

# Συγκέντρωση και ανταγωνιστικότητα στον τραπεζικό τομέα

Εμμανουήλ Τσιριτάκης

ΑΝΑΠΛΗΡΩΤΗΣ ΚΑΘΗΓΗΤΗΣ  
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ & ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ  
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

Ηλίας Τσιριγωτάκης

ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟΣ ΑΝΑΛΥΤΗΣ  
ΤΜΗΜΑ ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΟΥ ΣΧΕΔΙΑΣΜΟΥ & ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ  
ΕΘΝΙΚΗ ΤΡΑΠΕΖΑ

## Περίληψη

*Ο στόχος της παρούσας μελέτης είναι να προσεγγίσει πιθανές απαντήσεις σε δύο ερωτήματα με βάση την εμπειρική οικονομική ανάλυση. Πρώτον, ποιο είναι το επίπεδο ανταγωνιστικότητας του τραπεζικού κλάδου στην Ελλάδα και σε άλλες χώρες αναφοράς και δεύτερον, πόσο επιδρά η συγκέντρωση του τραπεζικού τομέα στο επίπεδο ανταγωνιστικότητάς του. Όσον αφορά το πρώτο ερώτημα, η εμπειρική ανάλυση βασισμένη στη μεθοδολογία εκτίμησης του «H» των Panzar–Rosse συντείνει προς μια ανταγωνιστική τραπεζική αγορά στην Ελλάδα. Παράλληλα, ο μονοπωλιακός ανταγωνισμός φαίνεται να αποτελεί την κυρίαρχουσα δομή στην Ευρωπαϊκή Ένωση, συμπέρασμα στο οποίο συγκλίνουν άλλωστε και οι περισσότερες προηγούμενες μελέτες. Τέλος, η εμπειρική διερεύνηση της επίδρασης της περαιτέρω συγκέντρωσης του τραπεζικού κλάδου σε δείγμα 20 χωρών, που περιλαμβάνει τις μεγαλύτερες τράπεζες της κάθε τοπικής αγοράς, καταλήγει στο συμπέρασμα ότι η συγκέντρωση δεν μειώνει την αποτελεσματικότητα του τραπεζικού τομέα.*

---

Οι συγγραφείς θα ήθελαν να ευχαριστήσουν τον Μάνθο Ντελή για την εποικοδομητική κριτική και τα οξυδερκή του σχόλια, τον Εμμανουήλ Μαματζάκη όσον αφορά τη συνδρομή του στα οικονομετρικά προβλήματα, καθώς και τους Αντώνη Αντύπα και Κώστα Λαμπρινουδάκη για τη σημαντική τους βοήθεια. Οι συγγραφείς βεβαιώνουν πως όλες οι απόψεις που αναφέρονται στο παρόν άρθρο είναι αποκλειστικά και μόνο προσωπικές και ότι ευθύνονται για λάθη και παραλήψεις που παραμένουν.

## 1. Εισαγωγή

Η ανταγωνιστικότητα των επιχειρηματικών κλάδων μιας οικονομίας έχει αναχθεί με τη συνδρομή των οικονομολόγων σε μείζονα στόχο της οικονομικής πολιτικής των δημοκρατικών κυβερνήσεων και έχει πλήρως υιοθετηθεί από την κοινωνία σαν επιθυμητή τάξη πραγμάτων στην οικονομική ζωή. Η ανταγωνιστικότητα του κλάδου όταν στη μακροχρόνια ισορροπία οδηγεί στην αποτελεσματική οργάνωση της αγοράς, θεωρητικά έχει αποδειχθεί, ότι μεγιστοποιεί την κοινωνική ευημερία. Από πρακτικής άποψης, ποιος καταναλωτής δεν θα προτιμούσε να απολαμβάνει προϊόντα και υπηρεσίες στην καλύτερη δυνατή ποιότητα και στη χαμηλότερη δυνατή τιμή; Δεν είναι τυχαίο ότι, οι επιχειρηματικοί κλάδοι που καθορίζονται ως φυσικά μονοπώλια γίνονται αντικείμενο κρατικής παρέμβασης και, σε ορισμένες περιπτώσεις, κρίνεται πολιτικά και οικονομικά αναγκαίο να γίνεται η παραγωγή από κρατικές εταιρείες. Τα φυσικά ολιγοπώλια επιτηρούνται στενά για να αποτραπεί ο σχηματισμός καρτέλ. Οι κλάδοι μεταφορών, ενέργειας και τηλεπικοινωνιών έχουν δώσει κατά καιρούς αρκετά τέτοια παραδείγματα σε χώρες του κόσμου, ακόμη και στις προηγμένες. Συνακόλουθα, οι όροι μονοπώλιο και καρτέλ έχουν αποκτήσει αρνητική σημασιολογία σε παγκόσμιο επίπεδο. Στο σημείο αυτό αξίζει να επισημανθεί ότι η τεχνολογία παραγωγής δεδομένης της ζήτησης παίζει αποφασιστικό ρόλο στη διαμόρφωση της δομής του επιχειρηματικού κλάδου.

Το ενδιαφέρον των ειδικών και μη, για το επίπεδο ανταγωνιστικότητας και αποτελεσματικότητας του τραπεζικού συστήματος έγκειται στον κεφαλαιώδη ρόλο της χρηματοοικονομικής διαμεσολάβησης στη λειτουργία της υπόλοιπης οικονομίας. Ήδη από την αρχή της προηγούμενης δεκαετίας εξελίσσεται μια παγκόσμια τάση συγκέντρωσης του τραπεζικού κλάδου, η οποία είχε σαν αντίκτυπο την εγρήγορση της πολιτείας και της σχετικής ακαδημαϊκής αρθρογραφίας για τις επιπτώσεις της τάσης της στην ανταγωνιστικότητα και την αποτελεσματικότητα του συστήματος. Υπήρξε και διατηρείται έντονο και δικαιολογημένο ενδιαφέρον για τα εξής δύο ερωτήματα που αφορούν τον κλάδο. Πρώτον, είναι το τραπεζικό σύστημα αποτελεσματικό; Δηλαδή είναι οι υπηρεσίες διαμεσολάβησης με την παρούσα τεχνολογία παραγωγής όσο το δυνατόν φθηνές και καλής ποιότητας; Κατά δεύτερον, πώς επιδρά η συγκέντρωση του κλάδου στην ανταγωνιστικότητα; Δηλαδή θα μπορούσαμε να έχουμε έναν τραπεζικό κλάδο με λιγότερες και μεγαλύτερες επιχειρήσεις χωρίς να μειωθεί η ανταγωνιστικότητα του κλάδου; Τελικά, δηλαδή, η διαδικασία συγκέντρωσης του κλάδου θα είχε σαν όφελος μεγαλύτερη ασφάλεια και σταθερότητα στο σύστημα χωρίς κόστος για την κοινωνία;

Τα ερωτήματα αυτά από επίκαιρα έγιναν καυτά από τον Σεπτέμβριο του 2008, όταν η χρεοκοπία της Lehman Brothers σηματοδότησε την παγκόσμια οικονομική κρίση που ανακάλεσε στη μνήμη το τέλος εποχής της δεκαετίας του '30. Πράγματι, το εκκρεμές των ρυθμίσεων της ελεύθερης αγοράς όσον αφορά τον χρηματοπιστωτικό κλάδο διέγραψε το πλήρες τόξο του από την υπερ-θεσμοθετημένη αγορά του 1940, απόρροια της κρίσης του 1930 (Banking Act 1933), η ταλάντωση προσπέρασε την αρχή της απελευθέρωσης του συστήματος στη δεκαετία του '70, και έφτασε μέχρι την παρούσα κρίση που βρήκε το σύστημα στο πλέον ελεύθερο περιβάλλον τα τελευταία 70 χρόνια.

Σε σχέση με τα ερωτήματα που τέθηκαν ανωτέρω και τους λόγους για τους οποίους απέκτησαν επείγουσα υπόσταση τελευταίως, αξίζει να επισημανθούν ορισμένες ιδιαιτερότητες του χρηματοπιστωτικού τομέα. Η χρηματοοικονομική διαμεσολάβηση αποτελεί προσπάθεια επίλυσης του προβλήματος της ασύμμετρης πληροφόρησης στην οικονομία. Οι τράπεζες αντιμετωπίζουν το πρόβλημα της αντίθετης επιλογής και του ηθικού κινδύνου όταν συναλλάσσονται με δανειολήπτες. Οι τριβές που δημιουργούνται είναι ίσως ο καθοριστικός παράγων στη διαμόρφωση της δομής του συστήματος. Τράπεζες με κάποιον βαθμό μονοπωλιακής δύναμης είναι πιθανόν αναπόφευκτο φαινόμενο λόγω της ανάγκης για δημιουργία φήμης, δικτύου και αποκλειστικών σχέσεων με τους πελάτες (switching costs of banking). Η κοινωνία πρέπει να σταθμίσει τα οφέλη από τα μεγαλύτερα κίνητρα που έχουν οι ολιγοπωλιακές τράπεζες να μειώσουν τις επιπτώσεις της ασύμμετρης πληροφόρησης με το κόστος που προκύπτει. Επιπροσθέτως, οι κυβερνήσεις στην προσπάθειά τους να μειώσουν την ευθραυστότητα (fragility) του συστήματος (bank runs) δημιουργούν ένα ρυθμιστικό πλαίσιο με πρόνοιες υπέρ των καταθετών (εγγυήσεις των καταθέσεων) αλλά και των τραπεζών (διάσωση), που επιτείνει το πρόβλημα (της ύπαρξης τραπεζών με μονοπωλιακή δύναμη) εισάγοντας το πρόβλημα του ηθικού κινδύνου, αυτή τη φορά, από την πλευρά των τραπεζών. Αν οι ρυθμιστικές αρχές επιχειρούν να λύσουν με κανονισμούς

(Βασιλεία II) την αντιστάθμιση μεταξύ ανταγωνιστικότητας και συγκέντρωσης με γνώμονα τη σταθερότητα του συστήματος, δεν έχουν μεγάλη επιτυχία.

Η σχέση μεταξύ συγκέντρωσης και ανταγωνιστικότητας (ή αποτελεσματικότητας) του κλάδου συσσωρεύει την προσοχή ακαδημαϊκών, τραπεζικών στελεχών και κανονιστικών μηχανισμών, λόγω της ύπαρξης αντικρουόμενων απόψεων αναφορικά με την αιτιότητα της σχέσης. Μια συνηθισμένη άποψη αναφέρεται στην ολιγοπωλιακή δύναμη των μεγάλων τραπεζών, οι οποίες συνεπικουρούμενες από κανονιστικά εμπόδια αποτρέπουν τον δυναμικό ανταγωνισμό και μειώνουν την αποτελεσματικότητα του χρηματοπιστωτικού συστήματος. Στην περίπτωση αυτή, η υψηλή συγκέντρωση συνεπάγεται τόσο χαμηλή ανταγωνιστικότητα, όσο και χαμηλή αποτελεσματικότητα. Η αντίθετη άποψη πρεσβεύει ότι οι ανταγωνιστικότερες τράπεζες έχουν μεγάλα μερίδια αγοράς και χαμηλά κόστη, με αποτέλεσμα η υψηλή συγκέντρωση να είναι απόρροια της επιβίωσης των πιο ανταγωνιστικών – αποτελεσματικών τραπεζών.

Η παρούσα μελέτη επιχειρεί μια προσέγγιση στα ανωτέρω ερωτήματα που να εμπεριέχει και τη δυνατότητα κάποιων απαντήσεων συγκρίσιμων με τη διεθνή βιβλιογραφία. Επιπροσθέτως, θα επεξεργαστούν καινούργια δεδομένα, ώστε να δοθούν πιο επίκαιρες απαντήσεις.

## 2. Αναδρομή στην εξέλιξη του ευρωπαϊκού τραπεζικού κλάδου

Στις αρχές της δεκαετίας του '90, έλαβαν χώρα μία σειρά από νομοθετικές τομές όπως η Ενιαία Ευρωπαϊκή Πράξη (Single European Act) και η Δεύτερη Τραπεζική Οδηγία (Second Banking Directive) που οδήγησαν στη δημιουργία της Ενιαίας Αγοράς χρηματοοικονομικών υπηρεσιών (Single Market). Ακολούθησαν το Σχέδιο Δράσης για τις Χρηματοοικονομικές Υπηρεσίες (FSAP), η Λευκή Βίβλος για την πολιτική χρηματοπιστωτικών υπηρεσιών 2005-2010 και η διαδικασία Lamfalussy, όλες με στόχο να συμβάλλουν στην υλοποίηση του οράματος της ενσωμάτωσης (integration) και της ενοποίησης (consolidation) των προσφερόμενων χρηματοοικονομικών και τραπεζικών υπηρεσιών στην Ευρωπαϊκή Ένωση διαμέσου της εναρμόνισης και σύγκλισης του νομοθετικού και εποπτικού πλαισίου. Αξίζει να σημειώσουμε στο σημείο αυτό, πως η διαδικασία τόσο της εναρμόνισης του νομικού πλαισίου όσο και της ενσωμάτωσης των χρηματοοικονομικών υπηρεσιών per se, ενώ έχει κάνει σημαντικά βήματα προόδου, απέχει κριτικά από το να θεωρηθεί ολοκληρωμένη. Καθώς λοιπόν πρόκειται για μία δυναμική διαδικασία, η Ευρωπαϊκή Επιτροπή πρότεινε κατά τη διάρκεια του 2009 τη δημιουργία δύο νέων πυλώνων εποπτικού πλαισίου, του Ευρωπαϊκού Συστήματος Χρηματοπιστωτικής Εποπτείας (EFSF) και του Ευρωπαϊκού Συμβουλίου Συστημικού Κινδύνου (ESRB) με στόχο, μεταξύ άλλων, την επιτάχυνση της διαδικασίας ενσωμάτωσης (i) άμεσα, μέσω της προώθησης ενός σετ κοινών κανόνων τους οποίους θα εφαρμόζουν απαρεγκλίτως όλα τα κράτη μέλη και (ii) έμμεσα, μέσω της επιδιωκόμενης χρηματοπιστωτικής σταθερότητας η οποία θα επιτρέψει στα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα να εκμεταλλευτούν σε μεγαλύτερο βαθμό τα οφέλη (τα οποία συνοδεύονται φυσικά από τον αντίστοιχο κίνδυνο) που προκύπτουν μέσω των διασυνοριακών δραστηριοτήτων.

