



ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ

ΣΧΟΛΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ ΚΑΙ ΦΥΣΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ

Διαμεταπτυχιακό - Διατμηματικό Πρόγραμμα Μεταπτυχιακών Σπουδών:

Μαθηματική Προτυποποίηση στις Σύγχρονες Τεχνολογίες και την Οικονομία

Μεταπτυχιακή Διπλωματική Εργασία

Η ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΩΝ ΟΙΚΩΝ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ ΣΤΗ ΠΙΣΤΟΛΗΠΤΙΚΗ ΙΚΑΝΟΤΗΤΑ ΤΩΝ ΧΩΡΩΝ ΤΟΥ ΕΥΡΩΠΑΪΚΟΥ ΝΟΤΟΥ

ΚΡΥΣΤΑΛΛΙΔΗΣ ΠΑΝΑΓΙΩΤΗΣ

Επιβλέποντες:

Ντόκας Ιωάννης,

Χριστόπουλος Απόστολος,

Βέργος Κωνσταντίνος

Αθήνα, Ιούλιος 2012

Περιεχόμενα

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο : ΕΠΙΤΡΟΠΗ ΒΑΣΙΛΕΙΑΣ ΚΑΙ RATING

AGENCIES.....	- 3 -
1.1 Το αρχικό θεσμικό πλαίσιο: Βασιλεία I	- 3 -
1.2 Λόγοι που οδήγησαν στη Νέα Συμφωνία	- 4 -
1.3 Δομή της Βασιλείας II	- 5 -
1.3.1 Πυλώνας I: Ελάχιστες κεφαλαιακές απαιτήσεις.....	- 6 -
1.3.1.1 Τυποποιημένη προσέγγιση	- 6 -
1.3.1.2 Προσέγγιση των Εσωτερικών Συστημάτων Διαβάθμισης.....	- 7 -
1.3.1.3 Λειτουργικός Κίνδυνος.....	- 8 -
1.3.2 Πυλώνας II: Εποπτικές διαδικασίες ανασκόπησης	- 9 -
1.3.3 Πυλώνας III: Πειθαρχία της αγοράς.....	- 9 -
1.4. Ατέλειες της Συμφωνίας.....	- 9 -
1.5. Rating Agencies	- 10 -
1.5.1 Ο ρόλος των εξωτερικών οίκων αξιολόγησης	- 11 -
1.5.2 NRSRO.....	- 12 -
1.5.3 Τύποι αντιπροσωπειών πιστωτικής εκτίμησης.....	- 13 -
1.6 Global Credit Rating Agencies	- 13 -
1.6.1 Moody's.....	- 14 -
1.6.2 Standard and Poor's	- 14 -
1.6.3 Fitch.....	- 15 -
1.7 Συγκρούσεις συμφερόντων στην λειτουργία των CRA.....	- 15 -
1.8. Εμπόδια εισόδου.....	- 17 -
1.9 Ρυθμιστική μεταχείριση των οίκων αξιολόγησης.....	- 17 -

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο : ΒΑΣΙΛΕΙΑ ΙΙΙ-Η ΑΝΑΓΚΑΙΟΤΗΤΑ

ΥΙΟΘΕΤΗΣΗΣ ΝΕΟΥ ΚΑΝΟΝΙΣΤΙΚΟΥ ΠΛΑΙΣΙΟΥ	- 19 -
2.1 Εισαγωγικές παρατηρήσεις.....	- 19 -
2.2 Τα αίτια της πρόσφατης διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης και οι δικαιολογητικές βάσεις της αναθεώρησης του 2010	- 19 -
2.3 Οι συνέπειες της κρίσης και η αντίδραση της Επιτροπής της Βασιλείας - 21	-
2.4 .Ωφέλειες και κόστος από τη σταδιακή καθιέρωση των νέων κανόνων.- 23 -	-
2.4.1 Εισαγωγικές Παρατηρήσεις.....	- 23 -
2.4.2 Κίνδυνοι από την εφαρμογή των νέων κανόνων	- 23 -
2.4.3. Το πρόβλημα της ανταγωνιστικής ισότητας	- 25 -

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο : ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ –

ΑΝΑΛΥΣΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ.....	- 26 -
3.1. Ανάλυση Παλινδρόμησης	- 26 -
3.1.1. Υποθέσεις Πολυμεταβλητής Γραμμικής Παλινδρόμησης	- 27 -
3.1.2. Συντελεστής Προσδιορισμού	- 28 -
3.1.3. Διορθωμένος Συντελεστής Προσδιορισμού.....	- 28 -
3.2. Στατιστικός Έλεγχος Υποδείγματος	- 28 -
3.2.1. Έλεγχος σημαντικότητας της παλινδρόμησης - F Έλεγχος	- 28 -
3.2.2. Έλεγχος σημαντικότητας των συντελεστών κλίσης – t Έλεγχος: ..	- 29 -
3.3. Παραβίαση των βασικών υποθέσεων	- 30 -
3.3.1. Έλεγχος της κανονικότητας των καταλοίπων	- 30 -
3.3.2. Ετεροσκεδαστικότητα	- 31 -
3.3.2.1. Συνέπειες της ετεροσκεδαστικότητας.....	- 31 -

3.3.2.2. Έλεγχος Breusch – Pagan – Godfrey για την ύπαρξη της ετεροσκεδαστικότητας	- 32 -
3.3.3. Αυτοσυσχέτιση	- 32 -
3.3.3.1. Συνέπειες της ύπαρξης της αυτοσυσχέτισης.....	- 34 -
3.3.3.2. Έλεγχοι για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης	- 34 -
3.3.3.2.1. Έλεγχος Durbin – Watson.....	- 34 -
3.3.3.2.2. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης Breusch – Godfrey.....	- 36 -
3.4. Ανάλυση Χρονοσειρών – Υπόθεση Στασιμότητας.....	- 36 -
ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο : ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΩΝ RATINGS ΣΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΔΕΚΑΕΤΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ – ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΣΕ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ.....	- 38 -
4.1. Μεθοδολογία.....	- 38 -
4.2. Πορτογαλία, Ιταλία, Ιρλανδία, Ελλάδα, Ισπανία: Ανάλυση σε panel data..	- 38 -
4.3. Εκτίμηση πολλαπλής παλινδρόμησης σε κάθε χώρα.....	- 44 -
4.3.1. Πορτογαλία	- 44 -
4.3.2. Ιταλία	- 49 -
4.3.3. Ιρλανδία	- 54 -
4.3.4. Ελλάδα	- 60 -
4.3.5. Ισπανία	- 65 -
4.4. Συμπεράσματα.....	- 69 -
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ	- 70 -

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1^ο : ΕΠΙΤΡΟΠΗ ΒΑΣΙΛΕΙΑΣ ΚΑΙ RATING AGENCIES

1.1 Το αρχικό θεσμικό πλαίσιο: Βασιλεία I

Η σημαντικότερη ώθηση για την πρώτη συμφωνία της Βασιλείας του 1988, ήταν η ανησυχία των κυβερνητών των G-10 χωρών ότι το κεφάλαιο των σπουδαιότερων παγκόσμιων τραπεζών έχει μειωθεί σε επικίνδυνα χαμηλά επίπεδα, λόγω της διάβρωσης που υπέστη μέσω του ανταγωνισμού. Το κεφάλαιο συνιστά γραμμή άμυνας για κάθε πιστωτικό ίδρυμα και το καθιστά ικανό να απορροφά τις ενδεχόμενες ζημιές, ενώ σε περίπτωση εξάντλησης του, ο κίνδυνος πτώχευσης ελλοχεύει. Επίσης το κεφάλαιο καθορίζει και το σχέδιο στρατηγικής δράσης των πιστωτικών ιδρυμάτων, όπως για παράδειγμα την δυνατότητα για μόχλευση, μεγέθυνση κ.α. Από τα παραπάνω επομένως διαφαίνεται καθαρά πόσο ουσιαστική είναι η ανάγκη συνετής και αποτελεσματικής διαχείρισης του κεφαλαίου.

Η συμφωνία του 1988 αναγκάζει τους διεθνώς εν ενεργεία χρηματοδοτικούς οργανισμούς να διατηρούν κεφάλαιο ίσο τουλάχιστον με το 8% των σταθμισμένων ως προς τον κίνδυνο στοιχείων του ενεργητικού τους¹. Τα στοιχεία του ενεργητικού ταξινομούνται σε τέσσερις κατηγορίες κινδύνου (0%, 20%, 50%, 100%), ανάλογα με τη κατηγορία των οφειλετών. Αυτό σημαίνει ότι για ορισμένα στοιχεία δεν προβλέπεται κεφαλαιακή απαίτηση, όπως για τα κυβερνητικά ομόλογα χωρών-μελών του ΟΟΣΑ, ενώ οι αξιώσεις σε άλλες εμπορικές τράπεζες έχουν βάρος 20%, γεγονός που μεταφράζεται σε δαπάνη ύψους 1.6% (20% * 8%). Υπάρχει επίσης κλίμακα δαπανών και για τα εξωλογιστικά στοιχεία, που και για αυτά ισχύουν τέσσερις κατηγορίες κινδύνου.

Οι δύο κύριοι στόχοι της Βασιλείας I ήταν να εξασφαλιστεί ένα επαρκές επίπεδο κεφαλαίου στο διεθνές τραπεζικό σύστημα και να δημιουργηθεί, σε ανταγωνιστικούς όρους, ένα πεδίο δραστηριότητας ίσων ευκαιριών ώστε οι τράπεζες να μη μπορούν να εδραιωθούν χωρίς κεφαλαιακή υποστήριξη. Οι στόχοι αυτοί επιτεύχθηκαν και κατά την διάρκεια της δεκαετίας του 90 η Βασιλεία I αποτέλεσε ένα διεθνές αναγνωρισμένο πρότυπο, με περισσότερες από 100 χώρες να την υιοθετούν στο

τραπεζικό τους σύστημα. Ωστόσο το θεσμικό πλαίσιο της Βασιλείας I συνοδεύτηκε και από αρκετές επικρίσεις. Η επιβολή ενιαίας δαπάνης 8% για κάθε επιχειρηματικό δάνειο (δεδομένου ότι ο συντελεστής στάθμισης είναι ομοιόμορφος και ίσος με 100%) ανεξάρτητα από τη πιστοληπτική ικανότητα του αντισυμβαλλόμενου, δημιούργησε αντικίνητρο στην παροχή δανείων σε φερέγγυες πιστοληπτικά επιχειρήσεις, μειώνοντας κατά συνέπεια την μέση ποιότητα του χαρτοφυλακίου των δανείων των τραπεζών. Επίσης η συμφωνία του 1988 δεν περιλαμβάνει τεχνικές μετριασμού του πιστωτικού κινδύνου, όπως για παράδειγμα τις εγγυήσεις. Αυτοί είναι οι κύριοι λόγοι που ανάγκασαν την Επιτροπή της Βασιλείας να προβεί σε συμπληρώσεις και βελτιώσεις του αρχικού πλαισίου κεφαλαιακής επάρκειας. Μια τροποποίηση εισήχθη το 1996 που εστιάστηκε στη σχέση κεφαλαιακής επάρκειας με τους κινδύνους της αγοράς των εμπορικών συναλλαγών των τραπεζών, ενώ ταυτόχρονα επιτράπηκε στα πιστωτικά ιδρύματα να χρησιμοποιούν δικά τους συστήματα μέτρησης των κινδύνων της αγοράς.

1.2 Λόγοι που οδήγησαν στη Νέα Συμφωνία

Η Βασιλεία I επικρίθηκε από πολλούς ότι απέτυχε στο να ορίσει τα ακριβή βάρη κινδύνου και να υποστηρίξει την ασφάλεια του τραπεζικού συστήματος γιατί δεν έλαβε υπόψη τους κινδύνους ρευστότητας, αγοράς και λειτουργικούς κινδύνους, που αποτελούν και τις βασικές πηγές αφερεγγυότητας των τραπεζών. Τα βάρη κινδύνου κεφαλαιακής επάρκειας βοήθησαν μεν στο να απεικονιστεί ο πιστωτικός κίνδυνος, από την άλλη όμως δεν ήταν βασισμένα σε αξιολογήσεις της χρηματιστηριακής αγοράς, ενώ ευνοούσαν τους χρηματοδοτικούς οργανισμούς χωρών-μελών του ΟΟΣΑ. Ταυτόχρονα η Βασιλεία I άσκησε αρνητική επίδραση σε κάποια πιστωτικά ιδρύματα καθώς τα ώθησε στο να αναζητήσουν μεθόδους αποφυγής κεφαλαιακών απαιτήσεων (regulatory capital arbitrage) μέσω, για παράδειγμα, της ταχείας ανάπτυξης της αγοράς πιστωτικών παραγώγων. Όλοι οι παραπάνω λόγοι, ώθησαν την Επιτροπή της Βασιλείας να προβεί σε μια σειρά διαβουλεύσεων για την τροποποίηση του αρχικού θεσμικού πλαισίου και έτσι τον Ιούνιο του 1999 δημοσιοποίησε το πρώτο Συμβουλευτικό Κείμενο.

Ο θεμελιώδης στόχος της Επιτροπής της Βασιλείας, για να αναθεωρήσει την συμφωνία του 1988, ήταν να αναπτυχθεί ένα πλαίσιο που θα ενίσχυε περαιτέρω την

υγεία και την σταθερότητα του διεθνούς τραπεζικού συστήματος, βεβαιώνοντας ταυτόχρονα ότι ο νέος κανονισμός κεφαλαιακής επάρκειας δεν θα αποτελεί πηγή ανταγωνιστικής ανισότητας μεταξύ των διεθνών εν ενεργεία τραπεζών. Η Επιτροπή θεωρεί ότι το αναθεωρημένο πλαίσιο θα προωθήσει την υιοθέτηση ισχυρότερων πρακτικών διαχείρισης κινδύνων και θα συμβάλει στην ευρωστία του διεθνούς χρηματοπιστωτικού συστήματος. Στην ανάπτυξη της νέας Συμφωνίας, η Επιτροπή της Βασιλείας έχει επιδιώξει να εφαρμόσει ένα θεσμικό πλαίσιο κεφαλαιακής επάρκειας που είναι περισσότερο ευαίσθητο στον κίνδυνο και συγχρόνως να εξαλείψει τα κίνητρα αποφυγής κεφαλαιακών απαιτήσεων από τα πιστωτικά ιδρύματα. Οι νέες προτάσεις για τον προσδιορισμό των κεφαλαιακών επιπέδων περιλαμβάνουν ένα φάσμα απλών και προηγμένων πρακτικών για την μέτρηση τόσο του πιστωτικού, όσο και του λειτουργικού κινδύνου. Επίσης παρέχουν μια ευέλικτη δομή στην οποία οι τράπεζες θα μπορούν να υιοθετούν εκείνες τις μεθόδους που ταιριάζουν καλύτερα στο προφίλ και την πολιτική τους. Συνολικά δημοσιεύτηκαν τρία Συμβουλευτικά Κείμενα (Ιούνιος 1999, Ιανουάριος 2001, Απρίλιος 2003) που αποτελούν το σύνθετο και εκτενέστερο πλέγμα των νέων προτάσεων αναθεώρησης του εποπτικού πλαισίου κεφαλαιακής επάρκειας, που είναι ευρύτερα γνωστά ως Βασιλεία II (Ιούνιος 2004) ².

1.3 Δομή της Βασιλείας II

Η Νέα Συμφωνία αποτελείται από τρεις αλληλένδετους και συμπληρωματικούς πυλώνες, οι οποίοι συνεισφέρουν στην ασφάλεια και την ευρωστία του χρηματοπιστωτικού συστήματος.

Πυλώνας I: Επιβολή ελάχιστων κεφαλαιακών απαιτήσεων για την κάλυψη των αναλαμβανόμενων κινδύνων.

Πυλώνας II: Εποπτικές διαδικασίες ανασκόπησης και αξιολόγησης των συστημάτων διαχείρισης κινδύνων και της κεφαλαιακής επάρκειας.

Πυλώνας III: Πειθαρχία της αγοράς μέσω της δημοσιοποίησης στοιχείων σχετικά με τις μεθόδους εκτίμησης κινδύνων και κεφαλαιακής επάρκειας.

1.3.1 Πυλώνας I: Ελάχιστες κεφαλαιακές απαιτήσεις

Το νέο θεσμικό πλαίσιο διατηρεί την ελάχιστη κεφαλαιακή απαίτηση του 8% των σταθμισμένων ως προς τον κίνδυνο στοιχείων του ενεργητικού, ενώ ο υπολογισμός θα γίνεται στα πλαίσια του τραπεζικού ομίλου. Όσον αφορά τον πιστωτικό κίνδυνο η Επιτροπή της Βασιλείας προτείνει δύο προσεγγίσεις υπολογισμού του κεφαλαίου. Την Τυποποιημένη (Standardized Approach) και αυτή των Εσωτερικών Συστημάτων Διασφάλισης (Internal Ratings Based Approach). Ο τρόπος υπολογισμού του κινδύνου της αγοράς παραμένει αμετάβλητος, ενώ για πρώτη φορά προτείνεται και η μέτρηση του λειτουργικού κινδύνου.

1.3.1.1 Τυποποιημένη προσέγγιση

Προκειμένου η τυποποιημένη προσέγγιση να αντανακλά με μεγαλύτερη ακρίβεια τις μεταβολές του πιστωτικού κινδύνου, η Βασιλεία II προτείνει ότι οι εμπορικές τράπεζες χρειάζεται να χρησιμοποιούν προκαθορισμένα βάρη κινδύνου βασισμένα στις εκτιμήσεις της πιστοληπτικής ικανότητας των αντισυμβαλλόμενων από εξωτερικούς οίκους αξιολόγησης, όπως η Moody's και S&P. Επίσης το ισχύον σύστημα, τεσσάρων συντελεστών, που ορίζει βάρος κινδύνου 0% για χώρες-μέλη του ΟΟΣΑ και 100% για όλες τις άλλες χώρες, αντικαθίσταται από πέντε νέους συντελεστές στάθμισης βασισμένων στις αξιολογήσεις των ανεξάρτητων εκτιμητών. Ως αποτέλεσμα οι κεντρικές κυβερνήσεις χάνουν τη προνομιακή τους μεταχείριση. Η στάθμιση των απαιτήσεων εξαρτάται από τη φύση του αντισυμβαλλόμενου (κράτος, εταιρεία), το είδος της απαίτησης (στεγαστικό δάνειο, ομόλογο) και τέλος την αξιολόγηση από τους εξωτερικούς εκτιμητές. Πιο συγκεκριμένα, προκειμένου να είναι αποτελεσματική η τυποποιημένη προσέγγιση, η αξιοπιστία των εξωτερικών οίκων αξιολόγησης κρίνεται ζωτικής σημασίας. Κατά συνέπεια οι εξωτερικοί οίκοι θα υπόκεινται στον έλεγχο των εθνικών εποπτικών αρχών και θα χρειαστεί να πληρούν μια σειρά κριτηρίων προκειμένου να επιλέγονται για την παραγωγή πιστωτικών εκτιμήσεων στα πλαίσια της Βασιλείας II. Τα απαραίτητα ζητούμενα κριτήρια είναι τα ακόλουθα:

Αντικειμενικότητα: Η μεθοδολογία για την παραγωγή πιστωτικών αξιολογήσεων χρειάζεται να είναι αυστηρή, συστηματική, συνεχής και να υπάγεται σε κάποια μορφή επικύρωσης με βάση την ιστορική εμπειρία. Ταυτόχρονα οι εκτιμήσεις πρέπει να υπόκεινται στις αλλαγές των χρηματοοικονομικών συνθηκών.

Ανεξαρτησία: Η μεθοδολογία πρέπει να είναι όσο το δυνατόν πιο ελεύθερη από κάθε εξωτερική επιρροή, πολιτική ή και από πλευράς των αξιολογούμενων.

Διαφάνεια: Οι αξιολογήσεις πρέπει να δημοσιοποιούνται για λόγους επικύρωσης.

