



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ

ΠΜΣ ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΜΕ ΚΑΤΕΥΘΥΝΣΗ
ΣΤΗ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

Διπλωματική Εργασία

«Η νομισματική πολιτική και η κερδοφορία των τραπεζών»

“Market interest rates and bank performance”

Παπαδοπούλου Γεωργία

ΜΧΑΝ 1720

Επιβλέπων Καθηγητής : Απέργης Νικόλαος

Μέλη Επιτροπής: Χαρδούβελης Γκίκας

Κουρογένης Νικόλαος

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Η κάτωθι διπλωματική εργασία εκπονήθηκε στα πλαίσια του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Σπουδών «Χρηματοοικονομική και Τραπεζική Διοικητική», του τμήματος Χρηματοοικονομικής και Τραπεζικής Διοικητικής του Πανεπιστημίου Πειραιώς. Ευχαριστώ θερμά τον επιβλέποντα καθηγητή μου κ. Απέργη Νικόλαο για τη συμβολή, την καθοδήγηση και τη βοήθεια που μου προσέφερε κατά τη διάρκεια εκπόνησης της εν λόγω διπλωματικής εργασίας.

Ιδιαίτερος θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου και κυρίως το Δημήτρη για την αμέριστη ηθική στήριξη και συμπαράσταση που μου προσφέρουν απλόχερα διαχρονικά.

Περίληψη

Στόχος της παρούσας εργασίας είναι να εξετάσει τη σχέση και την επιρροή των παρεμβατικών επιτοκίων που θέτουν οι κεντρικές τράπεζες στην κερδοφορία των λοιπών τραπεζών. Συγκεκριμένα, ερευνάται η εν λόγω σχέση επιτοκίων και κερδοφορίας για τις τράπεζες που δραστηριοποιούνται σε ΗΠΑ και Ηνωμένο Βασίλειο για την περίοδο 2013-2017. Οι ανωτέρω οικονομίες αποτελούν δύο από τις ισχυρότερες οικονομίες του κόσμου και επηρεάζουν σημαντικά την εξέλιξη της οικονομίας των υπολοίπων χωρών στον κόσμο.

Η επίδραση της νομισματικής πολιτικής στην κερδοφορία των τραπεζών έχει κεντρίσει το ενδιαφέρον πολλών ερευνητών καθώς παίζει σημαντικό ρόλο στην εξέλιξη του χρηματοπιστωτικού συστήματος και κατά συνέπεια στην οικονομική ανάπτυξη. Η ανάλυση πραγματοποιήθηκε με τη χρήση δεδομένων panel και η μεθοδολογία που χρησιμοποιήθηκε είναι η Γενικευμένη Μέθοδος των Ροπών. Το ερώτημα που τίθεται στην παρούσα μελέτη είναι εάν υπάρχει σχέση μεταξύ της κερδοφορίας των τραπεζών και της νομισματικής πολιτικής που εκφράζεται μέσω των παρεμβατικών επιτοκίων, και αν όντως υπάρχει σχέση να διαπιστωθεί τι είδους σχέση είναι αυτή, θετική ή αρνητική. Σύμφωνα με την κάτωθι εμπειρική ανάλυση διαπιστώσαμε ότι υφίσταται αρνητική σχέση μεταξύ της διαφοράς μακροπρόθεσμου και βραχυπρόθεσμου επιτοκίου και κερδοφορίας των Τραπεζών.

Λέξεις Κλειδιά: νομισματική πολιτική, κερδοφορία τραπεζών, δεδομένα πάνελ, unit root test, Granger causality test, GMM

Abstract

The aim of this paper is to examine the relationship and influence of the intervention rates set by central banks on the profitability of other banks. In particular, this relationship between interest rates and banks' profitability of US and UK banks during the period 2013-2017 is being investigated. The above economies are two of the world's most powerful economies and have a significant impact on the evolution of the economy of the rest of the world.

The impact of monetary policy on banks' profitability has sparked the interest of many researchers as it plays an important role in the development of the financial system and hence in economic growth. The analysis was performed using panel data and the methodology used was the Generalized Method of Moments. The question posed in this paper is whether there is a link between the profitability of banks and monetary policy expressed through intervention rates, and if there is a link to find out what kind of relationship it is, a positive or a negative one. Based on the following empirical analysis, we found that there is a negative relationship between the long-term and short-term interest rate and profitability of the Banks.

Keywords: monetary policy, banks' profitability, panel data, unit root test, Granger causality test, GMM

Περιεχόμενα

Περίληψη	3
Abstract.....	4
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1	7
1. Εισαγωγή.....	7
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2	12
2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας	12
2.1 Θεωρητική προσέγγιση.....	12
2.2 Εμπειρική προσέγγιση	20
2.2.1 Δείκτης Απόδοσης Ενεργητικού (Return On Assets, ROA)–Δείκτης Απόδοσης Ιδίων Κεφαλαίων (Return On Equity, ROE)	20
2.2.2 Κλίση της καμπύλης των αποδόσεων (Slope of the Yield Curve)	21
2.2.3 Δείκτης Κόστους προς Έσοδα (Cost to income ratio)	21
2.2.4 Μέγεθος Τράπεζας (Total Assets), Ρευστότητα (Liquidity)	22
2.2.5 Μακροοικονομικοί Δείκτες: Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν και Πληθωρισμός (GDP - CPI)	23
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3	25
3. Μεθοδολογία	25
3.1 Panel Data (Εισαγωγή).....	25
3.2 Χαρακτηριστικά Δεδομένων Πάνελ	25
3.3 Το βασικό Υπόδειγμα και Μέθοδοι Εκτίμησης Υποδειγμάτων με Δεδομένα Πάνελ	27
3.3.1 Το υπόδειγμα απαρατήρητων ή σταθερών επιδράσεων (Fixed Effects Model - FEM)	29
3.3.2 Το υπόδειγμα τυχαίων επιδράσεων (Random Effects Model - REM)	31
3.3.3 Υπόδειγμα σταθερών Επιδράσεων ή Υπόδειγμα Τυχαίων Επιδράσεων;	33
3.3.4 Δυναμικά Υποδείγματα με Δεδομένα Πάνελ	36
3.3.5 Γενικευμένη Μέθοδος των Ροπών (GENERAL METHODS OF MOMENTS-GMM)	37
3.3.6 Έλεγχος Sargan	38
3.4 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας	38
3.5 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger - Granger Causality Test	42
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4	44
4.1 Εμπειρικοί έλεγχοι και αποτελέσματα	44
4.1.1 Δεδομένα	44
4.1.2 Μεθοδολογία	44
4.2 Στατιστικά Στοιχεία.....	46

4.2.1 Εξαρτημένη μεταβλητή ROA.....	46
4.2.2 Ανεξάρτητες μεταβλητές.....	46
4.3 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας	47
4.3.1 Αποτελέσματα ελέγχων στασιμότητας.....	47
4.4 Σχέση αιτιότητας μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητων μεταβλητών - GRANGER CAUSALITY TEST	49
4.5 Επιλογή του καταλληλότερου υποδείγματος	50
4.6 Εκτίμηση εξίσωσης παλινδρόμησης με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών (GMM) και Αποτελέσματα	51
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5	54
5.1 Συμπεράσματα	54
5.2 Προτάσεις για μελλοντική έρευνα	55
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ	56
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	63
ΑΡΘΡΑ	63
ΒΙΒΛΙΑ.....	68

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

1. Εισαγωγή

Το τραπεζικό σύστημα διαχρονικά αποτελεί δομικό στοιχείο της οικονομίας των χωρών. Όταν μια χώρα διαθέτει ένα αποτελεσματικό τραπεζικό σύστημα τότε ενισχύεται και η συνολική σταθερότητα της οικονομίας. Οι τράπεζες δύσκολα μπορούν να επιβιώσουν χωρίς μια θετική απόδοση του επενδυμένου κεφαλαίου τους. Ως εκ τούτου, η κερδοφορία είναι η κινητήριος δύναμη για τις δραστηριότητες των εμπορικών τραπεζών και κατά συνέπεια προσφέρουν στους πελάτες τους μια ποικιλία προϊόντων και υπηρεσιών για την επίτευξη και μεγιστοποίηση του εν λόγω κέρδους. Η συνηθέστερη και σπουδαιότερη από αυτές τις δραστηριότητες είναι τα δάνεια προς πελάτες που αναζητούν οικονομική ενίσχυση. Με αυτόν τον τρόπο, αναμένεται ότι ο οφειλέτης- δανειολήπτης θα αποπληρώσει το κεφάλαιο που έλαβε από το χρηματοπιστωτικό ίδρυμα καθώς επίσης και τον αναλογούντα τόκο. Ο εν λόγω ο τόκος αποτελεί το θεμέλιο της κερδοφορίας για όλες τις τραπεζικές υπηρεσίες.

Οι τράπεζες είναι οι μεσάζοντες μέσω των οποίων οι μονάδες πλεονάσματος και ελλείμματος σε οποιαδήποτε οικονομία αλληλεπιδρούν ανταλλάσσοντας χρηματοοικονομική αξία έμμεσα. Όταν οι πλεονασματικές μονάδες κάνουν καταθέσεις στις τράπεζες, εκείνες προσφέρονται προς αναζήτηση πελατών για δάνεια ή επενδυτές που προετοιμάζονται να ξεκινήσουν έργα με ανάλογη χρέωση τόκου για το εκάστοτε δάνειο. Συνέπεια του ζωτικού ρόλου της διαμεσολάβησης που διαδραματίζουν οι τράπεζες για την οικονομία μιας χώρας, ο τραπεζικός τομέας ρυθμίζεται σε μεγάλο βαθμό από την κυβέρνηση.

Για την αποτελεσματικότερη εφαρμογή αυτού του κανονισμού, η κυβέρνηση χρησιμοποιεί τις νομισματικές πολιτικές ως κύριο εργαλείο για τη ρύθμιση του τραπεζικού τομέα. Οι εν λόγω νομισματικές πολιτικές ενσωματώνουν διάφορες κατηγορίες μέσων που χρησιμοποιούνται για να ρυθμίζουν τις πράξεις των τραπεζών στην οικονομία. Όντας ένας εξωτερικός παράγοντας προς τις τράπεζες οι κυβερνήσεις, θα μπορούσαν να λειτουργήσουν είτε ως απειλούμενος είτε ως ελαφρυντικός παράγοντας για την ενίσχυση της κερδοφορίας των τραπεζών. Ο τρόπος με τον οποίο εφαρμόζονται αυτοί οι παράγοντες στις τράπεζες διαφέρει από τη μία χώρα στην άλλη και σχετίζεται με την οικονομική κατάσταση της εκάστοτε χώρας. Σε σταθερές

οικονομίες, αυτά τα εργαλεία δεν χρησιμοποιούνται συχνά και αντίστροφα ιδίως σε χώρες όπου η κεφαλαιαγορά εξακολουθεί να βρίσκεται στα πρωταρχικά στάδια ανάπτυξης (Udeh, Sergius, Nwannebuike, 2015).

Ο τραπεζικός κλάδος έχει υποστεί σημαντικές διαρθρωτικές αλλαγές από τις αρχές της δεκαετίας του 1980 καθώς το νομοθετικό και ρυθμιστικό πλαίσιο που διέπει τον κλάδο έχει εξελιχθεί. Οι δομικές αλλαγές, με τη σειρά τους, είχαν σημαντικές επιπτώσεις στον βαθμό ανταγωνισμού της αγοράς και στο στόχο των προϊόντων και των υπηρεσιών που παρέχουν οι τράπεζες, καθώς επίσης και στις πηγές κερδοφορίας των τραπεζών. Παρά τις εν λόγω εξελίξεις, ο πιστωτικός κίνδυνος και ο κίνδυνος επιτοκίου εξακολουθούν να αντιπροσωπεύουν τους θεμελιώδεις κινδύνους για τα κέρδη των τραπεζών και την αποτίμηση των μετοχών τους. Η σχετική σημασία του πιστωτικού κινδύνου και του κινδύνου επιτοκίων για τα κέρδη των τραπεζών διαφέρει με την πάροδο του χρόνου σε συνδυασμό με τις αλλαγές που σημειώθηκαν στο μακροοικονομικό, κανονιστικό και ανταγωνιστικό περιβάλλον. (Hanweck and Ryu, 2005).

Κατανοώντας τη σχέση μεταξύ επιτοκίων και κερδοφορίας των τραπεζών είναι σημαντικό να αξιολογήσουμε την επίδραση της νομισματικής πολιτικής – όπως απεικονίζεται από τη δομή των επιτοκίων δηλαδή το επίπεδο και την κλίση της καμπύλης αποδόσεων – σε σχέση με την αξιοπιστία του χρηματοπιστωτικού τομέα. Μολονότι η νομισματική πολιτική δεν είναι, φυσικά, η μόνη επιρροή στη δομή των επιτοκίων, έχει σημαντικό αντίκτυπο σε αυτήν: η κεντρική τράπεζα θέτει το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο και επηρεάζει τα μακροπρόθεσμα επιτόκια μέσω άμεσων αγορών τίτλων και καθοδηγώντας τις προσδοκίες των συμμετεχόντων στην αγορά σχετικά με το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο (Borio, Gambacorta and Hofmann, 2015).

Η Δυτική Ευρώπη και οι Ηνωμένες Πολιτείες υπέστησαν σοβαρή τραπεζική κρίση στα τέλη της δεκαετίας του 2000, ακολουθούμενη από βαθιά και μακροχρόνια οικονομική ύφεση, με σημαντικό κόστος όσον αφορά τη συνολική παραγωγή και εργασία. Ένα βασικό κανάλι μέσω του οποίου η αδυναμία των τραπεζικών ισολογισμών επηρεάζει την πραγματική οικονομία λειτουργεί μέσω της μείωσης της προσφοράς τραπεζικών πιστώσεων, συμπεριλαμβανομένης της απομόχλευσης και της μείωσης των πωλήσεων περιουσιακών στοιχείων (Bernanke, 1983, Freixas, Laeven and Peydró, 2015). Ιστορικά, οι χρηματοοικονομικές κρίσεις προκάλεσαν

συνεχιζόμενες αρνητικές επιπτώσεις στη συνολική οικονομία (Kindelberger, 1978; Reinhart and Rogoff, 2009). Κατά την πρόσφατη κρίση, για παράδειγμα, η ζώνη του ευρώ μόνο, επέστρεψε στα επίπεδα ΑΕΠ πριν από την κρίση το 2015, δηλαδή οκτώ χρόνια μετά την έναρξη της κρίσης. Οι κεντρικές τράπεζες απάντησαν έντονα στην τραπεζική και οικονομική κρίση, μειώνοντας τα επιτόκια τους και εφαρμόζοντας μη συμβατικές νομισματικές πολιτικές που επηρέασαν επίσης την κλίση της καμπύλης αποδόσεων. Ορισμένοι σχολιαστές ακόμη, εισηγήθηκαν ότι η νομισματική πολιτική ήταν το μόνο παιχνίδι για να ξεπεραστούν τα οικονομικά και χρηματοοικονομικά προβλήματα (El-Erian, 2016; Altavilla, Boucinha and Peydró, 2017).

Τα χαμηλά επίπεδα των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων έχουν συχνά αναφερθεί ως ένας από τους παράγοντες που συνέβαλλαν στα σύγχρονα τραπεζικά προβλήματα. Ενώ είναι δύσκολο να υποθέσουμε ότι η νομισματική πολιτική ήταν η κύρια αιτία της οικονομικής κρίσης 2008-2009, μπορεί να θεωρηθεί ότι έχει συμβάλει στην ανάπτυξή της. Μετά την έκρηξη της φούσκας dotcom, πολλές κεντρικές τράπεζες μείωσαν τα επιτόκια για να αποφευχθεί η ύφεση. Τότε πίστευαν ότι αυτά τα επίπεδα νομισματικής πολιτικής θα ήταν συμβατά με τους στόχους του πληθωρισμού (Svensson and Woodford, 2004). Οι επιπτώσεις της νομισματικής πολιτικής στις δημοσιονομικές ανισορροπίες και στη χρηματοπιστωτική σταθερότητα θεωρήθηκαν γενικά ελάχιστα σημαντικές διότι η συνεχιζόμενη χρηματοπιστωτική καινοτομία θεωρήθηκε ως ενίσχυση της ανθεκτικότητας του οικονομικού συστήματος συμβάλλοντας στην αποτελεσματικότερη κατανομή του κινδύνου (Greenspan, 2005).

Ωστόσο, η υπερβολική ρευστότητα που δημιουργήθηκε από τη χαλαρή νομισματική πολιτική ενθάρρυνε τις τράπεζες να αυξήσουν τις πραγματικές θέσεις κινδύνου τους τουλάχιστον με δύο τρόπους. Πρώτον, τα χαμηλά επιτόκια επηρέασαν τις αποτιμήσεις, τα εισοδήματα και τις ταμειακές ροές, οι οποίες με τη σειρά τους τροποποίησαν τον τρόπο εκτιμήσεως κινδύνου των τραπεζών (Adrian and Shin, 2009a; 2009b; Borio and Zhu, 2008). Δεύτερον, οι χαμηλές αποδόσεις των επενδύσεων, όπως οι κρατικοί (χωρίς κίνδυνο) τίτλοι, σε συνδυασμό με το χαμηλότερο κόστος απόκτησης νέου χρέους για τους δανειολήπτες αύξησε τα κίνητρα για τους επενδυτές (συμπεριλαμβανομένων των τραπεζών) και των δανειοληπτών να αναλάβουν μεγαλύτερο κίνδυνο (Brunnermeier, 2001; Rajan, 2005). Αυτά τα κίνητρα μπορεί να οφείλονται σε συμπεριφορές, συμβατικούς ή θεσμικούς λόγους, για παράδειγμα για την επίτευξη ενός ονομαστικού επιδιωκόμενου ποσοστού απόδοσης

ή εσφαλμένες αντιλήψεις σχετικά με τον πραγματικό κίνδυνο που αναλαμβάνεται. Είναι επίσης πιθανό ότι η στενότερη σχέση μεταξύ των αναγκών χρηματοδότησης των τραπεζών και των συνθηκών των χρηματοπιστωτικών αγορών έχουν ενισχύσει τις επιπτώσεις των μεταβολών της νομισματικής πολιτικής στις θέσεις κινδύνου των τραπεζών (Altunbas, Gambacorta and Marqués-Ibáñez, 2010).

Ποιά είναι η σχέση μεταξύ της κερδοφορίας των τραπεζών και των επιτοκίων; Αυτή είναι μια παλιά ερώτηση, αλλά μία ερώτηση στην οποία βασίστηκαν τα γεγονότα των τελευταίων ετών καθώς ρίχνει νέο φως στη συζήτηση για τη μακροπρόληπτική πολιτική. Εάν τα επιτόκια έχουν συστηματικό αντίκτυπο στην κερδοφορία των τραπεζών και αν η βραχυπρόθεσμη κερδοφορία των τραπεζών είναι ένας βασικός καθοριστικός παράγοντας του τραπεζικού κεφαλαίου, συνεπάγεται ότι η νομισματική πολιτική μπορεί να έχει επιπτώσεις στην ανθεκτικότητα του χρηματοπιστωτικού συστήματος. Για τις κεντρικές τράπεζες με διπλούς στόχους, αυτό μπορεί να ενισχύσει την υπόθεση για την ύπαρξη δύο συνόλων μέσων: ένα σύνολο για τη διαχείριση της ισορροπίας μεταξύ της ζήτησης και της προσφοράς και ένα άλλο για τη βελτίωση της χρηματικής σταθερότητας (Alessandri and Nelson, 2012).

Οι στόχοι της νομισματικής πολιτικής περιλαμβάνουν παραδοσιακά την προώθηση της ανάπτυξης, την πλήρη απασχόληση, την εξομάλυνση των επιχειρηματικών κύκλων, την πρόληψη της χρηματοπιστωτικής κρίσης και τη σταθεροποίηση των μακροπρόθεσμων επιτοκίων και της πραγματικής συναλλαγματικής ισοτιμίας. Αν και ορισμένοι στόχοι είναι συνεπείς μεταξύ τους, άλλοι δεν είναι, για παράδειγμα, οι στόχοι της σταθερότητας των τιμών συχνά έρχονται σε σύγκρουση με τους στόχους της σταθερότητας των επιτοκίων και της υψηλής βραχυπρόθεσμης απασχόλησης. Οι στόχοι της νομισματικής πολιτικής ταξινομούνται είτε ως λειτουργικοί στόχοι είτε ως ενδιάμεσοι στόχοι. Οι ενδιάμεσοι στόχοι είναι μεταβλητές, και αν και θεωρείται ότι επηρεάζουν τους απώτερους στόχους της νομισματικής πολιτικής, δεν ελέγχονται άμεσα από την Κεντρική Τράπεζα. Περιλαμβάνουν διάφορα νομισματικά μεγέθη και μακροπρόθεσμα επιτόκια. Αντίθετα, οι λειτουργικοί στόχοι είναι τακτικοί στόχοι που η Κεντρική Τράπεζα μπορεί να επηρεάσει καλύτερα βραχυπρόθεσμα. Αν και οι κεντρικές τράπεζες δεν μπορούν να χρησιμοποιήσουν τα μέσα νομισματικής πολιτικής άμεσα σε ενδιάμεσους στόχους, μπορούν να τα χρησιμοποιήσουν για να επηρεάσουν λειτουργικούς στόχους, όπως τα αποθεματικά και τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια, που επηρεάζουν τις κινήσεις των

ενδιάμεσων μεταβλητών. Τα νομισματικά μέσα που επηρεάζουν τους επιχειρησιακούς στόχους ταξινομούνται γενικά ως άμεσα ή έμμεσα. Τα άμεσα μέσα λειτουργούν σύμφωνα με κανονισμούς που επηρεάζουν άμεσα είτε τα επιτόκια είτε τον όγκο της πίστωσης (π.χ. ανώτατα επιτόκια και μεταβολές των υποχρεωτικών ελάχιστων αποθεματικών). Τα μέσα αυτά καθίστανται ολοένα και πιο αναποτελεσματικά, καθώς εξελίσσονται οι αγορές χρήματος και οι χρηματοπιστωτικές αγορές, δημιουργούν στρεβλώσεις και προωθούν τη χρηματοοικονομική διαμεσολάβηση, τη δημοσιονομική κυριαρχία. Τα έμμεσα μέσα ορίζονται ως μέσα βασιζόμενα στην αγορά, καθώς η χρήση τους επηρεάζει την αγοραία τιμή των τραπεζικών αποθεμάτων, καθώς η Κεντρική Τράπεζα διενεργεί συναλλαγές τόσο με χρηματοπιστωτικά όσο και με μη χρηματοπιστωτικά ιδρύματα. Υπάρχουν δύο κύριοι τύποι έμμεσων μέσων, πράξεις ανοικτής αγοράς και πολιτικές δανειοδότησης της Κεντρικής Τράπεζας - οι οποίες χρησιμοποιούνται για την έγχυση και την απορρόφηση της ρευστότητας (Rao and Somaiya, 2006).

