICA	1,2796	6,1534	178,00	0,0000
EMPORIKI	0,4577	3,7501	15,059	0,0005
ETHNIKI	0,4837	3,8299	17,534	0,0001
EUROBANK	0,1902	3,4856	4,1077	0,1282
GENIKI	-0,2017	5,1071	49,482	0,0000
KYPROU	0,7644	4,4151	46,834	0,0000
PEIREUS	0,9134	6,8745	198,02	0,0000

Dependent Variable: AGROTIKI

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/29/09 Time: 19:54

Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 39 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.157899	0.052062	-3.032888	0.0024
GD	1.105803	0.147640	7.489849	0.0000

INT12	0.253688	0.179165	1.415946	0.1568
EXCHANGE	-0.151579	0.212790	-0.712343	0.4763

Variance Equation				
C	0.008093	0.011159	0.725247	0.4683
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.035314	0.042359	2.486238	0.0129
GARCH(-1)	0.952623	0.018017	52.87263	0.0000
T-DIST. DOF	3.577916	0.707007	5.060652	0.0000

R-squared	0.065490	Mean dependent var	0.067153
Adjusted R-squared	0.039428	S.D. dependent var	1.488341
S.E. of regression	1.458705	Akaike info criterion	3.024652
Sum squared resid	534.0826	Schwarz criterion	3.134515
Log likelihood	-383.6924	Hannan-Quinn criter.	3.068823
F-statistic	2.512849	Durbin-Watson stat	1.838819
Prob(F-statistic)	0.016339		

Dependent Variable: ALPHA

Method: Least Squares

Date: 12/29/09 Time: 19:46

Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005

Included observations: 259 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034050	0.029981	-1.135723	0.2571
GD	1.367837	0.084358	16.21465	0.0000
INT12	0.084939	0.091332	0.930000	0.3533
EXCHANGE	0.284379	0.127850	2.224319	0.0270

R-squared	0.504956	Mean dependent var	0.022166
Adjusted R-squared	0.499132	S.D. dependent var	0.677233
S.E. of regression	0.479291	Akaike info criterion	1.382307
Sum squared resid	58.57865	Schwarz criterion	1.437239
Log likelihood	-175.0088	Hannan-Quinn criter.	1.404393
F-statistic	86.70198	Durbin-Watson stat	1.882980
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: ASPIS

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 12/29/09 Time: 19:56

Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

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

C	-0.082822	0.038707	-2.139682	0.0324
GD	0.850558	0.104094	8.171066	0.0000
INT12	0.094600	0.121166	0.780743	0.4350
EXCHANGE	-0.270805	0.156353	-1.732006	0.0833

Variance Equation

C	0.107921	0.086436	1.248554	0.2118
RESID(-1)^2	0.168148	0.093404	1.800230	0.0718
GARCH(-1)	0.633872	0.217499	2.914373	0.0036

GED PARAMETER	1.258070	0.182810	6.881843	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.140164	Mean dependent var	0.040308
Adjusted R-squared	0.116184	S.D. dependent var	0.790241
S.E. of regression	0.742917	Akaike info criterion	2.172244
Sum squared resid	138.5334	Schwarz criterion	2.282108
Log likelihood	-273.3056	Hannan-Quinn criter.	2.216416
F-statistic	5.845151	Durbin-Watson stat	1.912711
Prob(F-statistic)	0.000003		

Dependent Variable: ATTICA

Method: Least Squares

Date: 12/29/09 Time: 19:47

Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005

Included observations: 259 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020534	0.044079	-0.465835	0.6417
GD	1.234271	0.140970	8.755535	0.0000
INT12	-0.237342	0.138240	-1.716884	0.0872
EXCHANGE	-0.227512	0.201517	-1.128996	0.2600

R-squared	0.296801	Mean dependent var	0.030662
Adjusted R-squared	0.288528	S.D. dependent var	0.819738
S.E. of regression	0.691439	Akaike info criterion	2.115240
Sum squared resid	121.9125	Schwarz criterion	2.170172
Log likelihood	-269.9236	Hannan-Quinn criter.	2.137326
F-statistic	35.87614	Durbin-Watson stat	1.948834
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: EMPORIKI

Method: ML - ARCH

Date: 12/29/09 Time: 19:49

Sample (adjusted): 1/05/2005 12/30/2005

Included observations: 258 after adjustments

Convergence achieved after 14 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.013923	0.045917	0.303214	0.7617
GD	1.229403	0.120548	10.19841	0.0000
INT12	0.091251	0.105206	0.867361	0.3857
EXCHANGE	-0.125074	0.149743	-0.835257	0.4036
AR(1)	0.222851	0.065656	3.394213	0.0007

Variance Equation				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.059658	0.054311	1.098440	0.2720
RESID(-1)^2	0.165573	0.069991	2.365629	0.0180
GARCH(-1)	0.695594	0.190786	3.645933	0.0003

R-squared	0.398448	Mean dependent var	0.076978
Adjusted R-squared	0.381605	S.D. dependent var	0.796231
S.E. of regression	0.626141	Akaike info criterion	1.890794
Sum squared resid	98.01319	Schwarz criterion	2.000964
Log likelihood	-235.9125	Hannan-Quinn criter.	1.935094
F-statistic	23.65596	Durbin-Watson stat	1.931819
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .22

Dependent Variable: ETHNIKI

Method: Least Squares

Date: 12/29/09 Time: 19:58

Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005

Included observations: 259 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003683	0.024022	0.153336	0.8783
GD	1.350479	0.070225	19.23080	0.0000
INT12	0.132348	0.087137	1.518858	0.1300
EXCHANGE	0.246601	0.115153	2.141502	0.0332

R-squared	0.595665	Mean dependent var	0.061473
Adjusted R-squared	0.590908	S.D. dependent var	0.616959
S.E. of regression	0.394608	Akaike info criterion	0.993478
Sum squared resid	39.70754	Schwarz criterion	1.048410
Log likelihood	-124.6554	Hannan-Quinn criter.	1.015564
F-statistic	125.2217	Durbin-Watson stat	1.930932
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: EUROBANK

Method: Least Squares

Date: 11/24/09 Time: 21:55
Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005
Included observations: 259 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.043791	0.026949	-1.624982	0.1054
GD	1.095714	0.075830	14.44963	0.0000
INT12	0.141274	0.087279	1.618645	0.1068
EXCHANGE	0.111832	0.114393	0.977613	0.3292
R-squared	0.454683	Mean dependent var		0.006088
Adjusted R-squared	0.448267	S.D. dependent var		0.574927
S.E. of regression	0.427048	Akaike info criterion		1.151484
Sum squared resid	46.50441	Schwarz criterion		1.206416
Log likelihood	-145.1172	Hannan-Quinn criter.		1.173570
F-statistic	70.87258	Durbin-Watson stat		1.765757
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: GENIKI
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
Date: 12/29/09 Time: 20:01
Sample (adjusted): 1/05/2005 12/30/2005
Included observations: 258 after adjustments
Convergence achieved after 19 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.036518	0.042271	-0.863899	0.3876
GD	1.071173	0.094209	11.37018	0.0000
INT12	-0.063630	0.130951	-0.485910	0.6270
EXCHANGE	-0.189542	0.157812	-1.201065	0.2297
AR(1)	0.069896	0.071877	0.972439	0.3308

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.217016	0.077358	2.805352	0.0050
RESID(-1)^2	0.485554	0.159443	3.045317	0.0023
GARCH(-1)	0.182026	0.167460	1.086983	0.2770

T-DIST. DOF	6.602484	2.627343	2.512989	0.0120
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.244489	Mean dependent var		0.020439
Adjusted R-squared	0.220216	S.D. dependent var		0.857899
S.E. of regression	0.757571	Akaike info criterion		2.121505
Sum squared resid	142.9045	Schwarz criterion		2.245446
Log likelihood	-264.6742	Hannan-Quinn criter.		2.171342
F-statistic	10.07230	Durbin-Watson stat		1.838221
Prob(F-statistic)	0.000000			