Αξιοπιστία: Η αξιοπιστία εξασφαλίζεται με τη συνύπαρξη των παραπάνω στοιχείων καθώς και με την παρουσία εσωτερικών διαδικασιών που αποτρέπουν την κατάχρηση εμπιστευτικών πληροφοριών.

Διεθνής πρόσβαση: Ο οίκος αξιολόγησης δεν υποχρεούται να εκτιμά εταιρείες σε περισσότερες από μία χώρες, ωστόσο οι αξιολογήσεις του μπορούν να είναι διαθέσιμες σε διεθνή κλίμακα.

Μέσα: Οι οίκοι αξιολόγησης χρειάζεται να έχουν επαρκή μέσα και να βρίσκονται σε συνεχή επικοινωνία με τους αιτούντες για εκτίμηση.

Αναγνώριση: Οι εξωτερικοί εκτιμητές που συγκεντρώνουν όλα τα παραπάνω χαρακτηριστικά θα λαμβάνουν την απαιτούμενη αναγνώριση από τις εθνικές εποπτικές αρχές.

1.3.1.2 Προσέγγιση των Εσωτερικών Συστημάτων Διαβάθμισης

Σύμφωνα με την προσέγγιση των Εσωτερικών Συστημάτων Διαβάθμισης πιστωτικού κινδύνου, οι τράπεζες θα έχουν τη δυνατότητα να χρησιμοποιούν δικές τους εσωτερικές εκτιμήσεις της πιστοληπτικής ικανότητας των οφειλετών τους. Με τον τρόπο αυτό θα μπορούν να αξιολογούν τον πιστωτικό κίνδυνο του χαρτοφυλακίου τους αν και θα πρέπει να συμμορφώνονται με αυστηρούς κανόνες τόσο μεθοδολογίας, όσο και δημοσίευσης. Στην συνέχεια τα αποτελέσματα των πιστωτικών εκτιμήσεων των τραπεζών θα μεταφράζονται ως εκτιμήσεις μελλοντικής

δυναμικής ζημιάς, η οποία θα διαμορφώνεται και από το επίπεδο των ελάχιστων κεφαλαιακών απαιτήσεων. Πιο συγκεκριμένα η ενδεχόμενη ζημιά μετράται από το γινόμενο τριών παραγόντων. Της πιθανότητας πτώχευσης, του ποσοστού της ζημιάς σε περίπτωση πτώχευσης και της έκθεσης εναντίον του αντισυμβαλλόμενου. Οι παράμετροι αυτές εκτιμώνται και κατόπιν εισάγονται ως μεταβλητές σε συναρτήσεις για τον υπολογισμό των συντελεστών στάθμισης πιστωτικού κινδύνου και κατ' επέκταση των αντίστοιχων κεφαλαιακών απαιτήσεων.

Η εν λόγω μεθοδολογία αποτελείται από δύο επί μέρους προσεγγίσεις, τη Θεμελιώδη (Foundation Approach) και την Εξελιγμένη (Advanced Approach). Στην Θεμελιώδη προσέγγιση τα πιστωτικά ιδρύματα εκτιμούν τη πιθανότητα αθέτησης της υποχρέωσης του αντισυμβαλλόμενου (probability of default) χρησιμοποιώντας τυποποιημένους συντελεστές καθορισμένους από τις εποπτικές αρχές, ενώ στην Εξελιγμένη προσέγγιση στηρίζονται στις δικές τους εκτιμήσεις.

Η υιοθέτηση της προσέγγισης των Εσωτερικών Συστημάτων Διαβάθμισης, παρέχει μια ευρύτερη κλίμακα συντελεστών στάθμισης συγκριτικά με την Τυποποιημένη, γεγονός που την καθιστά περισσότερο ευαίσθητη στις μεταβολές του κινδύνου.

1.3.1.3 Λειτουργικός Κίνδυνος

Η Επιτροπή Βασιλείας προκειμένου να καταστήσει τη Νέα Συμφωνία περισσότερο ευαίσθητη στις μεταβολές του κινδύνου, συμπεριέλαβε και τον λειτουργικό κίνδυνο στον υπολογισμό της κεφαλαιακής επάρκειας των πιστωτικών ιδρυμάτων. Όσον αφορά λοιπόν τον λειτουργικό κίνδυνο, προτείνονται τρεις μέθοδοι υπολογισμού. Πρώτη είναι η μέθοδος του βασικού δείκτη που χρησιμοποιεί ένα δείκτη λειτουργικού κινδύνου για την συνολική δραστηριότητα της τράπεζας. Δεύτερη μέθοδος είναι η τυποποιημένη, που καθορίζει διαφορετικούς δείκτες για κάθε είδος δραστηριότητας. Τέλος έχουμε τις εξελιγμένες μεθόδους μέτρησης, όπου εδώ τα πιστωτικά ιδρύματα αναπτύσσουν δικές τους εσωτερικές μεθοδολογίες, βασισμένες σε ιστορικά στοιχεία για τον υπολογισμό των κεφαλαιακών απαιτήσεων.

1.3.2 Πυλώνας II: Εποπτικές διαδικασίες ανασκόπησης

Ο δεύτερος άξονας της Βασιλείας II απαιτεί από τους επόπτες να εξασφαλίσουν ότι οι τράπεζες έχουν σε ισχύ υγιείς εσωτερικές διαδικασίες προκειμένου να εκτιμήσουν την κεφαλαιακή τους επάρκεια, σχετικά με το ύψος των αναλαμβανόμενων κινδύνων. Παράλληλα οι χρησιμοποιηθείσες εσωτερικές διαδικασίες θα υπόκεινται σε εποπτική αναθεώρηση και επέμβαση, όποτε αυτό κρίνεται απαραίτητο. Με τον τρόπο αυτό θα διασφαλίζεται η κεφαλαιακή επάρκεια των τραπεζών και συγχρόνως θα παρέχονται κίνητρα βελτίωσης της ποιότητας διαχείρισης κινδύνων.

1.3.3 Πυλώνας III: Πειθαρχία της αγοράς

Ο τρίτος πυλώνας του νέου πλαισίου αφορά την πειθαρχία της αγοράς και την δημοσιοποίηση στοιχείων από πλευράς των τραπεζών. Μέσω της δημοσιοποίησης οι συμμετέχοντες στην αγορά μπορούν καλύτερα να αντιληφθούν τους αναλαμβανόμενους κινδύνους των τραπεζών και την επάρκεια των κεφαλαιακών τους θέσεων. Η Νέα Συμφωνία καθορίζει τις απαιτήσεις και τις δημοσιοποιήσεις που απαιτούνται, συμπεριλαμβανομένων των μεθόδων με τις οποίες οι τράπεζες διαχειρίζονται τον κίνδυνο και υπολογίζουν την κεφαλαιακή τους επάρκεια.

1.4. Ατέλειες της Συμφωνίας

Παρά το γεγονός ότι οι νέες προτάσεις της Επιτροπής Βασιλείας είναι περιεκτικότερες, ακριβέστερες και πιο ευαίσθητες στις μεταβολές του κινδύνου, είναι αμφίβολο κατά πόσο επιτυγχάνουν τους προσδοκώμενους στόχους. Πιο αναλυτικά, παρά την σημαντική συνεισφορά των εξωτερικών οίκων αξιολόγησης στη Βασιλεία II, πολλαπλές κριτικές έχουν αναπτυχθεί τόσο όσον αφορά την ποιότητα του έργου των εξωτερικών εκτιμητών, όσο και την συνολική αποτελεσματικότητα του νέου θεσμικού πλαισίου³.

Πολλοί συμμετέχοντες στην αγορά δηλώνουν ανήσυχοι κατά πόσο οι εξωτερικοί οίκοι αξιολόγησης αντανακλούν με ακρίβεια τους χρηματοοικονομικούς κινδύνους. Ειδικότερα στην περίπτωση των πιστωτικών εκτιμήσεων κυβερνήσεων-κρατών, οι εξωτερικοί οίκοι, φαίνεται ότι στηρίζουν τις αξιολογήσεις τους στο μέγεθος των προβλεπόμενων και όχι των μη αναμενόμενων ζημιών. Ωστόσο ο πυρήνας των

δεικτών κεφαλαιακής επάρκειας θα πρέπει αν στηρίζεται στην κάλυψη των απροσδόκητων ζημιών των πιστωτικών ιδρυμάτων, καθώς μόνο έτσι μπορεί να διασφαλιστεί η φερεγγυότητα τους.

Ακόμα μια ατέλεια της Βασιλείας II, έγκειται στο γεγονός ότι οι αξιολογήσεις των εξωτερικών εκτιμητών μπορεί να διαφέρουν, με αποτέλεσμα να παρουσιαστεί το φαινόμενο του rating shopping. Οι αξιολογούμενοι είναι ελεύθεροι στο να επιλέξουν τον οίκο που θα τους αξιολογήσει, τον οποίο και πληρώνουν για το έργο που προσφέρει. Έτσι θα μπορούσαμε να πούμε ότι ολόκληρη η βιομηχανία πιστωτικής εκτίμησης υπόκειται σε μια μορφή ηθικού κινδύνου, δεδομένου ότι οι εξωτερικοί εκτιμητές ανάλογα με τα χρήματα που λαμβάνουν, προβαίνουν και σε αντίστοιχης ποιότητας αξιολογήσεις. Από πλευράς τους οι “Rating agencies” υποστηρίζουν ότι απέχουν από τέτοιου είδους τακτικές καθώς έτσι θα κλόνιζαν ανεπανόρθωτα την φήμη και την πελατεία τους. Πάντως έστω κι αν οι οίκοι αξιολόγησης προβαίνουν σε εκτιμήσεις παρόμοιας ποιότητας, ο μεταξύ τους ανταγωνισμός θα στηρίζεται στο επίπεδο των τιμών που χρεώνουν στους ενδιαφερόμενους για αξιολόγηση. Απόρροια όλων αυτών είναι να παρατηρούνται τα προαναφερόμενα φαινόμενα του “rating shopping”, καθώς οι ενδιαφερόμενοι για αξιολόγηση αναζητούν τον πιο φθηνό ή λιγότερο απαιτητικό εξωτερικό εκτιμητή.

1.5. Rating Agencies

Οι χρηματαγορές εκτελούν μια ουσιαστική λειτουργία για την οικονομία. Πολλοί υποστηρίζουν ότι ο πλούτος των εθνών συνδέεται στενά με τη δυνατότητα που έχουν οι χρηματαγορές να παρέχουν πίστωση. Ωστόσο αν λάβουμε υπόψη μας τους πιστωτικούς κινδύνους θα διαπιστώσουμε ότι στην λειτουργία των αγορών χρήματος υπάρχουν δυο σημαντικές απειλές. Πρώτον, δεν παρατηρείται συχνά αξιόπιστη πληροφόρηση, που θα επιτρέπει στους επενδυτές να εκτιμούν τη φερεγγυότητα των οφειλετών. Επιπλέον, οι χρηματαγορές είναι επιρρεπείς και στον λεγόμενο συστημικό κίνδυνο, φαινόμενο που μπορεί να οδηγήσει σε μια γενική απώλεια εμπιστοσύνης στη χρηματιστηριακή αγορά και που μπορεί να προκληθεί από μια κρίση ρευστότητας σε ένα πιστωτικό ίδρυμα. Για την αντιμετώπιση των δύο αυτών προβλημάτων, όπως αναφερθήκαμε και παραπάνω, έχουν υπάρξει τόσο κανονισμοί σχετικοί με θέματα δημοσίευσης πληροφοριών, όσο και μέτρα κεφαλαιακής επάρκειας. Στην κατεύθυνση

αυτή ιδιαίτερα σημαντικός είναι ο ρόλος των εξωτερικών οίκων αξιολόγησης πιστωτικών κινδύνων, οι οποίοι, βάσει της πείρας τους, επιτρέπουν στους επενδυτές να εκτιμούν καλύτερα τον κίνδυνο που εμπεριέχεται στις επενδυτικές τους αποφάσεις.

1.5.1 Ο ρόλος των εξωτερικών οίκων αξιολόγησης

Οι πιστωτικές εκτιμήσεις αποτελούν ένα σημαντικό συστατικό των κεφαλαιαγορών και περισσότερο από έναν αιώνα έχουν λειτουργήσει αποτελεσματικά στις Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής. Σήμερα και στα πλαίσια της παγκοσμιοποίησης ο ρόλος των πιστωτικών εκτιμήσεων αυξάνεται ολοένα και περισσότερο και σε πολλές άλλες χώρες. Πιο συγκεκριμένα, λέγοντας πιστωτική εκτίμηση εννοούμε την αξιολόγηση, από ένα τρίτο, της δανειοληπτικής ικανότητας ενός εκδότη οικονομικών τίτλων και ειδικότερα της πιθανότητας να ανταποκριθεί στις οικονομικές του υποχρεώσεις και να προβαίνει σε έγκαιρες πληρωμές. Οι πιστωτικές εκτιμήσεις μπορεί να είναι βραχυχρόνιες ή μακροχρόνιες και να αντανakλούν την αξιολόγηση μιας εταιρείας ως προς την ικανότητα της να ανταποκρίνεται στις οικονομικές της δεσμεύσεις βραχυπρόθεσμα ή μακροπρόθεσμα. Οι εξωτερικοί εκτιμητές δεν γνωμοδοτούν για το κατά πόσο κάποιο χρεόγραφο πρέπει να αγοραστεί ή να πουληθεί. Έτσι λοιπόν δεν παρέχουν επενδυτικές συμβουλές ή συστάσεις για την καταλληλότητα μιας επένδυσης και ο ρόλος τους διαφέρει από αυτόν των οικονομικών αναλυτών. Οι πιστωτικές εκτιμήσεις των οίκων αξιολόγησης εξαρτώνται σε μεγάλο βαθμό από την ποιότητα της πληροφόρησης που τους παρέχεται. Πιο συγκεκριμένα στηρίζονται κυρίως στην δημόσια πληροφόρηση αναφορικά με τον εκδότη, σε επιπρόσθετες πληροφορίες που παρέχονται από τον ίδιο τον εκδότη καθώς και σε άλλης φύσεως οικονομικές πληροφορίες που θεωρούν σχετικές και αξιόπιστες. Επιπλέον οι εκτιμήσεις των rating agencies περιλαμβάνουν και αξιολογήσεις σχετικά με τις μελλοντικές αποδόσεις των εκδοτών, για αυτό και κάθε φορά που προκύπτει κάποιο γεγονός ή μια νέα πληροφόρηση, υπόκεινται σε αλλαγές και αναθεωρήσεις. Δεν είναι μάλιστα απίθανο οι πιστωτικές εκτιμήσεις να αναστέλλονται ή να αποσύρονται λόγω αλλαγών στην πληρότητα, τη διαθεσιμότητα και την αξιοπιστία των πληροφοριών.

Οι οίκοι αξιολόγησης δεν διεξάγουν λογιστικό έλεγχο της εκτιμώμενης επιχείρησης, ούτε υπόκεινται σε μια διαδικασία επαλήθευσης των πληροφοριών που τους παρέχουν. Αντίθετα στηρίζονται στην ακεραιότητα και την ποιότητα των δημοσιευμένων από την επιχείρηση οικονομικών καταστάσεων καθώς και στην δέσμευση της επιχείρησης ότι θα τους παρέχει όλο το έγκαιρο και έγκυρο πληροφοριακό υλικό και κατά την διάρκεια της αρχικής εκτίμησης αλλά και σε τρέχουσα βάση. Αν μάλιστα κάποιος εκδότης αρνηθεί την παροχή των απαιτούμενων πληροφοριών, τότε οι εκτιμητές μπορούν να εκδώσουν μια χαμηλότερη εκτίμηση, να αρνηθούν να την εκδώσουν ή ακόμα και να αποσύρουν μια υπάρχουσα εκτίμηση.

Η αναγνώριση, από πλευράς επενδυτών, της αξίας ενός οίκου αξιολόγησης εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από την φήμη που έχει διαμορφώσει. Ακριβώς αυτή η αναγνωρισμένη από τους επενδυτές αξία των rating agencies είναι που κάνει και τους εκδότες να αναζητούν πιστωτικές εκτιμήσεις, αφού έτσι μπορεί να διευκολυνθούν στο να αποκτήσουν κεφαλαιακή πρόσβαση. Στα πλαίσια των επιλογών που έχουν, οι εκδότες, προτιμούν εκείνους τους οίκους αξιολόγησης που χαίρουν της αναγνώρισης της αγοράς ως προς την αυστηρότητα και την ακεραιότητα των εκτιμήσεων τους. Τέτοιοι οίκοι αξιολόγησης είναι αναγνωρισμένοι ως NRSRO.

1.5.2 NRSRO

Κατά την διάρκεια των τελευταίων τριάντα ετών, διάφορα ρυθμιστικά όργανα, συμπεριλαμβανομένης της Επιτροπής Βασιλείας, χρησιμοποιούν ολοένα και περισσότερο πιστωτικές εκτιμήσεις για να ελέγχουν επενδυτικούς κινδύνους. Πιο συγκεκριμένα από το 1975 εισήχθη στις Η.Π.Α. η ονομασία NRSRO (Nationally Recognized Statistical Organizations) για τους εθνικά αναγνωρισμένους στατιστικούς πιστωτικούς οργανισμούς. Με την πάροδο των χρόνων καθώς ενισχύθηκε η εμπιστοσύνη της αγοράς και των ρυθμιστικών οργάνων για τις πιστωτικές εκτιμήσεις, η χρήση της έννοιας NRSRO έγινε πιο διαδεδομένη. Σήμερα οι εκτιμήσεις NRSRO χρησιμοποιούνται ευρέως στα πλαίσια της κρατικής και ομοσπονδιακής νομοθεσίας για την διάκριση μεταξύ των βαθμών δανειοληπτικής ικανότητας. Πιο συγκεκριμένα τρεις οίκοι αξιολόγησης που έχουν αναγνωριστεί ως NRSROs είναι η Moody's Investors Service, η Fitch και η Standard & Poor's. Προκειμένου να αναγνωριστεί,

στις Ηνωμένες Πολιτείες, ως NRSRO κάποιος οίκος αξιολόγησης απαιτείται να είναι εθνικά αναγνωρισμένος ως εκδότης φερέγγυων και αξιόπιστων εκτιμήσεων. Επίσης στα πλαίσια της αξιολόγησης του εξετάζονται α) η οργανωτική του δομή και οι οικονομικοί του πόροι ώστε να λειτουργεί ανεξάρτητα από κάθε είδους πίεση, β) οι διαδικασίες εκτίμησης για να προάγονται αξιόπιστες και ακριβείς αξιολογήσεις, γ) το εύρος της επικοινωνίας με την διοίκηση των εκδοτών, και δ) οι εσωτερικές διαδικασίες ώστε να αποτρέπεται η κατάχρηση των δημόσιων πληροφοριών.

1.5.3 Τύποι αντιπροσωπειών πιστωτικής εκτίμησης

Σήμερα υπάρχουν πολλών ειδών οίκοι αξιολόγησης που λειτουργούν σε μεγάλες αγορές παγκοσμίως και που μπορεί να διαφέρουν τόσο στο μέγεθος όσο και στη μεθοδολογία τους. Ορισμένοι οίκοι αξιολόγησης εστιάζονται και εξειδικεύονται σε συγκεκριμένους κλάδους (π.χ. ασφαλιστικός), ενώ άλλοι ασχολούνται μόνο με την πιστωτική εκτίμηση επιχειρήσεων. Τρεις από τις μεγαλύτερες αντιπροσωπείες πιστωτικής εκτίμησης είναι οι Moody's Investors Service, Fitch και Standard & Poor's, που λειτουργούν διεθνώς και αξιολογούν επιχειρήσεις, κυβερνήσεις-κράτη καθώς και τίτλους σταθερής απόδοσης. Τα έσοδα των τριών αυτών rating agencies προκύπτουν κυρίως από την χρέωση των εκδοτών για τις εκτιμήσεις, οι οποίες στην συνέχεια παρέχονται στο κοινό δωρεάν. Αντίθετα μικροί σε μέγεθος οίκοι αξιολόγησης στηρίζουν το εισόδημα τους στη συνδρομή των επενδυτών. Επίσης αρκετοί οίκοι προσφέρουν και βοηθητικές υπηρεσίες πέρα από τις πιστωτικές τους εκτιμήσεις όπως για παράδειγμα συμβουλές διαχείρισης κινδύνου προκειμένου να βοηθήσουν τους χρηματοοικονομικούς οργανισμούς να διαχειριστούν τον πιστωτικό και λειτουργικό τους κίνδυνο.