Σκοπός αυτής της μελέτης είναι να δείξει τον αντίκτυπο της νομισματικής πολιτικής στην κερδοφορία των τραπεζών κάτι το οποίο πραγματοποιείται μέσω διαφόρων καναλιών με ένα ασαφές εκ των προτέρων καθαρό αποτέλεσμα. Από τη μία πλευρά, η μείωση των επιτοκίων και οι απορρέουσες θετικές επιπτώσεις στις μακροοικονομικές συνθήκες μπορούν να στηρίξουν τις τράπεζες μειώνοντας το κόστος χρηματοδότησης και αυξάνοντας την πιστοληπτική ικανότητα του δανειολήπτη. Από την άλλη πλευρά, η μείωση των επιτοκίων μπορεί να οδηγήσει σε συρρίκνωση των καθαρών εσόδων από τόκους. Δεδομένης της εν λόγω ασάφειας, χρησιμοποιώντας μια βάση δεδομένων για τις τράπεζες που λειτουργούν στις Ηνωμένες Πολιτείες και στο Ηνωμένο Βασίλειο, 2 από τις μεγαλύτερες οικονομίες παγκοσμίως, κατά την τελευταία πενταετία (2013-2017) όπου τα οικονομικά δεδομένα σε όλο τον κόσμο παρουσίασαν μεγάλη μεταβλητότητα, αναλύουμε τη σχέση μεταξύ επιτοκίων και κερδοφορίας των τραπεζών. Προκειμένου να αποσαφηνίσουμε τις συνέπειες της νομισματικής πολιτικής από άλλους παράγοντες, επίσης, εξετάζουμε χαρακτηριστικά όπως μέγεθος, ρευστότητα, κεφαλαιοποίηση, χαρτοφυλάκια χορηγήσεων και μακροοικονομικούς παράγοντες όπως ΑΕΠ, δομή της καμπύλης αποδόσεων και πληθωρισμός. Επομένως, σε αντιδιαστολή με τη βιβλιογραφία, χρησιμοποιούνται τόσο λογιστικές όσο και μακροοικονομικές μεταβλητές προκειμένου να εξεταστεί η εν λόγω σχέση.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

2. Ανασκόπηση Βιβλιογραφίας

2.1 Θεωρητική προσέγγιση

Πλήθος μελετών επικεντρώνονται στον αντίκτυπο της μακροοικονομικής δυναμικής και των αλλαγών στη δομή του τραπεζικού τομέα όσον αφορά στην κερδοφορία των τραπεζών. Όπως σημειώνουν οι Albertazzi and Gambacorta (2009), η συνεξέλιξη αυτών των μεταβλητών έχει ιδιαίτερο ενδιαφέρον, δεδομένης της εστίασης στην μακροπροληπτική πολιτική μεταξύ κεντρικών τραπεζών και ακαδημαϊκών που ενδιαφέρονται για τη συστημική σταθερότητα (Borio and Shim (2007), Τράπεζα της Αγγλίας (2009) και Hanson et al. (2010)). Μεγάλο μέρος της βιβλιογραφίας προηγείται της πρόσφατης χρηματοοικονομικής αναταραχής. Παραδείγματα περιλαμβάνουν τους Flannery (1981), Hancock (1985), Bourke (1989), Demirguc-Kunt and Huizinga (1999), Saunders and Schumacher (2000), Corvoisier και Gropp (2002), Lehmann και Manz (2006) και Beckmann (2007). Δεν αποτελεί έκπληξη ότι ο ρόλος των επιτοκίων έχει λάβει σημαντική προσοχή. Τα περισσότερα άρθρα τεκμηριώνουν την ύπαρξη θετικής συσχέτισης μεταξύ των μακροπρόθεσμων επιτοκίων ή των μακροπρόθεσμων περιθωρίων και των κερδών των τραπεζών ή των εσόδων από τόκους, τα οποία τυπικά ερμηνεύονται ως συνέπεια της λειτουργίας μετασχηματισμού λήξης.

Για τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια (συνήθως θεωρούνται οι αποδόσεις τριμηνιαίου λογαριασμού ταμειακών διαθεσίμων) τα συμπεράσματα είναι πιο διφορούμενα. Οι Demirguc-Kunt and Huizinga (1999) βρήκαν για παράδειγμα ότι τα υψηλά ποσοστά επιτοκίων ενισχύουν τα κέρδη, ιδίως στις αναδυόμενες οικονομίες της αγοράς. Ο Hancock (1985) διαπίστωσε ότι η συσχέτιση είναι αρνητική στις Ηνωμένες Πολιτείες και ο Gambacorta (2008) μελετά τη συμπεριφορά καθορισμού των τιμών μιας ομάδας μεγάλων ιταλικών τραπεζών εξετάζοντας άμεσα το μέσο επιτόκιο των δανείων και των καταθέσεων. Τα δύο ποσοστά όπως διαπιστώθηκε αντιδρούν με παρόμοιο τρόπο με τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια της αγοράς βραχυπρόθεσμα, αλλά μακροπρόθεσμα το pass-through είναι περίπου ίδιο για τα επιτόκια των δανείων και 0,7 για τα επιτόκια των καταθέσεων, το οποίο σημαίνει θετική επίδραση των επιτοκίων της αγοράς στο περιθώριο κέρδους των τραπεζών. Σύμφωνα με τον Hancock (1985), βρίσκουμε ότι το εισόδημα επηρεάζεται από τις σχετικές κινήσεις των επιτοκίων σε

διαφορετικές διάρκειες. Επιπλέον, διαπιστώνουμε ότι οι μεταβολές των επιτοκίων οποιασδήποτε λήξης μπορεί να έχουν ριζικά διαφορετικές βραχυπρόθεσμες και μακροπρόθεσμες επιπτώσεις για τα περιθώρια κέρδους των τραπεζών. Η βραχυχρόνια δυναμική παρέχει στοιχεία για ένα «κανάλι κεφαλαίου τραπεζών» για τη νομισματική πολιτική (Van den Heuvel, 2007; Gambacorta and Mistrulli, 2004).

Ο μετασχηματισμός της λήξης εκθέτει τις τράπεζες σε κίνδυνο επιτοκίου που μπορεί να μετριαστεί με διάφορους τρόπους. Πρώτον, οι τράπεζες μπορούν να αντισταθμίσουν τον κίνδυνο επιτοκίου διακρατώντας παράγωγα επιτοκίων. Ο Flannery (1981) βρίσκει ότι οι μεγάλες τράπεζες αντισταθμίζουν αποτελεσματικά τον κίνδυνο αγοράς συναλλάγματος τροποποιώντας τα χαρτοφυλάκια ενεργητικού και παθητικού με παρόμοιες μέσες διάρκειες. Οι Gorton and Rosen (1995) καταλήγουν σε μια παρόμοια αντισταθμιστική κίνηση μεταξύ της αξίας των παραγώγων επιτοκίων και του τραπεζικού χαρτοφυλακίου λαμβάνοντας υπόψη ότι οι εμπορικές τράπεζες στο σύνολό τους φαίνεται να παίρνουν ίδια θέση στις συμβάσεις παραγώγων. Πιο πρόσφατα, ο Purnanandam (2007) θεωρεί την τάση αντιστάθμισης του κινδύνου ισχυρότερη για τις τράπεζες που εκτίθενται περισσότερο σε χρηματικές διαταραχές. Επίσης, η χρήση παραγώγων αποδίδει ανοσία στις διαταραχές της νομισματικής πολιτικής.

Ένας δεύτερος τρόπος με τον οποίο οι τράπεζες μπορούν να αποβάλουν συνολικά τον εισοδηματικό κίνδυνο είναι η διαφοροποίηση των εισοδηματικών τους δομών. Για κάποιο χρονικό διάστημα υπήρχε μια άποψη ότι οι πηγές των εσόδων που δεν προέρχονται από τόκους μπορεί να παρέχουν διαφοροποίηση στις τράπεζες (π.χ. μέσω τελών και προμηθειών για τραπεζικές ή εμπορικές δραστηριότητες). Στοιχεία των Smith et al (2003), Stiroh (2004), Stiroh and Rumble (2006) και Lepetit et al (2008) αμφισβητούν την άποψη αυτή: τα έσοδα που δεν προέρχονται από τόκους δεν μπορούν να μειώσουν τον συνολικό κίνδυνο εισοδήματος εάν συνδέεται με εγγενώς επικίνδυνες εμπορικές δραστηριότητες.

Η τιμολογιακή συμπεριφορά των τραπεζών είναι βασική για τον τρόπο με τον οποίο αλληλεπιδρά με τα υπόλοιπα στοιχεία της οικονομίας. Οι Gerali et al. (2010) αναπτύσσουν και εκτιμούν ένα μοντέλο DSGE σε ένα ατελές ανταγωνιστικό τραπεζικό τομέα, το βασικό χαρακτηριστικό του οποίου είναι ένα ατελές πέρασμα από τα παρεμβατικά επιτόκια στα επιτόκια δανείων λόγω των τριβών των τιμών. Καταλήγουν

στο γεγονός ότι οι τράπεζες αμβλύνουν τον αντίκτυπο των νομισματικών κρίσεων κυρίως λόγω της μη αλλαγής των επιτοκίων. Ένα παρόμοιο συμπέρασμα επιτεύχθηκε και από τους Andreasen et al. (2012), οι οποίοι επέκτειναν το μοντέλο των Gertler και Karadi (2011) για να συμπεριλάβουν το μετασχηματισμό λήξης, και βρήκαν ότι αυτό το χαρακτηριστικό μειώνει σημαντικά την ανταπόκριση της οικονομίας τόσο στην κερδοφορία των τραπεζών όσο και στις κρίσεις νομισματικής πολιτικής. Η μετατροπή της διάρκειας ζωής και οι τριβές των τιμών είναι επίσης σημαντικά συστατικά σύμφωνα με τη βιβλιογραφία σχετικά με τον κίνδυνο επιτοκίων. Οι Drehmann et al. (2010) και οι Alessandri και Drehmann (2010) ανέπτυξαν ένα μοντέλο όπου τα ουδέτερα προς τον κίνδυνο δάνεια που υπόκεινται σε ένα γνωστό χρονοδιάγραμμα αναπροσαρμογής τιμής και οι στοχαστικές διακυμάνσεις στα επιτόκια και τις συχνότητες αθέτησης, εξετάζοντας την αλληλεπίδραση μεταξύ του πιστωτικού κινδύνου και του κινδύνου επιτοκίου και τις επιπτώσεις του στο ρυθμιστικό κεφάλαιο μιας αντιπροσωπευτικής τράπεζας. Ένα παρόμοιο μοντέλο ενσωματώνεται στο RAMSI, ένα μοντέλο συστημικού κινδύνου που χρησιμοποιείται σήμερα στην Τράπεζα της Αγγλίας (Alessandri et al., 2009 Aikman et al., 2009). Το κανάλι έχει προφανή σχέση από συστημικής πλευράς δεδομένου ότι ο κίνδυνος επιτοκίου δεν είναι πλήρως διαφοροποιημένος στο σύνολο.

Ένας σχετικός, σημαντικός μηχανισμός μέσω του οποίου τα επιτόκια μπορούν να επηρεάσουν τη συμπεριφορά των τραπεζών που τονίζεται από τη βιβλιογραφία είναι αυτός του «καναλιού ανάληψης κινδύνου». Η χαλαρή νομισματική πολιτική μπορεί να τονώσει ανάληψη κινδύνου μέσω ενός αποτελέσματος αναζήτησης απόδοσης, ενδεχομένως ενισχυμένο με ρητή ονομαστική απόδοση ή μέσω των επιπτώσεων της στις τιμές των περιουσιακών στοιχείων και της μόχλευσης (Borio and Zhu, 2008; Adrian and Shin, 2009). Χρησιμοποιώντας ένα φάσμα μέτρων τραπεζικού κινδύνου βασισμένων στις τιμές των περιουσιακών στοιχείων, οι Gambacorta (2008) και οι Altunbas et al. (2010) βρήκαν σημαντικές αποδείξεις για ένα κανάλι ανάληψης κινδύνου που λειτουργεί στις Ηνωμένες Πολιτείες και στη ζώνη του ευρώ κατά την περίοδο 1999-2009, με τα χαμηλά επιτόκια να σχετίζονται με υψηλότερες αναμενόμενες συχνότητες πτώχευσης. Η αύξηση του κινδύνου ήταν πιο έντονη για τις τράπεζες που ασχολούνται ενεργά με τις τιτλοποιήσεις (Altunbas et al., 2010; Delis and Kouretas, 2011). Οι De Nicolo et al. (2010) συζητούν για ένα πρόσθετο, αντισταθμιστικό μηχανισμό που συνδέεται με τη μετατόπιση κινδύνου. Αν τα χαμηλά

επιτόκια της αγοράς μεταφράζονται ένα προς ένα σε χαμηλότερα επιτόκια καταθέσεων αλλά δεν περνούν εξ ολοκλήρου μέσω επιτοκίων δανείων, θα ενισχύσουν τα κέρδη μιας τράπεζας και θα αυξήσουν την αξία του δικαιώματός της, αποδυναμώνοντας το κίνητρο μετατόπισης κινδύνου (μια πιο κερδοφόρα τράπεζα έχει περισσότερα να χάσει από μια πτώχευση και *ceteris paribus* θα υιοθετήσει μια πιο συνετή συμπεριφορά).

Παραδόξως, η σχέση μεταξύ νομισματικής πολιτικής και κερδοφορίας των τραπεζών είναι μια περιοχή που δεν έχει ερευνηθεί. Πολλά έγγραφα αναλύουν τη σχέση μεταξύ κερδοφορίας των τραπεζών και επιχειρηματικών συνθηκών, παράγοντας αποτελέσματα για τη σχέση μεταξύ της δομής των επιτοκίων και της κερδοφορίας των τραπεζών μόνο ως υποπροϊόν. Συγκεκριμένα, οι Demirgüç-Kunt and Huizinga (1999) ήταν μεταξύ των πρώτων που συσχετίζουν τα τραπεζικά κέρδη με τους μακροοικονομικούς δείκτες, όπως τα πραγματικά επιτόκια. Διαπιστώνουν ότι τα υψηλά πραγματικά επιτόκια συνδέονται με υψηλότερα περιθώρια επιτοκίων και κερδοφορία, ιδίως στις αναπτυσσόμενες χώρες όπου οι καταθέσεις πληρώνουν συχνά επιτόκια κάτω από την αγορά. Παραδείγματα από αυτό το σκέλος της βιβλιογραφίας είναι οι Albertazzi and Gambacorta (2009), οι οποίοι χρησιμοποιούν συγκεντρωτικά στοιχεία για τον τραπεζικό τομέα σε 10 χώρες του ΟΟΣΑ και βρίσκουν σημαντική σχέση μεταξύ του καθαρού εισοδήματος επιτοκίων και της κλίσης της καμπύλης αποδόσεων. Βρίσκουν επίσης μια θετική σχέση μεταξύ των προβλέψεων για τις ζημιές των τραπεζών και του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου. Οι Bolt et al. (2012) επιτυγχάνουν παρόμοια αποτελέσματα, χρησιμοποιώντας τραπεζικά δεδομένα και επιτρέποντας ασύμμετρες επιδράσεις στον επιχειρηματικό κύκλο.

Μόνο λίγες μελέτες έχουν επικεντρωθεί ειδικά στην επίδραση των επιτοκίων στην κερδοφορία των τραπεζών. Ο English (2002) μελετά τη σχέση μεταξύ του επιτοκιακού κινδύνου και των περιθωρίων των τραπεζών σε 10 βιομηχανικές χώρες. Διαπιστώνει ότι, καθώς η μέση απόδοση των τραπεζικών περιουσιακών στοιχείων συνδέεται στενότερα με τους μακροπρόθεσμους συντελεστές σε σχέση με τη μέση απόδοση των υποχρεώσεων, μια απότομη καμπύλη αποδόσεων αυξάνει τα περιθώρια επιτοκίου. Πρόσφατα, οι Alessandri και Nelson (2014) δημιουργούν μια θετική μακροπρόθεσμη σχέση μεταξύ του επιπέδου και της κλίσης της καμπύλης αποδόσεων και της κερδοφορίας των τραπεζών στο Ηνωμένο Βασίλειο.

Σε πολλές περιπτώσεις, η πίστωση μπορεί να χρησιμεύσει ως ανώτερη ενδιάμεση μεταβλητή για τη νομισματική πολιτική, καθώς και ως κύριος δείκτης για την οικονομική δραστηριότητα. Οι Bernake and Blinder (1988) δείχνουν ότι εάν ληφθεί υπόψη ο αντίκτυπος της νομισματικής πολιτικής στην ικανότητα του τραπεζικού συστήματος να δανείσει, η πίστωση επιτυγχάνεται ως μια ενδιάμεση μεταβλητή όπου τα νομισματικά μεγέθη αποτυγχάνουν, συγκεκριμένα, όταν η ζήτηση για χρήματα είναι ασταθής, όπως στην περίπτωση που μια χώρα βρίσκεται σε διαδικασία οικονομικής ανάπτυξης. Έτσι, σε αυτές τις περιπτώσεις οι πολιτικοί μπορούν να πάρουν μια σαφέστερη εικόνα του πληθωρισμού, μιας μακροπρόθεσμης οικονομικής ανάπτυξης παρατηρώντας τις πιστώσεις και όχι τη νομισματική πολιτική σαν σύνολο.

Αναγνωρίζοντας τον πιστωτικό δίαυλο της νομισματικής μετάδοσης επέτρεψε την καλύτερη κατανόηση της φύσης και των χαρακτηριστικών των επιχειρηματικών κύκλων. Μια σειρά μελετών που ακολούθησαν τους Bernake, Girtter and Gilchrist (1999) κατά τα τέλη της δεκαετίας του 1990 δείχνει ότι ο αντίκτυπος της νομισματικής πολιτικής και άλλων σοκ στα μακροοικονομικά στοιχεία τείνει να είναι ισχυρότερος και πιο επίμονος από ότι τα παραδοσιακά μοντέλα θα προέβλεπαν, και το κανάλι πίστωσης βοηθά στην εξήγηση αυτής της απόκλισης. Το κανάλι πίστωσης περιλαμβάνει έναν μηχανισμό ενίσχυσης όπου οι δυσκολίες στον πραγματικό τομέα οδηγούν σε στενότητα στην αγορά πίστωσης, συρρικνώνοντας έτσι την διαθέσιμη πίστωση για επενδύσεις, η οποία με τη σειρά της επιδεινώνει την κάμψη των πραγματικών τομέων. Επιπλέον, είναι πλέον εμφανές ότι οι διαταραχές στην ίδια την τραπεζική πίστωση ενδέχεται έχουν σημαντικό αντίκτυπο στην οικονομική δραστηριότητα. Πράγματι, οι μελέτες της πρόσφατης επιβράδυνσης της τραπεζικής πίστωσης σε διαφορετικές περιοχές του κόσμου δείχνουν ότι οι ρυθμιστικές αλλαγές καθώς και οι οικονομικές δυσχέρειες του παρελθόντος μπορεί να οδηγήσουν τις τράπεζες να υιοθετήσουν μια πιο προσεκτική προσέγγιση όσον αφορά το δανεισμό, με ορατό αντίκτυπο στην οικονομική δραστηριότητα.

Η νομισματική πολιτική αναφέρεται στον συνδυασμό μέτρων που αποσκοπούν στη ρύθμιση της αξίας, της προσφοράς και του κόστους χρήματος σε μια οικονομία. Μπορεί να περιγραφεί ως η τέχνη του ελέγχου της κατεύθυνσης και της κίνησης των πιστωτικών διευκολύνσεων για την επίτευξη σταθερών τιμών και οικονομικής ανάπτυξης σε μια οικονομία (Chowdhury, Hoffman and Schabert, 2003). Με άλλα λόγια, η νομισματική πολιτική αναφέρεται στις ενέργειες της Κεντρικής Τράπεζας για

τη ρύθμιση της η προσφορά χρήματος η οποία θα μπορούσε να γίνει μέσω διακριτών μέσων νομισματικής πολιτικής όπως η λειτουργία ανοικτής αγοράς (ΟΜΟ), το προεξοφλητικό επιτόκιο, το επίπεδο ελάχιστων υποχρεωτικών αποθεματικών, η ηθική αυθαιρεσία, ο άμεσος έλεγχος του τραπεζικού συστήματος πιστώσεων και η άμεση ρύθμιση του επιτοκίου (Loayza, and Schmidt-hebbel, 2002).