Inverted AR Roots .07

Dependent Variable: KYPROU
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)
 Date: 12/29/09 Time: 20:02
 Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005
 Included observations: 259 after adjustments
 Convergence achieved after 27 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.013538	0.032079	-0.422011	0.6730
GD	0.602377	0.086588	6.956843	0.0000
INT12	-0.154499	0.104308	-1.481171	0.1386
EXCHANGE	-0.223437	0.129041	-1.731517	0.0834

Variance Equation				
C	0.010707	0.011462	0.934182	0.3502
RESID(-1)^2	0.084397	0.049844	1.693211	0.0904
GARCH(-1)	0.903272	0.056589	15.96194	0.0000

GED PARAMETER	1.066448	0.140369	7.597482	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.066386	Mean dependent var	0.106320
Adjusted R-squared	0.040349	S.D. dependent var	0.774203
S.E. of regression	0.758424	Akaike info criterion	2.071494
Sum squared resid	144.3768	Schwarz criterion	2.181358
Log likelihood	-260.2585	Hannan-Quinn criter.	2.115666
F-statistic	2.549672	Durbin-Watson stat	1.792816
Prob(F-statistic)	0.014924		

Dependent Variable: PEIREUS
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution
 Date: 12/29/09 Time: 20:05
 Sample (adjusted): 1/04/2005 12/30/2005
 Included observations: 259 after adjustments
 Convergence achieved after 56 iterations
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.039690	0.023282	-1.704798	0.0882
GD	1.189640	0.062448	19.05014	0.0000
INT12	0.119070	0.074037	1.608257	0.1078
EXCHANGE	-0.042248	0.100794	-0.419149	0.6751

Variance Equation				
-------------------	--	--	--	--

C	0.097203	0.077576	1.252999	0.2102
RESID(-1)^2	0.100834	0.094532	1.066667	0.2861
GARCH(-1)	0.397633	0.453835	0.876164	0.3809
<hr/>				
T-DIST. DOF	4.013155	1.094026	3.668244	0.0002
<hr/>				
R-squared	0.512189	Mean dependent var	0.054904	
Adjusted R-squared	0.498585	S.D. dependent var	0.631930	
S.E. of regression	0.447474	Akaike info criterion	1.068774	
Sum squared resid	50.25841	Schwarz criterion	1.178637	
Log likelihood	-130.4062	Hannan-Quinn criter.	1.112946	
F-statistic	37.64910	Durbin-Watson stat	1.778006	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2006 (Πίνακας 6)

Έλεγχοι Στασιμότητας

Χρονοσειρά	Aug. Dickey Fuller		Phillips - Perron	
	Στατιστική	Prob.	Στατιστική	Prob.
Γενικός Δείκτης	15,63	0,00	15,63	0,00
Επιτόκιο 12μ. Euribor	14,23	0,00	14,13	0,00
Συναλλαγμ. Ισοτιμία	16,14	0,00	16,15	0,00
Αγροτική Τράπεζα	15,80	0,00	15,80	0,00
Alpha Bank	16,31	0,00	16,44	0,00
Aspis Bank	15,08	0,00	15,09	0,00
Attica bank	15,94	0,00	15,93	0,00
Emporiki Bank	14,64	0,00	14,65	0,00
Εθνική Τράπεζα	16,47	0,00	16,66	0,00
Eurobank	15,38	0,00	15,39	0,00
Geniki Bank	15,43	0,00	15,43	0,00
Τράπεζα Κύπρου	16,30	0,00	16,44	0,00
Τράπεζα Πειραιώς	16,35	0,00	16,35	0,00

Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας

Εξαρτημένη	White		ARCH-LM	
	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	10,7474	0,2934	3,4260	0,6346
ALPHA	10,2688	0,3292	3,3174	0,6512
ASPIS	5,9549	0,7444	11,593	0,0410
ATTICA	2,6711	0,9759	3,8007	0,5784
EMPORIKI	7,3765	0,5980	4,8353	0,0279
ETHNIKI	45,2693	0,0000	42,549	0,0000
EUROBANK	10,5549	0,3075	9,7234	0,0454
GENIKI	11,1287	0,2670	8,4128	0,0382
KYPROU	5,1256	0,8232	6,1287	0,2939
PEIREUS	17,6716	0,0392	1,1999	0,9449

Έλεγχος Σφάλματος Εξιδείκευσης

Εξαρτημένη	Στατιστική F	Prob. F	Log Likelihood	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	0,2343	0,6287	0,2388	0,6250
ALPHA	5,6463	0,0182	5,6944	0,0170
ASPIS	0,3467	0,5565	0,3533	0,5522
ATTICA	3,0394	0,0825	3,0709	0,0801
EMPORIKI	1,5278	0,2176	1,5533	0,2126
ETHNIKI	4,4058	0,0368	4,4540	0,0348
EUROBANK	0,2108	0,6465	0,2149	0,6430
GENIKI	0,6714	0,4133	0,6837	0,4083
KYPROU	2,0398	0,1545	2,0716	0,1501
PEIREUS	1,0672	0,3025	1,0860	0,2974

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

	R-squared	VIF
Gd = 0.022 + 0.137int12	0,005106	1,00513
Gd = 0.026 + 0.211exchange	0,006850	1,00689

Int12 = 0.055 + 0.1134exchange	0,007363	1,00741
---------------------------------------	----------	---------

Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης

Εξαρτημένη	Στατιστική Durbin-Watson	Breusch-Godfrey	
		Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	2,081890	1,9455	0,3780
ALPHA	2,056253	2,3791	0,3043
ASPIS	1,899035	1,2589	0,5329
ATTICA	1,866751	0,1964	0,9065
EMPORIKI	1,747728	5,4437	0,1420
ETHNIKI	1,961590	2,6764	0,2623
EUROBANK	1,790598	4,4381	0,1087
GENIKI	1,968778	0,6284	0,7304
KYPROU	1,988347	2,9271	0,2314
PEIREUS	2,053896	0,6239	0,7320

Έλεγχος Κανονικότητας

Εξαρτημένη	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Jarque-Bera	Probability
AGROTIKI	0,5566	7,0009	186,12	0,0000
ALPHA	0,4819	4,5315	35,339	0,0000
ASPIS	0,8853	4,2912	51,828	0,0000
ATTICA	0,7019	4,2706	38,694	0,0000
EMPORIKI	0,7485	4,7828	58,489	0,0000
ETHNIKI	0,2110	4,5729	28,623	0,0001
EUROBANK	0,1181	4,4524	23,367	0,0000
GENIKI	1,1792	7,6418	292,55	0,0000
KYPROU	0,2623	5,3047	60,296	0,0000
PEIREUS	1,3744	8,5369	412,39	0,0000

Dependent Variable: AGROTIKI

Method: Least Squares

Date: 12/29/09 Time: 21:45

Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006

Included observations: 259 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.087903	0.042779	-2.054840	0.0409
GD	1.054353	0.102486	10.28775	0.0000
INT12	0.045179	0.153762	0.293821	0.7691
EXCHANGE	0.209647	0.231657	0.904986	0.3663
R-squared	0.387581	Mean dependent var		-0.049524
Adjusted R-squared	0.380377	S.D. dependent var		0.851855
S.E. of regression	0.670548	Akaike info criterion		2.053880
Sum squared resid	114.6568	Schwarz criterion		2.108812
Log likelihood	-261.9775	Hannan-Quinn criter.		2.075966
F-statistic	53.79397	Durbin-Watson stat		2.081890
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: ALPHA