1.6 Global Credit Rating Agencies

Οι τρεις παγκόσμιοι οίκοι αξιολόγησης, Moody's, Fitch και Standard & Poor's, αποτελούν τον πυρήνα του κλάδου των πιστωτικών εκτιμήσεων. Ενώ το πεδίο δράσης και των τριών καλύπτει εξίσου Ευρώπη και Αμερική, έχει παρατηρηθεί ότι η Moody's είναι περισσότερο ανεπτυγμένη στην Ασία, ενώ η S&P εστιάζεται κυρίως στην Λατινική Αμερική. Παρακάτω παραθέτονται πιο αναλυτικά στοιχεία, ξεχωριστά, για την κάθε μια αντιπροσωπεία εκτίμησης.

1.6.1 Moody's⁴

Τον Δεκέμβριο του 1999 η εταιρεία Dun & Bradstreet ανακοίνωσε ότι θα χωριζόταν σε δύο επιμέρους επιχειρήσεις, μια μονάδα επιχειρηματικών πληροφοριών και μια εταιρεία πιστωτικής εκτίμησης. Η λειτουργία της Moody's εστιάζεται στη δημοσιοποίηση πιστωτικών εκτιμήσεων και στην παροχή επενδυτικών συμβουλών. Οι εκτιμήσεις της χρησιμοποιούνται από πλήθος θεσμικών επενδυτών, εταιρειών οικονομικών υπηρεσιών, τραπεζικών και άλλων ρυθμιστικών οργάνων, προκειμένου να ταξινομήσουν τις εκθέσεις στον κίνδυνο. Η εταιρεία έχει αναγνωριστεί ως επενδυτικός σύμβουλος (σύμφωνα με το Investment Advisers Act of 1940) καθώς και ως στατιστικός οργανισμός εκτίμησης (NRSRO). Η Moody's έχει την πολιτική να χρεώνει εκ των προτέρων μια αμοιβή για κάθε εκτίμηση που της ζητείται, ενώ σπάνια διενεργεί εκτιμήσεις αν δεν της έχουν ζητηθεί, τις οποίες και δεν χρεώνει. Στην περίπτωση που ο αιτών για αξιολόγηση δεν είναι ικανοποιημένος από το αποτέλεσμα της εκτίμησης, μπορεί να αποσύρει το αίτημα του και η εκτίμηση δεν θα δημοσιευτεί. Η Moody's ανταγωνίζεται κυρίως την S&P και Fitch και αποτελεί έναν από τους πιο φημισμένους και αναγνωρισμένους οίκους αξιολόγησης.

1.6.2 Standard and Poor's⁵

Η S&P έχει ηγετικό ρόλο μεταξύ των οίκων αξιολόγησης πιστωτικών κινδύνων. Αποτελούσε ανεξάρτητη εταιρεία μέχρι το 1966 όπου και εξαγοράστηκε από τις επιχειρήσεις McGraw Hill. Η S&P ξεκίνησε τις δραστηριότητες της με την έκδοση πιστωτικών εκτιμήσεων για εταιρικά και κρατικά ζητήματα χρέους. Στην συνέχεια όμως ανταποκρινόμενη στις εξελίξεις και τις ανάγκες της αγοράς άρχισε να εκτιμά και την πιστωτική ποιότητα χρηματοοικονομικών εγγυήσεων, τραπεζικών δανείων, υποθηκών, αμοιβαίων κεφαλαίων κ.α. Σήμερα η S&P έχει διενεργήσει πιστωτικές εκτιμήσεις σε 150.000 περίπου τίτλους, σε περισσότερες από 50 χώρες στον κόσμο. Η εταιρεία λειτουργεί χωρίς να δέχεται καμία κυβερνητική επιρροή και είναι ανεξάρτητη από κάθε τραπεζικό, επενδυτικό ή άλλου είδους οργανισμό. Αναγνωρίζει τον ουσιαστικό ρόλο που διαδραματίζουν οι οίκοι αξιολόγησης πιστωτικού κινδύνου στις Αμερικάνικες αγορές χρεογράφων και δεσμεύεται ότι θα προστατέψει την φήμη της διασφαλίζοντας ότι η ανεξαρτησία, η αντικειμενικότητα, η διαφάνεια, η αξιοπιστία και η ποιότητα θα συνεχίσουν να συνιστούν θεμελιώδη συστατικά των διαδικασιών της.

1.6.3 Fitch ⁶

Όντας ένας από τους πιο αδύνατους οίκους αξιολόγησης, συγκριτικά με τους προαναφερόμενους, ο Fitch συγχωνεύτηκε το 1997 με το EBCA Group του Λονδίνου, ενώ όπως και η Moody's και S&P είχε και αυτός αναγνωριστεί ως NRSRO από το 1975. Δεδομένου ότι ο Fitch τείνει να έχει πιο επιεική κριτήρια αξιολόγησης, πολλοί υποστηρίζουν ότι η παρουσία του, ως τρίτου επιθετικού ανταγωνιστή, έχει ενθαρρύνει το "rating shopping". Για την αντιμετώπιση έως ένα βαθμό του φαινομένου αυτού, οι αγορές ή τα ρυθμιστικά όργανα επιβάλλουν την αξιολόγηση των αιτούντων από περισσότερους από έναν οίκους αξιολόγησης.

1.7 Συγκρούσεις συμφερόντων στην λειτουργία των CRA

Από την πρώτη εμφάνιση των εξωτερικών οίκων αξιολόγησης, αρκετοί ήταν αυτοί που έκαναν λόγο για το ενδεχόμενο ανάπτυξης συγκρούσεων συμφερόντων στα πλαίσια της λειτουργίας τους. Σήμερα δεδομένης της αύξησης του μεγέθους και της αξίας των rating agencies στις διεθνείς χρηματαγορές, τα φαινόμενα συγκρουόμενων συμφερόντων έχουν ενταθεί, γεγονός που εγείρει τις ανησυχίες της Επιτροπής της Βασιλείας. Πιο συγκεκριμένα εξετάζοντας το πεδίο δράσης των οίκων αξιολόγησης μπορούμε να εντοπίσουμε αρκετές λειτουργίες που αποτελούν πιθανές πηγές συγκρούσεων .

Χρέωση των εκδοτών: Στο παρελθόν τα έσοδα των οίκων αξιολόγησης προέρχονταν από τις συνδρομές των επενδυτών και άλλων χρηστών των εκτιμήσεων τους. Ωστόσο από τα μέσα της δεκαετίας το '70 οι μεγαλύτεροι οίκοι αξιολόγησης άρχισαν να χρεώνουν τους εκδότες για την παροχή των υπηρεσιών τους. Σε αυτό συντέλεσαν τόσο οι δυσκολίες που αντιμετώπιζαν οι αντιπροσωπείες εκτίμησης, θέλοντας να περιορίσουν την πρόσβαση των συνδρομητών στο πληροφοριακό τους υλικό, όσο και η ολοένα και μεγαλύτερη απαίτηση για εντατικότερη ανάλυση των εκδοτών. Ωστόσο η πρακτική της χρέωσης των εκδοτών για τις προσωπικές τους εκτιμήσεις συντέλεσε στο να αναπτυχθούν συγκρούσεις συμφερόντων. Η εξάρτηση των rating agencies από τις πληρωμές των εκδοτών μπορεί να τις καταστήσει περισσότερο γενναιόδωρες στις

εκτιμήσεις τους. Παρ' όλο που οι οίκοι αξιολόγησης αναγνωρίζουν το ενδεχόμενο εμφάνισης αυτών των συμφερόντων, υποστηρίζουν ότι το μετριάζουν, δεδομένου ότι οι αμοιβές που λαμβάνουν από μεμονωμένους εκδότες συνιστούν ένα μικρό μόνο ποσοστό των συνολικών τους εσόδων. Ταυτόχρονα τονίζουν ότι η φήμη τους για ακριβείς και αξιόπιστες εκτιμήσεις έχει θεμελιώδη σημασία για την λειτουργία τους και άρα δεν θα τολμούσαν να την διακυβεύσουν προς όφελος των εκδοτών.

Βοηθητικές Υπηρεσίες: Τα τελευταία χρόνια οι μεγάλοι οίκοι αξιολόγησης έχουν επεκταθεί και σε άλλους τομείς, όπως για παράδειγμα στην ανάπτυξη συμβουλευτικών υπηρεσιών και πρακτικών διαχείρισης κινδύνου, οι οποίοι γεννούν πρόσθετες δυνατότητες για συγκρούσεις συμφερόντων. Πιο συγκεκριμένα πολλοί εκφράζουν τις ανησυχίες τους για το κατά πόσο τα αποτελέσματα των πιστωτικών εκτιμήσεων μπορούν να επηρεασθούν από το αν οι εκδότες χρησιμοποιούν ή όχι τις πρόσθετες υπηρεσίες των οίκων αξιολόγησης, ή κατά πόσο θα εξαναγκασθούν να τις χρησιμοποιήσουν, από το φόβο δημοσίευσης μιας αρνητικής εκτίμησης. Οι αντιπροσωπείες εκτίμησης, με την σειρά τους, δηλώνουν ότι ελέγχουν την πιθανότητα ανάπτυξης συγκρούσεων καθώς ακολουθούν τακτικές και διαδικασίες που διατηρούν ανεξάρτητες τις πιστωτικές εκτιμήσεις από τις βοηθητικές υπηρεσίες, ενώ και το προσωπικό που επανδρώνει τις νέες μονάδες διαφέρει από τους αναλυτές πιστωτικών εκτιμήσεων.

Οικονομικά Συμφέροντα: Σύγκρουση συμφερόντων υπάρχει και στην περίπτωση που τα μέλη των rating agencies διατηρούν οικονομικές σχέσεις με εκδότες (π.χ. μέσω της κατοχής μετοχών). Ωστόσο σε τέτοιου είδους περιπτώσεις, η εσωτερική πολιτική των οίκων αξιολόγησης καθιστά απαγορευτικές τις πιστωτικές εκτιμήσεις.

Πρόσβαση σε Ιδιωτική Πληροφόρηση: Η πρόσβαση που έχουν κάποια μέλη των οίκων αξιολόγησης σε απόρρητες πληροφορίες, συνιστά πιθανή αιτία σύγκρουσης συμφερόντων, όταν το πληροφοριακό υλικό χρησιμοποιείται για λόγους προσωπικού συμφέροντος. Για την αντιμετώπιση τέτοιων φαινομένων έχουν εφαρμοστεί μέθοδοι προστασίας των απόρρητων πληροφοριών.

1.8. Εμπόδια εισόδου

Το γεγονός ότι τρεις είναι οι μεγάλοι οίκοι αξιολόγησης (Moody's, S&P, Fitch) που κυριαρχούν στον κλάδο των πιστωτικών εκτιμήσεων, έχει προκαλέσει την ανησυχία των συμμετεχόντων στην αγορά για την ύπαρξη εμποδίων εισόδου.

Οι επενδυτές και κατά συνέπεια και οι εκδότες, επιλέγουν οίκους αξιολόγησης που φημίζονται για τις ακριβοδίκαιες εκτιμήσεις τους. Ωστόσο η διαμόρφωση μίας καλής φήμης προϋποθέτει χρόνο και μέσα για να αποκτηθεί. Ταυτόχρονα πολύς λόγος έχει γίνει για το κατά πόσο και η χρήση της έννοιας NRSRO συνιστά εμπόδιο εισόδου στον κλάδο πιστωτικών εκτιμήσεων αφού πολλοί επενδυτές παρακινούνται περισσότερο να στραφούν στις εκτιμήσεις των αναγνωρισμένων ως NRSRO οίκων αξιολόγησης. Έτσι, οι νεοεισερχόμενοι καταλήγουν ανίκανοι να εξελιχθούν σε μια σημαντική παρουσία στον κλάδο, λόγω της δυσκολίας τους να επιτύχουν "εθνικής αναγνώρισης" όπως προβλέπει το status των NRSROs rating agencies .

1.9 Ρυθμιστική μεταχείριση των οίκων αξιολόγησης

Οι οίκοι πιστωτικής αξιολόγησης συνιστούν μη ελεγχόμενους ιδιωτικούς φορείς που ασκούν μεγάλη επίδραση στις διεθνείς χρηματαγορές. Ωστόσο αρκετός λόγος έχει γίνει για το κατά πόσο κρίνεται αναγκαία και εφικτή η ρυθμιστική τους μεταχείριση από κρατικούς φορείς. Ήδη αρκετά έθνη έχουν επιβάλλει μια ελάχιστη μορφή κυβερνητικού ελέγχου μέσω της επίσημης αναγνώρισης των οίκων αξιολόγησης ως NRSRO εφόσον πληρούνται ορισμένα κριτήρια. Από πολλούς ωστόσο εξετάζεται η δυνατότητα για επιβολή πρόσθετων ρυθμίσεων και κανονισμών. Βασικός στόχος της ρυθμιστικής πολιτικής είναι η επίτευξη μεγαλύτερης αποδοτικότητας. Όσον αφορά τις αντιπροσωπείες εκτίμησης ένα ρυθμιστικό πλαίσιο θα ενίσχυε την αποτελεσματικότητα είτε α) βελτιώνοντας την απόδοση των "rating agencies", είτε β) μετριάζοντας τις τυχόν αρνητικές συνέπειες της λειτουργίας τους.

Εξετάζοντας την πρώτη περίπτωση, η ρυθμιστική πολιτική θα βελτίωνε την αποδοτικότητα των οίκων αξιολόγησης μέσω της μείωσης του κόστους ή μέσω της βελτίωσης της αξιοπιστίας των πιστωτικών τους εκτιμήσεων. Ωστόσο οι αμοιβές που χρεώνουν οι εξωτερικοί εκτιμητές δεν είναι υπερβολικές αλλά εξαρτώνται από το μέγεθος και την πολυπλοκότητα της εκτιμώμενης συναλλαγής. Παράλληλα οι οίκοι αξιολόγησης είναι ήδη προσανατολισμένοι στο να παρέχουν ακριβείς και αξιόπιστες εκτιμήσεις γιατί η κερδοφορία τους είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με την φήμη τους. Αντίθετα μια επιπρόσθετη κυβερνητική ρύθμιση, θα μπορούσε να καταστήσει τις αντιπροσωπείες εκτίμησης δέσμιες πολιτικών επιρροών, διαβρώνοντας με τον τρόπο αυτό την αξιοπιστία τους.

Η μείωση των αρνητικών επιπτώσεων της λειτουργίας των rating agencies σίγουρα είναι επιθυμητή. Πράγματι, ορισμένες ενέργειες τους επιφέρουν αρνητικές επιπτώσεις, όπως για παράδειγμα η χρέωση των εκδοτών που καλλιεργεί συγκρούσεις συμφερόντων. Παρ' όλα αυτά τέτοια φαινόμενα σπανίζουν καθότι φθείρουν την φήμη των οίκων αξιολόγησης. Επιπλέον ούτε η απροθυμία των rating agencies να υιοθετήσουν καινοτόμες διαδικασίες μπορεί να αντιμετωπιστεί μέσω ρυθμιστικής πολιτικής. Ακόμα και η ελάχιστη μορφή κυβερνητικής ρύθμισης, μέσω της αναγνώρισης των NSRSO, περιορίζει τον αριθμό των εγκεκριμένων οίκων αξιολόγησης, αποθαρρύνοντας έτσι την ανάπτυξη ανταγωνισμού. Ωστόσο οι αντιπροσωπείες εκτίμησης που δεν υπόκεινται σε ανταγωνιστικές πιέσεις έχουν και λιγότερα κίνητρα για να καινοτομήσουν. Κατά συνέπεια επιπρόσθετη επιβολή ρυθμίσεων στους οίκους αξιολόγησης πιστωτικών κινδύνων θα αναχαιτίζε περισσότερο τον ανταγωνισμό, θα αύξανε το κόστος και ταυτόχρονα θα μείωνε την αποτελεσματικότητά τους.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2^ο : ΒΑΣΙΛΕΙΑ ΙΙΙ-Η ΑΝΑΓΚΑΙΟΤΗΤΑ ΥΙΟΘΕΤΗΣΗΣ ΝΕΟΥ ΚΑΝΟΝΙΣΤΙΚΟΥ ΠΛΑΙΣΙΟΥ.

2.1 Εισαγωγικές παρατηρήσεις

Η «Βασιλεία ΙΙΙ»⁷ αποτελεί (όπως προκύπτει προφανώς και από την επωνυμία της) τη δεύτερη μείζονα τροποποίηση ενός ήδη υφιστάμενου κανονιστικού πλαισίου που έχει διαμορφώσει η Επιτροπή της Βασιλείας (προϋποθέτει δηλαδή την ύπαρξη μιας «Βασιλείας Ι» και μιας «Βασιλείας ΙΙ»), η οποία κατέστη αναγκαία λόγω της πρόσφατης διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης.

Πράγματι, στο πλαίσιο της ενασχόλησής της με το ζήτημα της μικρο-προληπτικής ρυθμιστικής παρέμβασης στη λειτουργία των τραπεζών, η οποία χρονολογείται από τα μέσα της δεκαετίας του 1980, η Επιτροπή της Βασιλείας ανέλαβε πρωτοβουλίες για τη διεθνή σύγκλιση του περιεχομένου των κανόνων βάσει των οποίων γίνεται ο υπολογισμός και η εκπλήρωση των κεφαλαιακών απαιτήσεων των διεθνών τραπεζών για κάλυψη έναντι της έκθεσής τους σε διάφορους κινδύνους, προϊόν της οποίας υπήρξε το 1988 η «Βασιλεία Ι», και το 2004 η «Βασιλεία ΙΙ», οι οποίες, όπως ισχύουν, συνθέτουν το ισχύον κανονιστικό πλαίσιο.

2.2 Τα αίτια της πρόσφατης διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης και οι δικαιολογητικές βάσεις της αναθεώρησης του 2010

Τα αίτια της πρόσφατης διεθνούς χρηματοπιστωτικής κρίσης υπήρξαν πολλά, και ανάγονται σε αστοχίες:

- της ρυθμιστικής παρέμβασης στο χρηματοπιστωτικό σύστημα (μεταξύ άλλων και της έλλειψης επαρκών κανόνων μακρο-προληπτικής φύσεως),
- των ισχυρόντων τραπεζικών λογιστικών προτύπων,
- της μικρο-προληπτικής εποπτείας που ασκείτο στους φορείς παροχής χρηματοπιστωτικών υπηρεσιών,

- των ίδιων των φορέων παροχής χρηματοπιστωτικών υπηρεσιών (ιδίως σε σχέση με τα εσωτερικά κίνητρα απόδοσης-αμοιβών των στελεχών τους),
- αλλά και της δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής σε πολλά κράτη.