Η νομισματική πολιτική περιλαμβάνει τη διαμόρφωση και την εφαρμογή πολιτικών από την κεντρική τράπεζα για την επίτευξη του επιθυμητού στόχου ή ενός συνόλου στόχων. Οι πολιτικές και οι αποφάσεις στοχεύουν στην καθοδήγηση των επιτοκίων των τραπεζικών δανείων σε τέτοια επίπεδα ώστε η ζήτηση πιστώσεων και η νομισματική άνθιση να είναι σε επίπεδο σύμφωνο με τη συνολική ελαστικότητα προσφοράς (Loayza and Schmidt, 2002). Οι στόχοι και οι σκοποί που επιδιώκει να επιτύχει η κεντρική τράπεζα είναι γενικά ο χαμηλός πληθωρισμός, η προστασία της αξίας του νομίσματος, η πλήρης απασχόληση και η οικονομική ανάπτυξη. Η νομισματική πολιτική καλύπτει τη νομισματική πτυχή της γενικής οικονομικής πολιτικής που απαιτεί υψηλό επίπεδο συντονισμού μεταξύ της νομισματικής πολιτικής και των άλλων μέσων οικονομικής πολιτικής της χώρας. Η αποτελεσματικότητα της νομισματικής πολιτικής και η σημασία της ως εργαλείο της οικονομικής σταθερότητας ποικίλλει από την μία οικονομία στην άλλη, λόγω των διαφορών μεταξύ των οικονομικών των διαρθρώσεων, των αποκλίσεων στους βαθμούς ανάπτυξης των χρηματαγορών και των κεφαλαιαγορών με αποτέλεσμα να διαφέρουν ο βαθμός οικονομικής προόδου και διαφορές στις επικρατούσες οικονομικές συνθήκες (Faure, 2007). Οι Gertler and Gilchrist (1994) διεξήγαγαν μια μελέτη που εξέταζε συγκεκριμένα πως ο τραπεζικός δανεισμός των επιχειρήσεων ανταποκρίνεται στην αυστηρότερη νομισματική πολιτική. Διαπίστωσαν ότι ο δανεισμός από τις τράπεζες δεν μειώνεται όταν υπάρχει αυστηρή πολιτική. Κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι η μείωση του συνολικού δανεισμού οφείλεται στη μείωση των καταναλωτικών και των δανείων για ακίνητα. Σε αντίθεση με τη μελέτη των Gertler and Gilchrist (1994), οι Kashyap and Stein (1995) βρήκαν στοιχεία που οδηγούν στο γεγονός ότι ο τραπεζικός δανεισμός μπορεί να ανταποκριθεί σε μια αυστηροποίηση νομισματικής πολιτικής. Διαπίστωσαν ότι, όταν η πολιτική είναι αυστηρότερη, ταυτόχρονα τα συνολικά δάνεια και τα επιχειρηματικά δάνεια σε μικρές τράπεζες πέφτουν, ενώ τα δάνεια σε μεγάλες τράπεζες δεν επηρεάζονται. Η διαφορά στην ανταπόκριση των μικρών τραπεζών μπορεί να δείχνει ότι έχουν λιγότερη πρόσβαση σε εναλλακτικές πηγές

χρηματοδότησης σε σχέση με τις μεγάλες τράπεζες και έτσι είναι λιγότερο σε θέση να αποφύγουν την απώλεια των βασικών καταθέσεων όταν η νομισματική πολιτική είναι αυστηρότερη. Επίσης, οι Punita and Somaiya (2006) πραγματοποίησαν μια μελέτη σχετικά με τον αντίκτυπο της νομισματικής πολιτικής στην κερδοφορία των τραπεζών στην Ινδία μεταξύ του 1995 και του 2000. Οι νομισματικές μεταβλητές ήταν τα επιτόκια των τραπεζών, τα επιτόκια χορηγήσεων, το σύστημα υποχρεωτικών αποθεμάτων μετρητών και το νόμιμο ποσοστό, και το καθένα παλινδρομήθηκε ανεξάρτητα από την κερδοφορία των τραπεζών. Το επιτόκιο δανεισμού βρέθηκε να επηρεάζει θετικά και σημαντικά την κερδοφορία των τραπεζών, γεγονός που υποδηλώνει ότι πτώση των επιτοκίων δανεισμού θα μειώσει την κερδοφορία των τραπεζών. Επίσης, το τραπεζικό επιτόκιο και το σύστημα ταμειακών διαθεσίμων βρέθηκε ότι έχουν αρνητικές και σημαντικές επιπτώσεις στην κερδοφορία των τραπεζών. Τα ευρήματά τους ήταν ίδια, όταν το επιτόκιο δανεισμού, το τραπεζικό επιτόκιο και το σύστημα αποθεματικών σε μετρητά συγκεντρώθηκαν για να εξηγήσουν τη σχέση μεταξύ κερδοφορίας τραπεζών και μέσων νομισματικής πολιτικής στον ιδιωτικό τομέα. Οι Gambacorta και Lannotti (2005) διερεύνησαν την ταχύτητα και την ασυμμετρία ως ανταπόκριση των τραπεζικών επιτοκίων (δανεισμού, καταθέσεων και διατραπεζικών συναλλαγών) στις μεταβολές της νομισματικής πολιτικής από το 1985 έως το 2002 με τη χρήση ενός Autoregressive Vector Correction μοντέλου (AVECM) που επιτρέπει διαφορετικές συμπεριφορές τόσο στο βραχυχρόνια όσο και στο μακροχρόνια. Η μελέτη δείχνει ότι η ταχύτητα προσαρμογής του τραπεζικού επιτοκίου στις μεταβολές της νομισματικής πολιτικής αυξήθηκε σημαντικά μετά την εισαγωγή του τραπεζικού νόμου του 1993, όπου η προσαρμογή του επιτοκίου σε ευρώ η ανταπόκριση σε θετικούς και αρνητικούς κραδασμούς είναι ασύμμετρη βραχυπρόθεσμα, με την ιδέα ότι σε μακροπρόθεσμη βάση η ισορροπία αποκαθίσταται. Διαπίστωσαν επίσης ότι οι τράπεζες προσαρμόζουν τις τιμές δανείων (καταθέσεων) με ταχύτερο ρυθμό κατά τη διάρκεια της περιόδου νομισματικής αυστηρότητας στην Ιταλία. Οι Amidu and Wolfe (2008) εξέτασαν την περιορισμένη επίπτωση της νομισματικής πολιτικής στο τραπεζικό δανεισμό στη Γκάνα μεταξύ του 1998 και του 2004. Η μελέτη τους αποκάλυψε ότι επηρεάζεται η συμπεριφορά δανεισμού των τραπεζών της Γκάνας σημαντικά από την οικονομική στήριξη της χώρας και τη μεταβολή της προσφοράς χρήματος. Τα συμπεράσματά τους υποστηρίζουν επίσης το εύρημα των προηγούμενων μελετών ότι το βασικό επιτόκιο της Κεντρικής Τράπεζας και ο πληθωρισμός επηρεάζουν αρνητικά τον τραπεζικό δανεισμό. Το βασικό επιτόκιο βρέθηκε στατιστικά σημαντικό, ενώ ο

πληθωρισμός ήταν ασήμαντος. Με βάση τα χαρακτηριστικά του επιπέδου της επιχείρησης, η μελέτη τους αποκάλυψε ότι το μέγεθος και η ρευστότητα επηρεάζουν σημαντικά την ικανότητα της τράπεζας να παρατείνει την πίστωση όταν απαιτείται. Οι Younus and Akhtar (2009) εξέτασαν τη σημασία της Υποχρεωτικής Ρευστότητας (SLR) ως εργαλείο νομισματικής πολιτικής στο Μπαγκλαντές. Χρησιμοποιώντας τεχνικές περιγραφικής ανάλυσης, βρήκαν ότι η υποχρεωτική ρευστότητα παρουσίασε σπάνιες αλλαγές και τα προηγούμενα αποδεικτικά στοιχεία κατέδειξαν ότι η μείωση των SLR είχε θετικό αντίκτυπο στην τραπεζική πίστωση και στις επενδύσεις, ιδίως πριν από τη δεκαετία του 1990. Οι Απαιτήσεις SLR και ταμειακών αποθεμάτων (CRR) βρέθηκε ότι αποτελούν σημαντικά εργαλεία μείωσης του πληθωρισμού και τα δύο χρησιμοποιούνται μόνο σε κατάσταση δραστηρής ανισορροπίας που προκύπτει από μεγάλες διαταραχές. Υπέθεσαν ότι για αυτό η Κεντρική Τράπεζα του Μπαγκλαντές χρησιμοποιεί πιο συχνά τις πράξεις ανοικτής αγοράς (OMO) και όχι αλλαγές στο επιτόκιο της Κεντρικής Τράπεζας και του SLR ως μέσα νομισματικής πολιτικής, ακολουθώντας την προσέγγιση που προσανατολίζεται προς την αγορά. Οι Okoye and Eze (2013) εξέτασαν τον αντίκτυπο του επιτοκίου των τραπεζικών δανείων στην απόδοση των Νιγηριανών καταθετικών τραπεζών μεταξύ του 2000 και του 2010. Προσδιόρισαν συγκεκριμένα τις επιπτώσεις του επιτοκίου δανεισμού και του επιτοκίου νομισματικής πολιτικής στις Νιγηριανές καταθετικές τράπεζες και ανέλυσαν πως επηρεάζουν την κερδοφορία των εν λόγω τραπεζών. Το αποτέλεσμα επιβεβαίωσε ότι το επιτόκιο δανεισμού και το επιτόκιο της νομισματικής πολιτικής έχουν σημαντικές και θετικές επιπτώσεις στην απόδοση των καταθετικών Τραπεζών της Νιγηρίας. Η συνέπεια αυτού είναι ότι το επιτόκιο δανεισμού και νομισματικής πολιτικής είναι αληθινές παράμετροι μέτρησης της απόδοσης των τραπεζών. Ο Ajayi (2012) διερεύνησε την επίδραση των μέσων νομισματικής πολιτικής στις επιδόσεις των τραπεζών με σκοπό να προσδιορίσει την ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης για την περίοδο 1980-2008. Για το σκοπό αυτό υιοθετήθηκε η προσέγγιση Engle-granger two step cointegration. Οι εμπειρικές εκτιμήσεις έδειξαν ότι το τραπεζικό επιτόκιο, ο πληθωρισμός και το επιτόκιο είναι ενισχυτές πιστώσεων, ενώ ο δείκτης ρευστότητας και ύψος των ρευστών διαθέσιμων είχαν αρνητικές επιπτώσεις στη συνολική χορήγηση πιστώσεων. Παρόλο που ήταν μόνο το σύστημα ταμειακών διαθέσιμων και το επιτόκιο που βρέθηκαν να είναι στατιστικά σημαντικά σε κρίσιμη τιμή 5%, το βασικό συμπέρασμα ήταν ότι τα μέσα νομισματικής πολιτικής δεν είναι αποτελεσματικά για την τόνωση των πιστώσεων μακροπρόθεσμα, ενώ οι συνολικές πιστώσεις των

τραπεζών ανταποκρίνονται περισσότερο στο σύστημα ταμειακών διαθεσίμων. Επιπλέον, προτάθηκε οι αρχές να μετριάσουν το ελάχιστο επιτόκιο ως εργαλείο για τη ρύθμιση των πράξεων των εμπορικών τραπεζών και τη διευκόλυνση των επενδύσεων στην οικονομία.

2.2 Εμπειρική προσέγγιση

Μελετώντας τη βιβλιογραφία και τις συνήθειες μεταβλητές που χρησιμοποιούνται για την ανάλυση οικονομικών στοιχείων των τραπεζών και της αγοράς, παρακάτω παρατίθενται οι βασικότερες από αυτές με σκοπό τη χρησιμοποίησή τους στην παρούσα εργασία.

2.2.1 Δείκτης Απόδοσης Ενεργητικού (Return On Assets, ROA)–Δείκτης Απόδοσης Ιδίων Κεφαλαίων (Return On Equity, ROE)

Ο δείκτης απόδοσης Ενεργητικού (Return on Assets, ROA) υπολογίζεται ως ο λόγος των καθαρών κερδών προς το σύνολο του Ενεργητικού. Σύμφωνα με τον Gollin (2001), ο εν λόγω δείκτης αποτελεί το σημαντικότερο μέτρο κερδοφορίας των Τραπεζών. Επιπλέον, υπάρχει και ο δείκτης απόδοσης μέσου Ενεργητικού (Return on Average Assets, ROAA), όπου στον παρονομαστή του ανωτέρω κλάσματος τοποθετείται ο μέσος όρος Ενεργητικού δύο διαδοχικών ετών. Ο εν λόγω δείκτης χρησιμοποιείται στην παρούσα εργασία ως εξαρτημένη μεταβλητή.

Ο ROA ουσιαστικά αποτελεί μέτρο του βαθμού αξιοποίησης των στοιχείων του Ενεργητικού μιας Τράπεζας καθώς και κατά πόσο τα εν λόγω στοιχεία συμβάλλουν στην κερδοφορία αυτής. Συνεπώς, μέσω αυτού του δείκτη μπορούμε να εξετάσουμε την ικανότητα της διοίκησης να αξιοποιεί τα στοιχεία του Ενεργητικού αποτελεσματικά προκειμένου να παράγει κέρδη. Σε αντίθεση με άλλους κλάδους, στον τραπεζικό κλάδο ο ROA χρησιμοποιείται ως μέτρο της κερδοφορίας και της αποτελεσματικότητας λόγω του γεγονότος ότι στα στοιχεία του Ενεργητικού των Τραπεζών τα οποία βρίσκονται στον παρονομαστή του δείκτη περιλαμβάνουν μεταξύ άλλων και τα δάνεια που έχουν χορηγηθεί στους πελάτες, οι τόκοι των οποίων αποτελούν τη μεγαλύτερη πηγή κερδοφορίας τους. Επιπλέον, συνδυάζουν την πηγή της κερδοφορίας που είναι τα δάνεια με την ίδια την κερδοφορία, δηλαδή τα καθαρά κέρδη.

Τα πλεονεκτήματα του ανωτέρω δείκτη είναι η ευκολία υπολογισμού του καθώς επίσης και το γεγονός ότι βασίζεται στη βασική πηγή κερδοφορίας της Τράπεζας που

είναι τα δάνεια που έχουν καταχωρηθεί στο Ενεργητικό της και όχι η χρηματοοικονομική της μόχλευση. Ωστόσο, λόγω αυτού δεν λαμβάνεται υπόψιν ο κίνδυνος που ενδέχεται να βρίσκεται πίσω από τα στοιχεία του Ενεργητικού.

Ο δείκτης απόδοσης Ιδίων Κεφαλαίων (Return on Equity, ROE) υπολογίζεται ως ο λόγος των Καθαρών Κερδών προς το σύνολο των Ιδίων Κεφαλαίων και αντικατοπτρίζει το βαθμό χρησιμοποίησης των Ιδίων Κεφαλαίων ως προς την κερδοφορία των Τραπεζών. Με άλλα λόγια μας δείχνει για κάθε μονάδα Ιδίων Κεφαλαίων τι κέρδη έχουν παραχθεί και κατά πόσο λειτουργεί αποτελεσματικά χρησιμοποιώντας τα κεφάλαια των μετόχων με σκοπό την αύξηση των κερδών.

2.2.2 Κλίση της καμπύλης των αποδόσεων (Slope of the Yield Curve)

Η κλίση της καμπύλης αποδόσεων υπολογίζεται ως η διαφορά μεταξύ της απόδοσης των δεκαετών κρατικών ομολόγων και του βραχυπρόθεσμου επιτοκίου. Η νομισματική πολιτική λειτουργεί κυρίως μέσω της άμεσης επίπτωσής της στο βραχυπρόθεσμο επιτόκιο και στην κλίση της καμπύλης αποδόσεων. Η κεντρική τράπεζα ελέγχει πολύ προσεκτικά το βραχυπρόθεσμο επιτόκιο μέσω του policy rate. Η επίδρασή της στην καμπύλη αποδόσεων είναι πιο έμμεση, χάρη στην επίδρασή της στις προσδοκίες των συμμετεχόντων στην αγορά σχετικά με τη μελλοντική πορεία των επιτοκίων (το κανάλι σηματοδότησης) και μέσω των μεγάλων πράξεων σε κρατικά χρεόγραφα που προορίζονται ειδικά να επηρεάσουν την τιμή τους - παράδειγμα των "πολιτικών ισολογισμού" (Borio and Disyatat (2010)).

Στην παρούσα εργασία χρησιμοποιούμε ως εξαρτημένη μεταβλητή τη διαφορά μεταξύ της απόδοσης του 10-ετούς ομολόγου της κάθε χώρας και του τριμηνιαίου επιτοκίου.

2.2.3 Δείκτης Κόστους προς Έσοδα (Cost to income ratio)

Ο λόγος κόστους προς έσοδα είναι βασικό οικονομικό μέτρο, ιδιαίτερα σημαντικό για την αποτίμηση των τραπεζών. Δείχνει τις δαπάνες μιας επιχείρησης σε σχέση με τα έσοδά της. Υπολογίζεται ως το πηλίκο των λειτουργικών εξόδων (διοικητικά και πάγια έξοδα, όπως μισθοί και έξοδα ιδιοκτησίας, εξαιρώντας τις επισφαλείς απαιτήσεις που έχουν διαγραφεί) προς τα λειτουργικά έσοδα.

Ο εν λόγω δείκτης δίνει στους επενδυτές μια σαφή εικόνα για το πόσο αποτελεσματική είναι η επιχείρηση καθώς όσο μικρότερος είναι τόσο πιο κερδοφόρα θα είναι η τράπεζα. Οι αλλαγές στην αναλογία μπορούν επίσης να υπογραμμίσουν ενδεχόμενα προβλήματα: εάν ο λόγος αυξάνεται από μια περίοδο στην άλλη, σημαίνει ότι το κόστος αυξάνεται με υψηλότερο ρυθμό από το εισόδημα, γεγονός που μπορεί να υποδηλώνει ότι η εταιρεία κάνει περισσότερες επενδύσεις προκειμένου να προσελκύσει περισσότερους πελάτες.

Ο εν λόγω δείκτης χρησιμοποιήθηκε στην παρούσα εργασία διότι επηρεάζει άμεσα την κερδοφορία των Τραπεζών.

2.2.4 Μέγεθος Τράπεζας (Total Assets), Ρευστότητα (Liquidity)

Το μέγεθος μιας Τράπεζας, μετρούμενο ως το σύνολο του Ενεργητικού αυτής, χρησιμοποιείται κατά κόρων στη βιβλιογραφία καθώς μπορεί να προσφέρει οικονομίες κλίμακας σε μία Τράπεζα, κυρίως σε ότι αφορά το κόστος συγκέντρωσης και επεξεργασίας πληροφοριών, όπως αναφέρουν οι Boyd και Runkle (1993), ενώ ενδέχεται να επηρεάσει και το κόστος άντλησης ξένων κεφαλαίων από τη διατραπεζική αγορά ή το χρηματιστήριο.

Οι περισσότερες μελέτες έχουν καταλήξει σε μια θετική και σημαντική σχέση μεταξύ του μεγέθους μιας Τράπεζας και της κερδοφορίας αυτής (Smirlock (1985), Short (1979)). Επεκτείνοντας την άποψη αυτή οι Demirguc – Kunt και Huizinga (2000) αναφέρουν ότι ο βαθμός στον οποίο διάφοροι χρηματοοικονομικοί, νομικοί και άλλοι παράγοντες επηρεάζουν την κερδοφορία των Τραπεζών σχετίζεται άμεσα με το μέγεθός τους.

Ένας επιπλέον προσδιοριστικός παράγοντας της κερδοφορίας των Τραπεζών είναι η ρευστότητα. Ο δείκτης ρευστότητας (liquidity ratio) μετρά την ικανότητα μιας Τράπεζας να ανταποκρίνεται στις βραχυπρόθεσμες της και φαίνεται πως επιδρά στην κερδοφορία τους αν και υπάρχει αμφιβολία για την κατεύθυνση της επίδρασης. Οι Molyneux και Thornton (1992), και Abdula (1994) βρίσκουν αρνητική συσχέτιση του δείκτη ρευστότητας με την κερδοφορία. Ο Bourke (1989) καταλήγει στο αντίθετο αποτέλεσμα.

2.2.5 Μακροοικονομικοί Δείκτες: Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν και Πληθωρισμός (GDP - CPI)

Οι μακροοικονομικές μεταβλητές όπως το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (ΑΕΠ) και ο Πληθωρισμός διαδραματίζουν επίσης πολύ σημαντικό ρόλο για τη μέτρηση της αποδοτικότητας και κερδοφορίας των Τραπεζών. Ο ρυθμός αύξησης του ΑΕΠ είναι μια εξωγενής μεταβλητή η οποία χρησιμοποιείται προκειμένου να ελέγξουμε κατά πόσο επηρεάζεται η μακροοικονομική σταθερότητα των Τραπεζών που εξετάζουμε. Χρησιμοποιώντας αυτή τη μεταβλητή απομονώνουμε την επίδραση της γενικότερης οικονομικής κατάστασης που επικρατεί κατά το διάστημα που ελέγχουμε.