Method: Least Squares

Date: 12/29/09 Time: 21:47

Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006

Included observations: 259 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009875	0.029083	-0.339554	0.7345
GD	1.068672	0.072500	14.74038	0.0000
INT12	-0.218758	0.108696	-2.012574	0.0452
EXCHANGE	0.006376	0.163672	0.038957	0.9690
GD^2	0.138205	0.029392	4.702155	0.0000
R-squared	0.511229	Mean dependent var		0.044357
Adjusted R-squared	0.503532	S.D. dependent var		0.729627
S.E. of regression	0.514099	Akaike info criterion		1.526315
Sum squared resid	67.13168	Schwarz criterion		1.594980
Log likelihood	-192.6578	Hannan-Quinn criter.		1.553922
F-statistic	66.41763	Durbin-Watson stat		2.026784
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: ASPIS
 Method: Least Squares
 Date: 12/29/09 Time: 21:48
 Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006
 Included observations: 259 after adjustments
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.013222	0.046926	-0.281759	0.7784
GD	1.276509	0.096492	13.22912	0.0000
INT12	0.120216	0.173470	0.693009	0.4889
EXCHANGE	0.102104	0.238174	0.428693	0.6685
R-squared	0.427682	Mean dependent var		0.034423
Adjusted R-squared	0.420949	S.D. dependent var		0.978370
S.E. of regression	0.744494	Akaike info criterion		2.263100
Sum squared resid	141.3393	Schwarz criterion		2.318032
Log likelihood	-289.0715	Hannan-Quinn criter.		2.285186
F-statistic	63.51893	Durbin-Watson stat		1.899035
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: ATTICA
 Method: ML - ARCH
 Date: 12/29/09 Time: 21:50
 Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006
 Included observations: 259 after adjustments
 Convergence achieved after 22 iterations
 Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.066792	0.043501	-1.535419	0.1247
GD	1.388654	0.086832	15.99235	0.0000
INT12	-0.079116	0.156948	-0.504090	0.6142
EXCHANGE	0.311996	0.236169	1.321069	0.1865

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.181670	0.097833	1.856944	0.0633
RESID(-1)^2	0.070537	0.062262	1.132909	0.2573
GARCH(-1)	0.547275	0.208470	2.625194	0.0087

R-squared	0.481144	Mean dependent var		-0.012493
Adjusted R-squared	0.468790	S.D. dependent var		1.008851
S.E. of regression	0.735293	Akaike info criterion		2.175155
Sum squared resid	136.2452	Schwarz criterion		2.271286
Log likelihood	-274.6826	Hannan-Quinn criter.		2.213805
F-statistic	38.94727	Durbin-Watson stat		1.863683
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: EMPORIKI
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)
Date: 12/29/09 Time: 21:54
Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006
Included observations: 259 after adjustments
Convergence achieved after 34 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.092157	0.032691	-2.819072	0.0048
GD	0.743992	0.059633	12.47622	0.0000
INT12	-0.122301	0.122996	-0.994352	0.3201
EXCHANGE	-0.073305	0.164038	-0.446876	0.6550

Variance Equation				
C	0.053791	0.045310	1.187177	0.2352
RESID(-1)^2	0.127787	0.087914	1.453556	0.1461
GARCH(-1)	0.719704	0.185292	3.884163	0.0001

GED PARAMETER	1.309593	0.147407	8.884210	0.0000
---------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.288054	Mean dependent var	-0.031980
Adjusted R-squared	0.268199	S.D. dependent var	0.704138
S.E. of regression	0.602357	Akaike info criterion	1.758161
Sum squared resid	91.07143	Schwarz criterion	1.868025
Log likelihood	-219.6819	Hannan-Quinn criter.	1.802333
F-statistic	14.50781	Durbin-Watson stat	1.737638
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: ETHNIKI
Method: ML - ARCH
Date: 12/29/09 Time: 21:58
Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006
Included observations: 259 after adjustments
Convergence achieved after 263 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.043579	0.027766	-1.569532	0.1165
GD	1.349016	0.056996	23.66876	0.0000
INT12	0.074066	0.108598	0.682015	0.4952
EXCHANGE	-0.135253	0.143503	-0.942506	0.3459
GD^2	0.064927	0.043382	1.496642	0.1345

Variance Equation

C	0.064061	0.026382	2.428208	0.0152
RESID(-1)^2	0.373521	0.152532	2.448795	0.0143
GARCH(-1)	0.397559	0.160461	2.477597	0.0132
R-squared	0.670483	Mean dependent var		0.006462
Adjusted R-squared	0.661293	S.D. dependent var		0.889792
S.E. of regression	0.517846	Akaike info criterion		1.344063
Sum squared resid	67.30920	Schwarz criterion		1.453926
Log likelihood	-166.0561	Hannan-Quinn criter.		1.388234
F-statistic	72.96014	Durbin-Watson stat		1.995019
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: EUROBANK

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/29/09 Time: 22:00

Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 18 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.005715	0.026702	0.214016	0.8305
GD	1.056142	0.059892	17.63400	0.0000
INT12	0.032836	0.107258	0.306144	0.7595
EXCHANGE	0.270051	0.130133	2.075191	0.0380

Variance Equation

C	0.014485	0.009705	1.492551	0.1356
RESID(-1)^2	0.149230	0.066034	2.259913	0.0238
GARCH(-1)	0.799244	0.085112	9.390482	0.0000

T-DIST. DOF	6.280248	2.909119	2.158814	0.0309
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.555165	Mean dependent var		0.035274
Adjusted R-squared	0.542760	S.D. dependent var		0.713439
S.E. of regression	0.482424	Akaike info criterion		1.279513
Sum squared resid	58.41596	Schwarz criterion		1.389376
Log likelihood	-157.6969	Hannan-Quinn criter.		1.323685
F-statistic	44.75065	Durbin-Watson stat		1.763835
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: GENIKI

Method: ML - ARCH

Date: 12/29/09 Time: 22:04

Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 74 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.069549	0.046610	-1.492135	0.1357
GD	1.083399	0.099492	10.88927	0.0000
INT12	0.021520	0.164084	0.131153	0.8957
EXCHANGE	0.678356	0.296116	2.290843	0.0220

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.042423	0.043635	0.972216	0.3309
RESID(-1)^2	0.023645	0.029532	0.800657	0.4233
GARCH(-1)	0.908492	0.095319	9.531034	0.0000

R-squared	0.368323	Mean dependent var	-0.026216
Adjusted R-squared	0.353283	S.D. dependent var	0.978119
S.E. of regression	0.786590	Akaike info criterion	2.353678
Sum squared resid	155.9186	Schwarz criterion	2.449808
Log likelihood	-297.8013	Hannan-Quinn criter.	2.392328
F-statistic	24.48971	Durbin-Watson stat	1.983500
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: KYPROU

Method: Least Squares

Date: 12/29/09 Time: 22:06

Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006

Included observations: 259 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.073038	0.050784	1.438195	0.1516
GD	1.189564	0.107785	11.03646	0.0000
INT12	0.481065	0.177703	2.707129	0.0072
EXCHANGE	-0.268032	0.273687	-0.979336	0.3283

R-squared	0.358942	Mean dependent var	0.132534
Adjusted R-squared	0.351400	S.D. dependent var	1.018503
S.E. of regression	0.820258	Akaike info criterion	2.456928
Sum squared resid	171.5699	Schwarz criterion	2.511860
Log likelihood	-314.1722	Hannan-Quinn criter.	2.479014
F-statistic	47.59334	Durbin-Watson stat	1.988347
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: PEIREUS

Method: Least Squares

Date: 12/29/09 Time: 22:11

Sample (adjusted): 1/03/2006 12/29/2006

Included observations: 259 after adjustments
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.051584	0.034286	1.504514	0.1337
GD	1.104853	0.095810	11.53172	0.0000
INT12	0.076342	0.162733	0.469127	0.6394
EXCHANGE	-0.148580	0.169713	-0.875473	0.3821
R-squared	0.478981	Mean dependent var		0.087143
Adjusted R-squared	0.472851	S.D. dependent var		0.793983
S.E. of regression	0.576471	Akaike info criterion		1.751541
Sum squared resid	84.74135	Schwarz criterion		1.806472
Log likelihood	-222.8245	Hannan-Quinn criter.		1.773626
F-statistic	78.14181	Durbin-Watson stat		2.053896
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΣΤ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2007 (Πίνακας 7)