Η διαδικασία ενοποίησης του ευρωπαϊκού τραπεζικού τομέα συνεχίστηκε δυναμικά και κατά την περίοδο εξέτασης του δείγματός μας, με τον συνολικό αριθμό των τραπεζικών ιδρυμάτων στην ευρωζώνη να παρουσιάζει πτώση της τάξης του 10,5%, ενώ στην Ευρωπαϊκή Ένωση ο συνολικός αριθμός των τραπεζικών ιδρυμάτων μειώθηκε σε 8.358 το 2009, από 9.363 το 2001, ήτοι παρουσίασε κάμψη ίση με 10,7% (Πίνακας 1). Η μείωση αυτή των τραπεζικών ιδρυμάτων αποδίδεται κατά κύριο λόγο στις συγχωνεύσεις και εξαγορές (Σ&Ε) στον τραπεζικό τομέα, τόσο εγχώριες όσο και διασυνοριακές, ως μέρος της ευρύτερης προσπάθειας ενοποίησης και ενσωμάτωσης των χρηματοοικονομικών υπηρεσιών. Σύμφωνα με στοιχεία της ΕΚΤ<sup>1</sup>, η αξία των τραπεζικών συγχωνεύσεων και εξαγορών στην ΕΕ για την περίοδο 2001-2009 ανήλθε σε περίπου €600 δισ., με τις εγχώριες Σ&Ε να κατέχουν τη μερίδα του λέοντος.

<sup>1</sup> EU Banking Structures, September 2010.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1									
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Αριθμός Πιστωτικών Ιδρυμάτων</b>									
<b>Ελλάδα</b>	61	61	59	62	62	62	63	66	65
<b>Ευρωζώνη</b>	7.213	6.899	6.672	6.848	6.704	6.535	6.391	6.175	6.458
<b>Ευρωπαϊκή Ένωση</b>	9.363	8.944	8.613	8.374	8.683	8.507	8.354	8.090	8.358
<b>Αριθμός Καταστημάτων των Πιστωτικών Ιδρυμάτων</b>									
<b>Ελλάδα</b>	3.134	3.263	3.300	3.403	3.543	3.699	3.850	4.098	4.078
<b>Ευρωζώνη</b>	175.191	171.652	168.005	169.552	171.846	183.772	186.252	187.679	179.916
<b>Ευρωπαϊκή Ένωση</b>	206.724	202.809	199.647	211.442	214.925	228.648	233.800	238.021	229.532
<b>Αναλογία Κατοίκων ανά Τραπεζικό Κατάστημα</b>									
<b>Ελλάδα</b>	3.493	3.367	3.340	3.252	3.135	3.015	2.908	2.743	2.762
<b>Ευρωζώνη</b>	1.796	1.844	1.895	1.890	1.876	1.764	1.750	1.747	1.830
<b>Ευρωπαϊκή Ένωση</b>	2.342	2.394	2.442	2.316	2.289	2.160	2.123	2.095	2.181
<b>Σύνολο Προσωπικού Πιστωτικών Ιδρυμάτων</b>									
<b>Ελλάδα</b>	59.624	60.495	61.074	59.337	61.295	62.171	64.713	66.163	65.673
<b>Ευρωζώνη</b>	2.271.452	2.244.845	2.198.376	2.211.100	2.246.394	2.293.600	2.329.450	2.324.411	μ/δ
<b>Ευρωπαϊκή Ένωση</b>	3.180.163	3.138.985	3.067.499	3.129.775	3.206.229	3.257.921	3.315.549	3.331.329	μ/δ
ΠΗΓΗ: Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα, Ελληνική Ένωση Τραπεζών, Στοιχεία Ευρετηρίου HEBIC									

Παράλληλα με τη διαδικασία συγκέντρωσης, το ευρωπαϊκό τραπεζικό σύστημα αναπτύχθηκε ταχύτατα κατά την περίοδο που εξετάζουμε, όπως μπορούμε να παρατηρήσουμε στον Πίνακα 2. Συγκεκριμένα, το σύνολο του ενεργητικού των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων ως ποσοστό του ΑΕΠ αυξήθηκε σε 347% το 2009, από 257% το 2001, με την πιστωτική επέκταση να ακολουθεί παράλληλη πορεία και να διαμορφώνεται στο 131%, από 104% του ΑΕΠ τα αντίστοιχα χρονικά διαστήματα. Όσον αφορά τον ελληνικό τραπεζικό τομέα, τα στοιχεία του συνολικού ενεργητικού των πιστωτικών ιδρυμάτων στην Ελλάδα, διαμορφώθηκαν σε 207% του ΑΕΠ, από 145% για το ίδιο χρονικό διάστημα αντανακλώντας τη δυναμική ανάπτυξη της ελληνικής οικονομίας και τη στρατηγική επέκτασης των δραστηριοτήτων τους στο εξωτερικό, και κυρίως στις χώρες της Νοτιοανατολικής Ευρώπης<sup>2</sup> με σκοπό να διασφαλίσουν και να διαφοροποιήσουν τη θέση τους στον ευρωπαϊκό τραπεζικό τομέα.

<sup>2</sup> Σύμφωνα με την έκθεση της Moody's, Banking System Outlook: Greece, Ιούνιος 2010, το μερίδιο των ελληνικών τραπεζών στις χώρες της Νοτιοανατολικής Ευρώπης διαμορφώθηκε για το 2008 ως εξής: Αλβανία (27,1%), Βουλγαρία (28,7%), FYROM (24,6%), Ρουμανία (16,2%), Σερβία (15,8%), Τουρκία (4,4%).

ΠΙΝΑΚΑΣ 2 (ποσά σε δισ. ευρώ)									
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Σύνολο Ενεργητικού [% του ΑΕΠ]</b>									
Ελλάδα	213	212	229	246	286	321	391	465	492
Ευρωζώνη	18.166	18.811	19.802	21.355	22.804	25.099	28.534	30.633	29.921
Ελλάδα	145	136	133	132	146	152	173	194	207
Ευρωζώνη	257	257	262	272	290	303	328	344	347
<b>Σύνολο Καταθέσεων (μη ΧΠΙ σε ΧΠΙ) [% του ΑΕΠ]</b>									
Ελλάδα	136	134	140	160	188	211	249	280	279
Ευρωζώνη	5.867	6.061	6.412	6.779	7.387	8.037	9.054	9.881	10.179
Ελλάδα	93	85	81	86	96	100	110	117	117
Ευρωζώνη	83	83	85	86	91	94	101	107	113
<b>Σύνολο Δανείων (από ΧΠΙ σε μη ΧΠΙ) [% του ΑΕΠ]</b>									
Ελλάδα	120	132	141	158	188	215	247	281	295
Ευρωζώνη	7.341	7.594	7.922	8.368	9.095	9.944	11.099	11.741	11.783
Ελλάδα	82	85	82	85	96	102	109	118	124
Ευρωζώνη	104	104	105	107	112	116	123	127	131
<b>Λόγος Δανείων προς Καταθέσεις (%)</b>									
Ελλάδα	88,8	98,9	100,6	99,0	100,0	101,8	99,2	100,3	105,7
Ευρωζώνη	125,1	125,3	123,5	123,4	123,1	123,7	122,6	118,8	115,8

ΠΗΓΗ: Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα, Τράπεζα της Ελλάδος

Η συγκέντρωση του ευρωπαϊκού τραπεζικού συστήματος με δείκτη αναφοράς τα συνολικά στοιχεία ενεργητικού κατά τη δεκαετία που εξετάζουμε, αυξήθηκε σημαντικά ως αποτέλεσμα των Σ&Ε που αναφέραμε προηγουμένως, εκφραζόμενη μέσα από τη μέτρηση διαφόρων δεικτών συγκέντρωσης που χρησιμοποιούνται ευρύτατα στον τραπεζικό κλάδο. Ο δείκτης Herfindahl-Hirschmann<sup>3</sup> (ΗΗ, Πίνακας 3) αυξήθηκε σημαντικά σε 663 μονάδες το 2009, από 543 μονάδες το 2001, ενώ στην Ευρωπαϊκή Ένωση σημείωσε άνοδο στις 632 μονάδες, από 504 μονάδες το 2001. Η συγκέντρωση του ευρωπαϊκού τραπεζικού συστήματος, με βάση το μερίδιο αγοράς των πέντε μεγαλύτερων τραπεζών (CR-5) διαμορφώθηκε στο 44,6% και 44,3% για τη ζώνη του ευρώ και της Ευρωπαϊκής Ένωσης το 2009, από 39,1% και 37,8% αντίστοιχα το 2001. Από την άλλη πλευρά, η συγκέντρωση του ελληνικού τραπεζικού συστήματος εμφανίζεται σημαντικά υψηλότερη του ευρωπαϊκού. Ο δείκτης CR-5 διαμορφώθηκε στο 69,2% για το 2009, ελάχιστα μεταβαλλόμενος από το 67% στο οποίο βρισκόταν το 2001.

<sup>3</sup> Ο δείκτης ΗΗ ισούται με το άθροισμα των τετραγώνων των μεριδίων αγοράς (στη συγκεκριμένη περίπτωση βάσει του ενεργητικού) των τραπεζικών ιδρυμάτων. Τιμές του δείκτη μεταξύ 1.000-1.800 απεικονίζουν μέτρια συγκέντρωση της αγοράς, ενώ τιμές του δείκτη πάνω από 1.800 απεικονίζουν υψηλή συγκέντρωση.

Η χαμηλών διακυμάνσεων, για το ελληνικό τραπεζικό σύστημα, εικόνα αλλάζει όταν κατασκευάζουμε τους δείκτες συγκέντρωσης –των πέντε (CR-5) και των τριών (CR-3)– μεγαλύτερων ελληνικών πιστωτικών ιδρυμάτων, χρησιμοποιώντας αυτή τη φορά δύο στοιχεία πέρα του ενεργητικού και συγκεκριμένα τις συνολικές καταθέσεις και τα συνολικά δάνεια των τραπεζικών ιδρυμάτων. Το μερίδιο αγοράς των πέντε μεγαλύτερων ελληνικών τραπεζών βάσει των κορηγηθέντων δανείων αυξήθηκε σε 73,7% το 2008, έναντι 50,2% το 2001, με τις τρεις μεγαλύτερες τράπεζες να καρπώνονται το μεγαλύτερο μέρος της αύξησης αυτής<sup>4</sup>. Ταυτόχρονα, ο δείκτης συγκέντρωσης CR-5 βάσει των καταθέσεων αυξήθηκε σε 80,1% το 2008, από 67,9% το 2001, αντανακλώντας κυρίως την εμπιστοσύνη των καταθετών προς τις μεγαλύτερες τράπεζες μέσα σε ένα περιβάλλον αβεβαιότητας, συνεπικουρούμενο εκείνη την περίοδο από την κατάρρευση της Lehman Brothers και της ανησυχίας που αυτή μετακύλισε στο παγκόσμιο, αλλά και στο ελληνικό, χρηματοπιστωτικό σύστημα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3 Δείκτες Συγκέντρωσης									
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Δείκτης Herfindahl-Hirschmann (HH)</b>									
Ελλάδα	1.113	1.164	1.130	1.070	1.096	1.101	1.096	1.172	1.184
Ευρωζώνη	543	552	580	600	640	634	659	687	663
Ευρωπαϊκή Ένωση	504	520	547	567	614	592	596	665	632
<b>Δείκτης Συγκέντρωσης (CR5) βάσει μεριδίου αγοράς (Ενεργητικό, %)</b>									
Ελλάδα	67,0	67,4	66,9	65,0	65,6	66,3	67,7	69,5	69,2
Ευρωζώνη	39,1	39,3	40,5	41,7	42,8	43,1	44,4	44,7	44,6
Ευρωπαϊκή Ένωση	37,8	38,3	39,7	40,9	42,6	41,5	41,5	45,2	44,3
<b>Δείκτης Συγκέντρωσης βάσει μεριδίου αγοράς (Δάνεια, %)</b>									
Ελλάδα									
CR5	50,2	54,0	56,6	56,5	57,2	60,5	67,2	73,7	-
CR3	34,5	38,2	39,9	40,3	41,6	44,2	48,9	53,9	-
<b>Δείκτης Συγκέντρωσης βάσει μεριδίου αγοράς (Καταθέσεις, %)</b>									
CR5	67,9	74,5	76,2	73,2	73,0	71,3	68,7	80,1	-
CR3	50,6	55,8	56,3	53,3	55,4	53,5	48,1	57,1	-
ΠΗΓΗ: Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα, Τράπεζα της Ελλάδος, BankScope Database									

<sup>4</sup> Ο δείκτης CR-3 αυξήθηκε κατά περίπου 20%, σε 53,9% το 2008, από 34,5% το 2001.