Επιπλέον μέτρο ελέγχου της οικονομικής φάσης που βρίσκεται μια χώρα είναι και ο ρυθμός αύξησης του δείκτη τιμών καταναλωτή με τη βοήθεια του οποίου υπολογίζεται ο πληθωρισμός. Ο πληθωρισμός επιδρά στην κερδοφορία των τραπεζών μέσω της αύξησης των λειτουργικών εξόδων, της ανάγκης για αύξηση των λειτουργικών εξόδων, της ανάγκης για αύξηση των προβλέψεων και της μεταβλητότητας επιτοκίων και συναλλαγματικών ισοτιμιών. Εκτός όμως από τα επίπεδα του πληθωρισμού σημαντικός παράγοντας είναι και η μεταβλητότητά του καθώς επιφέρει σημαντικές δυσκολίες στην εκτίμηση των δανειακών αποφάσεων (ένας δανειακός διακανονισμός που λειτουργεί σε αναμενόμενα επίπεδα πληθωρισμού μπορεί να μετατραπεί σε οριακό εάν ο πληθωρισμός είναι απροσδόκητα χαμηλός και τα επιτόκια υψηλά). Ο Ravell (1980) έχει επισημάνει ότι οι μεταβολές στην κερδοφορία των τραπεζών μπορούν να ερμηνευθούν από το υφιστάμενο επίπεδο πληθωριστικών τιμών. Οι Kessel και Alchian (1962), Alchian και Allen (1972) και Santoni (1986) υποστηρίζουν ότι ο πληθωρισμός επιφέρει απώλειες πλούτου στις τράπεζες από τη στιγμή που κάθε τραπεζικός οργανισμός είναι καθαρός νομισματικός πιστωτής (net monetary creditor), δηλαδή τα νομισματικά στοιχεία ενεργητικού υπερέχουν των νομισματικών υποχρεώσεων. Ο πληθωρισμός μεταβιβάζει πλούτο από τους νομισματικούς πιστωτές στους νομισματικούς χρεώστες μέσω του μηχανισμού διαμόρφωσης των ονομαστικών επιτοκίων. Η μείωση της πραγματικής αξίας των νομισματικών υποχρεώσεων αποτελεί πραγματική απώλεια για τους πιστωτές. Σε περίπτωση αύξησης του πληθωρισμού οι τράπεζες απολαμβάνουν υψηλότερα κέρδη από τις καταθέσεις των πελατών (καθώς η πραγματική τους αξία μειώνεται), αλλά χάνουν περισσότερο προς τα πρόσωπα που είναι χρεωμένα στην Τράπεζα. Η αύξηση των τιμών συνεπώς οδηγεί σε μείωση της αξίας των στοιχείων του

ενεργητικού σε μεγαλύτερο βαθμό από τη μείωση της αξίας των στοιχείων του παθητικού. Από την άλλη πλευρά, άλλες μελέτες έχουν καταλήξει σε μια θετική συσχέτιση πληθωρισμού και κερδοφορίας πχ Bourke (1989) (Σταϊκούρας και Στέλιος).

Οι ανωτέρω μακροοικονομικές μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν στην παρούσα εργασία ως ανεξάρτητες μεταβλητές.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

3. Μεθοδολογία¹

3.1 Panel Data (Εισαγωγή)

Τα δεδομένα panel είναι στατιστικά στοιχεία τα οποία εκφράζουν μια διαστρωματική μονάδα διαχρονικά. Στην παρούσα εργασία, διαστρωματική μονάδα αποτελούν οι τράπεζες που δραστηριοποιούνται στις ΗΠΑ και στο Ηνωμένο Βασίλειο και τα δεδομένα πάνελ αφορούν τους διάφορους παράγοντες που επηρεάζουν την κερδοφορία των εν λόγω τραπεζών και αναφέρθηκαν ανωτέρω για την περίοδο 2013-2017. Οι πρώτες αναλύσεις με δεδομένα πάνελ άρχισαν να εμφανίζονται από τη δεκαετία του 1950 και αφορούσαν την εκτίμηση συναρτήσεων παραγωγής, αποσκοπώντας στη διερεύνηση αν σε κάποιο οικονομικό κλάδο υφίστανται θετικές, σταθερές ή αρνητικές οικονομίες κλίμακας. Ωστόσο, η διάδοση των υποδειγμάτων με δεδομένα πάνελ άρχισε να καταλαμβάνει σημαντικό μέρος της οικονομετρικής μεθοδολογίας κυρίως μετά το 1990, ως αποτέλεσμα της εντυπωσιακής ανάπτυξης των οικονομετρικών προγραμμάτων.

3.2 Χαρακτηριστικά Δεδομένων Πάνελ

Οι βασικές κατηγορίες στατιστικών στοιχείων, οι οποίες χρησιμοποιούνται από τους ερευνητές στα πλαίσια υιοθέτησης των διαφόρων οικονομετρικών τεχνικών είναι: 1) Στοιχεία χρονολογικών σειρών (time series), τα οποία παίρνουν τιμές κατά τη διάρκεια μιας ορισμένης χρονικής περιόδου (έτη, εξάμηνα, τρίμηνα, μήνες, ημέρες). Για παράδειγμα, οι τιμές των μετοχών, οι συναλλαγματικές ισοτιμίες είναι χρονολογικές σειρές που δημοσιεύονται σε ημερήσια βάση, 2) Διαστρωματικά στοιχεία (cross sectional data) είναι αυτά που αναφέρονται σε μία ή περισσότερες μεταβλητές για μία ορισμένη χρονική περίοδο. Όπως για παράδειγμα, η έρευνα για την καταναλωτική δαπάνη νοικοκυριών για ένα συγκεκριμένο έτος, 3) Ομαδοποιημένα στοιχεία, και 4) Στοιχεία πάνελ (panel or longitudinal data). Τα δεδομένα πάνελ αντιπροσωπεύουν εκείνη την κατηγορία στατιστικών στοιχείων, όπου μια διαστρωματική μονάδα (cross section unit) απεικονίζεται διαχρονικά. Θεωρούνται ως ένας συνδυασμός διαστρωματικών δεδομένων και χρονολογικών σειρών. Τα τελευταία χρόνια ολοένα και περισσότερες οικονομετρικές αναλύσεις βασίζονται στη χρήση δεδομένων πάνελ.

¹ Γεώργιος Α. Βάμβουκας: «Σύγχρονη Οικονομετρία Ανάλυση και Εφαρμογές», Εκδόσεις ΟΠΑ, 2007

Από μεθοδολογικής άποψης τα στοιχεία πάνελ έχουν αρκετά αξιοσημείωτα πλεονεκτήματα. Τα σπουδαιότερα πλεονεκτήματα είναι (Baltagi, 2008):

- Καταγραφή της ατομικής ανομοιογένειας (individual heterogeneity). Η ύπαρξη πάνελ δεδομένων υποδηλώνει από μόνη της ότι οι οικονομικές μονάδες, π.χ. χώρες, έχουν εγγενή χαρακτηριστικά. Η χρήση απλών χρονολογικών σειρών ή διαστρωματικών στοιχείων αγνοεί αυτή τη διαφορετικότητα μεταξύ τους, γεγονός που μπορεί να οδηγήσει σε μεροληπτικές εκτιμήσεις.
- Η χρήση πάνελ δεδομένων παρέχει περισσότερες πληροφορίες για τις οικονομικές μονάδες, διακύμανση στις μεταβλητές, περισσότερους βαθμούς ελευθερίας, γεγονός που συντελεί στη βελτίωση της αποτελεσματικότητας των συντελεστών που εκτιμήθηκαν. Επίσης, τα δεδομένα πάνελ περιορίζουν το πρόβλημα της πολυσυγγραμμικότητας ανάμεσα στις ανεξάρτητες μεταβλητές.
- Η χρήση πάνελ δεδομένων δίνει τη δυνατότητα να αναλύσουμε τη διαδικασία και τη δυναμική προσαρμογής των οικονομικών δεδομένων διαχρονικά διατηρώντας παράλληλα την ατομική ετερογένεια στα χαρακτηριστικά των μονάδων.
- Η ύπαρξη πάνελ δεδομένων επιτρέπει την εμπειρική εξειδίκευση περισσότερο πολύπλοκων θεωρητικών υποδειγμάτων για την ανάλυση της συμπεριφοράς των μονάδων, κάτι το οποίο είναι αδύνατο με τη χρήση αποκλειστικά χρονολογικών σειρών ή διαστρωματικών δεδομένων.
- Επειδή το κάθε στρώμα (η κάθε διαστρωματική μονάδα) διερευνάται με διαχρονικά δεδομένα παρακάμπτεται το πρόβλημα της ετεροσκεδαστικότητας που είναι το κυριότερο πρόβλημα στα διαστρωματικά δεδομένα.

Αν και τα δεδομένα πάνελ έχουν πολλά πλεονεκτήματα, ωστόσο η εννοιολογική τους ερμηνεία παρουσιάζει αρκετές δυσκολίες, γεγονός που συντελεί στην πολυπλοκότητα των υιοθετούμενων οικονομετρικών τεχνικών. Ορισμένα μειονεκτήματα όσον αφορά τη χρήση των πάνελ δεδομένων είναι τα εξής:

- Δυσκολίες στον σχεδιασμό της έρευνας και της συλλογής στατιστικών δεδομένων.
- Ύπαρξη σφαλμάτων μέτρησης των μεταβλητών (measurement errors), και
- Ύπαρξη σφαλμάτων επιλεκτικότητας (selectivity problems)

3.3 Το βασικό Υπόδειγμα και Μέθοδοι Εκτίμησης Υποδειγμάτων με Δεδομένα Πάνελ

Η εκτίμηση μιας συνάρτησης παλινδρόμησης εξαρτάται από τις υποθέσεις που πραγματοποιούνται αναφορικά με την σταθερά (intercept), τις κλίσεις της ευθείας, αλλά και τον όρο του σφάλματος (error term). Φυσικά υπάρχουν πολλές περιπτώσεις υποθέσεων που μπορεί να συναντήσει κάποιος σε μια εμπειρική ανάλυση (Judge et al., 1985 και Hsiao, 1986):

- Η σταθερά και οι κλίσεις της ευθείας είναι σταθερές στο χρόνο και το χώρο, ενώ ο όρος σφάλματος διαφέρει με την πάροδο του χρόνου και μεταξύ των μονάδων
- Οι συντελεστές παλινδρόμησης είναι αμετάβλητοι, ενώ η σταθερά ποικίλει με τις μονάδες
- Οι συντελεστές παλινδρόμησης είναι αμετάβλητοι, ενώ η σταθερά ποικίλει με τις μονάδες, οντότητες και με την πάροδο του χρόνου
- Όλοι οι συντελεστές ποικίλουν μεταξύ των μονάδων
- Η σταθερά και οι συντελεστές παλινδρόμησης ποικίλουν με την πάροδο του χρόνου και μεταξύ των μονάδων

Το πιο σημαντικό χαρακτηριστικό των μελετών που χρησιμοποιούν πάνελ δεδομένα είναι ότι οι μεταβολές συνήθως συμπεριλαμβάνονται αυτομάτως στο σχεδιασμό τους. Επομένως, οι αλλαγές μιας μεταβλητής σε ένα σύνολο μεταβλητών μετρούνται άμεσα.

Στα δεδομένα panel υπάρχουν δύο μορφές διακύμανσής τους (variation), οι οποίες προσδιορίζουν σε σημαντικό βαθμό τη μέθοδο εκτίμησης του υποδείγματος. Η πρώτη μορφή διακύμανσης των στοιχείων πάνελ αποκαλείται διακύμανση εντός (within variation) και σχετίζεται με τη μεταβολή των δεδομένων πάνελ εντός της μεμονωμένης διαστρωματικής μονάδας. Το άλλο είδος διακύμανσης των δεδομένων πάνελ ονομάζεται διακύμανση μεταξύ (variation within) και αναφέρεται στην περίπτωση κατά την οποία μεταβάλλεται η διακύμανση ανάμεσα στις διαστρωματικές μονάδες. Στην περίπτωση της «διακύμανσης μεταξύ», παρατηρείται ότι εντός των ατομικών διαστρωματικών μονάδων η διακύμανση παρατηρείται σταθερή, ενώ η διακύμανση ανάμεσα στις διαστρωματικές μονάδες μπορεί να μεταβάλλεται.

Όπως προαναφέρθηκε, τα δεδομένα πάνελ εκφράζουν μια διαστρωματική μονάδα σε διαφορετικές χρονικές περιόδους. Τα δεδομένα πάνελ μπορούν να απεικονιστούν σε διανυσματική μορφή. Η διανυσματική απεικόνιση των δεδομένων πάνελ παρέχει τη δυνατότητα στον ερευνητή, να εφαρμόσει διάφορες τεχνικές εκτίμησης των συντελεστών του υποδείγματος, όπως GLS (Generalized Least Squares), SURE (Seemingly Unrelated Regression), TSLS (Two-Stage Least Squares), GMM (Generalized Method of Moments), FIML (Full Information Maximum Likelihood), 3SLS (Three –Stage Least Squares), κ.λπ. Το γραμμικό υπόδειγμα με δεδομένα πάνελ παρίσταται ως κάτωθι:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_j X_{jit} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

όπου, $i = 1, 2, \dots, N$ είναι ο αριθμός των διαστρωματικών μονάδων (cross-section), $t = 1, 2, \dots, T$ είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων των χρονολογικών σειρών (time series), α_{it} είναι η σταθερά που αντιστοιχεί στη διαστρωματική μονάδα i και $j = 1, 2, \dots, k$ είναι ο αριθμός των συντελεστών που αντιστοιχούν στις ανεξάρτητες μεταβλητές X_{it} . Όταν κάθε διαστρωματική μονάδα έχει τον ίδιο αριθμό παρατηρήσεων, τα δεδομένα πάνελ ονομάζονται ισορροπημένα (balanced panel data). Από την άλλη μεριά, αν ο αριθμός των παρατηρήσεων διαφέρει ανάμεσα στις διαστρωματικές μονάδες, τα στοιχεία πάνελ αποκαλούνται μη ισορροπημένα (unbalanced panel data). Στην περίπτωση των ισορροπημένων δεδομένων πάνελ, ο συνολικός αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος πάνελ είναι $N \times T$.

Το υπόδειγμα πάνελ δεδομένων διαφέρει από αυτό των χρονολογικών σειρών, στην διπλή διάσταση των μεταβλητών. Για την εκτίμηση του παραπάνω υποδείγματος είναι απαραίτητο να καθορισθεί η φύση της παρατηρούμενης μεταβλητής α . Στην παραδοσιακή ανάλυση πάνελ δεδομένων γίνεται διάκριση ανάμεσα στην σταθερή επίδραση (Fixed Effect) και στην τυχαία επίδραση (Random Effect). Στην πρώτη περίπτωση, η α θεωρείται ως μια παράμετρος για κάθε μονάδα, ενώ στη δεύτερη θεωρείται ως μια τυχαία μεταβλητή.

Ουσιαστικά, οι κύριες μορφές υποδειγμάτων για δεδομένα πάνελ είναι δύο:

- i. Το υπόδειγμα απαραίτητων ή σταθερών επιδράσεων (Fixed Effects Model -FEM)
- ii. Το υπόδειγμα τυχαίων επιδράσεων (Random Effects Model - REM)

3.3.1 Το υπόδειγμα απαραίτητων ή σταθερών επιδράσεων (Fixed Effects Model - FEM)

Ένας από τους τρόπους για να ληφθεί υπόψη η μοναδικότητα και η ιδιαιτερότητα κάθε διαστρωματικής μονάδας είναι να υποθεθεί ότι η σταθερά ποικίλει για κάθε μονάδα, καθώς οι συντελεστές παλινδρόμησης είναι σταθεροί:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2i} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Το γραμμικό υπόδειγμα με δεδομένα πάνελ μπορεί να εκτιμηθεί με την τεχνική των ψευδομεταβλητών, υποθέτοντας ότι η συνδιακύμανση του στοχαστικού όρου $E(\epsilon_{it}\epsilon_{jt})$ για $i \neq j$ δύναται να μεταβάλλεται μεταξύ των διαστρωματικών μονάδων i . Οι White (1980), Arellano (1987), κ.ά., έχουν διατυπώσει τεχνικές υπολογισμού της μήτρας διακύμανσης-συνδιακύμανσης, με απώτερο στόχο μεγάλα ιδίων δείγματα με εκτιμήσεις των συντελεστών $\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2, \dots, \widehat{\beta}_k$ να είναι αμερόληπτοι, συνεπείς και αποτελεσματικοί.

Το εν λόγω υπόδειγμα καλείται FEM (Fixed Effect Model- Υπόδειγμα Σταθερών Επιδράσεων), για το λόγο ότι η σταθερά α_{it} να μην μπορεί να διαφέρει ανάμεσα στις διαστρωματικές μονάδες, ωστόσο η τιμή της εν λόγω σταθεράς που αναλογεί σε κάθε διαστρωματική μονάδα παραμένει διαχρονικά αμετάβλητη. Άρα στα πλαίσια του Υποδείγματος FEM, οι ατομικοί συντελεστές $\widehat{\alpha}_{1t}, \widehat{\alpha}_{2t}, \widehat{\alpha}_{3t}, \widehat{\alpha}_{it}$ για κάθε διαστρωματική μονάδα διατηρούνται αμετάβλητοι για την εξεταζόμενη χρονική περίοδο.

Το εν λόγω υπόδειγμα εκτός της ονομασίας FEM, αποκαλείται επίσης με την ονομασία LSDV (Least Squares with Dummy Variables model), λόγω του ότι οι συντελεστές $\widehat{\alpha}_{it}$ εκτιμώνται με την τεχνική των ψευδομεταβλητών. Η υιοθέτηση της μεθοδολογικής προσέγγισης των ψευδομεταβλητών, παρέχει τη δυνατότητα οι συντελεστές $\widehat{\alpha}_{it}$ να υπολογιστούν με τέτοιο τρόπο ώστε να διαφέρουν ανάμεσα στις διαστρωματικές μονάδες. Με την υιοθέτηση της μεθόδου των ψευδομεταβλητών, το υπόδειγμα FEM αποτυπώνεται ως εξής:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{2i} + \alpha_3 D_{3i} + \dots + \alpha_j D_{ji} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_i X_{ji} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Οι ψευδομεταβλητές D_{2i}, D_{3i} κλπ. επιδέχονται την ακόλουθη εννοιολογική ερμηνεία: $D_{2i} = 1$ αν οι παρατηρήσεις αφορούν τη διαστρωματική μονάδα 2 και $D_{2i} = 0$ αν οι παρατηρήσεις αφορούν τις υπόλοιπες διαστρωματικές μονάδες κοκ. Για την

αποφυγή του φαινομένου της παγίδας των ψευδομεταβλητών (dummy variable trap), ο συντελεστής α_1 απεικονίζει τη σταθερά της διαστρωματικής μονάδας 1, υποδηλώνοντας έτσι ότι η πρώτη διαστρωματική μονάδα αντιπροσωπεύει το σημείο αναφοράς (benchmark) για τις υπόλοιπες διαστρωματικές μονάδες.

Αν και το υπόδειγμα FEM χρησιμοποιείται σε αρκετές οικονομετρικές εφαρμογές, ωστόσο από μεθοδολογικής άποψης παρουσιάζει ορισμένα μειονεκτήματα, τα οποία ο έμπειρος οικονομικός αναλυτής δύναται να εντοπίσει με την υιοθέτηση αρκετών στατιστικών ελέγχων. Το πρώτο μειονέκτημα του μοντέλου FEM, είναι ότι στο ενδεχόμενο εισαγωγής πολλών ψευδομεταβλητών χάνονται αρκετοί βαθμοί ελευθερίας, με συνέπεια η αξιοπιστία των πραγματοποιούμενων διαγνωστικών ελέγχων να αποδυναμώνεται και έτσι η συνολική οικονομετρική συμπερασματολογία να τίθεται υπό αμφιβολία.

Ένα δεύτερο μειονέκτημα του υποδείγματος FEM σχετίζεται με την αμφισβήτηση της κανονικότητας των καταλοίπων. Η εκτίμηση του ανωτέρω υποδείγματος με τη μέθοδο OLS, προϋποθέτει ότι ο στοχαστικός όρος ϵ_{it} κατανέμεται με μέσο μηδέν και διακύμανση σταθερή, δηλαδή $\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. Αυτό σημαίνει ότι τόσο τα κατάλοιπα των διαστρωματικών μονάδων όσο και τα κατάλοιπα των χρονολογικών σειρών, ικανοποιούν τις υποθέσεις του κλασικού υποδείγματος και γι' αυτό το ανωτέρω υπόδειγμα μπορεί να εκτιμηθεί με την OLS. Ωστόσο, λόγω της ιδιομορφίας των δεδομένων πάνελ ενδέχεται το εν λόγω υπόδειγμα να μην δύναται να εκτιμηθεί με τη μέθοδο OLS. Για παράδειγμα, αν το διαστρωματικό δείγμα υποφέρει από ετεροσχεδαστικότητα και άρα $\text{Var}(\hat{\epsilon}^2) \neq \sigma^2$, η μέθοδος OLS καθίσταται ανεφάρμοστη και το υπόδειγμα FEM θα πρέπει να εκτιμηθεί με εναλλακτικές οικονομετρικές τεχνικές. Ένα από τα σοβαρότερα προβλήματα των υποδειγμάτων FEM, είναι ότι η εισαγωγή πολλών ψευδομεταβλητών στο υπόδειγμα, ενδέχεται να προκαλέσει την εμφάνιση του προβλήματος της πολυσυγγραμμικότητας. Η παρουσία πολυσυγγραμμικότητας καθιστά υπό αμφισβήτηση την αξιοπιστία των εκτιμημένων συντελεστών. Μια άλλη αδυναμία των υποδειγμάτων FEM, σχετίζεται με το γεγονός ότι οι συντελεστές διαφόρων ποιοτικών μεταβλητών, όπως είναι το φύλο (άνδρας ή γυναίκα), το θρήσκευμα (χριστιανός, μουσουλμάνος, κ.ά.), κλπ., οι οποίοι εμφανίζονται αμετάβλητοι ως προς το χρόνο, δεν δύναται να εκτιμηθούν στα πλαίσια ενός υποδείγματος FEM.