Έλεγχοι Στασιμότητας

Χρονοσειρά	Aug. Dickey Fuller		Phillips - Perron	
	Στατιστική	Prob.	Στατιστική	Prob.
Γενικός Δείκτης	14,36	0,00	14,33	0,00
Επιτόκιο 12μ. Euribor	15,10	0,00	15,17	0,00
Συναλλαγμ. Ισοτιμία	15,17	0,00	15,21	0,00
Αγροτική Τράπεζα	18,57	0,00	18,71	0,00
Alpha Bank	14,01	0,00	16,32	0,00
Aspis Bank	19,81	0,00	20,18	0,00
Attica bank	14,40	0,00	14,31	0,00
Emporiki Bank	18,75	0,00	19,05	0,00
Εθνική Τράπεζα	14,92	0,00	14,88	0,00
Eurobank	14,20	0,00	14,16	0,00
Geniki Bank	16,45	0,00	16,45	0,00
Τράπεζα Κύπρου	14,13	0,00	14,09	0,00
Τράπεζα Πειραιώς	14,47	0,00	14,43	0,00

Έλεγχοι ετεροσκεδαστικότητας

Εξαρτημένη	White		ARCH-LM	
	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	7,4149	0,5940	8,2337	0,1438
ALPHA	54,4777	0,0000	1,8909	0,8640
ASPIS	9,4952	0,3929	6,1838	0,2887
ATTICA	6,6739	0,6710	29,067	0,0000
EMPORIKI	10,8418	0,2867	1,3218	0,9327
ETHNIKI	15,9524	0,0679	2,2194	0,8180
EUROBANK	4,5102	0,8747	2,8021	0,7305
GENIKI	14,2524	0,1136	62,637	0,0028
KYPROU	11,6265	0,2352	4,1702	0,5252
PEIREUS	19,9567	0,0182	49,800	0,0130

Έλεγχος Σφάλματος Εξιδείκευσης

Εξαρτημένη	Στατιστική F	Prob. F	Log Likelihood	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	0,9030	0,3429	0,9091	0,3377
ALPHA	7,1977	0,0078	7,2372	0,0071
ASPIS	0,2207	0,6389	0,2249	0,6353
ATTICA	0,1838	0,6685	0,1873	0,6651
EMPORIKI	0,0051	0,9431	0,0052	0,9425
ETHNIKI	1,5150	0,2195	1,5401	0,2146
EUROBANK	0,3646	0,5465	0,3715	0,5422
GENIKI	0,2052	0,6509	0,2091	0,6474
KYPROU	1,3781	0,2415	1,4013	0,2365
PEIREUS	0,0395	0,8425	0,0403	0,8408

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

	R-squared	VIF

Gd = 0.0137 + 0.452int12	0,032999	1,03412
Gd = 0.0318 -0.079exchange	0,015742	1,01599
Int12 = 0.0103 – 0.3761exchange	0,002700	1,00271

Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης

Εξαρτημένη	Στατιστική Durbin-Watson	Breusch-Godfrey	
		Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	2,304695*	13,0322	0,0015
ALPHA	2,139183	7,5930	0,1077
ASPIS	2,497022*	19,4276	0,0001
ATTICA	1,649887*	9,2623	0,0097
EMPORIKI	2,230541*	4,0903	0,1294
ETHNIKI	1,949430	3,5010	0,1737
EUROBANK	1,939707	0,3206	0,8519
GENIKI	1,891493	1,8661	0,3933
KYPROU	1,751985	8,5968	0,0136
PEIREUS	1,957194	4,6490	0,1994

Έλεγχος Κανονικότητας

Εξαρτημένη	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Jarque-Bera	Probability
AGROTIKI	0,9099	5,0555	81,348	0,0000
ALPHA	0,6121	5,1149	64,697	0,0000
ASPIS	0,9986	5,6372	118,10	0,0000
ATTICA	1,0061	5,3440	102,99	0,0000
EMPORIKI	1,0187	5,9714	140,09	0,0000
ETHNIKI	0,2780	3,2790	4,1939	0,1228
EUROBANK	0,0235	3,6966	5,2812	0,0713
GENIKI	0,5925	4,1987	30,782	0,0000

KYPROU	0,2547	3,4492	4,9991	0,0821
PEIREUS	0,3361	3,5057	7,6659	0,0216

Dependent Variable: AGROTIKI

Method: Least Squares

Date: 12/30/09 Time: 09:19

Sample (adjusted): 1/03/2007 12/31/2007

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.040132	0.025618	-1.566541	0.1185
GD	0.787855	0.065745	11.98346	0.0000
INT12	0.066852	0.170975	0.391002	0.6961
EXCHANGE	0.366578	0.151860	2.413924	0.0165
AR(1)	-0.167088	0.058760	-2.843570	0.0048
R-squared	0.380747	Mean dependent var		-0.013489
Adjusted R-squared	0.370995	S.D. dependent var		0.595373
S.E. of regression	0.472190	Akaike info criterion		1.356244
Sum squared resid	56.63262	Schwarz criterion		1.424909
Log likelihood	-170.6336	Hannan-Quinn criter.		1.383851
F-statistic	39.04291	Durbin-Watson stat		2.042685
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-.17			

Dependent Variable: ALPHA

Method: Least Squares

Date: 12/30/09 Time: 09:21

Sample (adjusted): 1/02/2007 12/31/2007

Included observations: 260 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.046920	0.041601	-1.127859	0.2604
GD	1.136115	0.120908	9.396557	0.0000
INT12	-0.110695	0.192261	-0.575754	0.5653
EXCHANGE	-0.049817	0.206521	-0.241217	0.8096
GD^2	0.263912	0.203712	1.295510	0.1963
R-squared	0.456161	Mean dependent var		0.025931
Adjusted R-squared	0.447631	S.D. dependent var		0.679334
S.E. of regression	0.504891	Akaike info criterion		1.490097
Sum squared resid	65.00343	Schwarz criterion		1.558572
Log likelihood	-188.7126	Hannan-Quinn criter.		1.517625
F-statistic	53.47226	Durbin-Watson stat		2.099459

Prob(F-statistic) 0.000000

Dependent Variable: ASPIS

Method: Least Squares

Date: 12/30/09 Time: 09:23

Sample (adjusted): 1/03/2007 12/31/2007

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.083879	0.033838	-2.478859	0.0138
GD	0.930145	0.105092	8.850728	0.0000
INT12	-0.293966	0.245690	-1.196490	0.2326
EXCHANGE	0.603864	0.273287	2.209635	0.0280
AR(1)	-0.255983	0.057848	-4.425073	0.0000

R-squared	0.345810	Mean dependent var	-0.058962
Adjusted R-squared	0.335508	S.D. dependent var	0.781964
S.E. of regression	0.637429	Akaike info criterion	1.956368
Sum squared resid	103.2041	Schwarz criterion	2.025032
Log likelihood	-248.3496	Hannan-Quinn criter.	1.983975
F-statistic	33.56659	Durbin-Watson stat	2.054506
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots -0.26

Dependent Variable: ATTICA

Method: ML - ARCH

Date: 12/30/09 Time: 10:16

Sample (adjusted): 1/03/2007 12/31/2007

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 12 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.089443	0.046476	-1.924499	0.0543
GD	0.907744	0.105474	8.606302	0.0000
INT12	-0.062030	0.260792	-0.237853	0.8120
EXCHANGE	0.408720	0.247326	1.652558	0.0984
AR(1)	-0.004437	0.076415	-0.058062	0.9537

Variance Equation

C	0.420508	0.083982	5.007138	0.0000
RESID(-1)^2	0.250940	0.086204	2.911005	0.0036
GARCH(-1)	0.112188	0.169719	-0.661022	0.5086