### 3. Θεωρητικές και εμπειρικές προσεγγίσεις της σχέσης ανταγωνιστικότητας και συγκέντρωσης του τραπεζικού κλάδου

Η διερεύνηση της σχέσης ανταγωνιστικότητας και συγκέντρωσης του τραπεζικού συστήματος μιας χώρας έχει τη βάση της στη παραδοσιακή προσέγγιση της μεθοδολογίας «Διάρθρωση – Στρατηγική – Αποδοτικότητα» (Structure Contact Performance ή SCP). Η παραδοσιακή προσέγγιση περιλαμβάνει επίσης τα υποδείγματα της αποτελεσματικότητας της παραγωγικής διαδικασίας ή αποτελεσματικότητας κόστους (δ्वικό πρόβλημα) (productive and cost efficiency) με τον υπολογισμό των οικονομιών κλίμακας και φάσματος και τον προσδιορισμό του άριστου μεγέθους της επιχείρησης ή της παραγωγικής μονάδας. Τα αντικρουόμενα συμπεράσματα των προσεγγίσεων αυτών έδωσαν το έναυσμα για τη δημιουργία νέων υποδειγμάτων με έμφαση στο τραπεζικό σύστημα, τα οποία ενσωματώνουν περισσότερες οπτικές γωνίες του προβλήματος και οδηγούν σε καταλληλότερα συμπεράσματα.

Η προσέγγιση της μεθοδολογίας SCP θεωρεί ότι με δεδομένη (εξωγενή) τη δομή του τραπεζικού συστήματος ως προς τη σχέση συγκέντρωσης-κερδοφορίας, η συγκέντρωση του κλάδου οδηγεί σε υψηλότερα επιτόκια χορηγήσεων, χαμηλότερα επιτόκια καταθέσεων και αυξημένη κερδοφορία. Η υπόθεση αυτή έχει υποβληθεί σε εμπειρικό έλεγχο από ικανό αριθμό ερευνητών. Η εμπειρική της μεθοδολογία απαιτεί την εκτίμηση μιας γραμμικής συνάρτησης ανηγμένης μορφής (reduced form) στην οποία η εξηρημένη μεταβλητή αποτελεί μια προσέγγιση της κερδοφορίας της τράπεζας  $i$  στην αγορά  $j$  την περίοδο  $t$ . Εναλλακτικά, ως εξηρημένη μεταβλητή έχει χρησιμοποιηθεί το επιτόκιο καταθέσεων (Berger and Hannan, 1989). Οι επεξηγηματικές μεταβλητές συνήθως περιλαμβάνουν εναλλακτικές μετρήσεις της συγκέντρωσης της αγοράς, καθώς και χαρακτηριστικές μεταβλητές ή μεταβλητές ελέγχου (control variables) που αναμένεται να επηρεάζουν την κερδοφορία. Τέτοιες μεταβλητές όσον αφορά τη συγκέντρωση, είναι ο δείκτης Herfindahl-Hirschmann (HH) και οι δείκτες συγκέντρωσης των 3 ή 5 μεγαλύτερων τραπεζών CR-3 και CR-5, αντίστοιχα. Άλλες μεταβλητές (μεταβλητές ελέγχου) που αναμένεται να επηρεάζουν την κερδοφορία αντιστοιχούν κυρίως στο προφίλ κινδύνου της τράπεζας, στη δομή του ενεργητικού και των υποχρεώσεων της, το μέγεθός της, την κεφαλαιακή της επάρκεια κ.λπ. Οι πρώτες ενδείξεις (δεκαετία του '90) από την προσέγγιση αυτή απέτυχαν να απορρίψουν την υπόθεση SCP. Οι μελέτες των Berger and Hannan, (1989) και Hannan and Berger, (1991), χρησιμοποιώντας αμερικανικά δεδομένα, βρήκαν ότι στις αγορές με μεγαλύτερη συγκέντρωση, οι τράπεζες τείνουν (i) να πληρώνουν χαμηλότερα επιτόκια στις καταθέσεις, τα οποία επίσης δεν προσαρμόζουν άμεσα στις αλλαγές των επιτοκίων της διατραπεζικής αγοράς και (ii) να χρεώνουν υψηλότερα επιτόκια στις χορηγήσεις.

Οι μεθοδολογίες της αποτελεσματικότητας της παραγωγής ή του κόστους προτείνουν μια διαφορετική υπόθεση σχετικά με τη σχέση κερδοφορίας και συγκέντρωσης. Η αποτελεσματικότητα της παραγωγικής διαδικασίας καθορίζει ενδογενώς τη δομή της αγοράς (συγκέντρωση) και την κερδοφορία του τραπεζικού κλάδου (αποδοτικότητα). Τράπεζες οι οποίες λειτουργούν με την πιο προηγμένη τεχνολογία, με την πλέον κατάλληλη στελέχωση και με την ιδανικότερη κλίμακα παραγωγής, έχουν πλεονέκτημα αποδοτικότητας το οποίο μεταφράζεται σε μεγαλύτερο μερίδιο αγοράς. Αν το σύνολο της τραπεζικής αγοράς μιας χώρας δεν χωράει πολλές τέτοιου μεγέθους τράπεζες, τότε αναπόφευκτα το τραπεζικό σύστημα της χώρας θα είναι πολύ συγκεντρωμένο. Εμπειρικά η υπόθεση αυτή ελέγχεται (Berger, 1995) με την προσθήκη της επεξηγηματικής μεταβλητής του μεριδίου της αγοράς της τράπεζας  $i$  στην αγορά  $j$  την περίοδο  $t$  σε μια εξίσωση παλινδρόμησης παρόμοια με αυτήν που χρησιμοποιήθηκε στον έλεγχο του υποδείγματος SCP. Όταν στο εμπειρικό υπόδειγμα συμπεριληφθούν και ανεξάρτητες μεταβλητές ελέγχου που μετρούν την αποτελεσματικότητα της διοίκησης (X-efficiency) και το άριστο μέγεθος (scale efficiency), το μερίδιο αγοράς διατηρεί μια σχετικά μικρή θετική επίδραση στην αποδοτικότητα, προερχόμενη πιθανώς από τα πλεονεκτήματα που έχουν οι τράπεζες με μεγαλύτερο μερίδιο ως προς τη διαφήμιση, το δίκτυο καταστημάτων και τις σχέσεις που αναπτύσσουν με τους σημαντικούς πελάτες. Τα αποτελέσματα της ανωτέρω μελέτης του Berger αφορούν 4.800 αμερικανικές τράπεζες. Με παρόμοια μεθοδολογία (translog-cost function), οι Allen και Rai (1996) χρησιμοποιούν δεδομένα από 24 χώρες για να υπολογίσουν τις οικονομίες κλίμακας και φάσματος στην τραπεζική. Κοντρολάρουν για την αποτελεσματικότητα της διοίκησης

(X-efficiency) και, όπως αναμένεται, βρίσκουν ότι οι μικρές τράπεζες του δείγματος έχουν μικρότερο μέγεθος από το αποτελεσματικό. Αντίθετα, για τις μεγάλες τράπεζες που λειτουργούν σε καθεστώς διαχωρισμένων υπηρεσιών λιανικής και επενδυτικής τραπεζικής, βρίσκουν αρνητικές οικονομίες κλίμακας.

Όπως αναφέρθηκε νωρίτερα, η μεθοδολογία SCP παρότι αποτελεί σημείο εκκίνησης της έρευνας για την αποτελεσματικότητα του τραπεζικού συστήματος, εγκαταλείφθηκε σταδιακά την τελευταία δεκαετία, διότι τείνει να αγνοεί την πιθανή ενδογένεια που υφίσταται μεταξύ της δομής της αγοράς και της αποδοτικότητας των τραπεζών. Η σύγχρονη έρευνα στράφηκε τόσο στην αλληλεξάρτηση ανταγωνιστικότητας και συγκέντρωσης, όσο και σε άλλους παράγοντες που καθορίζουν την αποδοτικότητα του τραπεζικού συστήματος, όπως η κερδοφορία και ο προσπορισμός υπερ-κανονικών κερδών (rents). Οι παράγοντες αυτοί προσδιορίζονται από τη σύγχρονη θεωρία διαμεσολάβησης και αφορούν κυρίως το κανονιστικό πλαίσιο των τραπεζών, την ασυμμετρική πληροφόρηση στις σχέσεις τράπεζας-δανειοληπτών, τα κόστη διαμεσολάβησης (switching costs), τη γεωγραφική θέση (σύνορα, απόσταση) (spatial competition) κ.ά. Παράλληλα, εκπορευόμενα από την πολύπλευρη αυτή θεώρηση, έχουν αναπτυχθεί επιχειρήματα σχετικά με τη σχέση συγκέντρωσης και σταθερότητας (stability) ή ευθραυστότητας (fragility) του τραπεζικού συστήματος. Το ενδιαφέρον εδώ έγκειται σε πιθανώς αντικρουόμενα συμπεράσματα που εξάγονται από τη θεωρία ασυμμετρικής πληροφόρησης. Αν η συγκέντρωση του τραπεζικού συστήματος συντείνει στην αύξηση της αποδοτικότητας των τραπεζών, θα τείνει να τις καταστήσει λιγότερο ευάλωτες στον πειρασμό για επενδύσεις σε επικίνδυνα χαρτοφυλάκια (μεγαλύτερη συγκέντρωση, μεγαλύτερη σταθερότητα). Από την άλλη πλευρά, αν η αυξημένη συγκέντρωση και αποδοτικότητα συνάδει με αυξημένα επιτόκια χορηγήσεων, τότε η δύναμη της αντίθετης επιλογής θα τείνει να καταστήσει τα επενδυτικά χαρτοφυλάκια των τραπεζών πιο επικίνδυνα, καθώς οι δανειζόμενες επιχειρήσεις θα τείνουν να αναλαμβάνουν περισσότερο κίνδυνο.

Από την ευρύχωρη παλέτα των θεωρητικών και εμπειρικών προσεγγίσεων του προβλήματος της διάρθρωσης και ανταγωνιστικότητας του τραπεζικού συστήματος επιλέγουμε δύο υποδείγματα που αποτελούν πεδίο σύγκρισης αποτελεσμάτων στη διεθνή βιβλιογραφία και είναι προσιτά σε εμπειρική ανάλυση, δυστυχώς όχι άμοιρης προβλημάτων. Οι μεθοδολογίες των Panzar και Rosse (1977, 1982, 1987) και των Bresnahan (1982, 1989) και Lau (1982) βασίζονται σε υποδείγματα μικροοικονομικής ισορροπίας και καταλήγουν σε παραπλήσια μέτρα του επιπέδου ανταγωνιστικότητας της τραπεζικής αγοράς. Για λόγους συγκρισιμότητας με τη διεθνή βιβλιογραφία αλλά και ευκολίας πρόσβασης στα σχετικά δεδομένα, η εμπειρική μας προσέγγιση όσον αφορά το πρώτο υπόδειγμα θα ακολουθήσει τη μεθοδολογία των Panzar και Rosse. Οι Panzar και Rosse εξάγουν συμπεράσματα σχετικά με την ανταγωνιστικότητα του τραπεζικού συστήματος από τη συμπεριφορά των συνολικών μικτών εσόδων των επιμέρους τραπεζών ως προς τις μεταβολές των τιμών των κύριων εισροών τους. Με την εκτίμηση μιας γραμμικής σχέσης ανηγμένης μορφής σε λογάριθμους των μεταβλητών, υπολογίζονται οι ελαστικότητες των συνολικών εσόδων ή των επιτοκιακών εσόδων (εξηρητημένη μεταβλητή) ως προς τις τιμές τριών κύριων εισροών οι οποίες αποτελούν τις ανεξάρτητες μεταβλητές μαζί με τις μεταβλητές ελέγχου. Οι τρεις κύριες εισροές είναι οι καταθέσεις, η εργασία και το φυσικό κεφάλαιο. Οι Panzar και Rosse έδειξαν ότι το άθροισμα των ελαστικότητας των τριών αυτών εισροών, δηλαδή η μεταβλητή «H», είναι αρνητική για το μονοπώλιο και το οργανωμένο ολιγοπώλιο, μεταξύ του μηδενός και της μονάδας για τον μονοπωλιακό ανταγωνισμό και ίση με τη μονάδα για τις τράπεζες που λειτουργούν σε καθεστώς μακροχρόνιας ανταγωνιστικής ισορροπίας. Το αποτέλεσμα αυτό βασίζεται στις μορφές της ελαστικότητας ζήτησης του τελικού προϊόντος (το υπόδειγμα υποθέτει συνάρτηση παραγωγής και κόστους ενός προϊόντος). Οι επιχειρήσεις (τράπεζες) σε περιβάλλον τέλειου ανταγωνισμού αντιμετωπίζουν μια πλήρως ελαστική ζήτηση και σε (μακροχρόνια) ισορροπία τιμολογούν το προϊόν τους στο οριακό κόστος του. Μια ισοποσοστιαία αύξηση του κόστους παραγωγής θα τείνει να αυξήσει την τιμή του προϊόντος και τα έσοδα κατά το ίδιο ποσοστό ( $H = 1$ ). Αντίθετα, οι τράπεζες που ασκούν μονοπωλιακή δύναμη ή λειτουργούν ως οργανωμένοι ολιγοπωλητές τιμολογούν στο ελαστικό μέρος μιας σχετικά ανελαστικής καμπύλης ζήτησης και η αύξηση του κόστους αυξάνει την τιμή ισορροπίας αλλά μειώνει τα έσοδα ( $H < 0$ ). Στην ενδιάμεση περίπτωση, μια μονοπωλιακά ανταγωνιστική τράπεζα ή αυτή που λειτουργεί σε αγορά υπό την πίεση δυνητικού ανταγωνισμού (contestable market) αντιμετωπίζει ανελαστική καμπύλη ζήτησης, αλλά η κάθε τράπεζα τείνει να αυξήσει το παραγόμενο προϊόν της, οπότε και η αύξηση του κόστους οδηγεί σε αύξηση των εσόδων μικρότερη από αναλογική