Κατά το χρονικό σημείο εκδήλωσης της κρίσης, το 2007, στα περισσότερα κράτη το τραπεζικό σύστημα των οποίων επλήγη από αυτήν, η κεφαλαιακή επάρκεια των τραπεζών ήταν πάντως επαρκής, σε αυτό δε συνέβαλε αναμφίβολα το γεγονός ότι τα περισσότερα από τα εν λόγω κράτη είχαν ενσωματώσει στο εθνικό τους δίκαιο τις διατάξεις της «Βασιλείας II». Αυτό βέβαια αποδείχθηκε ότι δεν ήταν αρκετό για να αποτρέψει ούτε την εκδήλωση της κρίσης ούτε την επέλευση των προβλημάτων που ανέκυψαν εξ αιτίας της, λόγω της συνδρομής περισσοτέρων παραγόντων. Ειδικότερα: (α) Όπως επισημαίνει η Επιτροπή της Βασιλείας, ένα από τα βασικά αίτια της κρίσης υπήρξε η υπερβολική «μόχλευση» του τραπεζικού συστήματος πολλών κρατών, η οποία έλαβε χώρα τόσο εντός όσο και εκτός ισολογισμού ενός σημαντικού αριθμού τραπεζών. Μολονότι δε οι συντελεστές κεφαλαιακής επάρκειας των εν λόγω τραπεζών ήταν κατ' αρχήν ισχυροί, η μόχλευση οδήγησε σε σταδιακή διάβρωσή τους. Η μόχλευση αυτή υπήρξε, εν μέρει τουλάχιστον, και προϊόν του ισχύοντος κανονιστικού πλαισίου για την κεφαλαιακή επάρκεια, καθώς οι τράπεζες, με στόχο να μειώσουν το κόστος από την εφαρμογή του, προσέφυγαν ευρέως σε τεχνικές «ρυθμιστικού αρμπιτράζ» (“regulatory capital arbitrage”), κυρίως δε σε «υπερβολική» τιτλοποίηση απαιτήσεων.

(β) Ταυτόχρονα, αποδείχθηκε ότι πολλές τράπεζες δεν διέθεταν ούτε επαρκή αποθέματα ρευστότητας. Όπως αναφέρει χαρακτηριστικά η Επιτροπή της Βασιλείας, κατά τη διάρκεια της αρχικής «περιόδου ρευστότητας » (“liquidity phase”) της πρόσφατης κρίσης, πολλές τράπεζες, ενώ είχαν επαρκή κεφαλαιακή επάρκεια, εν τούτοις αντιμετώπισαν δυσκολίες λόγω μη συνετής διαχείρισης της ρευστότητάς τους. Το γεγονός δε αυτό ανέδειξε τη σημαντικότητα της ύπαρξης επαρκούς ρευστότητας για την ομαλή λειτουργία των χρηματοπιστωτικών αγορών και του τραπεζικού συστήματος.

Ειδικότερα, πριν από την κρίση, η χρηματοδότηση των τραπεζών γινόταν με χαμηλό κόστος (κυρίως δε από τις αγορές δανειακών κεφαλαίων και τη διατραπεζική αγορά) και ήταν επαρκής. Με την εκδήλωση της κρίσης, η απότομη αναστροφή των συνθηκών στις αγορές ανέδειξε ανάγλυφα την ταχύτητα με την οποία μπορεί να εξαντληθεί η ρευστότητα του τραπεζικού συστήματος. Αυτό κατέστησε αναγκαία την

προσφυγή των τραπεζών που επλήγησαν από την κρίση στις κεντρικές τους τράπεζες για χρηματοδοτική στήριξη, γεγονός που οδήγησε τις τελευταίες στην υιοθέτηση των γνωστών ως «μη συμβατικών νομισματικών μέτρων» (“unconventional monetary policies”).

(γ) Μολονότι δεν υπάρχει καμία αμφιβολία ότι στην πρόσφατη κρίση ο συστημικός κίνδυνος του χρηματοπιστωτικού συστήματος υπήρξε εντονότατος, σαφές ήταν, επίσης, ότι το ισχύον κανονιστικό πλαίσιο δεν περιείχε κανόνες για την πρόληψή του, ούτε ως προς τη χρονική του διάσταση ούτε ως προς τη διατομεακή. Αντίθετα, το ισχύον κανονιστικό πλαίσιο για την κεφαλαιακή επάρκεια, ιδίως εφόσον ο υπολογισμός των κεφαλαιακών απαιτήσεων για κάλυψη έναντι του πιστωτικού κινδύνου γίνεται βάσει των εσωτερικών συστημάτων διαβάθμισης κινδύνου των τραπεζών (σύμφωνα με τις διατάξεις της «Βασιλείας II»), κρίθηκε ότι αποτελεί έναν από τους παράγοντες που επιτείνει την προκυκλικότητα, καθώς δημιουργεί το κίνητρο στις τράπεζες:

- κατά τη διάρκεια μεν της οικονομικής ανάπτυξης να συμβάλλουν στην περαιτέρω ενίσχυση της πιστωτικής επέκτασης, καθώς οι κεφαλαιακές απαιτήσεις που επιβάλλονται για τη χορήγηση δανείων και πιστώσεων είναι χαλαρότερες,
- κατά τη διάρκεια δε της ύφεσης της οικονομίας να περιορίζουν τη χορήγηση δανειακών κεφαλαίων, καθώς οι συναφείς κεφαλαιακές απαιτήσεις καθίστανται αυστηρότερες.

2.3 Οι συνέπειες της κρίσης και η αντίδραση της Επιτροπής της Βασιλείας

Σε συνέχεια των ανωτέρω, πολλές τράπεζες διεθνώς (μικρές και μεγάλες, αρκετές δε από τις οποίες συστημικά σημαντικές) δεν ήταν σε θέση να απορροφήσουν τις ζημιές που προέκυψαν λόγω της κρίσης. Στην κορύφωσή της μάλιστα, το 2008, οι αγορές άσκησαν πίεση στις τράπεζες να μειώσουν τη μόχλευσή τους, με αποτέλεσμα:

- την εκτεταμένη μείωση της αξίας στοιχείων του ενεργητικού τους, και συνακόλουθα,
- την αύξηση των ζημιών τους, τη μείωση των ιδίων κεφαλαίων τους και τον περιορισμό της δυνατότητας χορήγησης πιστώσεων και δανείων σε επιχειρήσεις και νοικοκυριά.⁸

Ταυτόχρονα, τα προβλήματα ρευστότητας υπήρξαν έντονα για σημαντικό χρονικό διάστημα. Μεταξύ άλλων, αυτό είχε και ως αποτέλεσμα, πέραν των αρνητικών επιπτώσεων που επήλθαν στον πραγματικό τομέα της οικονομίας, να αναγκαστεί το Δημόσιο σε πολλές περιπτώσεις (κατ' εξοχήν δε στις ΗΠΑ και σε αρκετά ευρωπαϊκά κράτη) να παρέμβει με στόχο τη στήριξη ή/και διάσωση τραπεζών (και σε ορισμένες περιπτώσεις του συνόλου του τραπεζικού συστήματος⁹). η εν λόγω παρέμβαση οδήγησε στην επιβάρυνση των κρατικών προϋπολογισμών των εν λόγω κρατών και στη δημιουργία, σε ορισμένες περιπτώσεις, σοβαρών δημοσιονομικών ανισορροπιών, ορισμένες από τις οποίες εξελίχθηκαν, μάλιστα, σε «δημοσιονομικές κρίσεις».

Διαφορετική είναι η ελληνική περίπτωση. Στη χώρα μας, οι τράπεζες δεν ήταν εκτεθειμένες στους κινδύνους που οδήγησαν στη διεθνή χρηματοπιστωτική κρίση, αλλά η τρέχουσα δημοσιονομική κρίση (που έχει επηρεάσει δυσμενώς και τη ρευστότητα του τραπεζικού συστήματος) είναι κατά κύριο λόγο προϊόν των σωρευμένων επί δεκαετίες δημοσιονομικών ανισορροπιών.

Κατά συνέπεια, η Επιτροπή της Βασιλείας προχώρησε στην υιοθέτηση του νέου διεθνούς κανονιστικού πλαισίου, της «Βασιλείας III», με γνώμονα την αντιμετώπιση των ως άνω αστοχιών που αναδείχθηκαν κατά την πρόσφατη κρίση. Ειδικότερα κρίθηκε (σύμφωνα με τα προαναφερθέντα) ότι η «Βασιλεία II» δεν υπήρξε επαρκής, τα δε κενά της, όπως και ορισμένες διατάξεις της, συνέβαλαν (προφανώς στον βαθμό που τους αναλογεί), στην εκδήλωση της κρίσης και τις επακόλουθες αρνητικές επιπτώσεις της στον πραγματικό τομέα της οικονομίας.

2.4 .Ωφέλειες και κόστος από τη σταδιακή καθιέρωση των νέων κανόνων.

2.4.1 Εισαγωγικές Παρατηρήσεις

Η εφαρμογή των διατάξεων της «Βασιλείας III» προτείνεται από την Επιτροπή να γίνει σταδιακά από το 2013 και σε βάθος εξαετίας, ενώ ορισμένες από αυτές θα αποτελέσουν κατά πάσα βεβαιότητα, κατά τη διάρκεια των μεταβατικών περιόδων εποπτικής παρακολούθησης που καθιερώθηκαν, αντικείμενο τροποποίησης. Αυτό οδηγεί σε δύο συμπεράσματα ¹⁰, ένα θετικό και ένα αρνητικό:

(α) Το γεγονός ότι οι νέοι κανόνες δεν εφαρμόζονται αμέσως είναι, κατ' αρχήν, απόρροια του ότι η εφαρμογή τους, σε πλήρη ανάπτυξη και σωρευτικά, θα έχει σημαντικές επιπτώσεις στη λειτουργία των τραπεζών, λόγω του συνεπαγόμενου κόστους εφαρμογής. Οι κεφαλαιακές απαιτήσεις τους θα αυξηθούν σημαντικά (ιδίως σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης), ενώ η εφαρμογή των διατάξεων για τους συντελεστές ρευστότητας θα οδηγήσει σε ορισμένες περιπτώσεις σε αναπροσδιορισμό του επιχειρηματικού τους μοντέλου. η ύπαρξη επαρκούς χρόνου προσαρμογής ήταν, συνεπώς, αναγκαία.

(β) Αντίθετα, το γεγονός ότι ορισμένες διατάξεις της «Βασιλείας III» είναι σχεδόν βέβαιο ότι θα τροποποιηθούν δημιουργεί ένα περιβάλλον ασάφειας, το οποίο ενδέχεται να οδηγήσει σε καθυστερήσεις στην υιοθέτηση των κανόνων, πόσο μάλλον αφού η υιοθέτηση θα γίνει κατά τη διακριτική ευχέρεια εθνικών αρχών.

2.4.2 Κίνδυνοι από την εφαρμογή των νέων κανόνων

Από τα μόλις προαναφερθέντα προκύπτει αβίαστα ότι τα περιθώρια κερδοφορίας των τραπεζών στο νέο περιβάλλον θα περιοριστούν αισθητά, όπως και οι αποδόσεις των ιδίων κεφαλαίων τους (όποια και αν είναι η δυνατότητα μετακύλισης του κόστους στους αποδέκτες των υπηρεσιών και όποια και αν είναι τα περιθώρια για περικοπή λειτουργικού κόστους). Η παρατήρηση αυτή ισχύει κατά μείζονα λόγο, αν ληφθεί υπόψη το γεγονός ότι η «Βασιλεία III» δεν είναι παρά μόνον μία από τις «δέσμες» μέτρων ρυθμιστικής παρέμβασης στη λειτουργία των τραπεζών που τελούν στην τρέχουσα συγκυρία υπό διαμόρφωση σύμφωνα με τα προαναφερθέντα .

Αυτό είναι, βέβαια, το τίμημα της ανάγκης θωράκισης της σταθερότητας του τραπεζικού συστήματος, διεθνώς, απέναντι στο ενδεχόμενο εκδήλωσης μιας νέας σημαντικής χρηματοπιστωτικής κρίσης, όπως η πρόσφατη. Ακόμα και αν είναι ορθός ο ισχυρισμός (τον οποίο ο γράφων ασπάζεται) ότι το νέο περιβάλλον χαρακτηρίζεται

από τάσεις υπερβολικής ρυθμιστικής παρέμβασης (“overregulation”), οι εμπειρίες από την πρόσφατη κρίση καθιστούν τη λήψη αυστηρών μέτρων πολιτικά δικαιολογήσιμη.

Στο πλαίσιο αυτό, όμως, ελλοχεύουν τρεις (τουλάχιστον) κίνδυνοι, η σημασία των οποίων δεν πρέπει να υποτιμηθεί:

(α) Κατ’ αρχήν, η εφαρμογή των νέων κανόνων μπορεί, σε ορισμένες τουλάχιστον περιπτώσεις, να οδηγήσει σε περιορισμό της προσφοράς δανειακών κεφαλαίων από τις τράπεζες με αρνητικές επιπτώσεις στον πραγματικό τομέα της οικονομίας και την ανάπτυξη. Συνεπώς, είναι κρίσιμο να υπάρξουν ακριβείς και αξιόπιστες εκτιμήσεις αναφορικά με την αναμενόμενη επίδραση των προαναφερθέντων παραγόντων στη δανειοδοτική δραστηριότητα των τραπεζών (ιδίως δε των μικρότερων και των εξειδικευμένων - στεγαστικών, αποταμιευτικών και συνεταιριστικών), τόσο σε περιόδους οικονομικής ανάπτυξης όσο και σε περιόδους ύφεσης.

(β) Επιπλέον, δεδομένου ότι στο σύνολό του το τραπεζικό σύστημα θα κληθεί να αντλήσει από τις αγορές τεράστια ποσά ιδίων κεφαλαίων (έστω και σε βάθος εξαετίας), κατ’ εξοχήν δε με την έκδοση κοινών μετοχών, η αναμενόμενη μείωση των αποδόσεων των ιδίων κεφαλαίων των τραπεζών θα τις φέρει σε ανταγωνιστικά μειονεκτική θέση προς τις επιχειρήσεις άλλων κλάδων της οικονομίας, οι αποδόσεις του κεφαλαίου των οποίων θα παραμείνουν σταθερές ή θα τείνουν να αυξάνονται.

Αξίζει να επισημανθεί ότι στις συστημικά σημαντικές τράπεζες ενδέχεται να επιβληθεί και μία επιπλέον (πέραν των προαναφερθεισών) κεφαλαιακή απαίτηση, ύψους 2% των σταθμισμένων στοιχείων του ενεργητικού τους και των στοιχείων τους εκτός ισολογισμού, η οποία θα πρέπει να καλυφθεί επίσης με κύρια στοιχεία των βασικών ιδίων κεφαλαίων τους. Αυτό συνεπάγεται ότι το μετοχικό κεφάλαιο των μεγάλων διεθνών τραπεζών ενδέχεται να πρέπει, *in extremis*, να οκταπλασιαστεί κατά τη διάρκεια των αμέσως επομένων ετών!

Κατά συνέπεια, όσες τράπεζες δεν μπορέσουν να προβούν στην αναγκαία άντληση κεφαλαίων από τις αγορές, θα αναγκαστούν, για να συμμορφωθούν προς τις απαιτήσεις του νέου κανονιστικού πλαισίου, να προβούν:

- σε απομόγλευση, συρρικνώνοντας στην περίπτωση αυτή και τη δανειοδοτική τους δραστηριότητα, ή/και
- σε αναδιαρθρώσεις που θα οδηγήσουν σε ενίσχυση της συγκέντρωσης του τραπεζικού κλάδου, χωρίς να είναι προφανείς οι θετικές συνέργειες από αυτό.

(γ) Τέλος, η ανάγκη περιορισμού του κόστους το οποίο συνεπάγεται για τις τράπεζες η εφαρμογή του νέου κανονιστικού πλαισίου μπορεί να οδηγήσει:

- σε ένα νέο κύκλο «ρυθμιστικού αρμπιτράζ», κυρίως με τη μετατόπιση δραστηριοτήτων σε τμήματα του χρηματοπιστωτικού συστήματος, τα οποία θα συνεχίσουν να μην τελούν υπό ρυθμιστική παρέμβαση και εποπτεία (το καλούμενο “shadow banking system”, το οποίο, όπως προαναφέρθηκε, συνέβαλε καθοριστικά στην εκδήλωση της κρίσης), ή σε κράτη με χαλαρό ρυθμιστικό και εποπτικό πλαίσιο, και
- σε χρηματοπιστωτικές καινοτομίες που ενδέχεται να εκθέσουν τράπεζες σε κινδύνους που δεν είναι σήμερα εντοπισμένοι.

Αυτό καθιστά ακόμα μεγαλύτερη την ανάγκη αναβάθμισης του ρόλου των εποπτικών αρχών (οι οποίες επωμίζονται ούτως ή άλλως βαρύτερο έργο με το νέο κανονιστικό πλαίσιο), ώστε να είναι δυνατή η εκ μέρους τους διαρκής παρακολούθηση των εξελίξεων που θα λαμβάνουν χώρα, και η έγκαιρη εκ μέρους τους υποβολή προτάσεων για κατάλληλη προσαρμογή του ρυθμιστικού πλαισίου.

2.4.3. Το πρόβλημα της ανταγωνιστικής ισότητας

Η τελευταία, αλλά εξίσου σημαντική κατά τη γνώμη του γράφοντος, επισήμανση είναι απόρροια του γεγονότος ότι οι κανόνες της Επιτροπής της Βασιλείας εν γένει στερούνται νομικής δεσμευτικότητας και νομικού εξαναγκασμού. Συνεπώς, η υιοθέτηση των διατάξεων της «Βασιλείας III», εν όλω ή εν μέρει, επαφίεται στη διακριτική ευχέρεια του εθνικού νομοθέτη (και στην περίπτωση της Ευρωπαϊκής Ένωσης, του ενωσιακού), η δε εφαρμογή τους στις εθνικές εποπτικές αρχές.

Ένα, λοιπόν, από τα βασικότερα ζητήματα που ανακύπτουν αφορά την έκταση στην οποία θα γίνει η ενσωμάτωση της «Βασιλείας III» στις εθνικές έννομες τάξεις, και κυρίως από ποια κράτη, ώστε να διασφαλιστούν όροι ανταγωνιστικής ισότητας ιδίως ανάμεσα στις τράπεζες που έχουν διεθνή δραστηριότητα και αντιμετωπίζουν έντονα τον διεθνή ανταγωνισμό (ο οποίος, μεταξύ άλλων, επηρεάζεται και από το ρυθμιστικό κόστος που επιβαρύνει τους ανταγωνιστές). Το ιστορικό προηγούμενο από την άρνηση ορισμένων κρατών μελών της ίδιας της Επιτροπής της Βασιλείας να προβούν στην ενσωμάτωση της «Βασιλείας II» είναι πρόσφατο και χαρακτηριστικό (ενδεικτική είναι η περίπτωση των ΗΠΑ).

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3^ο : ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ – ΑΝΑΛΥΣΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ

3.1. Ανάλυση Παλινδρόμησης

Με την ανάλυση παλινδρόμησης (regression analysis) εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών με σκοπό την πρόβλεψη των τιμών της μιας, μέσω των τιμών της άλλης (ή των άλλων). Σε κάθε πρόβλημα παλινδρόμησης διακρίνουμε δύο είδη μεταβλητών: τις ανεξάρτητες ή ελεγχόμενες ή επεξηγηματικές (independent, explanatory variables) και τις εξαρτημένες ή μεταβλητές απόκρισης (dependent, response variables).

Για τη διερεύνηση της εξάρτησης της Y από τις ανεξάρτητες μεταβλητές X_1, X_2, \dots, X_k χρησιμοποιούμε το γραμμικό μοντέλο

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 \dots + \beta_k X_k + \varepsilon .$$

Μια μέθοδος που χρησιμοποιείται για την περιγραφή της στοχαστικής εξάρτησης δύο ή περισσότερων μεταβλητών είναι η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων : λαμβάνεται δείγμα μεγέθους n και καταγράφονται οι τιμές των συγκεκριμένων μεταβλητών,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

όπου τα ε_i παριστάνουν τις αποκλίσεις της πραγματικής τιμής Y_i από την

προσαρμοσμένη (θεωρητική) τιμή $\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} \dots + \beta_k X_{ik}$, Δηλαδή $\varepsilon_i = Y_i - \hat{Y}_i$,

όπου \hat{Y}_i η προσαρμοσμένη τιμή της εξαρτημένης μεταβλητής. Η μέθοδος έγκειται στο προσδιορισμό των παραμέτρων, συντελεστών κλίσης β_i για τις οποίες

ελαχιστοποιείται το άθροισμα των τετραγώνων των ε_i , $\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2$.