R-squared	0.249179	Mean dependent var	-0.027681
Adjusted R-squared	0.228240	S.D. dependent var	0.818601
S.E. of regression	0.719140	Akaike info criterion	2.111958
Sum squared resid	129.8076	Schwarz criterion	2.221822
Log likelihood	-265.4986	Hannan-Quinn criter.	2.156130
F-statistic	11.90011	Durbin-Watson stat	1.640570
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots -0.0

Dependent Variable: EMPORIKI

Method: Least Squares

Date: 12/27/09 Time: 17:34

Sample (adjusted): 1/03/2007 12/31/2007

Included observations: 259 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.034917	0.023704	-1.473081	0.1420
GD	0.453723	0.061304	7.401184	0.0000
INT12	-0.003340	0.126086	-0.026490	0.9789
EXCHANGE	0.073299	0.131403	0.557818	0.5775
AR(1)	-0.125792	0.071379	-1.762305	0.0792

R-squared	0.194860	Mean dependent var	-0.022234
Adjusted R-squared	0.182180	S.D. dependent var	0.478074
S.E. of regression	0.432339	Akaike info criterion	1.179901
Sum squared resid	47.47683	Schwarz criterion	1.248566
Log likelihood	-147.7972	Hannan-Quinn criter.	1.207508
F-statistic	15.36822	Durbin-Watson stat	2.001214
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots -.13

Dependent Variable: ETHNIKI

Method: Least Squares

Date: 12/30/09 Time: 09:31

Sample (adjusted): 1/02/2007 12/31/2007

Included observations: 260 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012248	0.025240	0.485242	0.6279
GD	1.386743	0.060251	23.01619	0.0000
INT12	-0.012421	0.149115	-0.083299	0.9337
EXCHANGE	-0.042412	0.160493	-0.264259	0.7918

R-squared	0.683699	Mean dependent var	0.047372
Adjusted R-squared	0.679993	S.D. dependent var	0.706868

S.E. of regression	0.399869	Akaike info criterion	1.019907
Sum squared resid	40.93323	Schwarz criterion	1.074687
Log likelihood	-128.5879	Hannan-Quinn criter.	1.041929
F-statistic	184.4522	Durbin-Watson stat	1.949425
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: EUROBANK

Method: Least Squares

Date: 11/25/09 Time: 10:14

Sample (adjusted): 1/02/2007 12/31/2007

Included observations: 260 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.013438	0.032568	-0.412630	0.6802
GD	1.128835	0.077742	14.52023	0.0000
INT12	-0.081141	0.192405	-0.421718	0.6736
EXCHANGE	-0.108686	0.207086	-0.524833	0.6002

R-squared	0.459133	Mean dependent var	0.011998
Adjusted R-squared	0.452794	S.D. dependent var	0.697488
S.E. of regression	0.515956	Akaike info criterion	1.529673
Sum squared resid	68.14982	Schwarz criterion	1.584453
Log likelihood	-194.8575	Hannan-Quinn criter.	1.551695
F-statistic	72.43791	Durbin-Watson stat	1.939707
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: GENIKI

Method: ML - ARCH

Date: 12/30/09 Time: 09:34

Sample (adjusted): 1/02/2007 12/31/2007

Included observations: 260 after adjustments

Convergence achieved after 21 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.099661	0.037654	-2.646803	0.0081
GD	0.886719	0.090062	9.845650	0.0000
INT12	0.236749	0.257081	0.920915	0.3571
EXCHANGE	0.270735	0.249083	1.086923	0.2771

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.155120	0.050273	3.085578	0.0020
RESID(-1)^2	0.422299	0.197490	2.138328	0.0325
GARCH(-1)	0.360485	0.134022	2.689735	0.0072

R-squared	0.248358	Mean dependent var	-0.055911
-----------	----------	--------------------	-----------

Adjusted R-squared	0.230533	S.D. dependent var	0.880463
S.E. of regression	0.772336	Akaike info criterion	2.160181
Sum squared resid	150.9152	Schwarz criterion	2.256045
Log likelihood	-273.8235	Hannan-Quinn criter.	2.198720
F-statistic	13.93275	Durbin-Watson stat	1.928074
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: KYPROU

Method: ML - ARCH

Date: 12/30/09 Time: 09:34

Sample (adjusted): 1/02/2007 12/31/2007

Included observations: 260 after adjustments

Convergence achieved after 23 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) +
C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.009151	0.040828	-0.224143	0.8226
GD	1.129025	0.090792	12.43532	0.0000
INT12	0.325607	0.191592	1.699479	0.0892
EXCHANGE	0.350144	0.267321	1.309825	0.1903

Variance Equation

C	0.121216	0.050573	2.396833	0.0165
RESID(-1)^2	0.343989	0.138419	2.485131	0.0130
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.354097	0.142295	-2.488474	0.0128
GARCH(-1)	0.540022	0.150410	3.590333	0.0003

R-squared	0.394977	Mean dependent var	0.029601
Adjusted R-squared	0.378171	S.D. dependent var	0.811078
S.E. of regression	0.639585	Akaike info criterion	1.922917
Sum squared resid	103.0854	Schwarz criterion	2.032476
Log likelihood	-241.9792	Hannan-Quinn criter.	1.966961
F-statistic	23.50186	Durbin-Watson stat	1.758879
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: PEIREUS

Method: ML - ARCH

Date: 12/30/09 Time: 09:37

Sample (adjusted): 1/02/2007 12/31/2007

Included observations: 260 after adjustments

Convergence achieved after 70 iterations

Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

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

C	-0.017438	0.025123	-0.694095	0.4876
GD	1.052496	0.058967	17.84880	0.0000
INT12	0.255991	0.147582	1.734567	0.0828
EXCHANGE	0.494441	0.083702	5.907178	0.0000
Variance Equation				
C	0.000706	1.70E-06	414.7448	0.0000
RESID(-1)^2	0.031925	5.27E-05	-605.2649	0.0000
GARCH(-1)	0.941004	6.72E-05	15494.59	0.0000
R-squared	0.456146	Mean dependent var	0.023503	
Adjusted R-squared	0.443248	S.D. dependent var	0.674007	
S.E. of regression	0.502916	Akaike info criterion	1.366300	
Sum squared resid	63.98986	Schwarz criterion	1.462164	
Log likelihood	-170.6189	Hannan-Quinn criter.	1.404838	
F-statistic	35.36635	Durbin-Watson stat	1.974057	
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ζ Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και υποδειγμάτων των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2008 (Πίνακας 8)

Έλεγχοι Στασιμότητας

Χρονοσειρά	Aug. Dickey Fuller		Phillips - Perron	
	Στατιστική	Prob.	Στατιστική	Prob.
Γενικός Δείκτης	14,89	0,00	14,86	0,00
Επιτόκιο 12μ. Euribor	5,42	0,00	9,82	0,00
Συναλλαγμ. Ισοτιμία	14,65	0,00	14,71	0,00
Αγροτική Τράπεζα	15,43	0,00	15,43	0,00
Alpha Bank	15,03	0,00	15,03	0,00
Aspis Bank	14,89	0,00	14,86	0,00
Attica bank	12,97	0,00	12,98	0,00
Εμπορική Bank	14,78	0,00	14,77	0,00
Εθνική Τράπεζα	14,25	0,00	14,21	0,00
Eurobank	14,76	0,00	14,77	0,00
Geniki Bank	16,22	0,00	16,22	0,00
Τράπεζα Κύπρου	14,71	0,00	14,71	0,00

Τράπεζα Πειραιώς	14,44	0,00	14,48	0,00
------------------	-------	------	-------	------