( $H < 1$ ). Τα δεδομένα που απαιτούνται για την εκτίμηση του στατιστικού «H» προέρχονται από πληθυσμούς που σπάνια ικανοποιούν τις προϋποθέσεις του υποδείγματος. Ο Shaffer (1982, 1983, 1993, 2004) και οι Bikker, Shaffer και Spierdijk (2009) έδειξαν ότι στο εμπειρικό υπόδειγμα με αστάθμιστη (χωρίς κλίμακα – unscaled) εξηρημένη μεταβλητή, αν η υπόθεση  $H > 0$  δεν μπορεί να απορριφθεί, τότε, χωρίς πρόσθετη πληροφόρηση για το κόστος παραγωγής και τη ζήτηση, συμπεραίνουμε ότι οι τράπεζες στο δείγμα μας δεν ασκούν καμιάς μορφής μονοπωλιακή πολιτική (π.χ. οργανωμένο ολιγοπώλιο). Αν δε, η υπόθεση για μοναδιαία τιμή του «H» δεν απορριφθεί, τότε οι τράπεζες στη συγκεκριμένη αγορά συμπεριφέρονται ως πλήρως ανταγωνιστικές επιχειρήσεις ή ως αγορές με διεκδικούμενα κέρδη (contestable). Όταν, αντίθετα, η υπόθεση για αρνητικό «H» δεν απορρίπτεται, τότε δεν είναι ξεκάθαρο το επίπεδο του ανταγωνισμού στην αγορά. Το αρνητικό «H» αντιστοιχεί σε ατελή ανταγωνισμό, δηλαδή μονοπωλιακή συμπεριφορά, αλλά και σε ανταγωνιστικό περιβάλλον αν η αγορά δεν βρίσκεται σε ισορροπία ή αν το μέσο μακροχρόνιο κόστος παραγωγής είναι σταθερό (μικρές και μεγάλες τράπεζες παράγουν σε αποτελεσματικό επίπεδο). Στην περίπτωση αυτή είναι αναγκαίο να διερευνηθεί αν το δείγμα μας αντλήθηκε από αγορές σε ισορροπία, όπως και να εκτιμηθεί η συνάρτηση κόστους. Ο σχετικός έλεγχος απαιτεί η ROA των τραπεζών του δείγματος να μην επηρεάζεται από τα κόστη παραγωγής. Πράγματι, αν τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα είναι ομοιογενή (όπως υποθέσαμε εξ αρχής) και βρίσκονται σε μακροχρόνια ισορροπία θα έχουν ίδια ROA και η οποία θα παραμένει σταθερή σε μεταβολές των ανεξάρτητων μεταβλητών (κόστη και μεταβλητές ελέγχου).

### 3.1 Προσδιοριστικοί παράγοντες της ανταγωνιστικότητας – συγκέντρωση και ανταγωνιστικότητα

Η θεωρητική σχέση μεταξύ του βαθμού συγκέντρωσης μιας τραπεζικής αγοράς και της ανταγωνιστικότητας και αποτελεσματικότητας των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων που την απαρτίζουν δεν είναι ξεκάθαρη, συνεπώς απαιτείται περαιτέρω εμπειρική διερεύνηση. Η τάση συγκέντρωσης στις τραπεζικές αγορές παγκοσμίως, όπως και στη δική μας αγορά, μας οδηγεί να εξετάσουμε στη συνέχεια, με το δεύτερο υπόδειγμα, την επίδραση που ενδέχεται να ασκεί η συγκέντρωση στο καθαρό άνοιγμα των επιτοκίων κορηγήσεων και τραπεζικής χρηματοδότησης (Net Interest Margin – NIM). Η μεταβλητή αυτή αναμένεται να αποτελεί σαφέστερη μέτρηση της αποτελεσματικότητας και της ανταγωνιστικότητας του τραπεζικού συστήματος στις πιο παραδοσιακές τραπεζικές δραστηριότητες από το στατιστικό «H». Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η πληροφορία που περιέχεται στην εκτίμηση του «H» είναι λιγότερο έγκυρη από ό,τι απαιτείται για να αποτελεί το μόνο σημείο αναφοράς. Η σχέση συγκέντρωσης ανταγωνιστικότητας-αποτελεσματικότητας, όπως αντανακλάται στο μέγεθος του NIM, ενδέχεται να επηρεάζεται σημαντικά από το επίπεδο της κανονικοποίησης του ρυθμιστικού περιβάλλοντος (regulation) της αγοράς, τη σχέση ανταγωνιστικότητας-αποτελεσματικότητας, καθώς και άλλους θεσμικούς ή ειδικούς παράγοντες. Για να απομονωθεί η επίδραση που πιθανόν ασκεί ο βαθμός συγκέντρωσης στην ανταγωνιστικότητα, εκτιμούμε γραμμικές παλινδρομήσεις με εξαρτημένη μεταβλητή το NIM της τράπεζας  $i$  και χώρας  $k$  και ανεξάρτητες μεταβλητές εκτός της μεταβλητής που προσεγγίζει τη συγκέντρωση για τη χώρα  $k$  (HHI, CR-3, CR-5) μια σειρά από μεταβλητές ελέγχου, οι οποίες χαρακτηρίζουν τις τράπεζες του δείγματος. Η επίδραση του μακροοικονομικού περιβάλλοντος και του χρηματοπιστωτικού συστήματος απομονώνεται με τη χρήση μεταβλητών ελέγχου. Το επίπεδο πληθωρισμού π.χ. ενοχοποιείται για τη θετική επίδραση που ασκεί στο NIM προξενώντας μεγαλύτερη ασυμμετρία στην πληροφόρηση. Η δυνατότητα χρηματοδότησης των επιχειρήσεων από την κεφαλαιαγορά πιθανόν εξασκεί πιέσεις στο NIM, όπως επίσης ενδέχεται ο οικονομικός κύκλος να επιδρά στο ύψος των επιτοκίων κορηγήσεων και καταθέσεων. Η ομοιομορφία του ρυθμιστικού πλαισίου του τραπεζικού συστήματος της Ευρωπαϊκής Ένωσης και της ζώνης του ευρώ, αποτελεί το άλλοθι της ανυπαρξίας των σχετικών μεταβλητών ελέγχου.

## 4. Δείγμα και μεθοδολογία

Το εμπειρικό κομμάτι της παρούσας μελέτης χρησιμοποιεί ένα αρχικό δείγμα (unbalanced set) 210 χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων από 20 χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης, με τα στοιχεία σε εταιρική βάση να προέρχονται από τη βάση δεδομένων BankScope, ενώ για τις μακροοικονομικές μεταβλητές χρησιμοποιούμε ως πηγή την Eurostat. Η επιλογή του δείγματος επικεντρώθηκε στην προσπάθεια κάλυψης ενός σημαντικού ποσοστού του ενεργητικού του ευρωπαϊκού τραπεζικού τομέα. Για τον λόγο αυτό, η κατασκευή του δείγματος ξεκίνησε στο μοτίβο των ευρωπαϊκών τραπεζών που έλαβαν μέρος στις ασκήσεις προσομοίωσης ακραίων καταστάσεων (stress tests), οι οποίες διεξήχθησαν τον Ιούλιο του 2010 υπό τον συντονισμό της Επιτροπής Ευρωπαϊκών Αρχών Τραπεζικής Εποπτείας (CEBS), σε συνεργασία με την Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα (ΕΚΤ). Οι 91 αυτές ευρωπαϊκές τράπεζες αθροιστικά αντιπροσωπεύουν το 65% του συνολικού του ενεργητικού του ευρωπαϊκού τραπεζικού συστήματος, ενώ με την επιλογή μας να συμπεριλάβουμε επιπλέον 119 τράπεζες, το δείγμα μας αντιπροσωπεύει πλέον περίπου το 85%. Τα στοιχεία που χρησιμοποιούμε είναι σε ενοποιημένη βάση για την περίοδο 2000-2009, με τον αριθμό των παρατηρήσεων ανά χρονιά να ανέρχεται, κατά μέσο όρο, σε 2.300.

Για να υπολογίσουμε το H-Statistic, χρησιμοποιούμε τον ακόλουθο προσδιορισμό μιας γραμμικής συνάρτησης ανηγμένης μορφής (reduced form) για ένα πάνελ στοιχείων (panel data set):

$$\log \Pi = \alpha + \beta_1 \log w_{Fit} + \beta_2 \log w_{Lit} + \beta_3 \log w_{Cit} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \log BSV_{it} + \text{error}$$

όπου  $it$  είναι η υπόστιξη η οποία καταδεικνύει την τράπεζα  $i$  του δείγματός μας τη χρονική στιγμή  $t$ ,  $\Pi$  είναι η επεξηγηματική μας μεταβλητή, η οποία αλλάζει ανάλογα με την εκδοχή του μοντέλου –συγκεκριμένα, χρησιμοποιούμε τις μεταβλητές (i) Έσοδα από Τόκους (Interest Income), (ii) Συνολικά Έσοδα (Total Revenue), (iii) Έσοδα από Τόκους ως προς το Σύνολο Ενεργητικού (Interest Income to Total Assets) και (iv) Συνολικά Έσοδα ως προς το Σύνολο Ενεργητικού (Total Income to Total Assets)–  $W_f$  είναι ο λόγος των εξόδων τόκων ως προς τη συνολική χρηματοδότηση,  $W_L$  είναι ο λόγος των εξόδων μισθοδοσίας ως προς τα συνολικά στοιχεία ενεργητικού και  $W_c$  είναι ο λόγος των μη-επιτοκιακών εξόδων ως προς τα ενσώματα στοιχεία ενεργητικού. Επίσης, χρησιμοποιούμε χαρακτηριστικές μεταβλητές (BSV) που αναμένεται να επηρεάζουν την κερδοφορία, όπως τον λόγο των συνολικών δανείων ως προς το σύνολο ενεργητικού σαν μία προσέγγιση για τον πιστωτικό κίνδυνο (LNS/TA), τον λόγο των λοιπών στοιχείων ενεργητικού ως προς το σύνολο ενεργητικού για να ελέγξουμε τη σύνθεση του ενεργητικού (ONA/TA), τον λόγο των καταθέσεων ως προς το σύνολο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης για να ελέγξουμε τη σύνθεση της χρηματοδότησης (DPS/F), και τέλος τον λόγο των ιδίων κεφαλαίων ως προς το σύνολο ενεργητικού για να προσεγγίσουμε τη μόχλευση (EQ/TA).

Για να εξακριβώσουμε την επίδραση που πιθανόν να έχει η συγκέντρωση ενός τραπεζικού συστήματος στην ανταγωνιστικότητα (δεύτερο υπόδειγμα), ελέγχοντας ταυτόχρονα για συγκεκριμένα εταιρικά χαρακτηριστικά, καθώς και για το μακροοικονομικό περιβάλλον στο οποίο λειτουργούν τα χρηματοπιστωτικά ιδρύματα, χρησιμοποιούμε τον ακόλουθο προσδιορισμό μιας γραμμικής συνάρτησης ανηγμένης μορφής (reduced form) για ένα πάνελ στοιχείων (panel data set):

$$NIM_{k,i} = \alpha + \beta_1 CR_k + \beta_2 \sum_{i=1}^n BSV_{k,i} + \beta_3 \sum_k MAV_k + \text{error}$$

όπου  $k,i$  είναι η υπόστιξη η οποία καταδεικνύει τη χώρα ( $k$ ) και την τράπεζα ( $i$ ) του δείγματός μας,  $NIM$  είναι το Καθαρό Επιτοκιακό Περιθώριο,  $CR-5$  είναι ο δείκτης συγκέντρωσης εκτιμώμενος ως προς το μερίδιο αγοράς των πέντε μεγαλύτερων τραπεζών κάθε χώρας βάσει στοιχείων ενεργητικού,  $BSV$  είναι ένα διάλυμα χαρακτηριστικών τραπεζικών μεταβλητών που αναμένεται να επηρεάζουν την κερδοφορία, όπως το μέγεθος, εκφραζόμενο από τα συνολικά στοιχεία ενεργητικού (TA), η ρευστότητα, για την οποία χρησιμοποιούμε τον λόγο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης ως προς τα συνολικά στοιχεία ενεργητικού (LIQ), ο λόγος της καθαρής θέσης ως προς το σύνολο του ενεργητικού (EQ/TA) και τέλος, ο λόγος μη επιτοκιακού εισοδήματος ως προς τα συνολικά στοιχεία ενεργητικού (FEE). Όσον αφορά τις μακροοικονομικές μεταβλητές που

χρησιμοποιούμε στο μοντέλο μας, αυτές είναι ο πληθωρισμός (INF), το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν (GDP) και τέλος ο λόγος της χρηματιστηριακής αξίας της αγοράς της κάθε εξεταζόμενης χώρας ως προς το ΑΕΠ (MVR)<sup>5</sup>.