3.3.2 Το υπόδειγμα τυχαίων επιδράσεων (Random Effects Model - REM)

Αρκετοί υποστηρίζουν ότι ορισμένες εκ των ατελειών του υποδείγματος FEM μπορούν να εξαλειφθούν με τη χρήση του υποδείγματος των τυχαίων επιδράσεων (Random Effects Model-REM). Το υπόδειγμα REM διέπεται από διαφορετική φιλοσοφία σε σύγκριση με το υπόδειγμα FEM. Στο υπόδειγμα FEM η εκτίμηση των σταθερών α_{it} επιτυγχάνεται μέσω της διαθέσιμης πληροφόρησης των χρησιμοποιούμενων ψευδομεταβλητών. Απεναντίας, στο υπόδειγμα REM οι σταθερές α_{it} θεωρούνται τυχαίες μεταβλητές, με συνέπεια ο στοχαστικός όρος ϵ_{it} να παίζει ρυθμιστικό ρόλο κατά τη διαδικασία εκτίμησης του υποδείγματος². Στο προηγούμενο κεφάλαιο επιδίωξη της οικονομετρικής ανάλυσης ήταν η εκτίμηση του κάτωθι υποδείγματος:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Θεωρώντας ότι σε κάθε μια διαστρωματική μονάδα N η σταθερά α_{it} είναι τυχαία (random), υποθέτουμε ότι

$$\alpha_{it} = \mu + u_{it} \quad (5)$$

όπου $i = 1, 2, \dots, N$. Στη σχέση (5) ο παράγοντας u_i είναι ο στοχαστικός όρος, ενώ η παράμετρος μ είναι άγνωστη και αντιπροσωπεύει τη μέση τιμή των τυχαίων σταθερών α_i . Για το στοχαστικό όρο u_{it} έχουμε:

$$E(u_{it}) = 0 \text{ και}$$

$$Var(u_{it}) = \sigma_u^2$$

Επίσης,

$$E(\mu) = \mu$$

και

$$Var(\mu) = \sigma_\mu^2$$

Εισάγοντας το υπόδειγμα (5) στο υπόδειγμα (4) λαμβάνουμε:

² Από επιστημονικής άποψης υπάρχει διχογνωμία μεταξύ των διαφόρων ερευνητών αναφορικά με τον τρόπο διάκρισης των επιδράσεων (effects) σε σταθερές και τυχαίες. Ο Baltagi (2001) και οι Searle - Cassella - McCullouch (1992) παραθέτουν τις διάφορες αντικρουόμενες απόψεις σχετικά με τη μέθοδο διάκρισης των επιδράσεων σε τυχαίες και σταθερές.

$$Y_{it} = (\mu + u_{it}) + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

ή

$$Y_{it} = \mu + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + v_{it} \quad (7)$$

όπου $v_{it} = \epsilon_{it} + u_{it}$. Το υπόδειγμα REM (7) είναι επίσης γνωστό με την ονομασία υπόδειγμα ECM (Error Components Model). Η ονοματολογία ECM οφείλεται στο γεγονός ότι ο στοχαστικός όρος v_{it} του υποδείγματος (7) αποτελείται από τα συνθετικά μέρη u_{it} και ϵ_{it} . Ο στοχαστικός όρος u_{it} αντικατοπτρίζει τις ατομικές μεταβολές των μεμονωμένων διαστρωματικών μονάδων. Ο παράγοντας u_{it} να μην μπορεί να μεταβάλλεται μεταξύ των ατομικών διαστρωματικών μονάδων, ωστόσο παραμένει διαχρονικά σταθερός εντός των μεμονωμένων διαστρωματικών μονάδων. Αναφορικά με το υπόδειγμα REM (7) έχουμε τις παρακάτω υποθέσεις:

$$a_i \sim N(0, \sigma_a^2)$$

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$$

$$\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$E(u_i u_j) = 0 \quad \text{για } i \neq j$$

$$E(u_{it} \epsilon_{it}) = 0$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$Cov(v_{it} v_{is}) = \sigma_a^2 + \sigma_\epsilon^2 \quad \text{για } t=s$$

$$Cov(v_{it} v_{is}) = \sigma_a^2 \quad \text{για } t \neq s$$

$$Cov(v_{it} v_{is}) = 0 \quad \text{για } i \neq j$$

Αν $\sigma_\epsilon^2 = 0$ και $\sigma_u^2 \neq 0$ το υπόδειγμα REM (7) θα πρέπει να εκτιμηθεί με τη μέθοδο GLS (Generalized Least Squares). Επίσης, αν οι όροι u_i και ϵ_i ακολουθούν ασυμπτωτικά την κανονική κατανομή, το υπόδειγμα (7) μπορεί να εκτιμηθεί με τη μέθοδο ML (Maximum Likelihood).

Η εκτίμηση των συντελεστών β_1 και β_2 προϋποθέτει τον υπολογισμό των διακυμάνσεων σ_ϵ^2 και σ_u^2 , έτσι ώστε να προσδιοριστούν οι εκτιμήσεις των μητρών διακύμανσης- συνδιακύμανσης Ω και Σ . Αν οι τιμές των διακυμάνσεων σ_ϵ^2 και σ_u^2 είναι

γνωστές, οι τιμές των συντελεστών του υποδείγματος (7) μπορούν να εκτιμηθούν με τη μέθοδο GLS. Οι εκτιμημένοι συντελεστές με τη μέθοδο GLS θα είναι BLUE.

Ένα από τα κυριότερα βήματα της οικονομετρικής μεθοδολογίας στα υποδείγματα FEM και REM, είναι ο τρόπος εκτίμησης των μητρών διακύμανσης-συνδιακύμανσης των καταλοίπων. Στο υπόδειγμα REM ο υπολογισμός των επιμέρους διακυμάνσεων σ_ϵ^2 και σ_u^2 δύναται να επιτευχθεί με διάφορες εναλλακτικές τεχνικές, όπως είναι οι τεχνικές Swamy-Arora, Wallace-Hussain, Wansbeek-Kapteyn, Arellano-Bond και Beck-Katz. Τα τελευταία χρόνια και ιδίως μετά το 2000, οι συγκεκριμένες μέθοδοι εκτίμησης των μητρών διακύμανσης-συνδιακύμανσης, υιοθετούνται σε διάφορα οικονομετρικά προγράμματα όπως Eviews, Shazam, Rats, κ.ά. Εφόσον οι μήτρες Ω και Σ υπολογιστούν, το επόμενο στάδιο είναι η εκτίμηση των συντελεστών του υποδείγματος (7), με κάποια μέθοδο, όπως G2SLS (Generalized Two-Stage Least Squares), SURE, κ.λπ.

Το πλεονέκτημα των συγκεκριμένων προσεγγίσεων, είναι ότι καθίσταται εφικτός ο έλεγχος των υπό εκτίμηση υποδειγμάτων για αυτοσυσχέτιση και ετεροσχεδαστικότητα. Για παράδειγμα η μέθοδος SURE, εφαρμόζεται με πολύ καλά αποτελέσματα στην περίπτωση των δεδομένων πάνελ. Σύμφωνα με τη μέθοδο SURE, ναι μεν τα κατάλοιπα εντός των μεμονωμένων διαστρωματικών μονάδων ενδέχεται να πάσχουν από αυτοσυσχέτιση, ωστόσο τα κατάλοιπα των χρονολογικών σειρών, δηλαδή η διαχρονική απεικόνιση των διαστρωματικών δεδομένων, δεν θα πρέπει να αυτοσυσχετίζονται. Στα όρια της γενικότερης οικονομετρικής μεθοδολογίας, ο ερευνητής με την αξιοποίηση ορισμένων τεχνικών μπορεί ελέγξει ορισμένα εκ των ιδιαίτερων χαρακτηριστικών των υποδειγμάτων FEM και REM. Για παράδειγμα, στα υποδείγματα (4) και (7), με τη μέθοδο Chow δύναται να ελεγχθεί αν οι εκτιμημένοι συντελεστές χαρακτηρίζονται από διαχρονική σταθερότητα εντός των μεμονωμένων διαστρωματικών μονάδων. Παράλληλα, με τις προσεγγίσεις White και Breusch-Godfrey διερευνάται αν τα κατάλοιπα των διαστρωματικών μονάδων υποφέρουν από ετεροσχεδαστικότητα και αυτοσυσχέτιση.

3.3.3 Υπόδειγμα σταθερών Επιδράσεων ή Υπόδειγμα Τυχαίων Επιδράσεων;

Από την ανωτέρω ανάλυση διαπιστώνεται ότι μεταξύ των υποδειγμάτων των σταθερών και των τυχαίων επιδράσεων, δηλαδή μεταξύ των υποδειγμάτων FEM και REM, υπάρχουν θεμελιώδεις διαφορές. Στο υπόδειγμα FEM κάθε διαστρωματική

μονάδα έχει τη δική της σταθερά, η οποία εκτιμάται με την τεχνική των ψευδομεταβλητών. Σε αντιδιαστολή, στο υπόδειγμα REM (7), με τις μεθόδους GLS ή ML υπολογίζεται η παράμετρος μ και στη συνέχεια η σταθερά εκάστης διαστρωματικής μονάδας α_i προσδιορίζεται από την τιμή του συνθετικού παράγοντα u_{it} . Η παράμετρος μ υπολογίζεται ως ο μέσος όρος του συνόλου των διαστρωματικών μονάδων, με συνέπεια ο παράγοντας u_{it} να αντικατοπτρίζει την απόκλιση των σταθερών των ατομικών διαστρωματικών μονάδων από το μέσο μ .

Στην ενότητα 3.3.1 σχολιάστηκαν τα πλεονεκτήματα και τα μειονεκτήματα του υποδείγματος FEM. Η δυνατότητα εκτίμησης του υποδείγματος FEM με την προσιτή μέθοδο OLS συνιστά το κυριότερο ίσως πλεονέκτημα του συγκεκριμένου υποδείγματος. Η απώλεια αρκετών βαθμών ελευθερίας ως αποτέλεσμα της εισαγωγής στο σύστημα αρκετών ψευδομεταβλητών, το ενδεχόμενο τα κατάλοιπα να υποφέρουν από ακανόνιστη συμπεριφορά και άρα να μην ακολουθούν ασυμπτωτικά την κανονική κατανομή και η πιθανή παρουσία του φαινομένου της πολυσυγγραμμικότητας μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών, συνιστούν τα σπουδαιότερα μειονεκτήματα του υποδείγματος FEM. Από την άλλη μεριά, το υπόδειγμα REM παρουσιάζει ορισμένες αδυναμίες, οι οποίες εντοπίζονται από τον οικονομικό αναλυτή ιδίως κατά τη φάση εκτίμησης του. Οι ατέλειες των διαφόρων ποσοτικών τεχνικών συνιστούν τον παράγοντα, που δίνει το έναυσμα στον ερευνητή να διεξάγει περαιτέρω επιστημονική έρευνα, με σκοπό τη βελτίωση της συνολικής οικονομετρικής μεθοδολογίας.

Το κυριότερο ίσως μειονέκτημα του υποδείγματος REM σχετίζεται με τη δομή του στοχαστικού όρου v_{it} . Δοθέντος ότι $v_{it} = u_{it} + \epsilon_{it}$ ανακύπτει το πρόβλημα της ενδεχόμενης αυτοσυσχέτισης του όρου v_{it} με τις ερμηνευτικές μεταβλητές του υποδείγματος. Για παράδειγμα αν στο υπόδειγμα (7) ο στοχαστικός όρος v_{it} σχετίζεται με τις ανεξάρτητες μεταβλητές X_1 και X_2 , είναι πιθανόν οι συντελεστές β_1 και β_2 να είναι μεροληπτικοί. Εντούτοις, το υπόδειγμα REM έχει αρκετά αξιοσημείωτα πλεονεκτήματα. Για παράδειγμα, με το υπόδειγμα REM δεν χάνονται πολλοί βαθμοί ελευθερίας, λόγω του ότι το συγκεκριμένο υπόδειγμα δεν βασίζεται στη μεθοδολογία των ψευδομεταβλητών. Ένα άλλο πλεονέκτημα του υποδείγματος REM, σχετίζεται με τη δυνατότητα εκτίμησης συντελεστών που αφορούν ποιοτικές μεταβλητές, όπως θρήσκευμα, φύλο, εκπαίδευση, κ.ά.

Λαμβάνοντας υπόψιν τα πλεονεκτήματα και τα μειονεκτήματα των υποδειγμάτων FEM και REM, προκύπτει το ακόλουθο ερώτημα: Ποιο από τα μοντέλα FEM και REM κρίνεται καταλληλότερο για την εκτίμηση υποδειγμάτων με δεδομένα πάνελ; Αρκετοί ερευνητές χρησιμοποιούν τους ελέγχους Hausman (1978) και Breusch-Pagan (1980), για τον προσδιορισμό αν κάποιο υπόδειγμα θα πρέπει να εκτιμηθεί με τη μέθοδο των σταθερών ή των τυχαίων επιδράσεων.

3.3.3.1 Έλεγχος Hausman

Έστω ότι πρόκειται να εκτιμηθεί το παρακάτω υπόδειγμα:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (8)$$

όπου

$$\epsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

Η σχέση (8) δείχνει ότι ο στοχαστικός όρος ϵ_{it} αποτελείται από τα μέρη α_i και u_{it} . Κατ' αρχάς, γίνεται η υπόθεση ότι $E(X_{it}, u_{it})=0$ υποδηλώνοντας ότι ο όρος u_{it} δεν συσχετίζεται με το διάνυσμα των μεταβλητών X_{it} . Ο όρος α_i αποκαλείται ατομική επίδραση (individual effect) και αντανακλά τη συμπεριφορά κάθε μιας εκ των μεμονωμένων διαστρωματικών μονάδων. Η εισαγωγή του όρου α_i δίνει τη δυνατότητα στα πλαίσια της οικονομετρικής ανάλυσης, να διερευνηθεί αν η συμπεριφορά εκάστης διαστρωματικής μονάδας παραμένει σταθερή ή μεταβάλλεται με το πέρασμα του χρόνου. Το δεύτερο μέρος, δηλαδή ο όρος u_{it} , έχει την ιδιότητα ότι ενδέχεται να μεταβάλλεται από παρατήρηση σε παρατήρηση και ανά διαστρωματική μονάδα.

Το ερώτημα που τίθεται είναι: Με βάση ποια μεθοδολογική προσέγγιση θα διαπιστωθεί αν το υπόδειγμα (8) θα πρέπει να εκτιμηθεί με τη μέθοδο των τυχαίων ή των σταθερών επιδράσεων; Ο Hausman (1978) πρότεινε τον παρακάτω έλεγχο:

$$H_0: \text{ο όρος } \alpha_i \text{ δεν συσχετίζεται με τις } X_{it}$$

έναντι

$$H_1: \text{ο όρος } \alpha_i \text{ συσχετίζεται με τις } X_{it}$$

Αν η διαδικασία του στατιστικού ελέγχου αποφανθεί ότι η υπόθεση μηδέν H_0 δεν απορρίπτεται, τότε επιλέγεται η προσέγγιση των τυχαίων επιδράσεων για την εκτίμηση του υποδείγματος (8). Απεναντίας, αν ο έλεγχος καταλήξει στο συμπέρασμα ότι η υπόθεση H_0 απορρίπτεται και άρα γίνεται αποδεκτή η εναλλακτική υπόθεση H_1 ,

συνάγεται ότι το υπόδειγμα (8) θα πρέπει να εκτιμηθεί με τη μέθοδο των σταθερών επιδράσεων.

3.3.3.2 Έλεγχος Breusch-Pagan

Οι Breusch-Pagan (1980) επινόησαν έναν διαγνωστικό έλεγχο, για τον προσδιορισμό αν το υπόδειγμα (8) θα πρέπει να εκτιμηθεί με την προσέγγιση των σταθερών ή των τυχαίων επιδράσεων. Το υπόδειγμα (8) εκτιμάται με τη μέθοδο OLS και υπολογίζονται τα κατάλοιπα ϵ_{it} . Οι υποθέσεις H_0 και H_1 είναι:

$$H_0: \sigma_{\epsilon}^2 = 0$$

έναντι

$$H_1: \sigma_{\epsilon}^2 \neq 0$$

Ο έλεγχος BP (Breusch-Pagan) βασίζεται στον υπολογισμό του κάτωθι LM-στατιστικού:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (T\bar{\epsilon}_i)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \epsilon_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (9)$$

Το στατιστικό LM (Lagrange Multiplier statistics) ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή χ^2 με έναν βαθμό ελευθερίας. Αν η υπόθεση μηδέν H_0 δεν απορριφθεί συμπεραίνεται ότι το υπόδειγμα (8) θα πρέπει να εκτιμηθεί με την προσέγγιση των τυχαίων επιδράσεων. Αντίθετα, η απόρριψη της υπόθεσης H_0 συνεπάγεται ότι το υπόδειγμα (8) θα πρέπει να εκτιμηθεί με βάση τη μεθοδολογική διαδικασία των σταθερών επιδράσεων.

3.3.4 Δυναμικά Υποδείγματα με Δεδομένα Πάνελ

Στα δυναμικά υποδείγματα με δεδομένα πάνελ (Dynamic Panel Data Model – DPDM) στην ομάδα των ερμηνευτικών μεταβλητών συμπεριλαμβάνονται μεταβλητές με χρονικές υστερήσεις της εξαρτημένης. Στα υποδείγματα DPDM οι μεταβλητές εκφράζονται σε επίπεδα (levels) ή σε πρώτες διαφορές (first differencies). Οι ακόλουθες διατυπώσεις απεικονίζουν δύο διαφορετικές μορφές υποδειγμάτων DPDM:

$$Y_{it} = a_i + \sum_{j=1}^p \gamma_j Y_{it-j} + X_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (10)$$

και

$$\Delta Y_{it} = a_i + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{it-j} + \Delta X_{it} \beta + \Delta \epsilon_{it} \quad (11)$$

Τα υποδείγματα (10) και (11) μπορούν να εκτιμηθούν με διάφορες τεχνικές μεταξύ των οποίων είναι η SURE και η GMM. Οι Maddala (1987), Arellano-Bond (1991), Arellano-Bover (1995), Nerlove (1998), κ.ά., έχουν προτείνει ενδιαφέρουσες τεχνικές εκτίμησης της μήτρας διακύμανσης- συνδιακύμανσης των καταλοίπων, οδηγώντας στην άντληση ικανοποιητικών εκτιμήσεων των συντελεστών των υποδειγμάτων DPDM (10) και (11). Ορισμένοι ερευνητές θεωρούν ότι η μέθοδος GMM είναι αρκετά εύχρηστη για την εκτίμηση υποδειγμάτων με μη γραμμικούς συντελεστές (nonlinear coefficients). Τα μη γραμμικά υποδείγματα προσφέρουν τη δυνατότητα στον οικονομήτη, να διερευνήσει τη διαχρονική μεταβολή των συντελεστών των υποδειγμάτων (10) και (11), εξάγοντας έτσι χρήσιμα συμπεράσματα σχετικά με την αλληλεπίδραση των ερμηνευτικών μεταβλητών και το βαθμό στατιστικής σημαντικότητας των εκτιμημένων συντελεστών.

3.3.5 Γενικευμένη Μέθοδος των Ροπών (GENERAL METHODS OF MOMENTS-GMM)

Η Γενικευμένη Μέθοδος Ροπών χρησιμοποιείται κυρίως όταν συντρέχουν κάποιοι από τους παρακάτω λόγους. Συγκεκριμένα, όταν υπάρχει ενδεχόμενο ενδογένειας των ερμηνευτικών μεταβλητών και πιθανότητα αντίστροφης αιτιότητας ή οι παλινδρομητές ενδέχεται να συσχετίζονται με τον όρο σφάλματος. Επιπλέον, όταν γεωγραφικά και δημογραφικά χαρακτηριστικά των χωρών μπορεί να συσχετίζονται με τις ερμηνευτικές μεταβλητές. Επίσης, όταν λόγω της παρουσίας της ανεξάρτητης μεταβλητής με υστέρηση στις ερμηνευτικές μεταβλητές μπορεί να υπάρξει αυτοσυσχέτιση και τέλος όταν ο αριθμός των ετών στο πάνελ είναι μικρός, ενώ ο αριθμός των διαστρωματικών μονάδων μεγάλος.

Μία από τις πιο συνηθισμένες μεθόδους εκτίμησης παραμέτρων για ένα δυναμικό πάνελ, με μη παρατηρήσιμη ετερογένεια, είναι να μετασχηματιστεί το μοντέλο σε πρώτες διαφορές. Έτσι, δύναται να χρησιμοποιηθούν συνθήκες ροπών για την εκτίμηση των παραμέτρων και των ενδογενών διαφορών με τη Γενικευμένη Μέθοδο Ροπών (Generalized Method of Moments), όπου οι τεχνητές μεταβλητές είναι οι υστερήσεις των μεταβλητών σε επίπεδα (Arellano and Bond, S., 1991). Η Γενικευμένη Μέθοδος Ροπών Συστήματος είναι κατάλληλη για την έρευνα αυτή καθώς το δείγμα μας περιέχει πάνελ δεδομένα για ένα μεγάλο αριθμό Τραπεζών και ένα μικρό

αριθμό χρονικών περιόδων και παράλληλα είναι δυνατό να συντρέχουν και οι υπόλοιποι λόγοι που προαναφέρθηκαν.

Τα βασικά πλεονεκτήματα αυτής της μεθόδου αφορούν στον έλεγχο μη-παρατηρήσιμων μεμονωμένων επιδράσεων καθώς επίσης και στον έλεγχο για ενδογενείς ανεξάρτητες μεταβλητές. Αυτή η ανάλυση θεωρεί την ερμηνευτική μεταβλητή του μεγέθους ως ενδογενή. Επιπλέον, σύμφωνα με τους Blundell και Bond (1998), οι εκτιμητές πρώτων διαφορών της Γενικευμένης Μεθόδου Ροπών που παρέχονται από τους Arellano και Bond (1991) μπορεί ορισμένες φορές να παρουσιάζουν αδύναμες τεχνητές μεταβλητές οδηγώντας σε σημαντικές πεπερασμένες μεροληψίες στο δείγμα. Αυτό το πρόβλημα μπορεί να προκύψει όταν εξισώσεις με αυτοπαλίνδρομες δυναμικές χρησιμοποιούν τους εκτιμητές πρώτων διαφορών της Γενικευμένης Μεθόδου Ροπών με σειρές που χαρακτηρίζονται από εμμονή. Οι Blundell και Bond (1998) αποδεικνύουν ότι με τη συμπερίληψη εξισώσεων σε επίπεδα από τις τεχνητές μεταβλητές της Γενικευμένης Μεθόδου Ροπών Συστήματος λαμβάνονται περισσότερο αποτελεσματικοί εκτιμητές.

3.3.6 Έλεγχος Sargan

Ο έλεγχος Sargan είναι ένας έλεγχος για την εγκυρότητα των τεχνητών μεταβλητών. Πρόκειται για έλεγχο υπέρ-ταυτοποίησης των περιορισμών. Η μηδενική υπόθεση που εξετάζεται με αυτό τον έλεγχο είναι H_0 : οι τεχνητές μεταβλητές δεν συσχετίζονται με τα κατάλοιπα και είναι έγκυρα όργανα ελέγχου. Ο έλεγχος αυτός διεξάγεται σε κάθε παλινδρόμηση με τη Γενικευμένη Μέθοδο Ροπών προκειμένου να εξεταστεί η εγκυρότητα των τεχνητών μεταβλητών.