Ερμηνεία των συντελεστών της παλινδρόμησης:

- Σταθερός όρος β_0 : Η τιμή που αναμένεται να λάβει η Y όταν όλες οι ερμηνευτικές μεταβλητές είναι 0

- Συντελεστής κλίσης β_j : Αν η τιμή της X_j μεταβληθεί κατά μία μονάδα, σταθερών των υπολοίπων ερμηνευτικών μεταβλητών, η Y αναμένεται να μεταβληθεί κατά β_j . Αν $\beta_j > 0$, η σχέση μεταξύ των Y και X_j θα είναι θετική, δηλαδή αύξηση της X_j θα προκαλεί αύξηση της Y , ενώ αν $\beta_j < 0$, η σχέση θα είναι αντίθετη.

3.1.1. Υποθέσεις Πολυμεταβλητής Γραμμικής Παλινδρόμησης

Οι υποθέσεις που πρέπει να ισχύουν ώστε να είναι δυνατή η εκτίμηση ενός πολυμεταβλητού υποδείγματος με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων είναι οι ακόλουθες:

- 1) $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$, $\forall i = 1, 2, \dots, n$ (το υπόδειγμα είναι γραμμικό ως προς τις παραμέτρους)
- 2) $\varepsilon_i \sim (0, \sigma^2)$, $\forall i = 1, 2, \dots, n$ δηλαδή:
 - i) ε_i τυχαία μεταβλητή
 - ii) $E(\varepsilon_i) = 0$
 - iii) $V(\varepsilon_i) = \sigma^2$ (ομοσκεδαστικότητα)

με την ισχυρότερη υπόθεση ότι τα υπόλοιπα ακολουθούν Κανονική κατανομή $N(0, \sigma^2)$.

- 3) $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$, $\forall i \neq j$ (δεν υπάρχει αυτοσυσχέτιση)
- 4) X_i δεν είναι στοχαστική (δεν είναι τυχαία μεταβλητή, έχει σταθερές τιμές)
- 5) Δεν υπάρχουν ακριβείς γραμμικές σχέσεις ανάμεσα στις ερμηνευτικές μεταβλητές X_1, X_2, \dots, X_k (αποφυγή πολυσυγγραμμικότητας)
- 6) Ο αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος είναι μεγαλύτερος από τον αριθμό των άγνωστων συντελεστών δηλαδή $n > k + 1$ (για να είναι δυνατή η εκτίμηση των συντελεστών)

3.1.2. Συντελεστής Προσδιορισμού

Ο συντελεστής προσδιορισμού ορίζεται ως $R^2 = \frac{SSR}{SST}$, όπου $SSR = \sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$, $SST = \sum (Y_i - \bar{Y})^2$, και εκφράζει το ποσοστό της συνολικής μεταβλητότητας της Y που ερμηνεύεται από την παλινδρόμηση. Η τιμή του R^2 βρίσκεται μεταξύ 0 και 1 και όσο πλησιέστερα βρίσκεται προς το 1 τόσο καλύτερη η προσαρμογή του μοντέλου παλινδρόμησης.

3.1.3. Διορθωμένος Συντελεστής Προσδιορισμού

Αν στο γραμμικό μοντέλο εισαχθεί μια επιπλέον μεταβλητή, δεν είναι δυνατόν η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού να μειωθεί ακόμα και αν η επιπλέον μεταβλητή δεν έχει σημαντική ερμηνευτική ικανότητα. Για αυτό χρησιμοποιείται ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού του οποίου η τιμή ελαττώνεται αν η νέα μεταβλητή που εισάγεται στο μοντέλο δεν συνεισφέρει σημαντικά στην ερμηνεία της μεταβλητότητας των τιμών της εξαρτημένης μεταβλητής.

Ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού υπολογίζεται από τον τύπο:

$$R_{adj}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k}$$

και είναι πιο κατάλληλος από το συντελεστή προσδιορισμού στις εξής περιπτώσεις:

- α) όταν ο αριθμός των παραμέτρων του μοντέλου είναι κοντά στο μέγεθος του δείγματος
- β) όταν συγκρίνουμε μοντέλα που περιλαμβάνουν διαφορετικό αριθμό ανεξάρτητων μεταβλητών

3.2. Στατιστικός Έλεγχος Υποδείγματος

3.2.1. Έλεγχος σημαντικότητας της παλινδρόμησης - F Έλεγχος

Ο έλεγχος της στατιστικής σημαντικότητας της παλινδρόμησης

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ με εναλλακτική υπόθεση

$H_1 : \beta_1 \neq 0$, ή $\beta_2 \neq 0$, ή... $\beta_k \neq 0$, (ένας τουλάχιστον συντελεστής κλίσης είναι σημαντικός), μπορεί να πραγματοποιηθεί με χρήση του πίνακα Ανάλυσης Διακύμανσης (ANOVA):

Πηγή μεταβλητότητας	Άθροισμα Τετραγώνων	Βαθμοί Ελευθερίας	Μέσο Άθροισμα Τετραγώνων	F
Παλινδρόμηση	SSR= $\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 = \sum \hat{y}_i^2$	κ	MSR=SSR/(κ)	$F = \frac{MSR}{MSE}$
Κατάλοιπα	SSE= $\sum \hat{\varepsilon}_i^2$	n-κ-1	MSE=SSE/(n-κ-1)	
Σύνολο	SST= $\sum (Y_i - \bar{Y})^2 = \sum y_i^2$	n-1		

Η τιμή της στατιστικής ελέγχου F συγκρίνεται με τη τιμή της κατανομής F , $F_{\alpha, k, n-k-1}$ και η H_0 απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας α , αν $F > F_{\alpha, k, n-k-1}$ και τότε η παλινδρόμηση είναι στατιστικά σημαντική. Ο έλεγχος μπορεί να γίνει επίσης συγκρίνοντας τη p-τιμή του ελέγχου (p value) με το επιθυμητό επίπεδο σημαντικότητας. Η παλινδρόμηση είναι σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας α αν $p < \alpha$.

3.2.2. Έλεγχος σημαντικότητας των συντελεστών κλίσης – t Έλεγχος:

Μεμονωμένοι έλεγχοι για τη σημαντικότητα των συντελεστών κλίσης μπορούν να πραγματοποιηθούν με τη στατιστική ελέγχου t.

Η υπόθεση $H_0 : \beta_j = 0$, ελέγχεται με τη στατιστική συνάρτηση $t_{\hat{\beta}_j} = \frac{\hat{\beta}_j}{S_{\hat{\beta}_j}}$, όπου $S_{\hat{\beta}_j}$

το τυπικό σφάλμα του συντελεστή $\hat{\beta}_j$. Αν η p τιμή του ελέγχου είναι μικρότερη από το επίπεδο σημαντικότητας α , τότε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και επομένως ο συντελεστής κλίσης και άρα και η αντίστοιχη ερμηνευτική μεταβλητή είναι στατιστικά σημαντικοί.

3.3. Παραβίαση των βασικών υποθέσεων

3.3.1. Έλεγχος της κανονικότητας των καταλοίπων

Η κανονικότητα των υπολοίπων αποτελεί βασική υπόθεση, όχι για την εκτίμηση του υποδείγματος αλλά για το στατιστικό έλεγχο του υποδείγματος που συνήθως είναι απαραίτητος.

Ο έλεγχος της κανονικότητας των καταλοίπων μπορεί να πραγματοποιηθεί με τη στατιστική των Jarque & Bera (JB-statistic) από τον τύπο

$$JB = n \left[\frac{SK^2}{6} + \frac{(KU - 3)^2}{24} \right]$$

όπου

SK είναι ο συντελεστής ασυμμετρίας.

KU είναι ο συντελεστής κύρτωσης

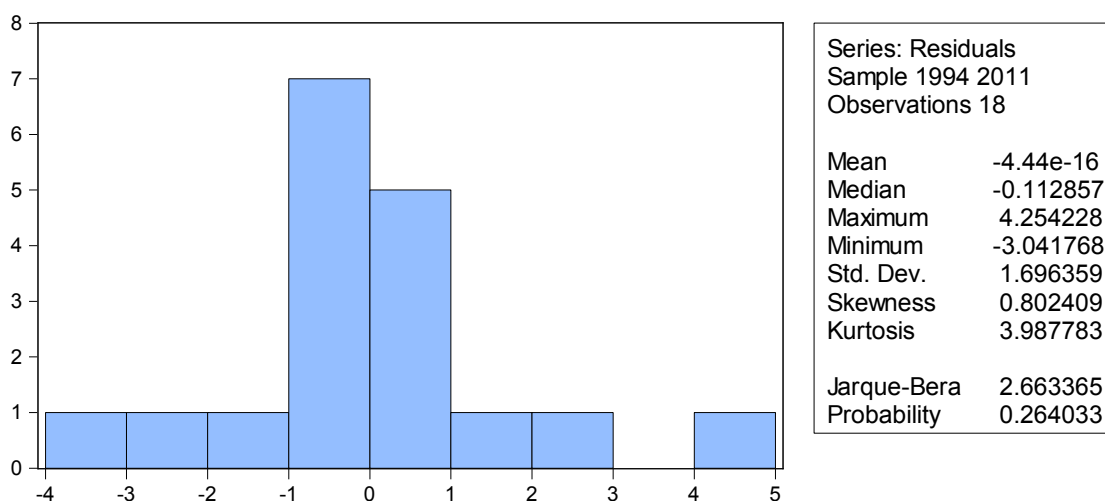
n το μέγεθος του δείγματος.

Στην κανονική κατανομή ισχύει $SK = 0$ και $KU = 3$

Η στατιστική των Jarque and Bera ακολουθεί την κατανομή χ^2 με 2 βαθμούς ελευθερίας.

Αν $JB < \chi_2^2$ τότε τα κατάλοιπα κατανέμονται κανονικά.

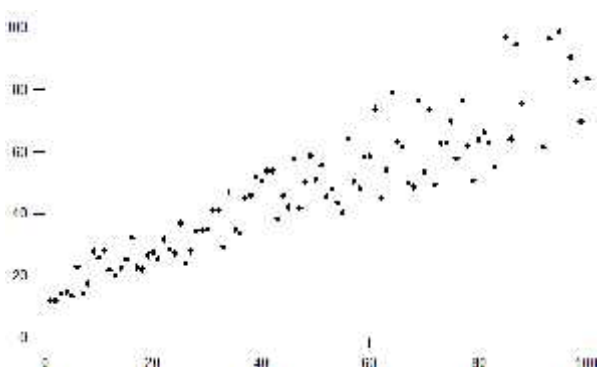
Ο έλεγχος μπορεί να πραγματοποιηθεί στο στατιστικό πακέτο Eviews (View→Residual Diagnostics→Histogram - Normality Test).



Από το ιστόγραμμα συχνοτήτων μπορούμε να δούμε κατά πόσο τα κατάλοιπα προσομοιάζουν τη κανονική κατανομή, ενώ από τη p-τιμή του ελέγχου μπορούμε να αποφανθούμε αν η κανονικότητα των καταλοίπων ισχύει ή όχι. Η υπόθεση κανονικότητας των καταλοίπων γίνεται δεκτή όταν, $p > \alpha$, όπου α το επιθυμητό επίπεδο σημαντικότητας. Στο σχήμα έχουμε $p = 0.264 > 0.05$ και επομένως η υπόθεση κανονικότητας δε φαίνεται να παραβιάζεται.

3.3.2. Ετεροσκεδαστικότητα

Όταν παραβιάζεται η υπόθεση σταθερής διασποράς των τιμών του διαταρακτικού όρου γύρω από το μέσο τους παρατηρείται το φαινόμενο της ετεροσκεδαστικότητας. Η ετεροσκεδαστικότητα είναι συχνό φαινόμενο σε διαστρωματικά δεδομένα. Για παράδειγμα ας θεωρήσουμε ότι X_i το ιδιωτικό διαθέσιμο εισόδημα και Y_i η ιδιωτική κατανάλωση. Οικογένειες μεγαλύτερων εισοδημάτων έχουν περισσότερες επιλογές να καταναλώσουν όσο χρειάζονται ή περισσότερο, με αποτέλεσμα μεγαλύτερες διαφορές στο επίπεδο κατανάλωσης από ότι οικογένειες με περιορισμένο εισόδημα. Τότε το διάγραμμα διασποράς που παρουσιάζει στον κατακόρυφο άξονα την εξαρτημένη μεταβλητή Y (Κατανάλωση) και στον οριζόντιο την ανεξάρτητη X (Εισόδημα), θα έχει περίπου την ακόλουθη μορφή,



με αποτέλεσμα όσο αυξάνεται η τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής να αυξάνονται και οι αποκλίσεις των πραγματικών σημείων από την ευθεία της παλινδρόμησης.

3.3.2.1. Συνέπειες της ετεροσκεδαστικότητας

Οι εκτιμητές ελαχίστων τετραγώνων εξακολουθούν να είναι γραμμικοί, αμερόληπτοι και συνεπείς δεν είναι όμως άριστοι, ούτε ασυμπτωτικά αποτελεσματικοί, με

αποτέλεσμα τα συμπεράσματα για τις παραμέτρους στο πληθυσμό (έλεγχοι και διαστήματα εμπιστοσύνης) να είναι αναξιόπιστα.

3.3.2.2. Έλεγχος Breusch – Pagan – Godfrey για την ύπαρξη της ετεροσκεδαστικότητας

Ο έλεγχος χρησιμοποιεί βοηθητικές παλινδρομήσεις για να προσδιορίσει τη μορφή της ετεροσκεδαστικότητας εάν αυτή υπάρχει. Τα βήματα του ελέγχου είναι τα ακόλουθα:

1. Υπολογίζονται τα κατάλοιπα $\hat{\varepsilon}_i$ της αρχικής παλινδρόμησης
2. Εκτιμάται βοηθητική παλινδρόμηση της μορφής

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = a_0 + a_1 Z_{i1} + \dots + a_m Z_{im} + u_i,$$

όπου Z_j ερμηνευτικές μεταβλητές ή συναρτήσεις ερμηνευτικών μεταβλητών που υποθέτουμε ότι προκαλούν την ετεροσκεδαστικότητα.

3. Υπολογίζεται ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 .

Αν $TR^2 > X_{m,a}^2$ η $H_0: a_1=a_2=\dots=a_m=0$, υπόθεση ομοσκεδαστικότητας απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας α με συμπέρασμα ότι υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα της αντίστοιχης μορφής.

Ο έλεγχος μπορεί να πραγματοποιηθεί στο στατιστικό πακέτο Eviews αφού έχουμε εκτιμήσει το αρχικό υπόδειγμα από το παράθυρο του εκτιμημένου υποδείγματος και τις επιλογές View→Residual Diagnostics→Heteroskedasticity Tests. Δεξιά από την υπολογισμένη τιμή της στατιστικής TR^2 (Obs*R-squared) δίνεται η p τιμή του ελέγχου από όπου μπορούμε να προβούμε σε άμεσα συμπεράσματα. Αν $p < \alpha$, τότε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται και υπάρχει ετεροσκεδαστικότητα που οφείλεται στις ερμηνευτικές μεταβλητές που έχουν συμπεριληφθεί στη βοηθητική παλινδρόμηση.

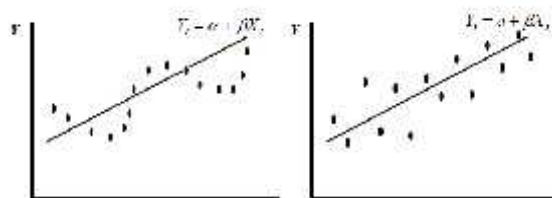
3.3.3. Αυτοσυσχέτιση

Το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης προκύπτει όταν παραβιάζεται η υπόθεση μη συσχέτισης των σφαλμάτων της παλινδρόμησης δηλαδή, $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \neq 0$.

Είναι συχνό φαινόμενο σε χρονοσειρές ενώ μπορεί να οφείλεται και σε σφάλματα εξειδίκευσης που προκύπτουν όταν σημαντικές ερμηνευτικές μεταβλητές παραλείπονται από το υπόδειγμα και η επίδραση που έχουν στην εξαρτημένη μεταβλητή Y , διοχετεύεται στο διαταρακτικό όρο, με αποτέλεσμα το σφάλμα μιας περιόδου να εξαρτάται από τα σφάλματα των προηγούμενων περιόδων.

Η προσθήκη χρονικών υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής στις ερμηνευτικές μεταβλητές είναι δυνατό σε κάποιες περιπτώσεις να διορθώσει το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης.

Γραφικά στη περίπτωση της απλής παλινδρόμησης το πρόβλημα της αυτοσυσχέτισης γίνεται εμφανές όταν στο διάγραμμα διασποράς της Y με την ανεξάρτητη μεταβλητή X , έχει μία από τις μορφές που περιγράφονται στα δύο σχήματα.



θετική αυτοσυσχέτιση αρνητική αυτοσυσχέτιση

Στο σχήμα αριστερά υπάρχει θετική αυτοσυσχέτιση καθώς θετικά κατάλοιπα ακολουθούνται από αρνητικά (δηλαδή σημεία κάτω από την ευθεία ακολουθούνται από σημεία επίσης κάτω από την ευθεία) και αρνητικά κατάλοιπα ακολουθούνται από αρνητικά, ενώ στη περίπτωση της αρνητικής αυτοσυσχέτισης τα σημεία εναλλάσσονται πάνω και κάτω από την ευθεία παλινδρόμησης με αποτέλεσμα αρνητικά κατάλοιπα να ακολουθούνται από θετικά και το αντίθετο.

Αυτοσυσχέτιση 1^{ου} βαθμού

Η αυτοσυσχέτιση 1^{ου} βαθμού παρουσιάζεται σε μια παλινδρόμηση όταν για τα υπόλοιπα ισχύει σχέση της μορφής

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t ,$$

δηλαδή τα υπόλοιπα μιας περιόδου εξαρτώνται από τα υπόλοιπα της αμέσως προηγούμενης περιόδου. Ο συντελεστής ρ ονομάζεται συντελεστής αυτοσυσχέτισης 1^{ου} βαθμού, λαμβάνει τιμές μεταξύ -1 και 1 και η αυτοσυσχέτιση θα είναι θετική αν $\rho > 0$ και αρνητική αν $\rho < 0$.

3.3.3.1. Συνέπειες της ύπαρξης της αυτοσυσχέτισης

Οι εκτιμητές Ε.Τ. εξακολουθούν να είναι γραμμικοί, αμερόληπτοι και συνεπείς. Δεν είναι όμως άριστοι. Όπως και στη περίπτωση της ετεροσκεδαστικότητας, οι εκτιμητές των τυπικών σφαλμάτων των συντελεστών είναι μεροληπτικοί και ασυνεπείς με αποτέλεσμα οι στατιστικοί έλεγχοι να οδηγούν σε λανθασμένα συμπεράσματα.

3.3.3.2. Έλεγχοι για την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης

3.3.3.2.1. Έλεγχος Durbin – Watson

Από τα κατάλοιπα $\hat{\varepsilon}_t$ της αρχικής παλινδρόμησης υπολογίζεται το στατιστικό

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{t-1}^2} \approx 2 \left(1 - \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{t-1}^2} \right) \approx 2 \left(1 - \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}}{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t-1}^2} \right) = 2(1 - \hat{\rho})$$

όπου $\hat{\rho}$ η εκτίμηση του συντελεστή αυτοσυσχέτισης 1^{ης} τάξης από τη παλινδρόμηση

$$\hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t.$$

Από τα παραπάνω γίνεται εμφανές ότι όταν έχουμε θετική αυτοσυσχέτιση και $\hat{\rho} \rightarrow 1$, τότε $d \rightarrow 0$. Στη περίπτωση αρνητικής αυτοσυσχέτισης με $\hat{\rho} \rightarrow -1$, τότε $d \rightarrow 4$ και στη περίπτωση μηδενικής αυτοσυσχέτισης, $\hat{\rho} \rightarrow 0$, θα έχουμε $d \rightarrow 2$.