## 5. Εμπειρικά αποτελέσματα

Τα αποτελέσματα της πρόσφατης εμπειρικής βιβλιογραφίας παρουσιάζονται στον πίνακα 4. Ένα χαρακτηριστικό των εμπειρικών υποδειγμάτων που προβληματίζει είναι η χρησιμοποίηση της σταθμισμένης (υπό κλίμακα – scaled) εξηρημένης μεταβλητής των επιτοκιακών ή συνολικών εσόδων. Η πιο πρόσφατη μελέτη των Bikker, Shaffer και Spierdijk (2009) δείχνει ότι η συγκεκριμένη μεταβλητή πρέπει να είναι αστάθμιστη (χωρίς κλίμακα – unscaled) για να υπάρχει αξιοπιστία στην εκτίμηση του επιπέδου ανταγωνιστικότητας με το «H», ειδικά όταν το «H» λαμβάνει αρνητική τιμή. Ένα δεύτερο χαρακτηριστικό αφορά την έμφαση στο «H» των επί μέρους τραπεζικών αγορών, όπου το στατιστικό υπολογίζεται για κάθε χώρα ξεχωριστά, όπως στους DeBandt και Davies (2000), Bikker και Haaf (2002), Claessens και Laeven (2004), Bikker, Shaffer και Spierdijk (2009) και στο «H» ενός δείγματος τραπεζών που ανήκουν σε διάφορες χώρες οι οποίες αποτελούν διακριτές τραπεζικές αγορές (Mamatzakis et al. 2005, Staikouras and Fillipaki, 2006). Οι περισσότερες μελέτες υπολογίζουν το «H» διακρίνοντας τις μεγάλες από τις μικρές τράπεζες. Τα κυριότερα συμπεράσματα που συνθέτουν μια χωρίς έντονες αντιφάσεις εικόνα είναι τα εξής: (i) Η ευρωπαϊκή αγορά είναι λιγότερο ανταγωνιστική από αυτήν των ΗΠΑ (DeBandt και Davies, 2000), (ii) οι μεγάλες τράπεζες οι οποίες λειτουργούν στις διεθνείς αγορές είναι περισσότερο ανταγωνιστικές από τις μικρές, και (iii) υπάρχει διεθνής τάση για αύξηση της ανταγωνιστικότητας του τραπεζικού συστήματος, ιδίως στις αγορές με ευκολία εισόδου νέων τραπεζών ή ανοικτών σε διεθνή ανταγωνισμό.

<b>ΠΙΝΑΚΑΣ 4</b> Το μοντέλο Panzar-Rosse σε προηγούμενες μελέτες			
<b>Συγγραφείς</b>	<b>Περίοδος</b>	<b>Δείγμα</b>	<b>Αποτελέσματα</b>
De Bandt and Davis (2000)	1992-1996	Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία	Μονοπωλιακός ανταγωνισμός σε όλες τις χώρες για τις μεγάλες τράπεζες Οι μικρές τράπεζες μη ανταγωνιστικές στην Ιταλία Οι μικρές τράπεζες μονοπώλιο στη Γερμανία
Bikker and Haaf (2002)	1988-1998	23 χώρες	Ελλάδα Τέλειος ανταγωνισμός για τις μεγάλες τράπεζες Μονοπωλιακός ανταγωνισμός για τις μικρές και μεσαίες τράπεζες
Claessens and Laeven (2003)	1994-2001	50 χώρες	Μονοπωλιακός ανταγωνισμός σε όλες τις χώρες (συμπεριλαμβανομένης της Ελλάδας, όπου $H=0.76$ )
Mamatzakis et al. (2005)	1998-2002	SEE (Αλβανία, Βοσνία, Βουλγαρία, Κροατία, FYROM, Ρουμανία, Σερβία)	Μονοπωλιακός ανταγωνισμός
Staikouras and Fillipaki (2006)	1998-2002	ΕΕ-15 έναντι ΕΕ-10 (Τσεχία, Κύπρος, Εσθονία, Ουγγαρία, Λετονία, Λιθουανία, Μάλτα, Πολωνία, Σλοβακία, Σλοβενία)	Μονοπωλιακός ανταγωνισμός στην ΕΕ-15 ( $H=0.54$ ) Μονοπωλιακός ανταγωνισμός στην ΕΕ-10 ( $H=0.78$ )
Bikker, Shaffer and Spierdijk (2009)	1986-2004	67 χώρες	Μονοπωλιακός ανταγωνισμός σε 40 χώρες

<sup>5</sup> Οι μεταβλητές προκύπτουν ως ο αριθμητικός μέσος όρος υπό την εξεταζόμενη περίοδο, 2000–2009. Η χρησιμοποίηση των τιμών του άνω χρονικού διαστήματος (2009) των χαρακτηριστικών τραπεζικών μεταβλητών (BSV), όπως ακολουθείται σαν εναλλακτική προσέγγιση στη βιβλιογραφία, δεν επέφερε σημαντικές αλλαγές στα αποτελέσματά μας.

Η δομή αγοράς που εκτιμάται ότι ισχύει στις περισσότερες αγορές είναι ο μονοπωλιακός ανταγωνισμός (Bikker και Haaf, 2002, Claessens και Laeven, 2004, Mamatzakis et al. 2005, Staikouras και Fillipaki, 2006). Αντίθετα, η επίδραση της συγκέντρωσης του τραπεζικού συστήματος στην ανταγωνιστικότητα δεν βρίσκει ομοφωνία. Οι Bikker και Haaf (2002) βρίσκουν αρνητική επίδραση της συγκέντρωσης στην ανταγωνιστικότητα, ενώ οι Claessens και Laeven (2004) καταλήγουν στο συμπέρασμα ότι η ευκολία διεκδίκησης των κερδών καθορίζει την ανταγωνιστικότητα και όχι η συγκέντρωση του κλάδου. Η μόνη μελέτη που χρησιμοποιεί μεταβλητές χωρίς κλίμακα είναι των Bikker, Shaffer και Spierdijk (2009) και οι εκτιμήσεις τους για το «H» διαφέρουν αρκετά από τις υπόλοιπες μελέτες, αφού βρίσκουν αρκετές αγορές να λειτουργούν υπό ενδεχόμενη μονοπωλιακή δύναμη, συμπεριλαμβανόμενης και της ελληνικής αγοράς.

Ο πίνακας 5 παρουσιάζει την εκτίμηση του «H» για το συνολικό δείγμα μας. Η τιμή του στατιστικού είναι θετική και μικρότερη της μονάδας, ακόμη και στις παλινδρομήσεις με τα αστάθμιστα έσοδα (unscaled) ως εξαρτημένη μεταβλητή, σύμφωνα δηλαδή με τη μεθοδολογία που ακολούθησαν οι Bikker, Shaffer και Spierdijk (2009). Τα αποτελέσματα σχετικά με τις ανεξάρτητες μεταβλητές και το στατιστικό «H», όσον αφορά το πρόσημο και τη στατιστική σημαντικότητα είναι τα αναμενόμενα και συγκλίνουν με αυτά της βιβλιογραφίας (DeBandt και Davies 2000, Bikker και Haaf 2002, Claessens και Laeven 2004, Mamatzakis et al. 2005, Staikouras και Fillipaki, 2006). Ο απαραίτητος για την εκτίμηση του «H» έλεγχος για αγορά σε ισορροπία απέτυχε να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση της αγοράς σε ισορροπία. Το στατιστικό F που προκύπτει από το τεστ του Wald είναι μόλις 0,03.

Οι πίνακες 6-10 αφορούν την εκτίμηση του «H» για συγκεκριμένες χώρες του δείγματος που χρησιμοποιήσαμε με βάση το ίδιο υπόδειγμα που μας έδωσε τα αποτελέσματα του προηγούμενου πίνακα. Με βάση το σταθμισμένο (scaled) υπόδειγμα το ελληνικό τραπεζικό σύστημα (Πίνακας 6) έχει δομή μονοπωλιακού ανταγωνισμού. Το συμπέρασμα αυτό ισχύει στις περισσότερες μελέτες και για τις περισσότερες χώρες. Ανταποκρινόμενοι στην κριτική που άσκησαν οι Bikker, Shaffer και Spierdijk (2009), εκτιμήσαμε και το αστάθμιστο υπόδειγμα εκ του οποίου προκύπτει ότι το «H» είναι στατιστικά μηδέν. Σύμφωνα με την ανωτέρω κριτική, μηδενικό «H» αντιστοιχεί σε ανταγωνιστική δομή όταν το μακροχρόνιο μέσο κόστος παραγωγής ενδέχεται να είναι σταθερό. Για την Ελλάδα, η ένδειξη από την εκτίμηση του ROA είναι πως το ελληνικό τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε μακροχρόνια ισορροπία στην οποία μικρές και μεγάλες τράπεζες είναι οικονομικά βιώσιμες. Η ένδειξη αυτή ενισχύει το συμπέρασμα περί μιας ανταγωνιστικής τραπεζικής δομής.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 5** Δείγμα 20 ευρωπαϊκών χωρών

Στον πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση διαφόρων εκδοκών του μοντέλου Panzar-Rosse:

Wf είναι ο λόγος των εξόδων τόκων ως προς τη συνολική χρηματοδότηση, WI είναι ο λόγος των εξόδων μισθοδοσίας ως προς το σύνολο του Ενεργητικού, Wc είναι ο λόγος των μη-επιτοκιακών εξόδων ως προς τα ενσώματα πάγια, LNS/TA είναι ο λόγος των δανείων προς το σύνολο του Ενεργητικού, ONA/TA είναι ο λόγος των λοιπών στοιχείων ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού, DPS/F είναι ο λόγος των καταθέσεων ως προς το σύνολο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης και EQ/TA είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων ως προς το σύνολο του ενεργητικού.

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων OLS σε ένα πάνελ 20 χωρών και 210 τραπεζών για την περίοδο 2000-2009 (panel data), διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980).

Το στατιστικό μέτρο H (H-statistic) ισούται με το άθροισμα των ελαστικότητας (bi) των μεταβλητών Wf, WI και Wc και επομένως  $H = b1(of Wf) + b2(of WI) + b3(of Wc)$ .

Το τεστ βάσει του κριτηρίου Wald χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις  $H=0$  και  $H=1$  και ακολουθεί μία F-κατανομή.

Οι τιμές στις παρενθέσεις όσον αφορά το Wald τεστ είναι p-values.

Ο έλεγχος της μακροχρόνιας ισορροπίας (long-run equilibrium) για τη στατιστική H πραγματοποιείται με το ίδιο μοντέλο, χρησιμοποιώντας την απόδοση του ενεργητικού (ROA) ως την εξαρτημένη μεταβλητή, με τη μη απόρριψη της υπόθεσης  $H(ROA)=0$  να υποδηλώνει πως το υπό εξέταση τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε ισορροπία.

	P-R Model I			P-R Model II			P-R Model III (Unscaled)			P-R Model IV (Unscaled)		
Εξαρτημένη μεταβλητή	(Έσοδα από Τόκους/ Ενεργητικό)			(Σύνολο Εσόδων/ Ενεργητικό)			Έσοδα από Τόκους			Σύνολο Εσόδων		
Επεξηγηματικές Μεταβλητές	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values
Wf	0,646	0,013	50,12	0,518	0,020	25,77	0,440	0,095	4,63	0,318	0,098	3,23
WI	0,098	0,018	5,45	0,098	0,017	5,90	-0,355	0,087	-4,09	-0,352	0,088	-4,02
Wc	-0,014	0,008	-1,85	0,046	0,008	5,38	0,246	0,042	5,88	0,308	0,050	6,21
LNS/TA	0,227	0,017	13,52	0,171	0,039	4,33	-0,315	0,093	-3,39	-0,375	0,073	-5,17
ONA/TA	-0,012	0,010	-1,25	-0,013	0,017	-0,74	0,743	0,078	9,51	0,734	0,075	9,85
DPS/F	0,019	0,010	1,93	-0,101	0,017	-6,04	0,352	0,070	5,01	0,228	0,067	3,41
EQ/TA	0,035	0,014	2,47	0,289	0,036	7,93	-1,523	0,175	-8,70	-1,261	0,144	-8,73
Intercept	-0,07	0,04	-1,68	0,092	0,055	1,68	5,462	0,292	18,73	5,645	0,282	20,03
Adj. R <sup>2</sup>	0,81			0,38			0,40			0,36		
Αριθμός παρατηρήσεων	1.727			1.705			1.727			1.705		
<b>H-statistic</b>	<b>0,73</b>	0,025	28,94	<b>0,66</b>	0,025	26,81	<b>0,33</b>	0,103	3,21	<b>0,27</b>	0,099	2,76
Wald test for H=0	F(1,1710)= 837.51 (0.000)			F(1,1688)= 718.81 (0.000)			F(1,1710)= 10.29 (0.001)			F(1,1688)= 7.63 (0.005)		
Wald test for H=1	F(1,1710)= 114.39 (0.000)			F(1,1688)= 188.17 (0.000)			F(1,1710)= 41.90 (0.000)			F(1,1688)= 53.69 (0.000)		
Έλεγχος Μακροχρόνιας Ισορροπίας (Long-run Equilibrium)												
<b>H (ROA)-statistic</b>	<b>0,01</b>	0,056	0,19									
Wald test for H(ROA)=0	F(1,1613)= 0.03 (0.845)											
	<b>H<sub>0</sub>: H(ROA) = 0 ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ</b>											

**ΠΙΝΑΚΑΣ 6** Ελλάδα

Στον πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση διαφόρων εκδοκών του μοντέλου Panzar-Rosse:

Wf είναι ο λόγος των εξόδων τόκων ως προς τη συνολική χρηματοδότηση, Wl είναι ο λόγος των εξόδων μισθοδοσίας ως προς το σύνολο του Ενεργητικού, Wc είναι ο λόγος των μη-επιτοκιακών εξόδων ως προς τα ενσώματα πάγια, LNS/TA είναι ο λόγος των δανείων προς το σύνολο του Ενεργητικού, ONA/TA είναι ο λόγος των λοιπών στοιχείων ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού, DPS/F είναι ο λόγος των καταθέσεων ως προς το σύνολο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης και EQ/TA είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων ως προς το σύνολο του ενεργητικού.