Έλεγχος ετεροσκεδαστικότητας

Εξαρτημένη	White		ARCH-LM	
	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.	Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	10,4342	0,3165	0,7457	0,5899
ALPHA	43,6059	0,0000	17,0979	0,0043
ASPIS	18,6508	0,0283	6,5155	0,0385
ATTICA	51,2097	0,0000	20,6075	0,0010
EMPORIKI	37,9843	0,0000	15,3013	0,0091
ETHNIKI	31,1745	0,0003	22,4155	0,0094
EUROBANK	37,6351	0,0000	21,0935	0,0008
GENIKI	41,9203	0,0000	54,2710	0,0002
KYPROU	32,0173	0,0002	6,6978	0,0351
PEIREUS	53,2551	0,0000	14,4799	0,0043

Έλεγχος Σφάλματος Εξιδείκευσης

Εξαρτημένη	Στατιστική F	Prob. F	Log Likelihood	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	1,5056	0,2209	1,5305	0,2160
ALPHA	0,1143	0,7355	0,1165	0,7328
ASPIS	0,7620	0,3835	0,7758	0,3784
ATTICA	16,9825	0,0001	16,7641	0,0000
EMPORIKI	4,9794	0,0265	5,0475	0,0247
ETHNIKI	2,5787	0,2082	2,8287	0,2007
EUROBANK	1,3966	0,2384	1,4201	0,2334
GENIKI	0,7925	0,3742	0,8068	0,3691
KYPROU	1,2833	0,2583	1,3051	0,2533
PEIREUS	17,7000	0,0000	17,4492	0,0000

Έλεγχος Πολυσυγγραμμικότητας

	R-squared	VIF
Gd = -0.1466 + 0.421int12	0,016019	1,01627
Gd = -0.172 + 0.610exchange	0,050655	1,05335
Int12 = -0.073 + 0.018exchange	0.000541	1,00054

Έλεγχοι Αυτοσυσχέτισης

Εξαρτημένη	Στατιστική Durbin-Watson	Breusch-Godfrey	
		Στατιστική LM	Prob. Chi-Sq.
AGROTIKI	2,006080	0,1187	0,9424
ALPHA	1,709142*	5,5370	0,0186
ASPIS	1,861589	2,5573	0,2784
ATTICA	1,485935*	17,3906	0,0002
EMPORIKI	1,844936	0,8865	0,6419
ETHNIKI	1,927905	2,2401	0,3262
EUROBANK	1,830197	2,3873	0,3031
GENIKI	2,041416	1,3517	0,5087
KYPROU	1,554103*	12,7706	0,0017
PEIREUS	1,850424	1,9350	0,3800

Έλεγχος Κανονικότητας

Εξαρτημένη	Κύρτωση	Ασυμμετρία	Jarque-Bera	Probability
AGROTIKI	-0,1316	5,4760	67,429	0,0000
ALPHA	0,2966	3,4519	6,0265	0,0491
ASPIS	-0,0636	6,6846	147,81	0,0000
ATTICA	0,7635	5,0660	71,503	0,0000
EMPORIKI	-0,2353	6,7336	154,00	0,0000
ETHNIKI	-0,3087	3,3834	5,7466	0,0565
EUROBANK	0,0192	3,2122	0,5059	0,7764

GENIKI	0,3577	4,1115	19,002	0,0000
KYPROU	-0,2232	4,3160	20,921	0,0000
PEIREUS	0,1271	3,3657	2,1583	0,3398

Dependent Variable: AGROTIKI

Method: Least Squares

Date: 11/30/09 Time: 10:53

Sample (adjusted): 1/02/2008 12/31/2008

Included observations: 261 after adjustments

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.029477	0.049118	-0.600126	0.5490
GD	0.817778	0.058609	13.95321	0.0000
INT12	-0.098625	0.122353	-0.806070	0.4209
EXCHANGE	0.100950	0.135648	0.744205	0.4574
R-squared	0.562588	Mean dependent var		-0.168327
Adjusted R-squared	0.557482	S.D. dependent var		1.128172
S.E. of regression	0.750483	Akaike info criterion		2.279007
Sum squared resid	144.7486	Schwarz criterion		2.333635
Log likelihood	-293.4104	Hannan-Quinn criter.		2.300966
F-statistic	110.1823	Durbin-Watson stat		2.006080
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: ALPHA

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 12/27/09 Time: 17:01

Sample (adjusted): 1/03/2008 12/31/2008

Included observations: 260 after adjustments

Convergence achieved after 65 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.008283	0.052577	0.157539	0.8748
GD	1.141061	0.049832	22.89822	0.0000
INT12	0.391142	0.228511	1.711698	0.0870
EXCHANGE	-0.020684	0.147291	-0.140427	0.8883
AR(1)	0.074121	0.064647	1.146549	0.2516
Variance Equation				
C	0.005018	0.013172	0.380942	0.7032
RESID(-1)^2	0.040681	0.027865	1.818824	0.0689
GARCH(-1)	0.949180	0.037753	25.14175	0.0000

GED PARAMETER	1.470243	0.228122	6.444976	0.0000
R-squared	0.639189	Mean dependent var		-0.220525
Adjusted R-squared	0.627689	S.D. dependent var		1.485649
S.E. of regression	0.906503	Akaike info criterion		2.547310
Sum squared resid	206.2587	Schwarz criterion		2.670565
Log likelihood	-322.1504	Hannan-Quinn criter.		2.596860
F-statistic	55.58180	Durbin-Watson stat		1.814206
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.07			

Dependent Variable: ASPIS
Method: ML - ARCH
Date: 11/30/09 Time: 11:07
Sample (adjusted): 1/02/2008 12/31/2008
Included observations: 261 after adjustments
Convergence achieved after 48 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.126972	0.051118	-2.483907	0.0130
GD	0.726540	0.071002	10.23260	0.0000
INT12	-0.076211	0.146452	-0.520381	0.6028
EXCHANGE	-0.005782	0.145137	-0.039837	0.9682

Variance Equation				
C	0.157937	0.060080	2.628803	0.0086
RESID(-1)^2	0.468182	0.185667	2.521625	0.0117
GARCH(-1)	0.489254	0.092764	5.274175	0.0000

R-squared	0.445259	Mean dependent var		-0.201747
Adjusted R-squared	0.432155	S.D. dependent var		1.390318
S.E. of regression	1.047681	Akaike info criterion		2.678082
Sum squared resid	278.7993	Schwarz criterion		2.773682
Log likelihood	-342.4896	Hannan-Quinn criter.		2.716510
F-statistic	33.97859	Durbin-Watson stat		1.879140
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: ATTICA
Method: ML - ARCH
Date: 12/30/09 Time: 11:33
Sample (adjusted): 1/03/2008 12/31/2008
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(7) + C(8)*RESID(-1)^2 + C(9)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.140850	0.072380	1.945982	0.0517
GD	0.854811	0.056669	15.08416	0.0000
INT12	-0.145730	0.240420	-0.606148	0.5444
EXCHANGE	0.142726	0.167702	0.851067	0.3947
GD^2	-0.077634	0.034996	-2.218352	0.0265
AR(1)	0.211419	0.066885	3.160926	0.0016

Variance Equation				
C	0.082140	0.046313	1.773564	0.0761
RESID(-1)^2	0.138818	0.083475	1.662991	0.0963
GARCH(-1)	0.786204	0.089876	8.747655	0.0000

R-squared	0.571437	Mean dependent var	-0.060236
Adjusted R-squared	0.557778	S.D. dependent var	1.486353
S.E. of regression	0.988422	Akaike info criterion	2.744441
Sum squared resid	245.2214	Schwarz criterion	2.867695
Log likelihood	-347.7773	Hannan-Quinn criter.	2.793991
F-statistic	41.83476	Durbin-Watson stat	1.915290
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .21

Dependent Variable: EMPORIKINEW
 Method: ML - ARCH
 Date: 12/30/09 Time: 11:48
 Sample (adjusted): 1/02/2008 12/31/2008
 Included observations: 261 after adjustments
 Convergence achieved after 243 iterations
 Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.084790	0.049836	-1.701380	0.0889
GD	0.642017	0.061253	10.48133	0.0000
INT12	-0.216765	0.191692	-1.130800	0.2581
EXCHANGE	0.310454	0.208864	1.486394	0.1372