Τυπικότερα, όταν $d < 2$ θα πραγματοποιούμε έλεγχο για την ύπαρξη θετικής αυτοσυσχέτισης,

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho > 0$$

με βάση τα ακόλουθα κριτήρια:

αν,

$$d \leq d_L \Rightarrow H_0 \text{ απορρίπτεται}$$

$$d \geq d_U \Rightarrow H_0 \text{ δεν απορρίπτεται}$$

$$d_L \leq d \leq d_U \Rightarrow \text{δε γνωρίζουμε}$$

όπου οι τιμές d_L , d_U , προσδιορίζονται με βάση σχετικούς πίνακες και εξαρτώνται από το πλήθος των ερμηνευτικών μεταβλητών στο αρχικό υπόδειγμα και το μέγεθος του δείγματος.

Αν $d > 2$, μπορούμε να πραγματοποιήσουμε έλεγχο για την ύπαρξη αρνητικής αυτοσυσχέτισης,

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho < 0$$

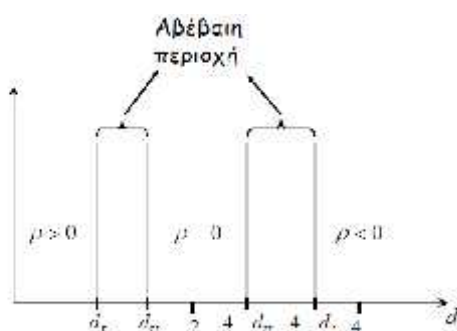
και αν

$$4 - d \leq d_L \Rightarrow H_0 \text{ απορρίπτεται}$$

$$4 - d \geq d_U \Rightarrow H_0 \text{ δεν απορρίπτεται}$$

$$d_L \leq 4 - d \leq d_U \Rightarrow \text{δε γνωρίζουμε.}$$

Σχηματικά, μπορούμε να δούμε ευκολότερα τις περιοχές όπου ο έλεγχος αποφαινεται θετική, μηδενική, ή αρνητική αυτοσυσχέτιση καθώς και τις περιοχές όπου ο έλεγχος δε καταλήγει σε συμπέρασμα.



Περιορισμοί

Ο έλεγχος Durbin – Watson έχει τα ακόλουθα μειονεκτήματα – περιορισμούς στη χρήση του:

- Μπορεί να ελέγξει την ύπαρξη 1^{ου} βαθμού αυτοσυσχέτισης μόνο
- Δεν είναι δυνατός έλεγχος όταν δεν υπάρχει σταθερός όρος στο υπόδειγμα καθώς και όταν στις ερμηνευτικές μεταβλητές συμπεριλαμβάνεται χρονική υστέρηση της εξαρτημένης Y (π.χ. Y_{t-1}).
- Δε δίνει πάντα συμπεράσματα.
- Το μέγεθος δείγματος πρέπει να είναι $T \geq 15$.

3.3.3.2. Έλεγχος αυτοσυσχέτισης Breusch – Godfrey

Ο έλεγχος Breusch – Godfrey μπορεί να χρησιμοποιηθεί και για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης ανώτερης τάξης, καθώς και όταν στις ερμηνευτικές μεταβλητές περιέχεται χρονική υστέρηση της εξαρτημένης μεταβλητής.

Η διαδικασία του ελέγχου για την αυτοσυσχέτιση 1^{ης} τάξης είναι η ακόλουθη:

Από τα κατάλοιπα της παλινδρόμησης $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_k X_{tk} + \varepsilon_t$,

εκτιμάται η βοηθητική παλινδρόμηση

$$\hat{\varepsilon}_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_{t2} + \dots + a_k X_{tk} + \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t$$

και υπολογίζεται ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 .

Αν $(T-1)R^2 > X_1^2$ τότε υπάρχει αυτοσυσχέτιση 1^{ης} τάξης.

Ο έλεγχος μπορεί να γενικευτεί για τον έλεγχο αυτοσυσχέτισης m-τάξης χρησιμοποιώντας τη βοηθητική παλινδρόμηση,

$$\hat{\varepsilon}_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_{t2} + \dots + a_k X_{tk} + \rho_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \rho_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \rho_m \hat{\varepsilon}_{t-m} + v_t.$$

Στο στατιστικό πακέτο Eviews, επίσης από τις επιλογές View→Residual Diagnostics και Serial Correlation LM Test μπορούμε να πραγματοποιήσουμε τον έλεγχο δηλώνοντας μέχρι τι τάξης αυτοσυσχέτιση θέλουμε να ελέγξουμε (lags to include). Από τη p τιμή του ελέγχου μπορούμε να συμπεράνουμε την ύπαρξη αυτοσυσχέτισης αντίστοιχης τάξης με αυτή που επιλέχθηκε αν $p < \alpha$, ενώ από τα αποτελέσματα της βοηθητικής παλινδρόμησης μπορούμε να ελέγξουμε τη σημαντικότητα των συντελεστών των $\hat{\varepsilon}_{t-1}, \hat{\varepsilon}_{t-2}, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-m}$ από τις p- τιμές τους.

3.4. Ανάλυση Χρονοσειρών – Υπόθεση Στασιμότητας

Ένα από τα κυριότερα χαρακτηριστικά που θα πρέπει να διερευνήσουμε πριν προχωρήσουμε στη μελέτη μιας χρονοσειράς είναι η στασιμότητα. Η στασιμότητα σε μια χρονοσειρά σημαίνει ότι οι διακυμάνσεις των τιμών της χρονοσειράς δε διαφοροποιούνται με το χρόνο. Μια μη-στάσιμη χρονοσειρά μπορεί να έχει τάσεις (trends), δηλαδή (αργές) αλλαγές στη μέση τιμή της με το χρόνο, π.χ. η τιμή δενζίνης

μπορεί να έχει διακυμάνσεις λόγω της διεθνούς αγοράς αλλά και να παρουσιάζει μια αυξητική τάση σε βάθος χρόνου λόγω πληθωρισμού.

Η εμφάνιση τάσης ή περιοδικότητας στη χρονοσειρά υποδηλώνει ότι τα στατιστικά χαρακτηριστικά του συστήματος που παράγει τη χρονοσειρά αλλάζουν με το χρόνο και η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη. Η αυστηρή στασιμότητα (strict stationarity) ορίζεται μαθηματικά ως η διατήρηση στο χρόνο t της κοινής κατανομής των $\{x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+\tau}\}$ για κάποιο αυθαίρετο παράθυρο υστερήσεων τ . Η συνθήκη στασιμότητας περιορίζεται συνήθως στη διατήρηση της μέσης τιμής και αυτοδιασποράς και αναφέρεται ως ασθενής στασιμότητα (weak stationarity).

Η μη-στασιμότητα αποτελεί σοβαρό πρόβλημα στην ανάλυση χρονοσειρών και ιδιαίτερα όταν προσπαθούμε να κάνουμε προβλέψεις.

Ο έλεγχος της στασιμότητας έγκειται στον έλεγχο της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Στη περίπτωση που η συνάρτηση αυτοσυσχέτισης μιας χρονοσειράς έχει μοναδιαία ρίζα κάθε εξωγενής μεταβολή πάνω σε μια ενδογενή μακροοικονομική μεταβλητή μπορεί να έχει μόνιμη επίδραση σ' αυτή. Αυτό το αποτέλεσμα μπορούμε να το λάβουμε από ένα αυτοπαλινδρομούμενο υπόδειγμα πρώτης τάξης (first order autoregressive model) AR(1) με συντελεστή αυτοσυσχέτισης κοντά στη μονάδα και το λευκό θόρυβο u_t να παίζει το ρόλο της τυχαίας μεταβλητής:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$$

όπου u_t διαδικασία λευκού θορύβου (white noise) με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση.

Στην περίπτωση που ο συντελεστής αυτοπαλινδρόμησης είναι μικρότερος της μονάδας το υπόδειγμα είναι μια διαδικασία στάσιμη.

Άρα έχουμε τις δύο παρακάτω υποθέσεις:

H_0 : $\rho = 1$ η διαδικασία Y_t είναι μη στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

H_1 : η διαδικασία Y_t είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα).

Από τη παλινδρόμηση στο στατιστικό πακέτο Eviews της Y_t με τον όρο AR(1) μπορούμε να ελέγξουμε την ύπαρξη της μοναδιαίας ρίζας, στο πεδίο Inverted AR Roots μας δίνεται η ρίζα. Αν είναι μικρότερη της μονάδας τότε η στασιμότητα της χρονοσειράς δε παραβιάζεται.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4^ο : ΕΠΙΔΡΑΣΗ ΤΩΝ RATINGS ΣΤΙΣ ΑΠΟΔΟΣΕΙΣ ΔΕΚΑΕΤΩΝ ΟΜΟΛΟΓΩΝ – ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΣΕ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ

4.1. Μεθοδολογία

Η μελέτη αφορά τις χώρες: Ελλάδα, Ιρλανδία, Ισπανία, Ιταλία και Πορτογαλία. Χρησιμοποιήθηκαν ετήσια στοιχεία για την περίοδο 1994-2011 και αφορούν τις μεταβλητές

- YTM: Yield to maturity ομολόγων 10ετούς διάρκειας
- DEBT: Δημόσιο χρέος (% του ΑΕΠ)
- DEFICIT: Έλλειμμα προϋπολογισμού (% του ΑΕΠ)
- BALANCE: Ισοζύγιο πληρωμών (% του ΑΕΠ)
- FITCH: Πιθανότητα αθέτησης (Probability of default), όπως εκτιμάται από τον οίκο αξιολόγησης Fitch (%)

Ως εξαρτημένη μεταβλητή θεωρήθηκε η μεταβλητή YTM και ως επεξηγηματικές (ανεξάρτητες) οι μεταβλητές DEBT, DEFICIT, BALANCE και FITCH. Με χρήση του στατιστικού πακέτου Eviews τα δεδομένα επεξεργάστηκαν αρχικά ως panel data και εκτιμήθηκε μοντέλο παλινδρόμησης με τη μέθοδο Ελαχίστων Τετραγώνων, ενώ στη συνέχεια η περίπτωση κάθε χώρας εξετάστηκε ξεχωριστά.

4.2. Πορτογαλία, Ιταλία, Ιρλανδία, Ελλάδα, Ισπανία: Ανάλυση σε panel data

Τα δεδομένα των πέντε διαφορετικών χωρών επεξεργάστηκαν με το στατιστικό πακέτο Eviews ως panel data, για τη περίοδο 1994-2011 και εκτιμήθηκε πολλαπλό γραμμικό υπόδειγμα με ανεξάρτητες μεταβλητές τις DEBT, DEFICIT, BALANCE, FITCH που περιγράφηκαν παραπάνω και εξαρτημένη μεταβλητή την απόδοση του δεκαετούς ομολόγου YTM.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης είναι τα ακόλουθα:

Estimation Equation:

=====

$$YTM = C(1) + C(2)*DEBT + C(3)*DEFICIT + C(4)*BALANCE + C(5)*FITCH$$

Substituted Coefficients:

=====

$$YTM = 6.33690634125 - 0.00856175045029*DEBT - 0.285762156845*DEFICIT + 0.291484016849*BALANCE + 0.338020224729*FITCH$$

Dependent Variable: YTM

Method: Panel Least Squares

Date: 05/21/12 Time: 19:15

Sample: 1994 2011

Periods included: 18

Cross-sections included: 5

Total panel (balanced) observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.336906	0.759363	8.345029	0.0000
DEBT	-0.008562	0.010143	-0.844119	0.4010
DEFICIT	-0.285762	0.075836	-3.768174	0.0003
BALANCE	0.291484	0.053070	5.492423	0.0000
FITCH	0.338020	0.051876	6.515925	0.0000

R-squared	0.520188	Mean dependent var	6.183778
Adjusted R-squared	0.497609	S.D. dependent var	3.239296
S.E. of regression	2.295999	Akaike info criterion	4.554166
Sum squared resid	448.0870	Schwarz criterion	4.693044
Log likelihood	-199.9375	Hannan-Quinn criter.	4.610170
F-statistic	23.03819	Durbin-Watson stat	0.426818
Prob(F-statistic)	0.000000		

Παρατηρούμε ότι οι επεξηγηματικές μεταβλητές πέραν της DEBT (χρέος) είναι στατιστικά σημαντικές, ακόμα και σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=0.001$ (p-τιμές $\ll 0.001$).

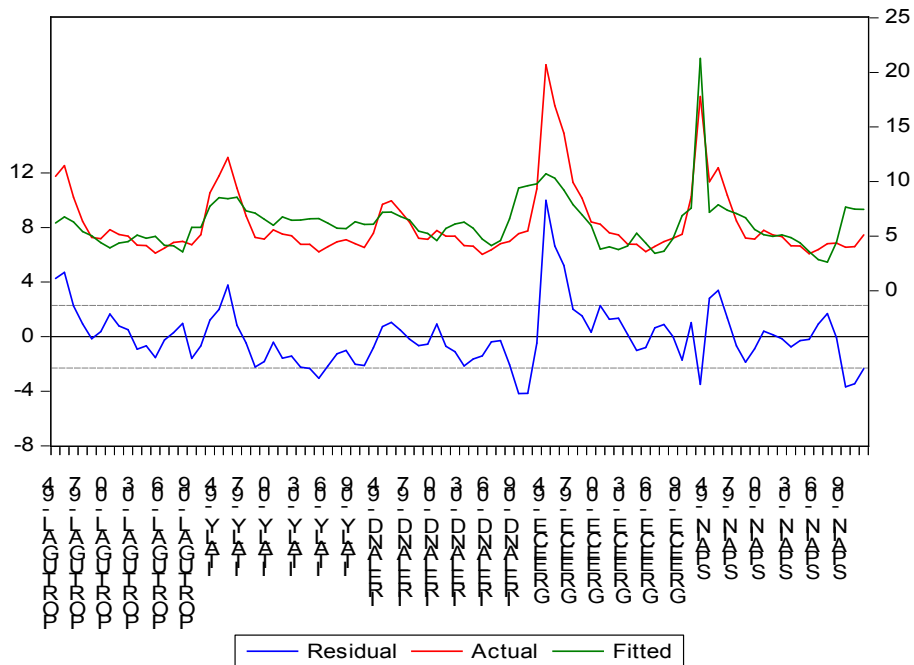
Οι αποδόσεις των ομολόγων φέρονται να έχουν αρνητική σχέση με το έλλειμμα και θετική σχέση με το ισοζύγιο και την πιθανότητα αθέτησης του οίκου αξιολόγησης Fitch.

Από το μέγεθος των εκτιμώμενων συντελεστών συμπεραίνουμε ότι αν αυξηθεί η πιθανότητα αθέτησης μιας χώρας κατά 1%, τότε η απόδοση των ομολόγων αναμένεται να αυξηθεί κατά 0.338%, ενώ αύξηση του ισοζυγίου κατά 1% του ΑΕΠ, θα οδηγήσει σε αύξηση του YTM κατά 0.291%. Αντίθετα αύξηση του ελλείμματος κατά 1% του ΑΕΠ, φαίνεται να οδηγεί σε μείωση του YTM κατά 0.286%. Τέλος, καθώς το χρέος δεν είναι στατιστικά σημαντικό, δε προβαίνουμε σε ερμηνεία του αντίστοιχου συντελεστή.

Η προσαρμογή του μοντέλου είναι καλή δεδομένου ότι 52% της μεταβλητότητας του YTM εξηγείται από τη παλινδρόμηση, όπως υποδεικνύει ο συντελεστής

προσδιορισμού του μοντέλου, R-squared και ο διορθωμένος συντελεστής προσδιορισμού, Adjusted R-squared (0.498).

Το διάγραμμα των πραγματικών και των εκτιμημένων τιμών καθώς και των υπολοίπων της παλινδρόμησης σε σχέση με το χρόνο είναι το ακόλουθο:



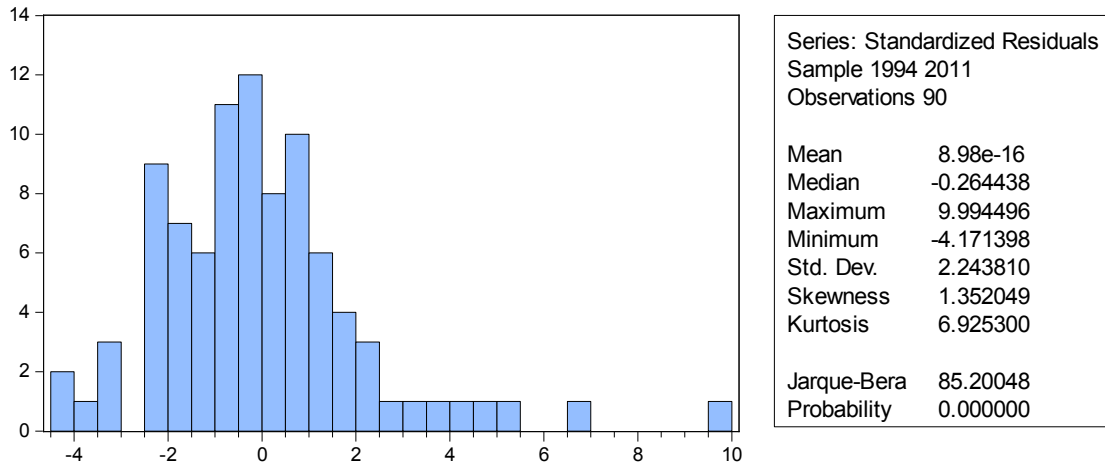
Παρατηρούμε ότι οι εκτιμημένες τιμές προσαρμόζονται καλά στα πραγματικά δεδομένα καθώς ακολουθούν σε μεγάλο βαθμό τη τάση και τις αυξομειώσεις των παρατηρήσεων.

Όσον αφορά τις υποθέσεις της παλινδρόμησης, από τη χαμηλή τιμή της στατιστικής Durbin-Watson, 0.427 διαπιστώνουμε ότι παραβιάζεται η υπόθεση μη αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων.

Συγκεκριμένα για 4 ερμηνευτικές μεταβλητές και 90 παρατηρήσεις η τιμή της στατιστικής συγκρίνεται με τις τιμές $d_L = 1.57$ και $d_U = 1.75$ και καθώς $d = 0.427 < d_L = 1.57$ διαπιστώνουμε την ύπαρξη θετικής αυτοσυσχέτισης.

Η υπόθεση κανονικότητας των υπολοίπων φαίνεται να παραβιάζεται, όπως διαπιστώνουμε από τον έλεγχο Jarque-Bera:

η κατανομή των υπολοίπων παρουσιάζει θετική ασυμμετρία και η p τιμή του ελέγχου, $p = 0.000 < 0.05$, δηλώνει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης κανονικότητας των υπολοίπων.



Εισάγουμε τη μεταβλητή $YTM(-1)$, υστέρηση μιας περιόδου της απόδοσης των ομολόγων YTM με σκοπό την εξάλειψη της αυτοσυσχέτισης.

Τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης είναι

Estimation Equation:

$$YTM = C(1) + C(2)*YTM(-1) + C(3)*DEBT + C(4)*DEFICIT + C(5)*BALANCE + C(6)*FITCH$$

Substituted Coefficients:

$$YTM = 1.72753276853 + 0.630258729021*YTM(-1) - 0.00234576270776*DEBT - 0.0723350507535*DEFICIT + 0.0468263698566*BALANCE + 0.233635127185*FITCH$$

Dependent Variable: YTM
 Method: Panel Least Squares
 Date: 05/21/12 Time: 20:16
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Periods included: 17
 Cross-sections included: 5
 Total panel (balanced) observations: 85

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.727533	0.419926	4.113899	0.0001
YTM(-1)	0.630259	0.040784	15.45371	0.0000
DEBT	-0.002346	0.004396	-0.533589	0.5951
DEFICIT	-0.072335	0.034197	-2.115231	0.0376
BALANCE	0.046826	0.026298	1.780627	0.0788
FITCH	0.233635	0.022854	10.22291	0.0000
R-squared	0.886114	Mean dependent var		5.846235
Adjusted R-squared	0.878906	S.D. dependent var		2.800326
S.E. of regression	0.974473	Akaike info criterion		2.854134
Sum squared resid	75.01824	Schwarz criterion		3.026556
Log likelihood	-115.3007	Hannan-Quinn criter.		2.923487
F-statistic	122.9352	Durbin-Watson stat		1.574816
Prob(F-statistic)	0.000000			

Η υστέρηση της YTM προέκυψε στατιστικά σημαντική με θετικό συντελεστή, ενώ το χρέος και το ισοζύγιο πληρωμών δε βρέθηκαν στατιστικά σημαντικά σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 5%. Αντίθετα η πιθανότητα αθέτησης FITCH είναι στατιστικά σημαντική με θετικό επίσης συντελεστή. Τέλος το έλλειμμα είναι στατιστικά σημαντικό, $p=0.0376 < 0.05$, με ιδιαίτερα χαμηλό θετικό συντελεστή.

Ο συντελεστής προσδιορισμού R-squared, έχει βελτιωθεί σημαντικά, καθώς 88.6% της μεταβλητότητας της YTM ερμηνεύεται από τη παλινδρόμηση μετά τη προσθήκη της πρώτης χρονικής υστέρησης YTM(-1) στο μοντέλο.

Η τιμή της Durbin-Watson στατιστικής έχει βελτιωθεί σημαντικά, 1.6, πλησιάζοντας τη τιμή 2 που υποδηλώνει μη ύπαρξη αυτοσυσχέτισης αν και ο έλεγχος δεν είναι ιδιαίτερα αξιόπιστος υπό τη παρουσία χρονικής υστέρησης της εξαρτημένης μεταβλητής στο μοντέλο.

Με τη μέθοδο Stepwise Regression και συγκεκριμένα Backward Elimination, αφαιρούμε τις μη στατιστικά σημαντικές μεταβλητές για την εκτίμηση του YTM. Σε επίπεδο στατιστικής σημαντικότητας 10% το βέλτιστο μοντέλο είναι:

$$YTM = 1.58 + 0.63*YTM(-1) + 0.23*FITCH - 0.06*DEFICIT + 0.05*BALANCE$$

Dependent Variable: YTM
 Method: Stepwise Regression
 Date: 05/21/12 Time: 20:39
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 85 after adjustments
 Number of always included regressors: 1
 Number of search regressors: 5
 Selection method: Stepwise backwards
 Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.5/0.5

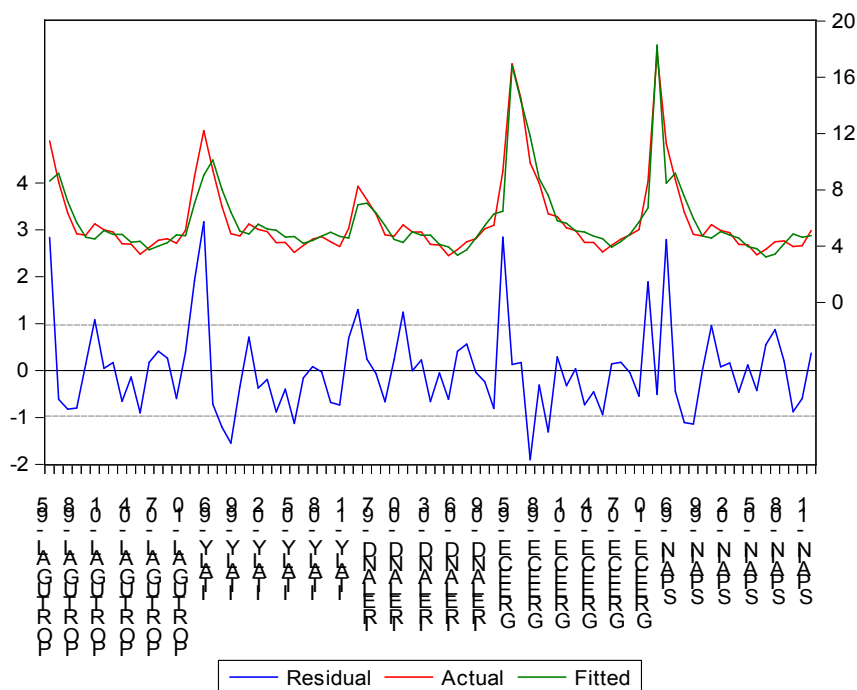
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
C	1.575763	0.307544	5.123706	0.0000
YTM(-1)	0.630411	0.040600	15.52741	0.0000
FITCH	0.229096	0.021116	10.84914	0.0000
DEFICIT	-0.063437	0.029722	-2.134337	0.0359
BALANCE	0.044242	0.025732	1.719343	0.0894

R-squared	0.885704	Mean dependent var	5.846235
Adjusted R-squared	0.879989	S.D. dependent var	2.800326
S.E. of regression	0.970107	Akaike info criterion	2.834202
Sum squared resid	75.28861	Schwarz criterion	2.977887
Log likelihood	-115.4536	Hannan-Quinn criter.	2.891996
F-statistic	154.9835	Durbin-Watson stat	1.544307
Prob(F-statistic)	0.000000		

Selection Summary

Removed DEBT

Η μέθοδος καταλήγει στο μοντέλο με επεξηγηματικές τέσσερις μεταβλητές, την υστέρηση της YTM, τη πιθανότητα αθέτησης, το έλλειμμα και το ισοζύγιο οι οποίες είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 10% και αφαιρεί τη μεταβλητή χρέος.



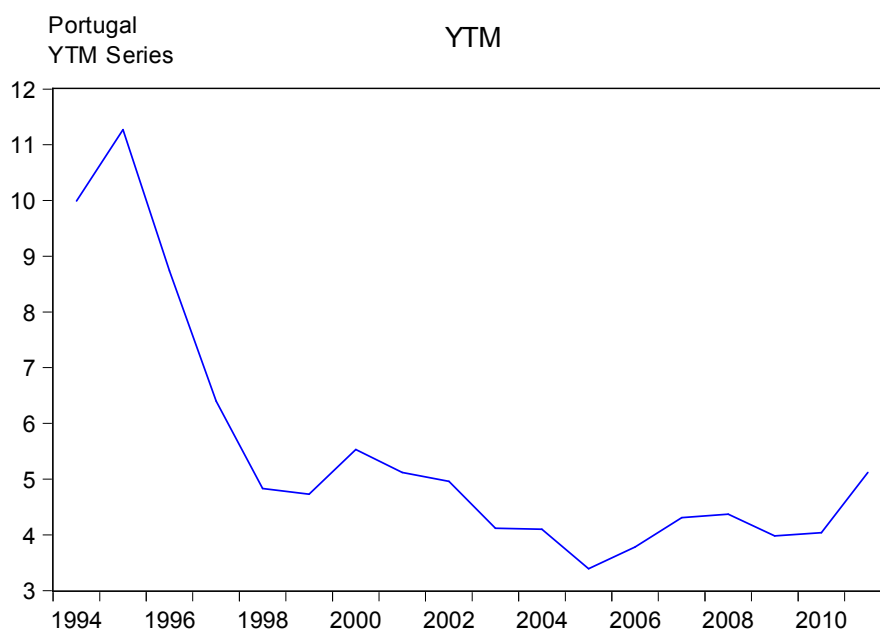
Μπορούμε να δούμε και από το γράφημα ότι η προσαρμογή του τελευταίου μοντέλου είναι καλύτερη, καθώς οι τάσεις των πραγματικών δεδομένων περιγράφονται καλύτερα από τις εκτιμημένες τιμές.

4.3. Εκτίμηση πολλαπλής παλινδρόμησης σε κάθε χώρα

Θεωρούμε τα δεδομένα κάθε χώρας ξεχωριστά και εξετάζουμε τη σχέση μεταξύ της μεταβλητής YTM και των μεταβλητών DEBT, DEFICIT, BALANCE και FITCH.

4.3.1. Πορτογαλία

Αρχικά θεωρούμε το γράφημα της χρονοσειράς YTM (yield to maturity 10ετών ομολόγων) της Πορτογαλίας για τη χρονική περίοδο 1994-2011. Οι τιμές του YTM είναι ιδιαίτερα υψηλές τα έτη 1994-1996, μειώνονται μέχρι το 2005 και ακολουθούν ελαφριά ανοδική τάση ως το 2011.



Εξετάζουμε τη στασιμότητα της χρονοσειράς παλινδρομώντας την YTM με όρο AR(1). Η πρώτη χρονική υστέρηση της YTM προκύπτει στατιστικά σημαντική στην εκτίμηση του YTM. Από τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Inverted AR Roots $0.77 < 1$), δε προκύπτει παραβίαση της στασιμότητας της χρονοσειράς:

Dependent Variable: YTM
Method: Least Squares
Date: 06/10/12 Time: 13:50
Sample (adjusted): 1995 2011
Included observations: 17 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.288298	1.127861	3.802150	0.0017
AR(1)	0.765402	0.104020	7.358226	0.0000
R-squared	0.783060	Mean dependent var		5.222941
Adjusted R-squared	0.768597	S.D. dependent var		1.989481
S.E. of regression	0.957027	Akaike info criterion		2.860160
Sum squared resid	13.73851	Schwarz criterion		2.958185
Log likelihood	-22.31136	Hannan-Quinn criter.		2.869904
F-statistic	54.14349	Durbin-Watson stat		1.411971
Prob(F-statistic)	0.000002			
Inverted AR Roots	.77			

Προχωράμε στην εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος της YTM με ερμηνευτικές τις μεταβλητές DEBT, DEFICIT, BALANCE και FITCH. Στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5% προκύπτουν μόνο οι μεταβλητές BALANCE και FITCH με το αναμενόμενο από τη θεωρία οικονομικό πρόσημο. Κυρίως όσον αφορά τη πιθανότητα αθέτησης που εκτιμάται από τον οίκο αξιολόγησης FITCH, με βάση τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης, αύξηση της πιθανότητας αθέτησης κατά 1%, αναμένεται να επιφέρει αύξηση του YTM κατά 0.71%. Η προσαρμογή του μοντέλου είναι καλή ($R^2=0.66$):

Estimation Equation:

$$YTM = C(1) + C(2)*DEBT + C(3)*DEFICIT + C(4)*BALANCE + C(5)*FITCH$$

Substituted Coefficients:

$$YTM = 13.4937381099 - 0.0961928011963*DEBT - 0.527923151099*DEFICIT + 0.608290311954*BALANCE + 0.708695895174*FITCH$$

Dependent Variable: YTM

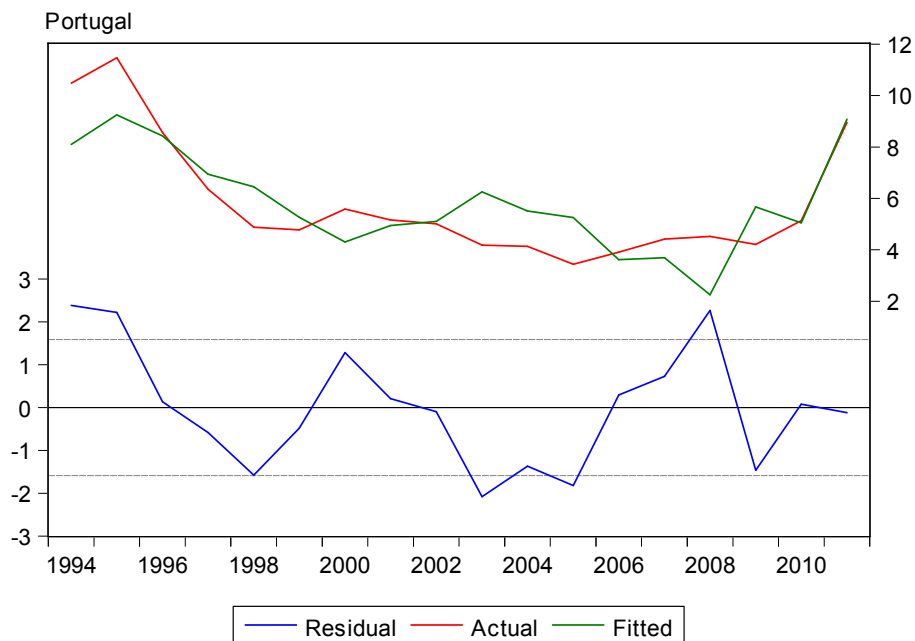
Method: Least Squares

Date: 06/10/12 Time: 11:04

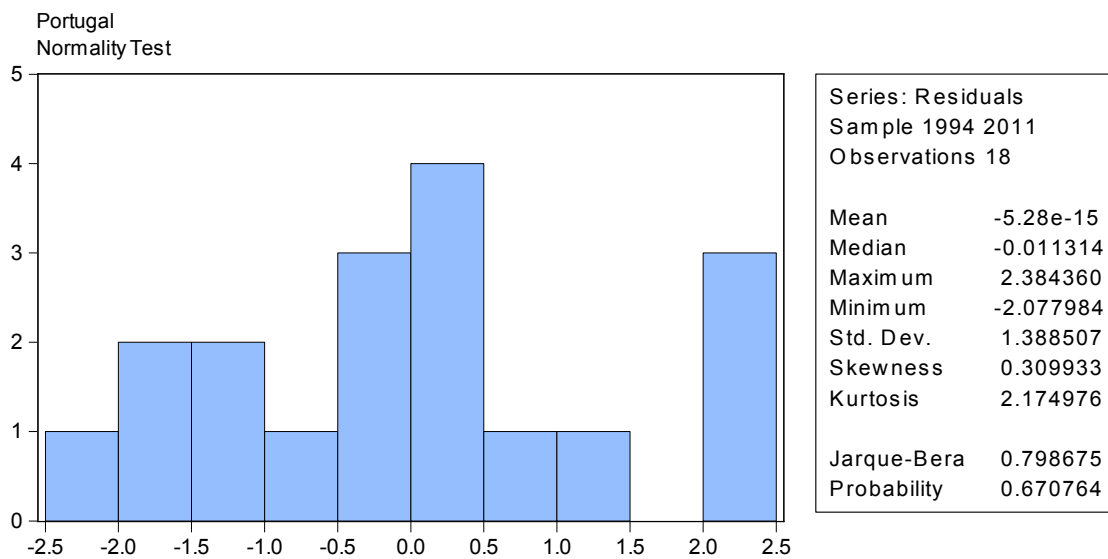
Sample: 1994 2011

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.49374	3.247461	4.155166	0.0011
DEBT	-0.096193	0.076229	-1.261884	0.2292
DEFICIT	-0.527923	0.285537	-1.848875	0.0873
BALANCE	0.608290	0.173251	3.511044	0.0038
FITCH	0.708696	0.316360	2.240157	0.0432
R-squared	0.658374	Mean dependent var		5.844444
Adjusted R-squared	0.553258	S.D. dependent var		2.375595
S.E. of regression	1.587818	Akaike info criterion		3.992732
Sum squared resid	32.77517	Schwarz criterion		4.240058
Log likelihood	-30.93459	Hannan-Quinn criter.		4.026835
F-statistic	6.263318	Durbin-Watson stat		1.200442
Prob(F-statistic)	0.004905			



Ελέγχουμε τις υποθέσεις των υπολοίπων: Η κανονικότητα των υπολοίπων δε φαίνεται να παραβιάζεται σύμφωνα με τον έλεγχο Jarque-Bera ($p=0.67>0.05$):



Σχετικά με την ύπαρξη ή μη αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων, το κριτήριο Durbin-Watson δεν οδηγεί σε συμπεράσματα καθώς για 4 ερμηνευτικές μεταβλητές και 18 παρατηρήσεις, $d_L=0.61$, $d_U=1.6$ και $d=1.2$ βρίσκεται εντός της περιοχής αβεβαιότητας του κριτηρίου. Οπότε εξετάζουμε το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων από όπου δε προκύπτει ένδειξη παραβίασης της σχετικής υπόθεσης (Q τιμές και αντίστοιχες p τιμές) και εκτελούμε τον έλεγχο Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Date: 06/10/12 Time: 11:10
Sample: 1994 2011
Included observations: 18

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.313	0.313	2.0722	0.150
2			-0.044	-0.157	2.1159	0.347
3			-0.461	-0.450	7.2236	0.065
4			-0.238	0.053	8.6798	0.070
5			0.015	0.080	8.6864	0.122
6			0.342	0.157	12.202	0.058
7			0.155	-0.117	12.988	0.072
8			-0.059	-0.092	13.115	0.108
9			-0.381	-0.188	18.929	0.026
10			-0.319	-0.144	23.521	0.009
11			-0.085	-0.018	23.893	0.013
12			0.104	-0.184	24.542	0.017

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.846132	Prob. F(2,11)	0.4552
Obs*R-squared	2.399946	Prob. Chi-Square(2)	0.3012

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/10/12 Time: 11:28

Sample: 1994 2011

Included observations: 18

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.804384	3.356476	-0.239651	0.8150
DEBT	0.014008	0.080983	0.172980	0.8658
DEFICIT	0.080761	0.295785	0.273038	0.7899
BALANCE	-0.047484	0.212342	-0.223622	0.8272
FITCH	-0.068283	0.347231	-0.196651	0.8477
RESID(-1)	0.407205	0.316641	1.286015	0.2248
RESID(-2)	-0.135047	0.354403	-0.381056	0.7104
R-squared	0.133330	Mean dependent var		-5.28E-15
Adjusted R-squared	-0.339399	S.D. dependent var		1.388507
S.E. of regression	1.606952	Akaike info criterion		4.071857
Sum squared resid	28.40524	Schwarz criterion		4.418113
Log likelihood	-29.64671	Hannan-Quinn criter.		4.119601
F-statistic	0.282044	Durbin-Watson stat		1.779889
Prob(F-statistic)	0.933636			

Με βάση τον έλεγχο Breusch-Godfrey δε παραβιάζεται η υπόθεση μη αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων (Prob. Chi-Square(2)=0.3012>0.05).

Η υπόθεση ομοσκεδαστικότητας ελέγχεται με το τεστ Breusch-Pagan-Godfrey, από τον οποίο δε προκύπτει παραβίαση της υπόθεσης (Prob. Chi-Square(4)=0.6776>>0.05):

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.480312	Prob. F(4,13)	0.7499
Obs*R-squared	2.317667	Prob. Chi-Square(4)	0.6776
Scaled explained SS	0.710218	Prob. Chi-Square(4)	0.9501

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/10/12 Time: 11:38

Sample: 1994 2011

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.437893	4.433673	1.000952	0.3351
DEBT	-0.042983	0.104074	-0.413001	0.6863
DEFICIT	-0.294138	0.389837	-0.754515	0.4640
BALANCE	0.139331	0.236534	0.589051	0.5659
FITCH	-0.071492	0.431918	-0.165523	0.8711

R-squared	0.128759	Mean dependent var	1.820843
Adjusted R-squared	-0.139315	S.D. dependent var	2.030947
S.E. of regression	2.167806	Akaike info criterion	4.615442
Sum squared resid	61.09200	Schwarz criterion	4.862767
Log likelihood	-36.53898	Hannan-Quinn criter.	4.649545
F-statistic	0.480312	Durbin-Watson stat	1.940171
Prob(F-statistic)	0.749880		

Τέλος προχωράμε στην εκτίμηση βέλτιστου μοντέλου μέσω της μεθόδου Stepwise Regression. Οι ερμηνευτικές μεταβλητές αναζητώνται ανάμεσα στις YTM(-1), FITCH, DEBT, BALANCE, DEFICIT. Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% η μέθοδος καταλήγει στη παλινδρόμηση της YTM με τη πρώτη χρονική υστέρηση της YTM(-1) και τη μεταβλητή FITCH. Και οι δύο μεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικές με θετικό συντελεστή. Η προσαρμογή του μοντέλου είναι καλή ($R^2=0.82$) και με βάση το κριτήριο Akaike που μας επιτρέπει τη σύγκριση διαφορετικών μοντέλων (προτιμότερο με βάση το κριτήριο είναι το υπόδειγμα με τη μικρότερη τιμή του Akaike info criterion), το τελευταίο μοντέλο μπορεί να προτιμηθεί έναντι του μοντέλου με όλες τις ερμηνευτικές μεταβλητές πλην της YTM(-1), καθώς Akaike info criterion =2.84<3.99.