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων OLS σε ένα πάνελ 17 τραπεζών για την περίοδο 2000-2009 (panel data), διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980).

Το στατιστικό μέτρο H (H-statistic) ισούται με το άθροισμα των ελαστικωτήτων (bi) των μεταβλητών Wf, Wl και Wc και επομένως  $H = b1(of Wf) + b2(of Wl) + b3(of Wc)$ .

Το τεστ βάσει του κριτηρίου Wald χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις H=0 και H=1 και ακολουθεί μία F-κατανομή.

Οι τιμές στις παρενθέσεις όσον αφορά το Wald τεστ είναι p-values.

Ο έλεγχος της μακροχρόνιας ισορροπίας (long-run equilibrium) για τη στατιστική H πραγματοποιείται με το ίδιο μοντέλο, χρησιμοποιώντας την απόδοση του ενεργητικού (ROA) ως την εξαρτημένη μεταβλητή, με τη μη απόρριψη της υπόθεσης H (ROA)=0 να υποδηλώνει πως το υπό εξέταση τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε ισορροπία.

	P-R Model I			P-R Model II			P-R Model III (Unscaled)			P-R Model IV (Unscaled)		
Εξαρτημένη μεταβλητή	(Έσοδα από Τόκους/ Ενεργητικό)			(Σύνολο Εσόδων/ Ενεργητικό)			Έσοδα από Τόκους			Σύνολο Εσόδων		
Επεξηγηματικές Μεταβλητές	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values
Wf	0,541	0,100	5,39	0,165	0,062	2,67	1,487	0,336	4,42	1,102	0,298	3,70
Wl	0,003	0,052	0,06	0,238	0,078	3,05	-1,160	0,239	-4,85	-0,941	0,260	-3,62
Wc	0,035	0,046	0,75	0,117	0,028	4,14	-1,027	0,309	-3,33	-0,960	0,286	-3,35
LNS/TA	0,200	0,091	2,19	-0,646	0,090	-7,21	0,727	0,280	2,60	-0,089	0,242	-0,37
ONA/TA	-0,019	0,040	-0,49	-0,007	0,059	-0,12	0,284	0,417	0,68	0,284	0,371	0,76
DPS/F	0,122	0,057	2,14	-0,399	0,132	-3,01	-0,440	0,403	-1,09	-0,931	0,353	2,64
EQ/TA	-0,189	0,076	-2,48	-0,088	0,065	-1,36	-2,339	0,235	-9,97	-2,240	0,203	-11,01
Intercept	-0,68	0,25	-2,75	-0,724	0,184	-3,93	4,250	0,654	6,50	4,163	0,519	8,01
Adj. R <sup>2</sup>	0,72			0,33			0,62			0,60		
Αριθμός παρατηρήσεων	142			141			142			141		
<b>H-statistic</b>	<b>0,58</b>	0,161	3,60	<b>0,52</b>	0,121	4,31	<b>-0,70</b>	0,648	-1,08	<b>-0,80</b>	0,515	-1,55
Wald test for H=0	F(1,125)= 12.96 (0.000)			F(1,124)= 18.53 (0.000)			F(1,125)= 1.169 (0.281)			F(1,124)= 2.397 (0.124)		
Wald test for H=1	F(1,125)= 6.83 (0.000)			F(1,124)= 15.81 (0.000)			F(1,125)= 6.892 (0.009)			F(1,124)= 12.16 (0.000)		
Έλεγχος Μακροχρόνιας Ισορροπίας (Long-run Equilibrium)												
<b>H (ROA)-statistic</b>	<b>0,27</b>	0,484	0,57									
Wald test for H(ROA)=0	F(1,99)= 0.325 (0.571)											
	<b>H<sub>0</sub>: H(ROA) = 0</b>			<b>ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ</b>								

ΠΙΝΑΚΑΣ 7 Γερμανία

Στον πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση διαφόρων εκδοχών του μοντέλου Panzar-Rosse:

Wf είναι ο λόγος των εξόδων τόκων ως προς τη συνολική χρηματοδότηση, Wl είναι ο λόγος των εξόδων μισθοδοσίας ως προς το σύνολο του Ενεργητικού, Wc είναι ο λόγος των μη-επιτοκιακών εξόδων ως προς τα ενσώματα πάγια, LNS/TA είναι ο λόγος των δανείων προς το σύνολο του Ενεργητικού, ONA/TA είναι ο λόγος των λοιπών στοιχείων ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού, DPS/F είναι ο λόγος των καταθέσεων ως προς το σύνολο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης και EQ/TA είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων ως προς το σύνολο του ενεργητικού.

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων OLS σε ένα πάνελ 15 τραπεζών για την περίοδο 2000-2009 (panel data), διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980).

Το στατιστικό μέτρο H (H-statistic) ισούται με το άθροισμα των ελαστικότητων (bi) των μεταβλητών Wf, Wl και Wc και επομένως  $H = b1(\text{of } Wf) + b2(\text{of } Wl) + b3(\text{of } Wc)$ .

Το τεστ βάσει του κριτηρίου Wald χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις  $H=0$  και  $H=1$  και ακολουθεί μία F-κατανομή.

Οι τιμές στις παρενθέσεις όσον αφορά το Wald τεστ είναι p-values.

Ο έλεγχος της μακροχρόνιας ισορροπίας (long-run equilibrium) για τη στατιστική H πραγματοποιείται με το ίδιο μοντέλο, χρησιμοποιώντας την απόδοση του ενεργητικού (ROA) ως την εξαρτημένη μεταβλητή, με τη μη απόρριψη της υπόθεσης  $H(\text{ROA})=0$  να υποδηλώνει πως το υπό εξέταση τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε ισορροπία.

	P-R Model I			P-R Model II			P-R Model III (Unscaled)			P-R Model IV (Unscaled)		
Εξαρτημένη μεταβλητή	(Έσοδα από Τόκους/ Ενεργητικό)			(Σύνολο Εσόδων/ Ενεργητικό)			Έσοδα από Τόκους			Σύνολο Εσόδων		
Επεξηγηματικές Μεταβλητές	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values
Wf	0,828	0,008	102,78	0,404	0,035	11,39	0,331	0,077	4,28	-0,067	0,069	-0,98
Wl	0,101	0,046	2,21	-0,053	0,088	-0,61	0,063	0,067	0,94	-0,103	0,058	-1,77
Wc	0,002	0,014	0,11	0,067	0,042	1,60	0,024	0,054	0,44	0,058	0,034	1,57
LNS/TA	0,131	0,026	5,12	0,251	0,058	4,32	0,223	0,105	2,13	0,287	0,103	2,80
ONA/TA	-0,105	0,034	-3,06	-0,087	0,072	-1,22	0,570	0,053	10,68	0,619	0,034	18,03
DPS/F	0,015	0,026	0,55	0,250	0,066	3,78	0,106	0,151	0,70	0,402	0,074	5,45
EQ/TA	0,023	0,025	0,94	-0,124	0,084	-1,48	0,441	0,087	5,08	0,374	0,077	4,88
Intercept	-0,01	0,05	-0,22	-1,144	0,175	-6,54	9,526	0,359	26,52	8,541	0,211	40,48
Adj. R <sup>2</sup>	0,95			0,59			0,62			0,65		
Αριθμός παρατηρήσεων	113			112			113			112		
<b>H-statistic</b>	<b>0,93</b>	0,062	14,90	<b>0,42</b>	0,113	3,69	<b>0,42</b>	0,100	4,16	<b>-0,12</b>	0,104	-1,12
Wald test for H=0	F(1,96)= 221.90 (0.000)			F(1,95)= 13.63 (0.000)			F(1,96)= 17.33 (0.000)			F(1,95)= 1.261 (0.264)		
Wald test for H=1	F(1,96)= 1.23 (0.269)			F(1,95)= 24.41 (0.000)			F(1,96)= 33.79 (0.000)			F(1,95)= 114.92 (0.000)		
Έλεγχος Μακροχρόνιας Ισορροπίας (Long-run Equilibrium)												
<b>H (ROA)-statistic</b>	<b>0,32</b>	0,361	0,88									
Wald test for H(ROA)=0	F(1,81)= 0.781 (0.379)											
	<b>H<sub>0</sub>: H(ROA) = 0 ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ</b>											

**ΠΙΝΑΚΑΣ 8** Γαλλία

Στον πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση διαφόρων εκδοχών του μοντέλου Panzar-Rosse:

Wf είναι ο λόγος των εξόδων τόκων ως προς τη συνολική χρηματοδότηση, Wl είναι ο λόγος των εξόδων μισθοδοσίας ως προς το σύνολο του Ενεργητικού, Wc είναι ο λόγος των μη-επιτοκιακών εξόδων ως προς τα ενσώματα πάγια, LNS/TA είναι ο λόγος των δανείων προς το σύνολο του Ενεργητικού, ONA/TA είναι ο λόγος των λοιπών στοιχείων ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού, DPS/F είναι ο λόγος των καταθέσεων ως προς το σύνολο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης και EQ/TA είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων ως προς το σύνολο του ενεργητικού.

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων OLS σε ένα πάνελ 15 τραπεζών για την περίοδο 2000-2009 (panel data), διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980).

Το στατιστικό μέτρο H (H-statistic) ισούται με το άθροισμα των ελαστικοτήτων (bi) των μεταβλητών Wf, Wl και Wc και επομένως  $H = b1(of Wf) + b2(of Wl) + b3(of Wc)$ .

Το τεστ βάσει του κριτηρίου Wald χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις H=0 και H=1 και ακολουθεί μία F-κατανομή.

Οι τιμές στις παρενθέσεις όσον αφορά το Wald τεστ είναι p-values.

Ο έλεγχος της μακροχρόνιας ισορροπίας (long-run equilibrium) για τη στατιστική H πραγματοποιείται με το ίδιο μοντέλο, χρησιμοποιώντας την απόδοση του ενεργητικού (ROA) ως την εξαρτημένη μεταβλητή, με τη μη απόρριψη της υπόθεσης H (ROA)=0 να υποδηλώνει πως το υπό εξέταση τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε ισορροπία.

	P-R Model I			P-R Model II			P-R Model III (Unscaled)			P-R Model IV (Unscaled)		
Εξαρτημένη μεταβλητή	(Εσοδα από Τόκους/ Ενεργητικό)			(Σύνολο Εσόδων/ Ενεργητικό)			Εσοδα από Τόκους			Σύνολο Εσόδων		
Επεξηγηματικές Μεταβλητές	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values
Wf	0,673	0,051	13,09	0,462	0,066	6,99	-0,023	0,290	-0,08	-0,227	0,296	-0,77
Wl	-0,054	0,011	-4,84	-0,050	0,014	-3,59	0,211	0,154	1,37	0,214	0,163	1,31
Wc	0,112	0,018	6,25	0,160	0,022	7,23	-0,346	0,079	-4,38	-0,285	0,082	-3,49
LNS/TA	0,171	0,023	7,38	0,168	0,032	5,24	0,233	0,078	2,98	0,221	0,066	3,34
ONA/TA	-0,094	0,031	-3,03	-0,097	0,077	-1,25	0,737	0,155	4,75	0,709	0,136	5,21
DPS/F	0,087	0,015	5,90	0,067	0,020	3,34	0,270	0,279	0,97	0,247	0,281	0,88
EQ/TA	-0,005	0,043	-0,11	0,148	0,036	4,11	-0,320	0,295	-1,08	-0,172	0,327	-0,53
Intercept	-0,574	0,113	-5,10	-0,626	0,131	-4,77	8,778	0,671	13,08	8,692	0,693	12,54
Adj. R <sup>2</sup>	0,89			0,57			0,49			0,47		
Αριθμός παρατηρήσεων	91			87			91			87		
<b>H-statistic</b>	<b>0,73</b>	0,048	15,28	<b>0,57</b>	0,074	7,71	<b>-0,16</b>	0,198	-0,80	<b>-0,30</b>	0,174	-1,71
Wald test for H=0	F(1,74)= 233.63 (0.000)			F(1,70)= 59.48 (0.000)			F(1,74)= 0.638 (0.426)			F(1,70)= 2.935 (0.091)		
Wald test for H=1	F(1,74)= 31.55 (0.000)			F(1,95)= 32.24 (0.000)			F(1,74)= 34.34 (0.000)			F(1,70)= 55.61 (0.000)		
Έλεγχος Μακροχρόνιας Ισορροπίας (Long-run Equilibrium)												
<b>H (ROA)-statistic</b>	<b>-0,49</b>	0,436	-1,12									
Wald test for H(ROA)=0	F(1,70)= 1.246 (0.267)											
	<b>H<sub>0</sub>: H(ROA) = 0</b>			<b>ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ</b>								

**ΠΙΝΑΚΑΣ 9** Ιταλία

Στον πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση διαφόρων εκδοκών του μοντέλου Panzar-Rosse:

$W_f$  είναι ο λόγος των εξόδων τόκων ως προς τη συνολική χρηματοδότηση,  $W_l$  είναι ο λόγος των εξόδων μισθοδοσίας ως προς το σύνολο του Ενεργητικού,  $W_c$  είναι ο λόγος των μη-επιτοκιακών εξόδων ως προς τα ενσώματα πάγια,  $LNS/TA$  είναι ο λόγος των δανείων προς το σύνολο του Ενεργητικού,  $ONA/TA$  είναι ο λόγος των λοιπών στοιχείων ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού,  $DPS/F$  είναι ο λόγος των καταθέσεων ως προς το σύνολο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης και  $EQ/TA$  είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων ως προς το σύνολο του ενεργητικού.