Variance Equation				
C	0.045359	0.032068	1.414474	0.1572
RESID(-1)^2	0.279706	0.128297	2.180136	0.0292
GARCH(-1)	0.775902	0.076387	10.15754	0.0000

R-squared	0.288890	Mean dependent var	-0.485600
Adjusted R-squared	0.272092	S.D. dependent var	2.547680

S.E. of regression	2.173618	Akaike info criterion	3.567109
Sum squared resid	1200.052	Schwarz criterion	3.662709
Log likelihood	-458.5077	Hannan-Quinn criter.	3.605537
F-statistic	17.19799	Durbin-Watson stat	1.806840
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: ETHNIKI

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Generalized error distribution (GED)

Date: 12/30/09 Time: 11:33

Sample (adjusted): 1/02/2008 12/31/2008

Included observations: 261 after adjustments

Convergence achieved after 38 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.042811	0.047811	0.895416	0.3706
GD	1.595996	0.043143	36.99322	0.0000
INT12	0.033672	0.168730	0.199563	0.8418
EXCHANGE	-0.136437	0.129536	-1.053268	0.2922
GD^2	0.075481	0.018790	4.016989	0.0001

Variance Equation

C	0.031138	0.024029	1.295877	0.1950
RESID(-1)^2	0.081276	0.050225	1.618246	0.1056
GARCH(-1)	0.868280	0.076117	11.40715	0.0000
GED PARAMETER	1.492243	0.235491	6.336740	0.0000

R-squared	0.818945	Mean dependent var	-0.204112
Adjusted R-squared	0.813198	S.D. dependent var	1.841435
S.E. of regression	0.795880	Akaike info criterion	2.288787
Sum squared resid	159.6231	Schwarz criterion	2.411702
Log likelihood	-289.6867	Hannan-Quinn criter.	2.338195
F-statistic	142.4807	Durbin-Watson stat	1.810785
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: EUROBANK

Method: ML - ARCH

Date: 11/30/09 Time: 11:21

Sample (adjusted): 1/02/2008 12/31/2008

Included observations: 261 after adjustments

Convergence achieved after 16 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2 + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.011624	0.041075	-0.282991	0.7772

GD	1.160816	0.041652	27.86928	0.0000
INT12	-0.132114	0.131128	-1.007519	0.3137
EXCHANGE	-0.148816	0.116396	-1.278534	0.2011

Variance Equation				
C	0.005895	0.006074	0.970485	0.3318
RESID(-1)^2	0.031892	0.017070	1.868338	0.0617
GARCH(-1)	0.962218	0.024461	39.33727	0.0000

R-squared	0.724098	Mean dependent var	-0.228240
Adjusted R-squared	0.717581	S.D. dependent var	1.381039
S.E. of regression	0.733927	Akaike info criterion	2.143421
Sum squared resid	136.8170	Schwarz criterion	2.239021
Log likelihood	-272.7165	Hannan-Quinn criter.	2.181849
F-statistic	111.1028	Durbin-Watson stat	1.788037
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: GENIKI

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution

Date: 12/27/09 Time: 17:57

Sample (adjusted): 1/02/2008 12/31/2008

Included observations: 261 after adjustments

Convergence achieved after 29 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.1)

GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(7)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.041081	0.054095	-0.759423	0.4476
GD	1.068282	0.056315	18.96968	0.0000
INT12	-0.258298	0.208437	-1.239214	0.2153
EXCHANGE	0.234034	0.137967	1.696310	0.0898

Variance Equation				
C	0.074647	0.035883	2.080304	0.0375
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.225505	0.125436	1.797770	0.0722
GARCH(-1)	0.825969	0.080719	10.23269	0.0000

T-DIST. DOF	10.42853	5.878906	1.773890	0.0761
-------------	----------	----------	----------	--------

R-squared	0.619313	Mean dependent var	-0.195489
Adjusted R-squared	0.608780	S.D. dependent var	1.639754
S.E. of regression	1.025626	Akaike info criterion	2.724402
Sum squared resid	266.1331	Schwarz criterion	2.833660
Log likelihood	-347.5345	Hannan-Quinn criter.	2.768320
F-statistic	58.79824	Durbin-Watson stat	2.082512
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: KYPROU

Method: ML - ARCH
Date: 11/30/09 Time: 11:26
Sample (adjusted): 1/03/2008 12/31/2008
Included observations: 260 after adjustments
Convergence achieved after 15 iterations
Bollerslev-Wooldrige robust standard errors & covariance
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.005811	0.075388	0.077080	0.9386
GD	1.290797	0.074695	17.28090	0.0000
INT12	0.250893	0.215245	1.165614	0.2438
EXCHANGE	0.094738	0.214466	0.441740	0.6587
AR(1)	0.158633	0.072236	2.196050	0.0281

Variance Equation				
C	0.251689	0.091838	2.740563	0.0061
RESID(-1)^2	0.243980	0.081227	3.003683	0.0027
GARCH(-1)	0.553541	0.111048	4.984689	0.0000

R-squared	0.627483	Mean dependent var	-0.259706
Adjusted R-squared	0.617135	S.D. dependent var	1.710853
S.E. of regression	1.058609	Akaike info criterion	2.931692
Sum squared resid	282.4045	Schwarz criterion	3.041252
Log likelihood	-373.1200	Hannan-Quinn criter.	2.975737
F-statistic	60.63976	Durbin-Watson stat	1.864495
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .16

Dependent Variable: PEIREUS
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 12/30/09 Time: 11:33
Sample (adjusted): 1/02/2008 12/31/2008
Included observations: 261 after adjustments
Convergence achieved after 24 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(6)*RESID(-1)^2 + (1 - C(6))*GARCH(-1)

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.025969	0.038846	-0.668508	0.5038
GD	1.322528	0.031817	41.56655	0.0000
INT12	0.141374	0.140089	1.009167	0.3129
EXCHANGE	-0.189207	0.109708	-1.724642	0.0846
GD^2	0.066222	0.013781	4.805404	0.0000

Variance Equation				
RESID(-1)^2	0.032080	0.014356	2.234614	0.0254

GARCH(-1)	0.967920	0.014356	67.42380	0.0000
R-squared	0.749940	Mean dependent var		-0.238325
Adjusted R-squared	0.745037	S.D. dependent var		1.520688
S.E. of regression	0.767855	Akaike info criterion		2.281781
Sum squared resid	150.3482	Schwarz criterion		2.363724
Log likelihood	-291.7724	Hannan-Quinn criter.		2.314719
F-statistic	152.9508	Durbin-Watson stat		1.853452
Prob(F-statistic)	0.000000			

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Η Οικονομετρικοί έλεγχοι μεταβλητών και των υποδειγμάτων του συστηματικού και μη συστηματικού κινδύνου των ελληνικών τραπεζών περιόδου 2004-2008 (Πίνακας 9).

Έλεγχοι Στασιμότητας

Μεταβλητή	Levin, Lin & Chu	
	Στατιστική	Prob.
BETAGD (Συστηματικός κίνδυνος)	6,96421	0,0000
BETARESID (Μη συστηματικός κινδ.)	26,7369	0,0000
DANERG	9,13503	0,0000
GROSM	5,12745	0,0000
ZIMDAN	25,5614	0,0000
DEPDAN	12,8203	0,0000
NIINI	13,2843	0,0000
CASENRG	17,0511	0,0000
EPS	8,64934	0,0000
MOXL	3,87211	0,0001

Διαγνωστικά τεστ

Τεστ	Συστηματικός κίνδυνος	Μη συστηματικός κίνδυνος	Κριτικές τιμές
Ετεροσκεδαστικότητα	3,64	1,85	3,841
Ετεροσκεδαστικότητα	3,65	2,90	5,991
RESET	0,11	0,15	3,841
RESET	0,25	0,82	5,991

Τεστ 1: Παλινδρόμηση του τετραγώνου των καταλοίπων με τη \hat{Y} .