3.4 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας

Μετά το 1980 οι ερευνητές έχουν καταλήξει στο συμπέρασμα ότι ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (the unit root test), συνιστά την πιο αξιόπιστη μέθοδο για να διαπιστωθεί αν μία μεταβλητή είναι στάσιμη ή μη στάσιμη. Τι σημαίνει όμως ο όρος έλεγχος μοναδιαίας ρίζας; Έστω η κάτωθι AR διαδικασία:

$$X_t = \delta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (12)$$

Στο υπόδειγμα (12) υποτίθεται ότι ο διαταρακτικός όρος ακολουθεί ασυμπτωτικά μια διαδικασία λευκού θορύβου. Γνωρίζουμε ότι αν $\delta=1$, η χρονολογική

σειρά X_t είναι μη στάσιμη. Άρα, η κεντρική ιδέα του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας βασίζεται στον προσδιορισμό αν $\delta=1$. Όταν $\delta=1$ έπεται ότι το AR υπόδειγμα (12) έχει μοναδιαία ρίζα και γι' αυτό προέκυψε ο «έλεγχος μοναδιαίας ρίζας». Εάν $\delta \geq 1$ έπεται η μεταβλητή X_t είναι μη στάσιμη και εάν $\delta < 1$ συνάγεται ότι η X_t είναι στάσιμη. Αφαιρώντας τη μεταβλητή X_{t-1} από αμφότερες τις πλευρές της σχέσης (12) προκύπτει ότι

$$X_t - X_{t-1} = \delta X_{t-1} - X_{t-1} + \epsilon_t$$

ή

$$(1 - L)X_t = \Delta X_t = \beta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (13)$$

Όπου $\beta = (\delta - 1)$. Κατ' αυτόν τον τρόπο, εάν εκτιμήσουμε το υπόδειγμα (13) και διαπιστωθεί μετά το στατιστικό έλεγχο ότι $\beta = 0$, θα εξαχθεί το συμπέρασμα πως η μεταβλητή X_t έχει μοναδιαία ρίζα και άρα είναι μη στάσιμη. Επειδή $\beta = (\delta - 1)$, αν $\beta = 0$ έπεται πως $\delta = 1$ και συνεπώς η X_t έχει μοναδιαία ρίζα. Αν $\beta \neq 0$ από την (13) εξάγεται ότι

$$\Delta X_t = \epsilon_t \quad (14)$$

Δεδομένου ότι ο όρος ϵ_t είναι λευκός θόρυβος, συνάγεται ότι η πρώτη διαφορά της X_t , ΔX_t , είναι μια στάσιμη χρονολογική σειρά. Εάν $\beta < 0$ και άρα $\delta < 1$, συμπεραίνεται από τη σχέση (13) ότι η ΔX_t είναι επίσης στάσιμη.

3.4.1 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας σε δεδομένα πάνελ

Κατά την τελευταία δεκαετία μεγάλο μέρος της έρευνας έχει πραγματοποιηθεί με ελέγχους μοναδιαίας ρίζας και συνολοκλήρωσης σε δεδομένα panel. Η προσπάθεια αυτή γίνεται με την ελπίδα ότι ο συνδυασμός διαστρωματικών και χρονολογικών σειρών θα οδηγήσει σε καλύτερα αποτελέσματα. Τα καλύτερα αποτελέσματα αναφέρονται στην αύξηση της δύναμης των ελέγχων στασιμότητας. Η δύναμη σχετίζεται με την πιθανότητα να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση όταν αυτή είναι λανθασμένη, ειδικότερα στις περιπτώσεις που οι χρονολογικές σειρές έχουν μικρό αριθμό παρατηρήσεων. Στο πλαίσιο αυτό μπορούμε να διακρίνουμε δύο κατηγορίες ελέγχων :

α) ελέγχους των Levin, Lin και Chu (2002), των IM, Pesaran και Shin (2003) και του Fisher των οποίων βασική υπόθεση είναι η ανεξαρτησία των μονάδων των διαστρωματικών στοιχείων

β) και μια δεύτερη γενιά των ελέγχων που απορρίπτει την υπόθεση ανεξαρτησίας των Chang(2002.2004) Bai και Ng(2004), Phillips και Sul(2003), Moon and Perron (2004a), Choi (2002) και Pesaran (2003) μεταξύ άλλων .

3.4.1.1 Έλεγχος LEVIN LIN & CHU (LLC)

Ένας από τους πρώτους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας σε panel είναι αυτός των Levin και Lin(1992) και επεκτάθηκε σε Levin, Lin και Chu (2002). Οι Levin και Lin έκαναν μία εξονυχιστική μελέτη και ανέπτυξαν έναν έλεγχο μοναδιαίας ρίζας σε panel για το εξής υπόδειγμα :

$$\Delta Y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + a_i + \delta_i t + \theta_t + \hat{\epsilon}_{it} \quad (15)$$

όπου $i=1,2,\dots,N$ και $t=1,2,\dots,T$

Στο μοντέλο ενσωματώνεται χρονική τάση καθώς και σταθερός όρος ενώ υπέθεσαν ότι $\hat{\epsilon}_{it} \sim IDD(0, \sigma^2)$. Ο έλεγχος αυτός σχεδιάστηκε για να εξαλείψει το πρόβλημα της ετεροσχεδαστικότητας και της αυτοσυσχέτισης και προτείνει τις παρακάτω υποθέσεις:

H_0 : κάθε χρονολογική σειρά περιέχει μοναδιαία ρίζα

H_1 : κάθε χρονολογική σειρά είναι στάσιμη

όπου η υστέρηση p επιτρέπεται να ποικίλει μεταξύ των συναρτήσεων. Η διαδικασία έχει ως εξής : Πρώτα κάνουμε έλεγχο ADF για κάθε διαστρωματική συνάρτηση :

$$\Delta Y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_t} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + a_i + \hat{\epsilon}_{it} \quad (16)$$

Το δεύτερό τους βήμα είναι να παλινδρομήσουν δύο βοηθητικές συναρτήσεις :

1. την $\Delta y_{i,t}$ στην $\Delta y_{i,t-L}$ και τις υπόλοιπες μεταβλητές της εξίσωσης για να αποκτήσουμε τα κατάλοιπα $\hat{\epsilon}_{it}$ και
2. την $y_{i,t-1}$ στην $\Delta y_{i,t-L}$ και τις υπόλοιπες μεταβλητές της εξίσωσης για να αποκτήσουμε τα κατάλοιπα $\hat{u}_{i,t-1}$.

Το τρίτο βήμα περιλαμβάνει τυποποίηση των καταλοίπων με την εκτέλεση των παρακάτω σχέσεων :

$$\hat{\sigma}_{\epsilon t}^2 = \frac{1}{T-p_{i-1}} \sum_{t=p_{i+2}}^T (\hat{\epsilon}_{it} - \hat{\rho}_i \hat{u}_{i,t-1})^2 \quad (17)$$

$$\bar{\epsilon}_{it} = \hat{\epsilon}_{it} / \hat{\sigma}_{\epsilon t} \quad (18)$$

$$\bar{u}_{i,t-1} = \hat{u}_{it} / \hat{\sigma}_{\epsilon t} \quad (19)$$

όπου το $\hat{\sigma}_{\epsilon t}$ υποδηλώνει τα τυπικά σφάλματα από κάθε ADF. Παρατηρούμε ότι η τυπική απόκλιση για τα t-statistics πρέπει να προσαρμοστεί εφόσον υπάρχει ετεροσχεδαστικότητα στα $\hat{\epsilon}_{it}$.

Τέλος προκύπτει η παραπάνω συνάρτηση με ρ εκτιμητή αντίστοιχο με τον εκτιμητή OLS:

$$\bar{\epsilon}_{it} = \rho \bar{u}_{i,t-1} + \bar{\epsilon}_{it} \quad (20)$$

Παρατηρώντας ότι με τη χρήση του t-statistic του ADF ελέγχου το στατιστικό αποτέλεσμα δεν τείνει στο μηδέν, οι Levin και Lin θα προτείνουν μια προσαρμοσμένη t-statistic την οποία έλαβαν από την προσομοίωση του Monte Carlo και την εισήγαγαν στην έρευνά τους.

Η μηδενική υπόθεση είναι $\rho = 0$. Ο σημαντικότερος περιορισμός του ελέγχου των Levin και Lin είναι ότι το ρ είναι το ίδιο για όλες τις παρατηρήσεις. Έτσι με την βοήθεια των προαναφερθέντων προσδιόρισαν τις παρακάτω δύο υποθέσεις:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho = 0$$

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho < 0$$

Η μηδενική υπόθεση έχει νόημα κάτω από συγκεκριμένες προϋποθέσεις, αλλά η εναλλακτική είναι πολύ ισχυρή για να πραγματοποιηθεί σε ενδιαφέρουσες εμπειρικές περιπτώσεις. Βασική προϋπόθεση για τον Levin-Lin-Chu (LLC) έλεγχο είναι η σχέση $\sqrt{N_T}/T \rightarrow 0$, ενώ επαρκής συνθήκες είναι και οι $N_T/T \rightarrow 0$ και οι $N_T/T \rightarrow \kappa$. (NT σημαίνει ότι η διαστρωματική διάσταση N είναι μονοτονική συνάρτηση σε σχέση με την διάσταση T του χρόνου). Ο συγκεκριμένος έλεγχος είναι πιο αξιόπιστος όταν το N παίρνει τιμές μεταξύ 10 και 250 και το T μεταξύ 5 και 250. Εάν το T είναι πολύ μικρό ο έλεγχος αποδυναμώνεται. Κύριο μειονέκτημα του ελέγχου είναι ότι βασίζεται στην υπόθεση διαστρωματικής εξάρτησης. Επίσης, η μηδενική υπόθεση ότι κάθε χρονολογική σειρά περιέχει μοναδιαία ρίζα είναι πολύ περιοριστική.

3.4.1.2 Έλεγχος IM, PESARAN & SHIN (IPS)

Ένας επιπλέον έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας είναι αυτός των Im, Pesaran & Shin (IPS). Ο εν λόγω έλεγχος είναι λιγότερο περιοριστικός από αυτόν των Levin, Lin & Chu καθώς αφήνει περιθώριο για ετερογενείς συντελεστές. Οι προσομοιώσεις Monte Carlo δείχνουν ότι η απόδοση του ελέγχου Im, Pesaran & Shin σε μικρό δείγμα είναι καλύτερη από ότι στον έλεγχο Levin, Lin & Chu.

Ο έλεγχος Im, Pesaran & Shin έχει τις ακόλουθες δύο υποθέσεις:

H_0 : κάθε χρονολογική σειρά περιέχει μία μοναδιαία ρίζα ($\alpha=0$)

H_1 : κάθε χρονολογική σειρά είναι στάσιμη ($\alpha<0$)

3.5 Έλεγχος Αιτιότητας κατά Granger - Granger Causality Test

Η ανακάλυψη και η διατύπωση αιτιωδών σχέσεων αποτελεί την πεμπτουσία της οικονομικής θεωρίας. Μία στατιστική σχέση όσο δυνατή και αν είναι, δεν μπορεί να προσδιορίσει την αιτιώδη συνάφεια ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές. Έτσι, αν και η ανάλυση παλινδρομήσεως είναι ανάλυση της εξαρτήσεως ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές, εντούτοις, δεν συνεπάγεται αιτιότητα. Σ' ένα οικονομετρικό υπόδειγμα η αιτιότητα, δηλαδή η σχέση αιτίας – αιτιατού είναι δεδομένη a priori. Ο σκοπός της ανάλυσης αιτιότητας γνωστής ως Αιτιότητα κατά Granger (Granger Causality) είναι η διαπίστωση της προηγέσεως (precedence). Στην πραγματικότητα, παρατηρούμε τις μεταβλητές X και Y, για παράδειγμα ΑΕΠ και προσφορά χρήματος αντίστοιχα, ως χρονολογικές σειρές και θέλουμε να γνωρίζουμε αν μεταβολές στο Y προηγούνται ή έπονται ή είναι σύγχρονες των μεταβολών της X. Με άλλα λόγια, η προσέγγιση του Granger (1969) στην ερώτηση αν το x προκαλεί το y αναφέρεται στο πόσο το τρέχον y μπορεί να εξηγηθεί από τις προηγούμενες τιμές του και στο εάν η πρόσθεση τιμών του x με υστέρηση μπορεί να βελτιώσει την ερμηνεία του y. Granger αιτιότητα από το x προς το y έχουμε αν το x βοηθάει στην πρόβλεψη του y ή ισοδύναμα αν οι συντελεστές των με υστέρηση τιμών του x είναι στατιστικά σημαντικοί. Επομένως, ο όρος αιτιότητα κατά Granger δεν σημαίνει αυτό που συνήθως εννοούμε με τον όρο αιτιότητα.

Για την διαπίστωση αιτιότητας κατά Granger εφαρμόζεται ο έλεγχος Granger ή ο έλεγχος Sims. Οι συγκεκριμένοι έλεγχοι ελέγχουν αν μία ενδογενής μεταβλητή

μπορεί να μεταχειριστεί ως εξωγενής. Παρακάτω αναλύεται διεξοδικά ο έλεγχος Granger.

Έλεγχος Granger

Έστω δύο χρονολογικές σειρές Y_t και X_t και τα ακόλουθα δύο υποδείγματα :

$$Y_t = \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t \quad (21)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (22)$$

$i=1,2,\dots,m$

όπου m το μήκος των υστερήσεων. Στο υπόδειγμα (21) υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της Y είναι συνάρτηση των προηγούμενων τιμών της καθώς και των προηγούμενων τιμών της X , ενώ στο υπόδειγμα (22) υποθέτουμε παρόμοια συμπεριφορά της X . Υποθέτουμε, δηλαδή, ότι οι τρέχουσες τιμές της X σχετίζονται με τις προηγούμενες τιμές της καθώς και με τις προηγούμενες τιμές της Y . Υποθέτουμε, επίσης, ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και ϵ_t δεν συσχετίζονται. Με βάση τα παραπάνω υποδείγματα, διακρίνουμε τις εξής περιπτώσεις:

- Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στο υπόδειγμα (21) είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στο υπόδειγμα (22) δεν είναι στατιστικά διαφορετικοί από το μηδέν. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την X προς την Y .
- Οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στο υπόδειγμα (21) δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στο υπόδειγμα (22) είναι στατιστικά σημαντικοί. Στην περίπτωση αυτή υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από την Y προς την X .
- Τόσο οι συντελεστές της Y όσο και οι συντελεστές της X είναι στατιστικά σημαντικοί, δηλαδή διαφορετικοί του μηδενός, και στις δύο παλινδρομήσεις. Σ' αυτή την περίπτωση υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις.
- Ούτε οι συντελεστές της Y ούτε οι συντελεστές της X είναι σημαντικοί και στις δύο παλινδρομήσεις. Η περίπτωση αυτή υποδηλώνει ανεξαρτησία.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

4.1 Εμπειρικοί έλεγχοι και αποτελέσματα

4.1.1 Δεδομένα

Η διερεύνηση της σχέσης των επιτοκίων της αγοράς και της κερδοφορίας των τραπεζών βασίστηκε σε ετήσια δεδομένα που αντλήθηκαν από τη βάση δεδομένων BankScope. Όπως προαναφέρθηκε, στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιηθούν δεδομένα πάνελ, για τις Τράπεζες που δραστηριοποιούνται στις ΗΠΑ και το Ηνωμένο Βασίλειο, τα οποία θα αναλυθούν με τη βοήθεια του στατιστικού εργαλείου E-Views. Η περίοδος μελέτης ορίστηκε ως η περίοδος 2013 έως 2017. Οι χρονολογικές σειρές που επιλέχθηκαν είναι ο δείκτης Απόδοσης Ενεργητικού (Return on Assets, ROA) και η κλίση της καμπύλης των αποδόσεων (Slope of the Yield Curve). Το υπόδειγμα εμπλουτίστηκε με το Δείκτη Κόστους προς Έσοδα (Cost to income ratio), το Μέγεθος Τράπεζας (Total Assets), τη Ρευστότητα (Liquidity) καθώς και Μακροοικονομικούς Δείκτες όπως το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (GDP) και η μεταβολή του πληθωρισμού (Inf), ώστε να διαπιστωθούν οι πιθανές σχέσεις των μεταβλητών αυτών με την κερδοφορία των τραπεζών όπως απεικονίζεται μέσω του δείκτη Απόδοσης Ενεργητικού (ROA). Όλη η ανάλυση των δεδομένων πραγματοποιήθηκε με τη χρήση του οικονομετρικού προγράμματος E-Views και όλοι οι έλεγχοι υποθέσεων πραγματοποιούνται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

4.1.2 Μεθοδολογία

Η εμπειρική ανάλυση ξεκινά με σκοπό τη διερεύνηση ύπαρξης σχέσης ανάμεσα στα επεμβατικά επιτόκια και στην κερδοφορία των τραπεζών. Η υπό μελέτη σχέση είναι:

$$ROA_{it} = b_0 + b_1 YC_{it} + \epsilon_{it} \quad (23)$$

όπου η εξαρτημένη μεταβλητή ROA_{it} εκφράζει την κερδοφορία μιας τράπεζας και υπολογίζεται ως ο λόγος των καθαρών κερδών της τράπεζας προς το σύνολο του ενεργητικού της και η ανεξάρτητη μεταβλητή YC_{it} εκφράζει την κλίση της καμπύλης των αποδόσεων και υπολογίζεται ως η διαφορά μεταξύ του επιτοκίου του 10-ετούς ομολόγου της κάθε χώρας μείον το αντίστοιχο 3-μηνο επιτόκιο. Ως ϵ_{it} συμβολίζεται ο διαταρακτικός όρος, ο οποίος θα πρέπει να ικανοποιεί τις υποθέσεις της

κανονικότητας, της ομοσχεδαστικότητας (σταθερή διακύμανση), της μη συσχέτισης των διαταρακτικών όρων μεταξύ τους και της μη συσχέτισης των διαταρακτικών όρων με τις ανεξάρτητες μεταβλητές. Το i συμβολίζει την i -οστή διαστρωματική μονάδα (cross-section) και το t την t -οστή χρονική περίοδο (timeseries). Το b_0 συμβολίζει τη σταθερά που μεταβάλλεται μεταξύ των μονάδων. Στη συνέχεια, συμπεριλήφθηκαν στο υπόδειγμα αυτό η μεταβλητή CI_{it} που εκφράζει το δείκτη Κόστους Προς Ίδια Κεφάλαια, η μεταβλητή GDP_{it} που εκφράζει τη μεταβολή του ΑΕΠ, η μεταβλητή Inf_{it} που εκφράζει τη μεταβολή του πληθωρισμού και η μεταβλητή SZ_{it} που εκφράζει το μέγεθος της τράπεζας και υπολογίζεται ως το σύνολο του ενεργητικού της και η μεταβλητή Liq_{it} που εκφράζει τη ρευστότητα της τράπεζας και υπολογίζεται ως ο λόγος των εύκολα ρευστοποιήσιμων στοιχείων του ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού μιας τράπεζας. Οι εν λόγω μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν με σκοπό να διαπιστωθεί αν υπάρχουν στο συγκεκριμένο μοντέλο επιπλέον σχέσεις. Το τελικό υπόδειγμα:

$$ROA_{it} = b_0 + b_1YC_{it} + b_2CI_{it} + b_3DInf_{it} + b_4GDP_{it} + b_5Liq_{it} + b_6SZ_{it} + \epsilon_{it} \quad (24)$$

Αρχικά πραγματοποιούνται έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας στο σύνολο των επιλεγμένων μεταβλητών, ώστε να διαπιστωθεί η τάξη ολοκλήρωσης των χρονολογικών σειρών που χρησιμοποιούνται στην ανάλυση. Πρέπει δηλαδή να διαπιστώσουμε αν μια σειρά είναι στάσιμη ή όχι. Στάσιμη χαρακτηρίζεται μια χρονολογική σειρά όταν έχει σταθερό μέσο και διακύμανση και η συνδιακύμανση της σειράς ανάμεσα σε δύο χρονικές περιόδους επηρεάζεται μόνο από την απόσταση των εν λόγω χρονικών περιόδων.

Στην παρούσα μελέτη όλες οι μεταβλητές είναι χρονολογικές σειρές, καθώς περιλαμβάνουν μεγέθη τα οποία εξελίσσονται με το χρόνο. Είναι επομένως σημαντικό να διερευνηθεί η στασιμότητα των εν λόγω χρονολογικών σειρών, ώστε να διαπιστωθεί ποια μεθοδολογία είναι η καταλληλότερη για την ανάλυση των δεδομένων. Όταν οι χρονολογικές σειρές είναι μη στάσιμες και εξαρτώνται από το χρόνο, τότε αν αναλυθούν με τη μεθοδολογία των ελαχίστων τετραγώνων παρουσιάζεται το πρόβλημα της νόθου παλινδρόμησης και οι εκτιμητές των ελαχίστων τετραγώνων καθίστανται ασυνεπείς και όλοι οι έλεγχοι αναξιόπιστοι. Η εκτίμηση μιας παλινδρόμησης με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι αξιόπιστη μόνο όταν οι μεταβλητές είναι στάσιμες και ισχύουν οι υποθέσεις της κλασικής παλινδρόμησης. Συνήθως, ωστόσο, οι οικονομικές μεταβλητές δεν είναι στάσιμες γι' αυτό τις

μετατρέπουμε σε στάσιμες παίρνοντας τις πρώτες ή ακόμα και τις δεύτερες διαφορές (Χρήστου, 2007).