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων OLS σε ένα πάνελ 17 τραπεζών για την περίοδο 2000-2009 (panel data), διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980).

Το στατιστικό μέτρο  $H$  ( $H$ -statistic) ισούται με το άθροισμα των ελαστικοτήτων ( $b_i$ ) των μεταβλητών  $W_f$ ,  $W_l$  και  $W_c$  και επομένως  $H = b_1(\text{of } W_f) + b_2(\text{of } W_l) + b_3(\text{of } W_c)$ .

Το τεστ βάσει του κριτηρίου Wald χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις  $H=0$  και  $H=1$  και ακολουθεί μία  $F$ -κατανομή.

Οι τιμές στις παρενθέσεις όσον αφορά το Wald τεστ είναι  $p$ -values.

Ο έλεγχος της μακροχρόνιας ισορροπίας (long-run equilibrium) για τη στατιστική  $H$  πραγματοποιείται με το ίδιο μοντέλο, χρησιμοποιώντας την απόδοση του ενεργητικού (ROA) ως την εξαρτημένη μεταβλητή, με τη μη απόρριψη της υπόθεσης  $H(ROA)=0$  να υποδηλώνει πως το υπό εξέταση τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε ισορροπία.

Εξαρτημένη μεταβλητή	P-R Model I			P-R Model II			P-R Model III (Unscaled)			P-R Model IV (Unscaled)		
	(Έσοδα από Τόκους/ Ενεργητικό)			(Σύνολο Εσόδων/ Ενεργητικό)			Έσοδα από Τόκους			Σύνολο Εσόδων		
Επεξηγηματικές Μεταβλητές	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values
Funding rate	0,631	0,062	10,12	0,463	0,067	6,91	0,681	0,705	0,97	0,472	0,697	0,68
Wage rate	0,036	0,024	1,55	0,138	0,022	6,16	0,395	0,123	3,20	0,503	0,127	3,97
Capital price	0,025	0,016	1,50	0,022	0,019	1,11	0,344	0,068	5,02	0,365	0,081	4,53
Loans ratio	0,269	0,091	2,94	0,436	0,229	1,90	-2,699	0,765	-3,53	-2,697	0,841	-3,21
Other assets ratio	0,012	0,015	0,78	0,073	0,031	2,37	0,868	0,108	8,01	0,953	0,115	8,28
Funding mix	0,197	0,050	3,97	-0,173	0,073	-2,39	-1,463	0,549	-2,66	-1,985	0,583	-3,40
Leverage	0,011	0,030	0,36	-0,023	0,035	-0,66	-1,448	0,088	-16,44	-1,504	0,091	-16,52
Intercept	-0,206	0,110	-1,88	-0,145	0,166	-0,87	7,582	1,199	6,32	7,538	1,234	6,11
Adj. R <sup>2</sup>	0,81			0,62			0,63			0,65		
Αριθμός παρατηρήσεων	131			126			131			126		
<b>H-statistic</b>	<b>0,69</b>	0,052	13,19	<b>0,62</b>	0,064	9,78	<b>1,42</b>	0,673	2,11	<b>1,34</b>	0,656	2,04
Wald test for H=0	F(1,74)= 174.10 (0.000)			F(1,109)= 95.63 (0.000)			F(1,114)= 4.444 (0.037)			F(1,109)= 4.174 (0.043)		
Wald test for H=1	F(1,74)= 34.59 (0.000)			F(1,109)= 34.94 (0.000)			F(1,114)= 0.387 (0.535)			F(1,109)= 0.268 (0.605)		
Έλεγχος Μακροχρόνιας Ισορροπίας (Long-run Equilibrium)												
<b>H (ROA)-statistic</b>	<b>-0,85</b>	0,477	-1,78									
Wald test for H(ROA)=0	F(1,106)= 3.164 (0.078)											
	<b>H<sub>0</sub>: H(ROA) = 0 ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ*</b>											

\*Σε επίπεδο σημαντικότητας 1%

**ΠΙΝΑΚΑΣ 10** Πορτογαλία

Στον πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση διαφόρων εκδοχών του μοντέλου Panzar-Rosse:

Wf είναι ο λόγος των εξόδων τόκων ως προς τη συνολική χρηματοδότηση, Wl είναι ο λόγος των εξόδων μισθοδοσίας ως προς το σύνολο του Ενεργητικού, Wc είναι ο λόγος των μη-επιτοκιακών εξόδων ως προς τα ενσώματα πάγια, LNS/TA είναι ο λόγος των δανείων προς το σύνολο του Ενεργητικού, ONA/TA είναι ο λόγος των λοιπών στοιχείων ενεργητικού προς το σύνολο του ενεργητικού, DPS/F είναι ο λόγος των καταθέσεων ως προς το σύνολο καταθέσεων και βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης και EQ/TA είναι ο λόγος των ιδίων κεφαλαίων ως προς το σύνολο του ενεργητικού.

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο ελάχιστων τετραγώνων OLS σε ένα πάνελ 10 τραπεζών για την περίοδο 2000-2009 (panel data), διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980).

Το στατιστικό μέτρο H (H-statistic) ισούται με το άθροισμα των ελαστικοτήτων (bi) των μεταβλητών Wf, Wl και Wc και επομένως  $H = b1(of Wf) + b2(of Wl) + b3(of Wc)$ .

Το τεστ βάσει του κριτηρίου Wald χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις H=0 και H=1 και ακολουθεί μία F-κατανομή.

Οι τιμές στις παρενθέσεις όσον αφορά το Wald τεστ είναι p-values.

Ο έλεγχος της μακροχρόνιας ισορροπίας (long-run equilibrium) για τη στατιστική H πραγματοποιείται με το ίδιο μοντέλο, χρησιμοποιώντας την απόδοση του ενεργητικού (ROA) ως την εξαρτημένη μεταβλητή, με τη μη απόρριψη της υπόθεσης H (ROA)=0 να υποδηλώνει πως το υπό εξέταση τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε ισορροπία.

	P-R Model I			P-R Model II			P-R Model III (Unscaled)			P-R Model IV (Unscaled)		
Εξαρτημένη μεταβλητή	(Εσοδα από Τόκους/ Ενεργητικό)			(Σύνολο Εσόδων/ Ενεργητικό)			Εσοδα από Τόκους			Σύνολο Εσόδων		
Επεξηγηματικές Μεταβλητές	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values
Wf	0,656	0,015	43,24	0,579	0,103	5,64	1,599	0,338	4,73	1,523	0,396	3,84
Wl	0,035	0,024	1,44	0,588	0,101	5,80	-0,511	0,375	-1,36	0,042	0,336	0,12
Wc	0,004	0,017	0,23	-0,478	0,038	-12,71	-0,184	0,220	-0,84	-0,666	0,215	-3,10
LNS/TA	0,338	0,074	4,59	0,564	0,171	3,29	-1,827	0,578	-3,16	-1,601	0,565	-2,83
ONA/TA	0,006	0,018	0,34	0,088	0,059	1,48	1,036	0,310	3,34	1,118	0,329	3,39
DPS/F	-0,004	0,009	-0,44	-0,072	0,044	-1,65	0,408	0,064	6,37	0,340	0,077	4,44
EQ/TA	0,084	0,043	1,98	0,934	0,138	6,79	-1,347	0,291	-4,63	-0,496	0,376	-1,32
Intercept	-0,157	0,071	-2,20	2,279	0,314	7,25	7,560	0,966	7,82	9,997	1,083	9,23
Adj. R <sup>2</sup>	0,94			0,55			0,65			0,68		
Αριθμός παρατηρήσεων	99			99			99			99		
<b>H-statistic</b>	<b>0,69</b>	0,032	21,38	<b>0,69</b>	0,163	4,24	<b>0,90</b>	0,698	1,29	<b>0,90</b>	0,716	1,26
Wald test for H=0	F(1,82)= 457.12 (0.000)			F(1,82)= 17.95 (0.000)			F(1,82)= 1674 (0.199)			F(1,82)= 1576 (0.213)		
Wald test for H=1	F(1,82)= 85.56 (0.000)			F(1,82)= 3.648 (0.000)			F(1,82)= 0.018 (0.890)			F(1,124)= 0.002 (0.887)		
Έλεγχος Μακροχρόνιας Ισορροπίας (Long-run Equilibrium)												
<b>H (ROA)-statistic</b>	<b>0,60</b>	0,227	2,64									
Wald test for H(ROA)=0	F(1,81)= 0.325 (0.013)											
	<b>H<sub>0</sub>: H(ROA) = 0</b>			<b>ΔΕΝ ΑΠΟΡΡΙΠΤΕΤΑΙ</b>								

**ΠΙΝΑΚΑΣ 11** Συνοπτικά αποτελέσματα για 13 από τις 20 χώρες του δείγματος

Στον πίνακα παρατίθενται τα αποτελέσματα που προκύπτουν από την εκτίμηση διαφόρων εκδοχών του μοντέλου Panzar-Rosse:

Η εκτίμηση του μοντέλου πραγματοποιείται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων OLS σε ένα πάνελ 20 χωρών (με την εδώ παράθεση 13) και 210 τραπεζών για την περίοδο 2000-2009 (panel data), διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980).

Το στατιστικό μέτρο H (H-statistic) ισούται με το άθροισμα των ελαστικότητων (bi) των μεταβλητών Wf, WI και Wc και επομένως  $H = b1(of Wf) + b2(of WI) + b3(of Wc)$ .

Το τεστ βάσει του κριτηρίου Wald χρησιμοποιείται για να ελέγξουμε τις υποθέσεις  $H=0$  και  $H=1$  και ακολουθεί μία F-κατανομή. Οι τιμές στις παρενθέσεις όσον αφορά το Wald τεστ είναι p-values.

Ο έλεγχος τις μακροχρόνιας ισορροπίας (long-run equilibrium) για τη στατιστική H πραγματοποιείται με το ίδιο μοντέλο, χρησιμοποιώντας την απόδοση του ενεργητικού (ROA) ως την εξαρτημένη μεταβλητή, με τη μη απόρριψη της υπόθεσης  $H(ROA)=0$  να υποδηλώνει πως το υπό εξέταση τραπεζικό σύστημα βρίσκεται σε ισορροπία.

Εξαρτημένη μεταβλητή	P-R Model I			P-R Model II			P-R Model III (Unscaled)			P-R Model IV (Unscaled)			Έλεγχος Μακροχρόνιας Ισορροπίας (Long-run Equilibrium)		
	(Έσοδα από Τόκους/ Ενεργητικό)			(Σύνολο Εσόδων/ Ενεργητικό)			Έσοδα από Τόκους			Σύνολο Εσόδων			$H_0: H(ROA) = 0$		
Χώρα	H-statistic	Std. Error	t-values	H-statistic	Std. Error	t-values	H-statistic	Std. Error	t-values	H-statistic	Std. Error	t-values	(ROA)	Std. Error	t-values*
Αυστρία	<b>0,85</b>	0,043	19,68	<b>1,08</b>	0,210	5,17	<b>0,14</b>	0,395	0,37	<b>0,43</b>	0,177	2,44	<b>0,49</b>	0,213	2,13 RR
Γαλλία	<b>0,73</b>	0,048	15,28	<b>0,57</b>	0,074	7,71	<b>-0,16</b>	0,198	-0,80	<b>-0,30</b>	0,174	-1,71	<b>-0,49</b>	0,436	-1,11
Γερμανία	<b>0,93</b>	0,062	14,90	<b>0,42</b>	0,113	3,69	<b>0,42</b>	0,100	4,16	<b>-0,12</b>	0,104	-1,12	<b>0,32</b>	0,361	0,88
Ελλάδα	<b>0,58</b>	0,161	3,60	<b>0,52</b>	0,121	4,31	<b>-0,70</b>	0,648	-1,08	<b>-0,80</b>	0,515	-1,55	<b>0,27</b>	0,484	0,57
Ουγγαρία	<b>0,98</b>	0,050	19,70	<b>0,70</b>	0,142	4,95	<b>0,57</b>	0,199	2,86	<b>0,60</b>	0,199	3,04	<b>0,41</b>	0,262	1,55
Ιρλανδία	<b>0,72</b>	0,086	8,32	<b>1,23</b>	0,198	6,22	<b>-0,86</b>	0,465	-1,84	<b>-0,34</b>	0,246	-1,38	<b>0,96</b>	0,445	2,16 RR
Ιταλία	<b>0,69</b>	0,052	13,19	<b>0,62</b>	0,064	9,78	<b>1,42</b>	0,673	2,11	<b>1,34</b>	0,656	2,04	<b>-0,85</b>	0,477	-1,78 R
Ολλανδία	<b>0,77</b>	0,044	17,29	<b>0,21</b>	0,263	0,80	<b>-0,13</b>	1,003	-0,13	<b>-0,69</b>	1,155	-0,59	<b>-0,51</b>	0,537	-0,95
Πολωνία	<b>0,75</b>	0,096	7,78	<b>1,21</b>	0,216	5,58	<b>-0,67</b>	0,407	-1,63	<b>-0,21</b>	0,350	-0,59	<b>0,17</b>	0,954	0,18
Πορτογαλία	<b>0,69</b>	0,051	13,70	<b>0,69</b>	0,163	4,24	<b>0,90</b>	0,698	1,29	<b>0,90</b>	0,716	1,26	<b>0,60</b>	0,227	2,63 RR
Σλοβενία	<b>0,80</b>	0,057	14,13	<b>0,54</b>	0,253	2,14	<b>0,02</b>	0,228	0,10	<b>-0,24</b>	0,329	-0,74	<b>0,00</b>	0,567	0,00
Ισπανία	<b>0,77</b>	0,089	8,57	<b>0,57</b>	0,083	6,82	<b>0,18</b>	0,114	1,60	<b>-0,02</b>	0,104	-0,16	<b>-0,17</b>	0,314	-0,55
Ηνωμένο Βασίλειο	<b>0,70</b>	0,064	10,98	<b>0,65</b>	0,095	6,89	<b>0,67</b>	0,175	3,83	<b>0,39</b>	0,227	1,74	<b>0,14</b>	0,121	1,14