Τεστ 2: Παλινδρόμηση του τετραγώνου των καταλοίπων με τη \hat{Y} και τη \hat{Y}^2 .

Τεστ 3: Παλινδρόμηση των καταλοίπων με τη \hat{Y}^2 .

Τεστ 4: Παλινδρόμηση των καταλοίπων με τη \hat{Y}^3 .

Έλεγχος F για την ύπαρξη σταθερών επιδράσεων

Μοντέλο συστηματικού κινδύνου

Redundant Fixed Effects Tests

Equation: BETTA

Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	2.830514	(9,35)	0.0130
Cross-section Chi-square	27.343791	9	0.0012

Μοντέλο μη συστηματικού κινδύνου

Redundant Fixed Effects Tests

Equation: BETTARESID

Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	4.921980	(9,36)	0.0002
Cross-section Chi-square	40.111179	9	0.0000

Έλεγχος Hausman για την ύπαρξη τυχαίων επιδράσεων

Μοντέλο συστηματικού κινδύνου

Correlated Random Effects - Hausman Test

Equation: BETTA

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	15.729565	5	0.0077

Μοντέλο μη συστηματικού κινδύνου

Correlated Random Effects - Hausman Test

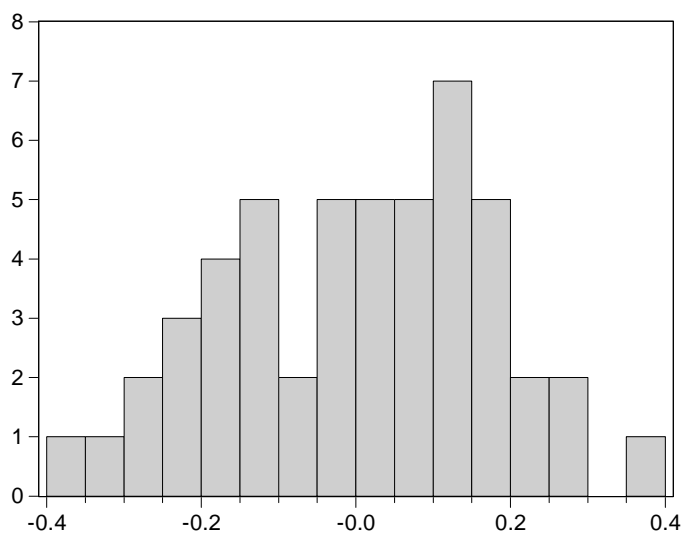
Equation: BETTARESID

Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	42.141508	4	0.0000

Έλεγχος κανονικότητας

Μοντέλο συστηματικού κινδύνου

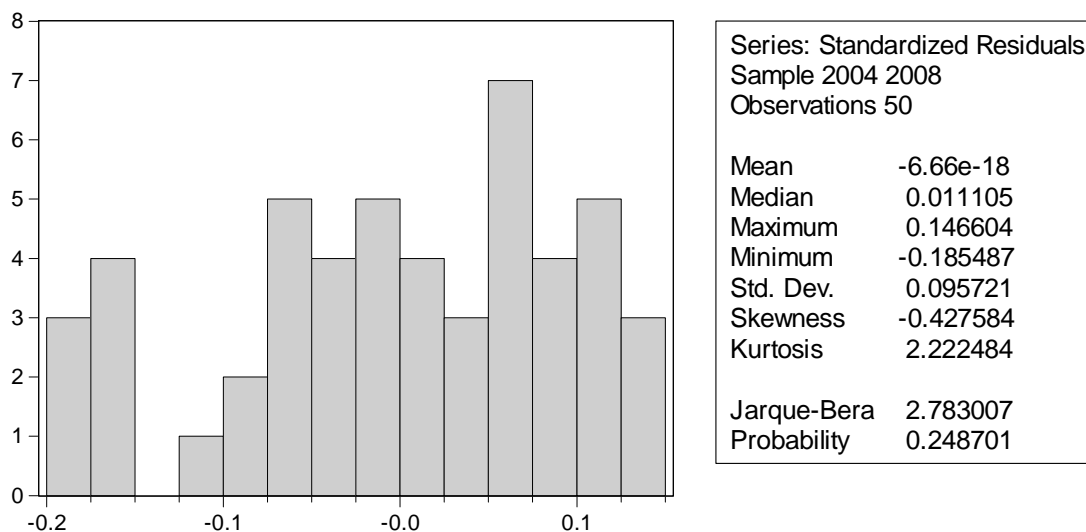


Series: Standardized Residuals
Sample 2004 2008
Observations 50

Mean -1.89e-17
Median 0.015728
Maximum 0.377746
Minimum -0.375437
Std. Dev. 0.173626
Skewness -0.204026
Kurtosis 2.375111

Jarque-Bera 1.160403
Probability 0.559786

Μοντέλο μη συστηματικού κινδύνου



Έλεγχος πολυσυγγραμμικότητας

Συσχέτιση των εξαρτημένων μεταβλητών

	DANERG	EPS	NIINI	MOXL	GROSM	CASENRG	DEPDAN	ZIMDAN
DANERG	1	-0.44	-0.19	0.24	-0.20	-0.24	-0.63	0.19
EPS	-0.44	1	0.35	-0.65	-0.15	0.50	-0.04	-0.55
NIINI	-0.19	0.35	1	-0.42	-0.32	0.38	0.18	-0.65
MOXL	0.24	-0.65	-0.42	1	0.01	-0.19	-0.06	0.27
GROSM	-0.20	-0.15	-0.32	0.01	1	-0.15	0.39	0.29
CASENRG	-0.24	0.50	0.38	-0.19	-0.15	1	-0.09	-0.40
DEPDAN	-0.63	-0.04	0.18	-0.06	0.39	-0.09	1	-0.07
ZIMDAN	0.19	-0.55	-0.65	0.27	0.29	-0.40	-0.07	1

Τελικό υπόδειγμα (συστηματικός κίνδυνος)

Dependent Variable: BETAGD

Method: Panel Least Squares

Date: 01/18/10 Time: 20:46

Sample: 2004 2008

Periods included: 5

Cross-sections included: 10

Total panel (balanced) observations: 50

White cross-section standard errors & covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.776072	0.292401	-2.654137	0.0119

DANERG	1.658941	0.219542	7.556361	0.0000
GROSM	1.284213	0.098074	13.09433	0.0000
DEPDAN	-0.262737	0.101883	-2.578805	0.0143
NIINI	1.511678	0.574754	2.630133	0.0126
CASENRG	-3.776243	0.556099	-6.790600	0.0000

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.842003	Mean dependent var	1.964882
Adjusted R-squared	0.778805	S.D. dependent var	1.723404
S.E. of regression	0.205437	Sum squared resid	1.477155
F-statistic	13.32313	Durbin-Watson stat	2.026743
Prob(F-statistic)	0.000000		

Τελικό υπόδειγμα (Μη συστηματικός κίνδυνος)

Dependent Variable: BETARESID

Method: Panel Least Squares

Date: 01/18/10 Time: 20:46

Sample: 2004 2008

Periods included: 5

Cross-sections included: 10

Total panel (balanced) observations: 50

White cross-section standard errors & covariance

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.743052	0.223210	-3.328933	0.0020
DANERG	2.072702	0.382768	5.415030	0.0000
ZIMDAN	-2.989631	0.843040	-3.546248	0.0011
MOXL	0.002062	0.000931	2.214815	0.0332
EPS	-0.046981	0.024417	-1.924091	0.0623

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.836841	Mean dependent var	0.769042
Adjusted R-squared	0.777923	S.D. dependent var	0.331536
S.E. of regression	0.111674	Sum squared resid	0.448961
F-statistic	14.20340	Durbin-Watson stat	2.159180
Prob(F-statistic)	0.000000		