Συνεπώς, αν από τον έλεγχο στασιμότητας καταλήξουμε ότι οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες τότε η ανάλυση θα πρέπει να πραγματοποιηθεί με τη Μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων. Εν αντιθέσει, αν διαπιστωθεί ύπαρξη μη στασιμότητας η ανάλυση θα πρέπει να πραγματοποιηθεί με τη μέθοδο της συνολοκλήρωσης, με την οποία θα διερευνηθεί η ύπαρξη ενός στάσιμου γραμμικού συνδυασμού ανάμεσα στις εμπλεκόμενες μεταβλητές. Σύμφωνα με τον Johansen (1995,1998), όταν δύο μεταβλητές είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους. Επειδή οι μεταβλητές μπορεί να είναι σε ανισορροπία βραχυπρόθεσμα, η ανισορροπία αυτή μπορεί να διορθωθεί με ένα μοντέλο διόρθωσης σφαλμάτων (ECM).

4.2 Στατιστικά Στοιχεία

Κατά την εκτίμηση των περιληπτικών στατιστικών στοιχείων των μεταβλητών του υποδείγματος, τα αποτελέσματα που έχουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον είναι κυρίως η ασυμμετρία και η κύρτωση. Η ασυμμετρία και η κύρτωση αποδεικνύουν την έλλειψη συμμετρίας στην κατανομή. Γενικά, εάν η ασυμμετρία και η κύρτωση είναι 0 και 3 αντίστοιχα, η παρατηρούμενη κατανομή λέγεται ότι είναι κανονικά κατανεμημένη. Επιπλέον, αν ο συντελεστής ασυμμετρίας μεγαλύτερος από τη μονάδα αυτό λέγεται αρκετά ακραίο και η χαμηλή (υψηλή) κύρτωση δείχνει ακραία πλατοκύρτωση (ακραία λεπτοκύρτωση). Τέλος, ο συντελεστής του Jarque – Bera είναι σημαντικός καθώς αποδεικνύει ότι η κατανομή συχνότητας δεν είναι κανονική.

4.2.1 Εξαρτημένη μεταβλητή ROA

Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τη μεταβλητή ROA, παρουσιάζονται στον Πίνακα 1. Από τα στοιχεία του πίνακα 1 παρατηρούμε ότι η κατανομή συχνότητας της μεταβλητής ROA δεν είναι κανονική. Ο συντελεστής Jarque–Bera επίσης επιβεβαιώνει ότι η κατανομή συχνότητας δεν είναι κανονική.

4.2.2 Ανεξάρτητες μεταβλητές

Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις ανεξάρτητες μεταβλητές, παρουσιάζονται στον Πίνακα 2. Από τα στοιχεία του πίνακα 2 παρατηρούμε επίσης ότι

οι κατανομές συχνότητας των ανεξάρτητων μεταβλητών δεν είναι κανονικές και ο συντελεστής Jarque–Bera επιβεβαιώνει την ανωτέρω διαπίστωση.

4.3 Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας υπάρχει μια σειρά από test όπως αναφέραμε και ανωτέρω. Τα εν λόγω test διαφέρουν αναλόγως αν τα δεδομένα είναι σε μορφή χρονοσειρών ή πάνελ. Στον πίνακα 3 παρουσιάζονται τα unit root tests που ισχύουν για τα δεδομένα panel με τις υποθέσεις του, ένα εκ των οποίων διαφέρει ως προς αυτές ενώ τα υπόλοιπα έχουν τις ίδιες υποθέσεις.

Στην παρούσα εργασία για τον έλεγχο στασιμότητας χρησιμοποιήθηκαν τα εξής tests:

- Levin, Lin and Chu test
- Im, Pesaran & Shin test
- ADF - Fisher test
- PP - Fisher test

4.3.1 Αποτελέσματα ελέγχων στασιμότητας

Κατωτέρω παρατίθενται τα αποτελέσματα των unit root test για κάθε μια μεταβλητή ξεχωριστά:

➤ Μεταβλητή ROA

Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τη μεταβλητή ROA παρουσιάζονται στον Πίνακα 4. Από τα αποτελέσματα του πίνακα 4 διαπιστώνουμε η χρονοσειρά ROA είναι στάσιμη στα επίπεδά της και δεν έχει μοναδιαία ρίζα και με τα τέσσερα test, εφόσον απορρίπτεται η H_0 σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, δηλαδή είναι $I(0)$.

➤ Μεταβλητή YC

Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τη μεταβλητή YC παρουσιάζονται στον Πίνακα 5. Από τη χρήση και των τεσσάρων test, όπως απεικονίζεται στον πίνακα 5, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, σύμφωνα με την οποία η μεταβλητή δεν είναι στάσιμη. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται καθώς η p-value είναι μικρότερη του 1% σε όλα τα test που πραγματοποιήθηκαν, συνεπώς είναι $I(0)$.

➤ **Μεταβλητή CI**

Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τη μεταβλητή CI παρουσιάζονται στον Πίνακα 6. Από τον πίνακα 6 φαίνεται ότι ο δείκτης Cost to Income Ratio είναι στάσιμος σε επίπεδα αφού γίνεται απόρριψη της H_0 για unit root σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, δηλαδή είναι $I(0)$.

➤ **Μεταβλητή GDP**

Στον πίνακα 7 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από τα τέσσερα unit root tests. Όπως φαίνεται ο ρυθμός ανάπτυξης του πληθωρισμού είναι στάσιμος στα επίπεδα. Η πλειονότητα των αποτελεσμάτων συμπίπτει επομένως έχουμε απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης, για μη ύπαρξη στασιμότητας άρα $I(0)$.

➤ **Μεταβλητή INF**

Τα αποτελέσματα των ελέγχων για τη μεταβλητή INF παρουσιάζονται στον Πίνακα 8. Από τον πίνακα 8 φαίνεται ότι για τη μεταβλητή INF στο Levin, Lin & Chu Test (Individual Intercept & Trend), στο Im, Pesaran & Shin (Individual Intercept & Trend) αλλά και στο ADF Chi - Square Test και στο PP Chi - Square Test το εκτιμημένο p-value είναι μεγαλύτερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 10%. Άρα, γίνεται αποδεκτή η μηδενική υπόθεση και συνεπώς η μεταβλητή μας δεν είναι στάσιμη. Επομένως θα ληφθούν υπόψιν οι πρώτες λογαριθμικές διαφορές της (DINF).

➤ **Μεταβλητή LQ**

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα του πίνακα 9, φαίνεται ότι ο δείκτης Ρευστότητας είναι στάσιμος σε επίπεδα, όπου απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, H_0 : όχι στασιμότητα, σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, δηλαδή είναι $I(0)$.

➤ **Μεταβλητή SZ**

Τα αποτελέσματα των tests του πίνακα 10 δεν συμφωνούν. Εμείς εμπιστευόμαστε το αποτέλεσμα του ελέγχου Im, Pesaran & Shin (Individual Intercept & Trend) σύμφωνα με το οποίο απορρίπτουμε την H_0 , και η μεταβλητή μας είναι στάσιμη σε επίπεδο σημαντικότητας 1%, δηλαδή είναι $I(0)$.

4.4 Σχέση αιτιότητας μεταξύ εξαρτημένης και ανεξάρτητων μεταβλητών - GRANGER CAUSALITY TEST

Τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιώδους σχέσης ανάμεσα στις μεταβλητές της εξίσωσης παλινδρόμησης παρουσιάζονται στον πίνακα 12. Ο έλεγχος πραγματοποιήθηκε εξετάζοντας κάθε φορά την εξαρτημένη μεταβλητή με μια ανεξάρτητη. Προκειμένου να βρούμε τον κατάλληλο αριθμό υστερήσεων (lags) του υποδείγματος διενεργήσαμε έλεγχο με βάση το κριτήριο του Akaike (1974), του Swartz (1978) και των Hannan and Quinn (1979). Όπως φαίνεται στον πίνακα 11 τα ανωτέρω κριτήρια συμφωνούν και υποδεικνύουν ότι 1 χρονική υστέρηση είναι κατάλληλη για το εν λόγω υπόδειγμα. Έχοντας ορίσει επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%, παρατηρούμε τα εξής:

- η μεταβλητή YC έχει αιτιώδη σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.0012 ή 0.12%) είναι μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη αιτιότητας. Δηλαδή, η καμπύλη αποδόσεων «προκαλεί» την μεταβολή της τιμής του δείκτη απόδοσης περιουσιακών στοιχείων. Επίσης, η ανεξάρτητη μεταβλητή έχει αιτιώδη σχέση με τη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (2.E-06) είναι μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 10%. Συνεπώς, υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές YC και ROA.
- η μεταβλητή CI έχει αιτιώδη σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.0001 ή 0.01%) είναι μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη αιτιότητας. Δηλαδή, η καμπύλη αποδόσεων «προκαλεί» την μεταβολή της τιμής του δείκτη απόδοσης περιουσιακών στοιχείων. Επίσης, η ανεξάρτητη μεταβλητή έχει αιτιώδη σχέση με τη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.0016 ή 0.016%) είναι μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 10%. Συνεπώς, υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές CI και ROA.
- η μεταβλητή GDP δεν έχει αιτιώδη σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.6324 ή 63.24%) είναι μεγαλύτερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη αιτιότητας. Επίσης, η ανεξάρτητη μεταβλητή GDP δεν έχει αιτιώδη σχέση με τη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.4634 ή 46.34%) είναι μεγαλύτερο του επιπέδου

- στατιστικής σημαντικότητας 5%. Συνεπώς, δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές GDP και ROA.
- η μεταβλητή DINF δεν έχει αιτιώδη σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.4492 ή 44.92%) είναι μεγαλύτερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη αιτιότητας. Επίσης, η ανεξάρτητη DINF μεταβλητή δεν έχει αιτιώδη σχέση με τη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.9135 ή 91.35%) είναι μεγαλύτερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Συνεπώς, δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές DINF και ROA.
 - η μεταβλητή LIQ έχει αιτιώδη σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.0392 ή 3,92%) είναι μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 10%. Απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη αιτιότητας. Δηλαδή, ο δείκτης ρευστότητας των Τραπεζών «προκαλεί» την μεταβολή της τιμής του δείκτη απόδοσης περιουσιακών στοιχείων. Επίσης, η ανεξάρτητη μεταβλητή έχει αιτιώδη σχέση με τη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (1.E-15) είναι μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Συνεπώς, υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές LIQ και ROA.
 - η μεταβλητή SZ έχει αιτιώδη σχέση με την εξαρτημένη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.0271 ή 2,71%) είναι μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της μη αιτιότητας. Δηλαδή, το μέγεθος των Τραπεζών αιτιάζει την μεταβολή της τιμής του δείκτη απόδοσης περιουσιακών στοιχείων. Αντιθέτως, η εξαρτημένη μεταβλητή δεν έχει αιτιώδη σχέση με τη μεταβλητή ROA, αφού το p-value (0.1837 ή 18.37%) είναι μεγαλύτερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Συνεπώς, δεν υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές ROA και SZ.

4.5 Επιλογή του καταλληλότερου υποδείγματος

Το ερώτημα που τίθεται είναι, με ποιο κριτήριο ή διαφορετικά με ποιο στατιστικό έλεγχο θα επιλεγεί το καλύτερο υπόδειγμα εκτίμησης των δεδομένων πάνελ. Προκειμένου να αποφασιστεί ποιο μοντέλο θα χρησιμοποιηθεί, όπως αναφέρθηκε και ανωτέρω, αυτό μπορεί να επιτευχθεί μέσω του ελέγχου Hausman. Όπως φαίνεται στον πίνακα 13 το κατάλληλο υπόδειγμα είναι αυτό των σταθερών επιδράσεων (Fixed Effects Model). Από το Hausman test δεν γίνεται αποδεκτή η μηδενική υπόθεση του

τεστ, αφού το 0,0138 είναι μικρότερο του 5%. Αποδεκτή γίνεται η εναλλακτική υπόθεση H_1 .

4.6 Εκτίμηση εξίσωσης παλινδρόμησης με τη Γενικευμένη Μέθοδο των Ροπών (GMM) και Αποτελέσματα

Το οικονομετρικό μοντέλο που επιλέχθηκε για την ανάλυση των δεδομένων είναι η Γενικευμένη Μέθοδος των Ροπών (GMM). Σε αυτό το μέρος της εργασίας παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της εκτίμησης της Γενικευμένης Μεθόδου Ροπών Συστήματος. Προκειμένου να είναι αξιόπιστες οι εκτιμήσεις της παραπάνω μεθόδου απαραίτητη προϋπόθεση αποτελεί να πραγματοποιηθεί ο στατιστικός έλεγχος του Sargan για υπερταυτοποίηση των περιορισμών. Στο υπόδειγμα παλινδρόμησης που ακολουθεί ο έλεγχος Sargan επιβεβαιώνει τη μηδενική υπόθεση δηλαδή ότι οι συνθήκες ροπών είναι έγκυρες. Όπως προαναφέρθηκε στόχος της παρούσας ανάλυσης είναι ο προσδιορισμός της σχέσης και της επιρροής των παρεμβατικών επιτοκίων που θέτουν οι κεντρικές τράπεζες, το οποίο αντανακλάται στην κλίση της καμπύλης των αποδόσεων, στην κερδοφορία των λοιπών τραπεζών, για την οποία χρησιμοποιήσαμε ως μέτρο το δείκτη απόδοσης ενεργητικού (ROA).

Με σκοπό την εξέταση ορθότητας των αποτελεσμάτων, αναπτύχθηκε την προαναφερθείσα εξίσωση (24) αρχικά με όλες τις μεταβλητές και κάνοντας έλεγχο της στατιστικής σημαντικότητας με κριτήριο το αντίστοιχο p-value, αφαιρώντας κάθε φορά τη μεταβλητή με το μεγαλύτερο p-value, δηλαδή τη μεταβλητή που ήταν λιγότερο στατιστικά σημαντική ώστε να ικανοποιηθεί το test του Sargan. Ο άριστος αριθμός υστερήσεων επιλέχθηκε με τη βοήθεια του Akaike κριτηρίου.

Στο σημείο αυτό, επιβάλλεται να αναφέρουμε ότι η αρχική μας εξίσωση παλινδρόμησης διαφοροποιήθηκε, διότι δεν καταφέραμε να εξάγουμε αποδεκτά αποτελέσματα λαμβάνοντας υπόψη μας το σύνολο των μεταβλητών. Η τελική μας εξίσωση είναι η παρακάτω:

$$ROA_{it} = b_0 + b_1ROA_{i,t-1} + b_2YC_{it} + b_3CI_{it} + b_4DInf_{it} + b_5GDP_{it} + \epsilon_{it} \quad (25)$$

όπου :

- ROA_{it} = η τιμή της εξαρτημένης για τη διαστρωματική μονάδα i , τη χρονική στιγμή t
- b_0 = σταθερά (constant)

- b_1, b_2, b_3, b_4 και b_5 = οι συντελεστές προσδιορισμού (coefficient) των ανεξάρτητων μεταβλητών
- $ROA_{i,t-1}, YC_{it}, CI_{it}, DInf_{it}, GDP_{it}$ = είναι οι τιμές των ανεξάρτητων μεταβλητών για τη διαστρωματική μονάδα i , την αντίστοιχη χρονική στιγμή (t ή $t-1$)
- ϵ_{it} = το κατάλοιπο

Έχοντας ολοκληρώσει την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης, οδηγηθήκαμε στα παρακάτω συμπεράσματα με βάση τον πίνακα 14:

Αρχικά, ο συντελεστής της μεταβλητής ROA με μια χρονική υστέρηση είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι αν αυξηθεί ο ROA κατά μια μονάδα μια χρονική περίοδο, τότε κατά την επόμενη χρονική περίοδο ο ROA θα μειωθεί κατά 6%. Το t-statistic του ROA με μια χρονική υστέρηση είναι -2.754219 με p-value (0.0059) μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Αυτό το αποτέλεσμα δείχνει ότι υπάρχει αρνητική και στατιστικά σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στην απόδοση του ενεργητικού (ROA) της προηγούμενης περιόδου και στην απόδοση του ενεργητικού (ROA).

Στη συνέχεια, ο συντελεστής της μεταβλητής YC είναι επίσης αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι αν αυξηθεί η κλίση της καμπύλης των αποδόσεων κατά μια μονάδα, τότε ο ROA θα μειωθεί κατά 32%. Το t-statistic της μεταβλητής YC είναι -3.366677 με p-value (0.0008) μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Αυτό το αποτέλεσμα δείχνει ότι υπάρχει αρνητική και στατιστικά σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στην κλίση της καμπύλης των αποδόσεων που προκαλείται από τη νομισματική πολιτική και στην απόδοση του ενεργητικού (ROA).

Ακόμη, ο συντελεστής της μεταβλητής CI είναι επίσης αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι αν αυξηθούν οι δαπάνες σε σχέση με τα έσοδα κατά μια μονάδα, τότε ο ROA θα μειωθεί κατά 1%. Το t-statistic της μεταβλητής CI είναι -9.103361 με p-value (0.0000) μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Αυτό το αποτέλεσμα δείχνει ότι υπάρχει αρνητική και στατιστικά σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στο δείκτη κόστους προς έσοδα (CI) και στην απόδοση του ενεργητικού (ROA). Το εν λόγω αποτέλεσμα είναι λογικό, καθώς αποδεικνύει ότι όσο αυξάνεται ο δείκτης Cost/Income τόσο μειώνεται η αποδοτικότητα και κατά συνέπεια η κερδοφορία της Τράπεζας.

Επίσης, ο συντελεστής της μεταβλητής GDP είναι και αυτός αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Αυτό σημαίνει ότι αν αυξηθεί ο ρυθμός αύξησης του ΑΕΠ κατά μια μονάδα, τότε ο ROA θα μειωθεί κατά 96%. Το t-statistic της μεταβλητής GDP είναι -2.699947 με p-value (0.0070) μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Αυτό το αποτέλεσμα δείχνει ότι υπάρχει αρνητική και στατιστικά σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στο ρυθμό αύξησης του ΑΕΠ και στην απόδοση του ενεργητικού (ROA). Ωστόσο, το εν λόγω αποτέλεσμα μπορεί να ερμηνευθεί από το ασταθές οικονομικά και έντονα υφεσιακό περιβάλλον που δημιουργήθηκε λόγω της χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Τέλος, ο συντελεστής της μεταβλητής DINF, δηλαδή της διαφοράς του πληθωρισμού, είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Δηλαδή, αν αυξηθεί η διαφορά του πληθωρισμού κατά μια μονάδα, τότε ο ROA θα μειωθεί κατά 78%. Το t-statistic της μεταβλητής DINF είναι - 3.153460 με p-value (0.0016) μικρότερο του επιπέδου στατιστικής σημαντικότητας 5%. Το εν λόγω αποτέλεσμα είναι λογικό, καθώς η μεταβλητότητά του επιφέρει σημαντικές δυσκολίες στην εκτίμηση των δανειακών αποφάσεων.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 5

5.1 Συμπεράσματα

Η παρούσα διατριβή εξετάζει τη σχέση ανάμεσα στη νομισματική πολιτική, που εκφράζεται μέσω της καμπύλης αποδόσεων, και στην απόδοση των τραπεζών δύο μεγάλων οικονομιών. Πιο συγκεκριμένα, ερευνάται η επίδραση των παρεμβατικών επιτοκίων στην απόδοση των ιδίων κεφαλαίων των Τραπεζών που δραστηριοποιούνται στις ΗΠΑ και στο Ηνωμένο Βασίλειο την περίοδο 2013 – 2017.

Στην τελική εξίσωση παλινδρόμησης, χρησιμοποιήθηκε ως εξαρτημένη μεταβλητή ο δείκτης απόδοσης ενεργητικού των τραπεζών και ως ανεξάρτητες μεταβλητές χρησιμοποιήθηκαν η κλίση της καμπύλης των αποδόσεων (YC), ο δείκτης κόστους προς έσοδα (CI), το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (GDP) και η διαφορά του ρυθμού ανάπτυξης του πληθωρισμού (DINF). Στην ανάλυση, αξίζει να σημειώσουμε ότι χρησιμοποιήθηκαν ετήσια στοιχεία για την περίοδο 2013-2017, τα οποία αντλήθηκαν από τις βάσεις δεδομένων Datastream και Bankscope.

Στη συνέχεια, πριν εκτιμήσουμε την εξίσωση παλινδρόμησης με τη μέθοδο GMM, πραγματοποιήσαμε έλεγχο ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας (Unit Root Test) ώστε να διορθώσουμε τις μεταβλητές οι οποίες δεν ήταν στάσιμες και σε περίπτωση που τις εντάσσαμε στην εκτίμηση, δεν θα ήταν εφικτό να λάβουμε αποδεκτά και αμερόληπτα αποτελέσματα. Η διόρθωση της τάσης, επιτεύχθηκε με τη λήψη απλών διαφορών. Πιο συγκεκριμένα, για το ρυθμό ανάπτυξης του πληθωρισμού υπολογίσαμε τις πρώτες διαφορές. Δυστυχώς, στην ανάλυση μας δεν δύναται να πραγματοποιηθεί έλεγχος συνολοκλήρωσης, διότι στην εξίσωση συμπεριλαμβανόταν μεταβλητές σε πρώτες διαφορές.

Ακόμη, πριν την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης ελέγξαμε εάν υπάρχει αιτιώδης σχέση ανάμεσα στη ανεξάρτητη μεταβλητή και κάθε μία από τις ανεξάρτητες μεταβλητές με άριστο βαθμό υστερήσεων το ένα (1). Ο βαθμός υστερήσεων επιλέχθηκε με τη βοήθεια του Akaike κριτηρίου. Πιο συγκεκριμένα, εντοπίσαμε ότι υπάρχει αμφίδρομη αιτιώδης σχέση ανάμεσα στο δείκτη απόδοσης περιουσιακών στοιχείων και στην κλίση της καμπύλης των αποδόσεων, στο δείκτη κόστους προς έσοδα αλλά και στο δείκτη ρευστότητας. Παράλληλα, εκτιμήσαμε ότι το μέγεθος των Τραπεζών αιτιάζει την μεταβολή της τιμής του δείκτη απόδοσης περιουσιακών

στοιχείων, χωρίς να ισχύει το αντίστροφο. Τέλος, φαίνεται να μην υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στο δείκτη απόδοσης περιουσιακών στοιχείων και στο ΑΕΠ αλλά και στη διαφορά της μεταβολής του πληθωρισμού.