\* Το R υποδηλώνει πως η μηδενική υπόθεση  $H(ROA)=0$  απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, ενώ το RR πως απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 1%

Ο πίνακας 11 παρουσιάζει τις εκτιμήσεις για το «H» για 13 χώρες της ΕΕ<sup>6</sup>, 10 από τις οποίες είναι και μέλη της ευρωζώνης. Η Ουγγαρία, η Πολωνία και το ΗΒ είναι οι τρεις εκτός της ζώνης του ευρώ χώρες. Τέλος, ο πίνακας 12 παρουσιάζει την εκτίμηση για την επίδραση της συγκέντρωσης στην ανταγωνιστικότητα με βάση το μοντέλο για το NIM. Αντίθετα από τα αποτελέσματα της μελέτης των Demirguz-Kunt, Laeven και Levine (2004), δεν βρίσκουμε θετική σχέση ανάμεσα στη συγκέντρωση και το καθαρό επιτοκιακό περιθώριο (NIM) και τα αποτελέσματά μας είναι συμβατά με τους Smirlock (1985), Burger (1995) και Prager και Hannah (1999). Από τις μεταβλητές ελέγχου οι στατιστικά σημαντικές του υποδείγματός μας είναι ο πληθωρισμός με

<sup>6</sup> Από το σύνολο των 20 χωρών που είχαμε χρησιμοποιήσει στο αρχικό δείγμα μας.

το αναμενόμενο θετικό πρόσημο, η κεφαλαιοποίηση των τραπεζικών ιδρυμάτων με το αναμενόμενο θετικό πρόσημο, και τέλος, η ρευστότητα των ιδρυμάτων που παρουσιάζεται με στατιστικά σημαντική επίδραση. Είναι πιθανόν, οι τράπεζες με μεγαλύτερη ρευστότητα, δηλαδή μεγαλύτερο χαρτοφυλάκιο κρατικών ομολόγων (υψηλής διαβάθμισης) στο ενεργητικό τους, να τείνουν να χρεώνουν υψηλότερα επιτόκια στους πελάτες τους ή να πληρώνουν χαμηλότερα επιτόκια στις καταθέσεις τους. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα αυτά, η περαιτέρω συγκέντρωση στο ελληνικό τραπεζικό σύστημα δεν αναμένεται να επηρεάσει αρνητικά την ανταγωνιστικότητα. Το συμπέρασμα αυτό δεν συγκλίνει προς τα αποτελέσματα των Delis & Tsionas (2009), με βάση τα οποία η συγκέντρωση και αποτελεσματικότητα έχουν αρνητική σχέση. Η περαιτέρω συγκέντρωση όμως θα επιδράσει θετικά στο πρόβλημα της ευθραυστότητας (fragility) του ελληνικού τραπεζικού συστήματος. Σε περιόδους κρίσης, όταν η ρευστότητα του τραπεζικού συστήματος είναι στο ναδίρ, κυρίως λόγω της υποβάθμισης των κρατικών ομολόγων, η συγκέντρωση θα τείνει να αποτελέσει μία ασπίδα χωρίς αρνητικές επιδράσεις στην ανταγωνιστικότητα. Πράγματι, οι καταθέτες, πέρα από την εγγύηση ενός μέρους των καταθέσεών τους, θα αντιμετωπίζουν με περισσότερη εμπιστοσύνη τραπεζικά ιδρύματα μεγαλύτερου μεγέθους.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 12** Μοντέλο Καθαρού Επιτοκιακού Περιθωρίου

Εξαρτημένη μεταβλητή είναι το Καθαρό Επιτοκιακό Περιθώριο. Όλες οι μεταβλητές προκύπτουν ως αριθμητικοί μέσοι της περιόδου 2000-2009. Οι επεξηγηματικές μεταβλητές είναι:

Ο δείκτης συγκέντωσης βασισμένος στο σύνολο του ενεργητικού των πέντε μεγαλύτερων χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων κάθε χώρας (CR5), το σύνολο του ενεργητικού (TA), ο λόγος των καταθέσεων και της βραχυπρόθεσμης χρηματοδότησης ως προς το σύνολο του ενεργητικού (LIQ), ο λόγος του μη-επιτοκιακού εισοδήματος ως προς το σύνολο

του ενεργητικού (FEE), ο πληθωρισμός (INF), ο ρυθμός αύξησης του ΑΕΠ (GDP) και ο λόγος της χρηματιστηριακής αξίας ως προς το ΑΕΠ (MVR).

Η εκτίμηση του μοντέλου (Μοντέλο NIMα) πραγματοποιείται με τη μέθοδο γενικευμένων ελαχίστων τετραγώνων (GLS) με τυχαίες επιδράσεις χώρας (Random country effects) όπως και με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων (OLS) διορθώνοντας για ετεροσκεδαστικότητα με τον εκτιμητή του White (1980) [Μοντέλο NIMβ].

Επεξηγηματικές Μεταβλητές	NIMα			NIMβ		
	Coefficient	Std. Error	t-values	Coefficient	Std. Error	t-values
CR5	-0,004	0,006	-0,66	-0,006	0,005	-1,21
TA	0,000	0,001	-0,27	-0,001	0,001	-0,74
LIQ	0,010	0,004	2,40	0,010	0,005	2,15
EQTA	0,075	0,020	3,60	0,082	0,022	3,65
FEE	0,186	0,111	1,66	0,199	0,116	1,72
INF	0,354	0,132	2,68	0,337	0,099	3,41
GDP	-0,008	0,126	-0,07	-0,002	0,091	-0,03
MVR	-0,002	0,005	-0,47	-0,002	0,004	-0,44
R <sup>2</sup> -within	0,21		Adj. R <sup>2</sup>	0,44		
R <sup>2</sup> -between	0,76					
Αριθμός παρατηρήσεων	210			210		
Αριθμός χωρών	20			20		

## 6. Συμπεράσματα

Χρησιμοποιήσαμε το πιο πρόσφατο δείγμα στη σχετική βιβλιογραφία και πιθανώς αποφύγαμε τις πιο σεσημασμένες παγίδες στη διεθνή βιβλιογραφία για την εκτίμηση του επιπέδου ανταγωνιστικότητας του τραπεζικού κλάδου με τη μεθοδολογία των Panzar-Rosse. Στη συνέχεια εκτιμήσαμε την επίδραση της συγκέντρωσης της τραπεζικής αγοράς στην ανταγωνιστικότητα, χρησιμοποιώντας ως μεταβλητές ελέγχου χαρακτηριστικές μεταβλητές που περιγράφουν τη διαφορετικότητα των τραπεζών του δείγματος. Οι εκτιμήσεις δεν διαφέρουν σημαντικά από την υπάρχουσα βιβλιογραφία, εκτός από την εκτίμηση της επίδρασης της συγκέντρωσης στην ανταγωνιστικότητα, για την οποία εμπειρικά υπήρχε διάσταση συμπερασμάτων. Η δική μας ψήφος είναι υπέρ της στατιστικής ανυπαρξίας της σχέσης. Για μια τελεσίδικη στατιστική εκτίμηση της ανταγωνιστικότητας στην ελληνική αγορά με τη χρήση του «H» απαιτείται ο εμπειρικός προσδιορισμός της συνάρτησης μακροχρόνιου κόστους για να υπολογιστεί το εύρος των αποτελεσματικών μεγεθών των χρηματοπιστωτικών ιδρυμάτων. Συμπερασματικά, ο μονοπωλιακός ανταγωνισμός αποτελεί την κυρίαρχουσα δομή στον ευρωπαϊκό τραπεζικό τομέα, καθώς και στην Ελλάδα. Επιπλέον η περαιτέρω συγκέντρωση δεν επηρεάζει την ανταγωνιστικότητα του τραπεζικού κλάδου σε δείγμα 20 χωρών. Αυτό το αποτέλεσμα εκ πρώτης όψεως θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί για να ενισχύσει επιχειρήματα περί της άμεσης ανάγκης συγχωνεύσεων και εξαγορών στον ελληνικό τραπεζικό τομέα, έχοντας σαν επακόλουθο μεγαλύτερη ασφάλεια και σταθερότητα στο τραπεζικό σύστημα.

## Βιβλιογραφία

- Allen, F. and D. Gale (2004), "Competition and Financial Stability", *Journal of Money credit and Banking*, 36, pp. 453-480.
- Allen, L. and A. Rai (1996), "Operational Efficiency in Banking: An International Comparison", *Journal of Banking and Finance* 20, pp. 655-672.
- Berger, A. N. (1995), "The Profit-Structure Relationship in Banking", Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses, *Journal of Money, Credit and Banking* 27, pp. 404-431.
- Berger, A. N. (2003), "The Economic Effects of Technological Progress: Evidence from the Banking Industry", *Journal of Money, Credit and Banking* 35, pp. 141-176.
- Berger, A. N. and T. H. Hannan (1989), "The Price-Concentration Relationship in Banking", *Review of Economics and Statistics* 71, pp. 291-299.
- Berger, A. N. and G. F. Udell (1998), "The Economics of Small Business Finance: The Roles of Private Equity and Debt Markets in the Financial Growth Cycle", *Journal of Banking and Finance* 22, pp. 613-673.
- Berger, A. N., Demirguz-Kunt, R. Levine and J. G. Haubrich (2004), "Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making", *Journal of Money, Credit and Banking* 36, pp. 433-451.
- Bikker, J. A. and K. Haaf (2002), Competition, "Concentration and Their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry", *Journal of Banking and Finance* 26, pp. 2191-2214.
- Bikker, J. A., S. Shaffer and L. Spierdijk (2009), Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium, DNB Working Papers 225, Netherlands Central Bank.
- Boon, J. (2008), "A new way to measure competition", *The Economic Journal*, 118, pp. 1245-1261.
- Bresnahan, T. (2002), "The Oligopoly Solution is Identified", *Economics Letters* 10, pp. 87-92.
- Brissimis, S. N. & M. D. Delis (2008), "Bank level estimates of market power". Bank of Greece Working Papers.
- Carletti, E. (2008), "Competition and Regulation in Banking", in A. V. Thakor and A. W. A. Boot (eds), *Handbook of Financial Intermediation and Banking*, North-Holland, Amsterdam, Chapter 14.
- Claessens, S. and L. Laeven (2004), "What Drives Bank Competition? Some International Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking* 36, pp. 563-583.
- Delis, M. and E. G. Tsionas (2009), "The joint estimation of bank- level market power and efficiency", *Journal of Banking & Finance*, 33, pp. 1842-1850.
- Demirguz-Kunt, A. L. Laeven and R. Levine (2004), "Regulations, Market Structure, Institutions, and the Cost of Financial Intermediation", *Journal of Money, Credit and Banking* 36, pp. 593-622.
- Freixas, X. and J. C. Rochet (1997), "Microeconomics of Banking". MIT Press, Cambridge, MA.
- Hannan, T. H. and A. N. Berger, 1991, "The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry", *The American Economic Review*, 81, pp. 938-935.
- Lau, L. J. (1982), "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data", *Economic Letters* 10, pp. 93-99.
- Mamatzakis, E., C. Staikouras and N. Koutsomanoli-Fillipaki (2006), "Competition and Concentration in the Banking Sector of the South Eastern European Region", *Emerging Markets Review* 6, pp. 192-209.
- Panzar, J. C. and J. N. Rosse (1987), "Testing for Monopoly Equilibrium", *Journal of Industrial Economics* 35, pp. 443-456.
- Shaffer, S. (1989), "Competition in the U.S. Banking Industry", *Economic Letters* 29, pp. 321-323.
- Shaffer, S. (1993), "A Test of Competition in Canadian Banking Industry", *Journal of Money, Credit and Banking* 25, pp. 49-61.
- Shaffer, S. (2004), "Patterns of Competition in Banking", *Journal of Economics and Business* 56, pp. 287-313.
- Staikouras, C. and N. Koutsomanoli-Fillipaki (2006), "Competition and Concentration in the New European Banking Landscape 12, pp. 443-482.
- Vives, X. (2008), Competition and regulation in Banking, "*Handbook of Financial Intermediation and Banking*", Elsevier.