Στη συνέχεια, εκτιμώντας το μοντέλο μας κατά την περίοδο 2013-2017, βρήκαμε ότι υπάρχει αρνητική και στατιστικά σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στον δείκτη απόδοσης ενεργητικού (ROA) και την κλίση της καμπύλης των απόδοσης (YC), δηλαδή τη μεταβολή των επιτοκίων λόγω νομισματικής πολιτικής. Το ίδιο ισχύει και για τις λοιπές ανεξάρτητες μεταβλητές (CI, GDP, DINF). Η αρνητική και στατιστικά σημαντική συσχέτιση ανάμεσα στους παραπάνω δείκτες ήταν αναμενόμενη, καθώς στις περισσότερες έρευνες της διεθνούς βιβλιογραφίας προέκυπτε το ίδιο αποτέλεσμα.

5.2 Προτάσεις για μελλοντική έρευνα

Παρατηρώντας, τα εμπειρικά αποτελέσματα της παρούσας μελέτης, εντοπίζουμε ορισμένα σημεία, τα οποία θα μπορούσαν να δώσουν έναυσμα για μελλοντική έρευνα. Συγκεκριμένα, σε μελλοντική έρευνα θα μπορούσαν να:

- συμπεριληφθούν στο δείγμα περισσότερες μεταβλητές, τόσο μικροοικονομικές, όσο και μακροοικονομικές, ώστε το υπόδειγμα να γίνει πιο ολοκληρωμένο.
- ληφθούν υπόψη μηνιαία ή τριμηνιαία δεδομένα, ώστε να εξετασθεί αν θα προκύψουν συναφή συμπεράσματα με την παρούσα έρευνα, της οποίας τα στοιχεία είναι ετήσια.
- ληφθεί δείγμα για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα, ώστε να μην εμφανίζεται το πρόβλημα της εποχικότητας.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

Πίνακας 1 : Περιγραφικά στοιχεία εξαρτημένης μεταβλητής ROA

	ROA
Mean	1.201456
Median	0.908000
Maximun	147.0760
Minimun	-26.68400
Std. Dev.	3.213221
Skeweness	21.43594
Kurtosis	810.0204
Jarque-Bera	1.64E+08
Probability	0.000000
Sum	7251.991
Sum Sq. Dev.	62310.09
Observations	6036

Πίνακας 2 : Περιγραφικά στοιχεία ανεξάρτητων μεταβλητών

	YC	CI	GDP	INF	LIQ	SZ
Mean	-0.743332	65.26312	2.183402	1.347899	12.56406	58962212
Median	-0.789426	64.50800	2.217000	1.466000	5.392500	4043865.
Maximum	1.566818	697.0410	2.948000	2.579000	99.76600	4.50E+09
Minimum	-1.942796	0.004000	1.567000	0.121000	-0.082000	12757.00
Std. Dev.	0.697395	28.95153	0.461323	0.698993	18.58890	2.78E+08
Skeweness	0.241708	7.597686	0.213581	0.501495	2.711998	8.610652
Kurtosis	4.691368	129.5046	1.805010	2.439697	10.39990	93.96576
Jarque-Bera	778.2454	4082929.	405.0327	331.9621	21170.82	2155693.
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	-4486.751	393928.2	13179.01	8135.916	75836.67	3.56E+11
Sum Sq. Dev.	2935.181	5058483.	1284.363	2948.651	2085377.	4.66E+20
Observations	6036	6036	6036	6036	6036	6036

Πίνακας 3: Υποθέσεις Panel Unit Root Tests

<u>Test</u>	<u>Null Hypothesis</u>	<u>Alternative Hypothesis</u>
Levin, Lin and Chu (common root)	Unit root	No Unit root, stationary
Breitung (common root)	Unit root	No Unit root, stationary
IPS (Individual root)	Unit root	No Unit root, stationary
Fisher-ADF (Individual root)	Unit root	No Unit root, stationary
Fisher-PP (Individual root)	Unit root	No Unit root, stationary
Hadri	No Unit root	Unit root

Πίνακας 4: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα για τη μεταβλητή ROA

	<u>Method</u>	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Levin, Lin and Chu test	Individual Intercept	-177.636	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-60.2045	0.0000***
Im, Pesaran & Shin test	Individual Intercept	-44.0075	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-68.8701	0.0000***
ADF - Fisher test	Individual Intercept	3780.52	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	3440.64	0.0000***
PP - Fisher test	Individual Intercept	4503.42	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	5162.87	0.0000***

***, **, * αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10%

Πίνακας 5: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα για τη μεταβλητή Slope of the Yield Curve (YC)

	Method	Statistic	Prob.
Levin, Lin and Chu test	Individual Intercept	-598.368	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-661.962	0.0000***
Im, Pesaran & Shin test	Individual Intercept	-251.636	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-111.393	0.0000***
ADF - Fisher test	Individual Intercept	15431.7	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	7813.87	0.0000***
PP - Fisher test	Individual Intercept	21827.4	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	12527.3	0.0000***

***, **, * αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10%.

Πίνακας 6: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα για τη μεταβλητή Cost to Income Ratio (CI)

	Method	Statistic	Prob.
Levin, Lin and Chu test	Individual Intercept	-62.1479	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-12.5484	0.0000***
Im, Pesaran & Shin test	Individual Intercept	-17.4739	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-41.5324	0.0000***
ADF - Fisher test	Individual Intercept	2853.69	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	2974.36	0.0000***
PP - Fisher test	Individual Intercept	3468.09	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	4561.57	0.0000***

***, **, * αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10%.

Πίνακας 7: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα για τη μεταβλητή GDP

	<u>Method</u>	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Levin, Lin and Chu test	Individual Intercept	-75.3799	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	310.759	1.0000
Im, Pesaran & Shin test	Individual Intercept	-19.1740	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-4.78355	0.0000***
ADF - Fisher test	Individual Intercept	2990.69	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	2153.21	0.6765
PP - Fisher test	Individual Intercept	3152.43	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	4129.24	0.0000***

***, **, * αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10%.

Πίνακας 8: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα για τη μεταβλητή INF

	<u>Method</u>	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Levin, Lin and Chu test	Individual Intercept	-26.6071	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	6513.69	1.0000
Im, Pesaran & Shin test	Individual Intercept	-4.94761	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	13.0316	1.0000
ADF - Fisher test	Individual Intercept	1703.11	1.0000
	Individual Intercept & Trend	366.894	1.0000
PP - Fisher test	Individual Intercept	1572.75	1.0000
	Individual Intercept & Trend	103.539	1.0000

***, **, * αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10%.

Πίνακας 9: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα για τη μεταβλητή Liquidity Ratio (LQ)

	<u>Method</u>	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Levin, Lin and Chu test	Individual Intercept	-153.874	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-70.5853	0.0000***
Im, Pesaran & Shin test	Individual Intercept	-39.6993	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	-64.1887	0.0000***
ADF - Fisher test	Individual Intercept	3794.48	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	3127.15	0.0000***
PP - Fisher test	Individual Intercept	4654.70	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	4884.33	0.0000***

***, **, * αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10%.

Πίνακας 10: Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδα για τη μεταβλητή Bank Size (SZ)

	<u>Method</u>	<u>Statistic</u>	<u>Prob.</u>
Levin, Lin and Chu test	Individual Intercept	38.9086	1.0000
	Individual Intercept & Trend	-216.079	0.0000***
Im, Pesaran & Shin test	Individual Intercept	13.7457	1.0000
	Individual Intercept & Trend	-104.228	0.0000***
ADF - Fisher test	Individual Intercept	1905.93	1.0000
	Individual Intercept & Trend	2895.09	0.0000***
PP - Fisher test	Individual Intercept	2612.39	0.0000***
	Individual Intercept & Trend	4471.25	0.0000***

***, **, * αντιστοιχούν σε επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10%.

Πίνακας 11: Lag Order Selection Criteria

Lag	AIC	SC	HQ
0	67.03406	67.04647	67.03849
1	49.62180*	49.72108*	49.65725*

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Πίνακας 12: Granger Causality Tests

<u>Null Hypothesis</u>	<u>Probability (P-value)</u>
YC does not Granger Cause ROA	0.0012
ROA does not Granger Cause YC	2.E-06
CI does not Granger Cause ROA	0.0001
ROA does not Granger Cause CI	0.0016
GDP does not Granger Cause ROA	0.6324
ROA does not Granger Cause GDP	0.4634
DINF does not Granger Cause ROA	0.4492
ROA does not Granger Cause DINF	0.9135
LIQ does not Granger Cause ROA	0.0392
ROA does not Granger Cause LIQ	1.E-15
SZ does not Granger Cause ROA	0.0271
ROA does not Granger Cause SZ	0.1837

Πίνακας 13: Έλεγχος Hausman

<u>Test Summary</u>	<u>Chi-Sq. Statistic</u>	<u>Chi-Sq. d.f.</u>	<u>Prob.</u>	<u>Result</u>
Cross- section random	12.532201	4	0.0138	FEM

Πίνακας 14: Αποτελέσματα Εκτίμησης με τη μέθοδο GMM

Dependent Variable: ROA			
Method: Panel Generalized Method of Moments			
Transformation: First Differences			
Sample (adjusted): 2015 2017			
Periods included: 3			
Cross-sections included: 1227			
Total panel (unbalanced) observations: 3470			
White period instrument weighting matrix			
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)			
Instrument specification: @DYN(ROA,-1) YC @DYN(YC,-1) CI @DYN(CI,-1) GDP @DYN(GDP,-1) DINF @DYN(DINF,-1) LIQ @DYN(LIQ,-1) SZ @DYN(SZ,-1) @LEV(@SYSPER)			
Constant added to instrument list			
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
ROA(-1)	-0.060139	-2.754219	0.0059
YC	-0.318263	-3.366677	0.0008
CI	-0.017215	-9.103361	0.0000
GDP	-0.957122	-2.699947	0.0070
DINF	-0.785627	-3.153460	0.0016
@LEV(@ISPERIOD("2015"))	-1.017600	-3.621829	0.0003
@LEV(@ISPERIOD("2016"))	0.862392	3.690631	0.0002
@LEV(@ISPERIOD("2017"))	0.293823	1.840898	0.0657
Cross-section fixed (first differences)			
Period fixed (dummy variables)			
Mean dependent var	0.002376	S.D. dependent var	1.408097
S.E. of regression	1.450452	Sum squared resid	7283.396
J-statistic	78.25089	Instrument rank	64
Prob(J-statistic)	0.026432		

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

ΑΡΘΡΑ

- A. Levin, C. Lin and C. Chu (2002), « Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite – Sample Properties», *Journal of Econometrics*, V.108, Issue 1
- Adrian T. and Shin H.S. (2009a), “Money, Liquidity, and Monetary Policy”, *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2, pp. 600-605.
- Adrian T. and Shin H.S. (2009b), “Financial Intermediation and Monetary Economics”, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 398.
- Aikman, D, Alessandri, P, Eklund, B, Gai, P, Kapadia, S, Martin, E, Mora, N, Sterne, G and Willison, M (2009), ‘Funding liquidity risk in a quantitative model of systemic stability’, *Bank of England Working Paper*, No. 372, June.
- Ajayi, F. O. and Atanda, A. (2012): Monetary Policy and Bank Performance in Nigeria: A Two-Step cointegration Approach, *African Journal of Scientific Research* Vol. 9, No. 1 Pp. 463-468.
- Albertazzi, U and Gambacorta, L (2009), ‘Bank profitability and the business cycle’, *Journal of Financial Stability*, Vol. 5, No. 4, pages 393-409.
- Alessandri, P and B Nelson (2015): “Simple banking: profitability and the yield curve”, *Journal of Money Credit and Banking*, vol 47, no 1, pp 143–75.
- Alessandri, P and Drehmann, M (2010), ‘An economic capital model integrating credit and interest rate risk in the banking book’, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 4, pages 730-42.
- Alessandri, P, Gai, P, Kapadia, S, Mora, N and Puhr, C (2009), ‘Towards a framework for quantifying systemic stability’, *International Journal of Central Banking*, Vol. 5, No. 3, pages 47-81.
- Altunbas, Y, Gambacorta, L and Marques-Ibanez, D (2010), ‘Does monetary policy affect bank risk-taking?’, *BIS Working Papers*, No. 298, March.
- Amidu, S. (2008), The Impact of Monetary Policy on Banks’ Credit in Ghana. *IAABD 2008 Proceeding*, Track 1.
- Andreasen, M, Ferman, M and Zabczyk, P (2012), ‘The business cycle implications of banks’ maturity transformation’, *Bank of England Working Paper* No. 446, March.

- Arellano, M. and Bond, S. (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Bank of England (2009), ‘The role of macroprudential policy’, Bank of England Discussion Paper.
- Beckmann, R (2007), ‘Profitability of Western European banking systems: panel evidence on structural and cyclical determinants’, Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies 2007, 17.
- Bernake, Blen and A. S. Blinder. (1988) Is It Money or Credit or Both or Neither. *Credit Money and Aggregate Demand*, AEA Papers and Proceedings.
- Bernake, S. Gilchrist, and M. Gertler (1999) The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycles Framework, in *Handbook of Macroeconomics Vol. 1* edited by J. B. Taylor and M. Woodford.
- Bernanke, Ben S. (1983), “Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression”, *The American Economic Review*, Vol. 73, No 3 (June), pp. 257-276.
- Blundell, R. and Bond, S. (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Bolt, W, L de Haan, M Hoeberichts, M R C van Oordt and J Swank (2012): “Bank profitability during recessions”, *Journal of Banking and Finance*, vol 36, issue 9, pp 2552–64.
- Borio C. and Zhu H. (2008), “Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?”, *Bank for International Settlements Working Paper*, No. 268.
- Borio, C and P Disyatat (2010): “Unconventional monetary policies: an appraisal”, *The Manchester School*, vol 78, pp 53-89.
- Borio, C and Shim, I (2007), ‘What can (macro-) prudential policy do to support monetary policy?’, *BIS Working Papers*, No. 242.
- Bourke, P (1989), ‘Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia’, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 13, No. 1, pages 65.79.
- Brunnermeier M.K. (2001), *Asset Pricing under Asymmetric Information-Bubbles, Crashes, Technical Analysis and Herding*, Oxford, Oxford University Press.

- Carlo Altavilla, Miguel Boucinha and José-Luis Peydró (2017) ‘Monetary policy and bank profitability in a low interest rate environment’, ECB Working Paper 2105, pp. 1
- Chowdhury, I., Hoffman, M., and Schabert, A., (2003). Inflation Dynamics and the Cost channel of Monetary Transmission. *European Economic Review* 50(2006) 995–1016.
- Claudio Borio, Leonardo Gambacorta and Boris Hofmann (2015) ‘The influence of monetary policy on bank profitability’, Bank for International Settlements, pp. 3
- Corvoisier, S and Gropp, R (2002), ‘Bank concentration and retail interest rates’, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 26, No. 11, pages 2,155.89.
- De Nicolò, G, Dell’Ariccia, G, Laeven, L and Valencia, F (2010), ‘Monetary policy and bank risk taking’, IMF Staff Position Note 10/09.
- Delis, M and Kouretas, G (2011), ‘Interest rates and bank risk-taking’, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, No. 4, pages 840.55.
- Demirguc-Kunt, A and Huizinga, H (1999), ‘Determinants of commercial bank interest margins and profitability: some international evidence’, *The World Bank Economic Review*, Vol. 13, No. 2, page 379.
- Drehmann, M, Sorensen, S and Stringa, M (2010), ‘The integrated impact of credit and interest rate risk on banks: a dynamic framework and stress testing application’, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 4, pages 713.29.
- El-Erian, Mohamed A. (2016), *The Only Game in Town: Central Banks, Instability, and Avoiding the Next Collapse*, Penguin Random House.
- English, W B (2002): “Interest rate risk and bank net interest margins”, *BIS Quarterly Review*, December, pp 67-82.
- Faure, P. (2007), *Getting to grips with the equity market*. Cape Town: Quoin Institute (Pty) Limited.
- Flannery, M (1981), ‘Market interest rates and commercial bank profitability: an empirical investigation’, *The Journal of Finance*, Vol. 36, No. 5, pages 1,085.101.
- Freixas, Xavier, Laeven, Luc and Peydró, José-Luis (2015), *Systemic Risk, Crises, and Macroprudential Regulation*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Gambacorta L. and Lannotti, D. (2005), *Are there Asymmetries in the Response of Bank Interest Rates to Monetary Shocks: Banca D’Italia Temi di Discussionedel Servizio Studi*, Number 566, November.

- Gambacorta, L (2008), 'How do banks set interest rates?', *European Economic Review*, Vol. 52, No. 5, pages 792.819.
- Gambacorta, L and Mistrulli, P (2004), 'Does bank capital affect lending behavior?', *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13, No. 4, pages 436.57.
- Gerald Hanweck and Lisa Ryu (2005) 'The Sensitivity of Bank Net Interest Margins and Profitability to Credit, Interest-Rate, and Term-Structure Shocks Across Bank Product Specializations', Working Paper 2005-02, pp. 3
- Gerali, A, Neri, S, Sessa, L and Signoretti, F (2010), 'Credit and banking in a DSGE model of the euro area', *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, pages 107.41.
- Gertler, M and Karadi, P (2011), 'A model of unconventional monetary policy', *Journal of Monetary Economics*, Vol. 58, No. 1, pages 17.34.
- Gertler, M. and Gilchrist, S. (1994): *The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence*. *Scandinavian Journal of Economics*, Volume 95, No. 1.
- Gorton, G and Rosen, R (1995), 'Banks and derivatives', *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 10, pages 299.339.
- Greenspan A. (2005), "Risk Transfer and Financial Stability", Speech to the Federal Reserve Bank of Chicago's 41st Annual Conference on Bank Structure, May 5th, 2005.
- Hancock, D (1985), 'Bank profitability, interest rates, and monetary policy', *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, No. 2, pages 189.202.
- Hanson, S, Kashyap, A and Stein, J (2010), 'A macroprudential approach to financial regulation', *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 25, pages 3.28.
- Kashyap, A. K. and Stein, J. C. (1995): *The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets*. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Pp 42:151–195.
- Kindelberger, Charles P. (1978), *Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises*, Basic Books, New York.
- Lehmann, H and Manz, M (2006), 'The exposure of Swiss banks to macroeconomic shocks - an empirical investigation', *Swiss National Bank Working Paper No. 2006-4*.

- Lepetit, L, Nys, E, Rous, P and Tarazi, A (2008), 'Bank income structure and risk: an empirical analysis of European banks', *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32, No. 8, pages 1,452.67.
- Loayza, N. and Schmidt-hebbel K. (2002), *Monetary Policy Functions and Transmission mechanisms: an overview*. Central Bank of Chile
- Nicholas Apergis (2007) 'Bank Profitability over Different Business Cycles Regimes: Evidence from Panel Threshold Models', *Department of Banking and Financial Management University of Piraeus*
- Okoye, V. and Eze, R.O. (2013), effect of bank lending rate on the performance of Nigerian deposit money banks, *International Journal of Business and Management Review*, Vol. 1, No. 1, March 2013, pp.34-43.
- Punita Rao and K. J. Somaiya (2006) 'Monetary Policy: Its Impact On The Profitability Of Banks In India, *International Business & Economics Research Journal* Vol.5, pp. 15
- Purnanandam, A (2007), 'Interest rate derivatives at commercial banks: an empirical investigation', *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 6, pages 1,769.808.
- Rajan R.G. (2005), "Has Financial Development Made the World Riskier?", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No. 11728.
- Reinhart, Carmen M., and Rogoff, Kenneth S. (2009), "The Aftermath of Financial Crises", *The American Economic Review*, American Economic Association, Vol. 99, No 2, pp. 466-472.
- Saunders, A and Schumacher, L (2000), 'The determinants of bank interest rate margins: an international study', *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, No. 6, pages 813.32.
- Smith, R, Staikouras, C and Wood, G (2003), 'Non-interest income and total income stability', *Bank of England Working Paper* No. 198.
- Stiroh, K (2004), 'Diversification in banking: is noninterest income the answer?', *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 5, pages 853.82.
- Stiroh, K and Rumble, A (2006), 'The dark side of diversification: the case of US financial holding companies', *Journal of Banking and Finance*, Vol. 30, No. 8, pages 2,131.61.

- Svensson L.E.O. and Woodford M. (2004), "Implementing Optimal Policy through Inflation Forecast Targeting", in Bernanke B.S. and Woodford M. (eds.), The Inflation Targeting Debate, University of Chicago Press, Chicago.
- Udeh Sergius Nwannebuike (2015) 'Impact of Monetary Policy Instruments on Profitability of Commercial Banks in Nigeria: Zenith Bank Experience', Journal of Finance and Accounting, Vol. 6, pp. 190
- Van den Heuvel, S (2007), 'The bank capital channel of monetary policy', mimeo.
- Younus, S. and Akhtar, M. (2009), The SLR as a Monetary Policy Instrument in Bangladesh. IMF Occasional Paper No. 234, Washington, international Monetary Fund.
- Χρήστος Σταϊκούρας και Μιχάλης Στέλιος, «Προσδιοριστικοί Παράγοντες της Κερδοφορίας των Ελληνικών Τραπεζικών Ιδρυμάτων», ΕΝΩΣΗ ΕΛΛΗΝΙΚΩΝ ΤΡΑΠΕΖΩΝ, pp.61-66

ΒΙΒΛΙΑ

- Γεώργιος Α. Βάμβουκας: «Σύγχρονη Οικονομετρία Ανάλυση και Εφαρμογές», Εκδόσεις ΟΠΑ, 2007
- Χρήστου Γ. (2007), Εισαγωγή στην Οικονομετρία, Β Τόμος, Γ Έκδοση, Αθήνα: Gutenberg