Dependent Variable: YTM
 Method: Stepwise Regression
 Date: 06/10/12 Time: 11:58
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments
 No always included regressors
 Number of search regressors: 6
 Selection method: Stepwise forwards
 Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.2/0.1

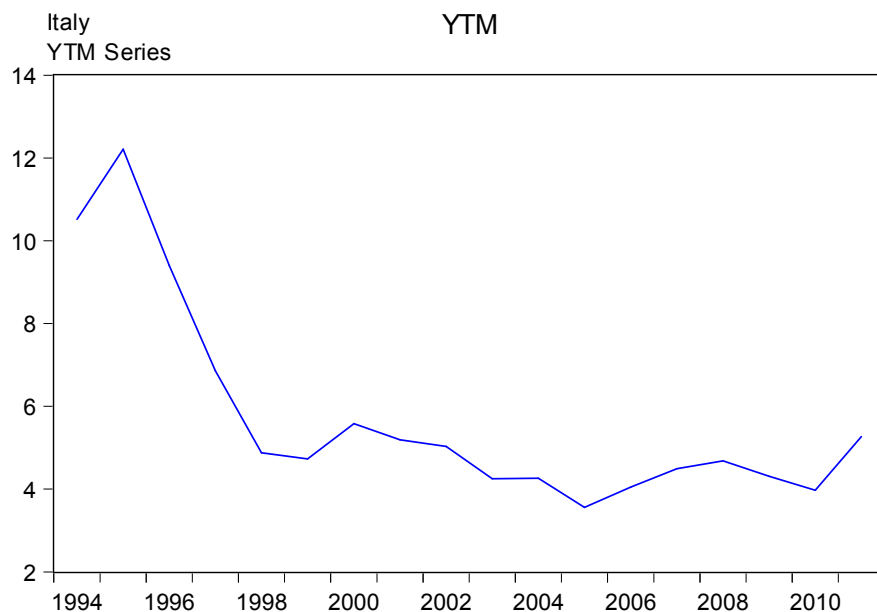
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
YTM(-1)	0.840257	0.044282	18.97505	0.0000
FITCH	0.475097	0.101576	4.677252	0.0003

R-squared	0.816581	Mean dependent var	5.571765
Adjusted R-squared	0.804353	S.D. dependent var	2.138724
S.E. of regression	0.946000	Akaike info criterion	2.836982
Sum squared resid	13.42374	Schwarz criterion	2.935008
Log likelihood	-22.11435	Hannan-Quinn criter.	2.846726
Durbin-Watson stat	1.647795		

Selection Summary	
Added YTM(-1)	
Added FITCH	

4.3.2. Ιταλία

Θεωρούμε το γράφημα της χρονοσειράς YTM (yield to maturity 10ετών ομολόγων) της Ιταλίας για τη χρονική περίοδο 1994-2011. Η συμπεριφορά της χρονοσειράς είναι ανάλογη με την αντίστοιχη στα δεδομένα της Πορτογαλίας.



Εξετάζουμε τη στασιμότητα της χρονοσειράς παλινδρομώντας την YTM με όρο AR(1). Η πρώτη χρονική υστέρηση της YTM προκύπτει στατιστικά σημαντική στην εκτίμηση του YTM. Από τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Inverted AR Roots $0.76 < 1$), δε προκύπτει παραβίαση της στασιμότητας της χρονοσειράς.

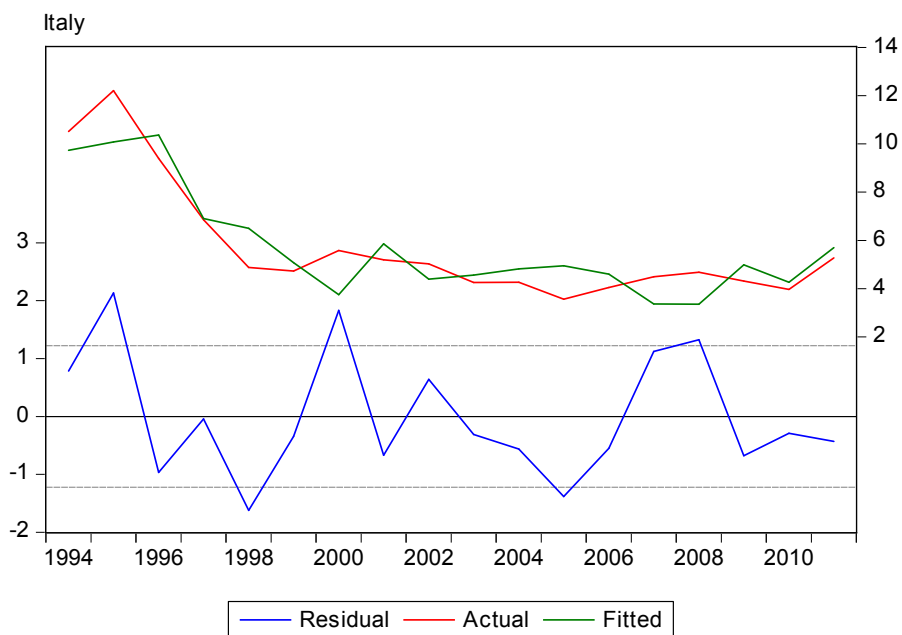
Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 13:48
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.451169	1.290780	3.448435	0.0036
AR(1)	0.764575	0.109438	6.986410	0.0000
R-squared	0.764927	Mean dependent var		5.454118
Adjusted R-squared	0.749255	S.D. dependent var		2.205352
S.E. of regression	1.104317	Akaike info criterion		3.146462
Sum squared resid	18.29274	Schwarz criterion		3.244487
Log likelihood	-24.74493	Hannan-Quinn criter.		3.156206
F-statistic	48.80992	Durbin-Watson stat		1.418781
Prob(F-statistic)	0.000004			
Inverted AR Roots	.76			

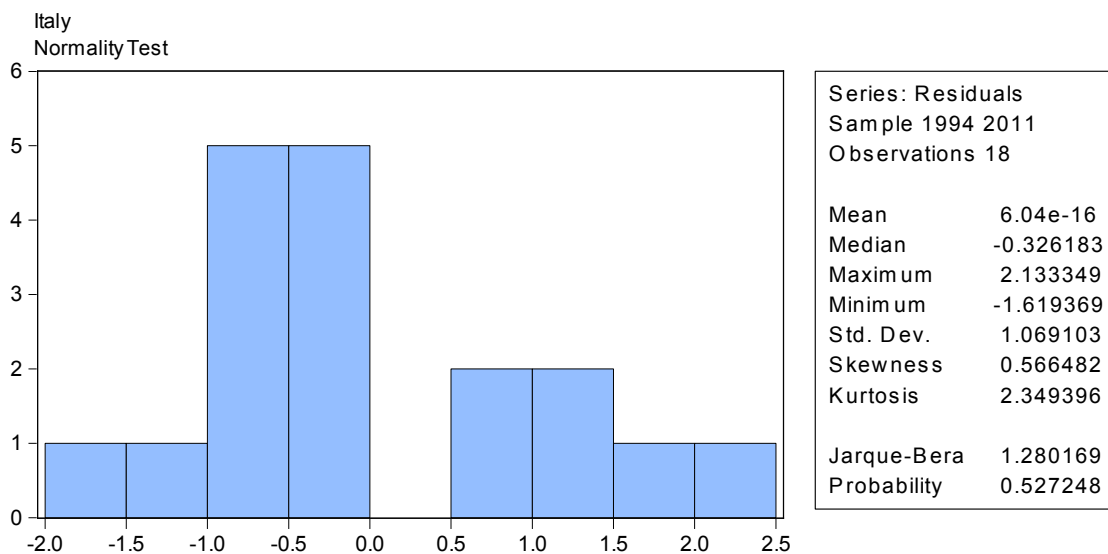
Από την εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος της YTM με ερμηνευτικές τις μεταβλητές DEBT, DEFICIT, BALANCE και FITCH, στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5% προκύπτουν μόνο οι μεταβλητές DEFICIT και BALANCE με αρνητικό και θετικό πρόσημο αντίστοιχα. Η προσαρμογή του μοντέλου είναι αρκετά καλή ($R^2=0.81$).

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 12:04
 Sample: 1994 2011
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.365964	8.181972	0.411388	0.6875
DEBT	-0.042322	0.099715	-0.424432	0.6782
DEFICIT	-0.803636	0.249659	-3.218933	0.0067
BALANCE	0.686816	0.187260	3.667721	0.0028
FITCH	3.846384	2.826763	1.360702	0.1967
R-squared	0.809605	Mean dependent var		5.735556
Adjusted R-squared	0.751022	S.D. dependent var		2.450146
S.E. of regression	1.222566	Akaike info criterion		3.469914
Sum squared resid	19.43067	Schwarz criterion		3.717239
Log likelihood	-26.22922	Hannan-Quinn criter.		3.504017
F-statistic	13.81979	Durbin-Watson stat		1.979409
Prob(F-statistic)	0.000130			



Ελέγχουμε τις υποθέσεις των υπολοίπων: Η κανονικότητα των υπολοίπων δε φαίνεται να παραβιάζεται σύμφωνα με τον έλεγχο Jarque-Bera ($p=0.53$).



Με βάση το κριτήριο Durbin-Watson δε προκύπτει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων καθώς $d=1.98 \approx 2$, κάτι που επιβεβαιώνεται από το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων (Q τιμές) και από τον έλεγχο Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Date: 06/10/12 Time: 12:05
Sample: 1994 2011
Included observations: 18

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	C-Stat	Prob
1			-0.010	-0.010	0.0023	0.962
2			-0.174	-0.174	0.6838	0.710
3			-0.322	-0.336	3.1770	0.365
4			-0.289	-0.403	5.3285	0.255
5			0.212	0.005	6.5715	0.255
6			0.044	-0.239	6.6285	0.357
7			0.240	0.048	8.5118	0.290
8			0.194	0.252	9.8717	0.274
9			-0.189	0.005	11.306	0.255
10			-0.260	-0.175	14.360	0.157
11			-0.154	0.022	15.580	0.157
12			0.069	-0.052	15.861	0.198

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.255358	Prob. F(2,11)	0.7791
Obs*R-squared	0.798636	Prob. Chi-Square(2)	0.6708

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/10/12 Time: 12:08

Sample: 1994 2011

Included observations: 18

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.934563	10.12257	-0.289903	0.7773
DEBT	0.038943	0.127730	0.304888	0.7661
DEFICIT	0.048892	0.319737	0.152912	0.8812
BALANCE	-0.034742	0.213564	-0.162677	0.8737
FITCH	-1.127089	3.616662	-0.311638	0.7611
RESID(-1)	-0.005034	0.352679	-0.014273	0.9889
RESID(-2)	-0.254627	0.356915	-0.713409	0.4905

R-squared	0.044369	Mean dependent var	6.04E-16
Adjusted R-squared	-0.476885	S.D. dependent var	1.069103
S.E. of regression	1.299250	Akaike info criterion	3.646753
Sum squared resid	18.56856	Schwarz criterion	3.993009
Log likelihood	-25.82078	Hannan-Quinn criter.	3.694497
F-statistic	0.085119	Durbin-Watson stat	2.155509
Prob(F-statistic)	0.996646		

Η υπόθεση ομοσκεδαστικότητας ελέγχεται με το τεστ Breusch-Pagan-Godfrey, από τον οποίο δε προκύπτει παραβίαση της υπόθεσης:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.382454	Prob. F(4,13)	0.8173
Obs*R-squared	1.895184	Prob. Chi-Square(4)	0.7550
Scaled explained SS	0.666964	Prob. Chi-Square(4)	0.9553

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 12:09
 Sample: 1994 2011
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.359449	9.340648	0.573777	0.5759
DEBT	-0.063102	0.113836	-0.554324	0.5888
DEFICIT	-0.144650	0.285014	-0.507519	0.6203
BALANCE	0.250860	0.213778	1.173462	0.2617
FITCH	2.111643	3.227071	0.654353	0.5243

R-squared	0.105288	Mean dependent var	1.079482
Adjusted R-squared	-0.170008	S.D. dependent var	1.290318
S.E. of regression	1.395697	Akaike info criterion	3.734799
Sum squared resid	25.32362	Schwarz criterion	3.982124
Log likelihood	-28.61319	Hannan-Quinn criter.	3.768901
F-statistic	0.382454	Durbin-Watson stat	2.784385
Prob(F-statistic)	0.817296		

Τέλος προχωράμε στην εκτίμηση βέλτιστου μοντέλου μέσω της μεθόδου Stepwise Regression. Οι ερμηνευτικές μεταβλητές αναζητώνται ανάμεσα στις YTM(-1), FITCH, DEBT, BALANCE, DEFICIT. Όπως και στα δεδομένα της Πορτογαλίας, σε επίπεδο σημαντικότητας 10% η μέθοδος καταλήγει στη παλινδρόμηση της YTM με τη πρώτη χρονική υστέρηση της YTM(-1) και τη μεταβλητή FITCH. Και οι δύο μεταβλητές είναι στατιστικά σημαντικές με θετικό συντελεστή. Μάλιστα με βάση το μοντέλο, αύξηση της εκτιμημένης πιθανότητας αθέτησης του οίκου FITCH κατά 1% φαίνεται να οδηγεί σε αύξηση του YTM κατά 1.08%.

Η προσαρμογή του μοντέλου είναι καλή ($R^2=0.78$) και με βάση το κριτήριο Akaike, το τελευταίο μοντέλο μπορεί να προτιμηθεί έναντι του μοντέλου με όλες τις ερμηνευτικές μεταβλητές πλην της YTM(-1), καθώς Akaike info criterion =3.06<3.47:

Dependent Variable: YTM
 Method: Stepwise Regression
 Date: 06/10/12 Time: 12:15
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments

No always included regressors
 Number of search regressors: 6
 Selection method: Stepwise forwards
 Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.2/0.1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
YTM(-1)	0.740778	0.099914	7.414174	0.0000
FITCH	1.079639	0.552918	1.952621	0.0698

R-squared	0.783342	Mean dependent var	5.454118
Adjusted R-squared	0.768899	S.D. dependent var	2.205352
S.E. of regression	1.060179	Akaike info criterion	3.064884
Sum squared resid	16.85969	Schwarz criterion	3.162909
Log likelihood	-24.05151	Hannan-Quinn criter.	3.074628
Durbin-Watson stat	1.406378		

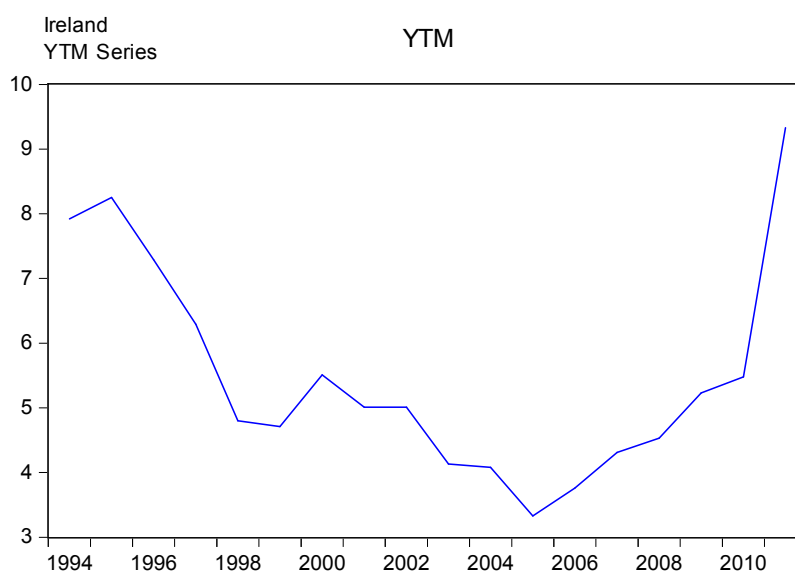
Selection Summary

Added YTM(-1)
 Added FITCH

*Note: p-values and subsequent tests do not account for stepwise selection.

4.3.3. Ιρλανδία

Θεωρούμε το γράφημα της χρονοσειράς YTM (yield to maturity 10ετών ομολόγων) της Ιρλανδίας για τη χρονική περίοδο 1994-2011. Οι τιμές του YTM μειώνονται από το 1994 έως το 2005 και ακολουθούν ιδιαίτερα ανοδική πορεία από το 2005 και έπειτα.



Η στασιμότητα της χρονοσειράς δε παραβιάζεται όπως προκύπτει από τη παλινδρόμηση της YTM με όρο AR(1) (Inverted AR Roots $0.8 < 1$). Η πρώτη χρονική υστέρηση της YTM προκύπτει στατιστικά σημαντική στην εκτίμηση του YTM.

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 13:47
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.683289	1.480943	3.837614	0.0016
AR(1)	0.797876	0.208951	3.818478	0.0017
R-squared	0.492914	Mean dependent var		5.355882
Adjusted R-squared	0.459108	S.D. dependent var		1.607813
S.E. of regression	1.182472	Akaike info criterion		3.283222
Sum squared resid	20.97360	Schwarz criterion		3.381247
Log likelihood	-25.90739	Hannan-Quinn criter.		3.292966
F-statistic	14.58077	Durbin-Watson stat		1.049010
Prob(F-statistic)	0.001679			
Inverted AR Roots	.80			

Προχωράμε στην εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος της YTM με ερμηνευτικές τις μεταβλητές DEBT, DEFICIT, BALANCE και FITCH. Μόνο η μεταβλητή DEBT προκύπτει στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας 5% με θετικό αλλά ιδιαίτερα χαμηλό συντελεστή. Η προσαρμογή του μοντέλου είναι καλή ($R^2=0.84$).

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 12:17
 Sample: 1994 2011
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.126077	0.887141	2.396548	0.0323
DEBT	0.070672	0.018802	3.758674	0.0024
DEFICIT	0.035789	0.066513	0.538074	0.5996
BALANCE	0.040715	0.126910	0.320819	0.7534
FITCH	-0.555503	0.415127	-1.338152	0.2038
R-squared	0.838073	Mean dependent var		5.498333
Adjusted R-squared	0.788249	S.D. dependent var		1.672801
S.E. of regression	0.769762	Akaike info criterion		2.544664
Sum squared resid	7.702946	Schwarz criterion		2.791989
Log likelihood	-17.90197	Hannan-Quinn criter.		2.578767
F-statistic	16.82076	Durbin-Watson stat		1.857200
Prob(F-statistic)	0.000047			

Με βάση σχετικό έλεγχο (Breusch-Pagan-Godfrey), προκύπτει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας συνεπώς οι παραπάνω έλεγχοι σημαντικότητας δεν είναι αξιόπιστοι.

Μέσω της μεθόδου Stepwise Regression καταλήγουμε στην εκτίμηση βέλτιστου μοντέλου αναζητώντας τις ερμηνευτικές μεταβλητές ανάμεσα στις YTM(-1), FITCH, DEBT, BALANCE, DEFICIT. Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% η μέθοδος καταλήγει στη παλινδρόμηση της YTM με τη πρώτη χρονική υστέρηση της YTM(-1) και τη μεταβλητή DEBT, των οποίων οι συντελεστές είναι θετικοί με το συντελεστή του χρέους να παραμένει σε χαμηλά επίπεδα.

Η τιμή του συντελεστή προσδιορισμού δε μειώνεται σημαντικά ($R^2=0.0.79$) παρά την αφαίρεση ερμηνευτικών μεταβλητών.

Dependent Variable: YTM
 Method: Stepwise Regression
 Date: 06/10/12 Time: 12:22
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments
 No always included regressors
 Number of search regressors: 6
 Selection method: Stepwise forwards
 Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.1/0.2

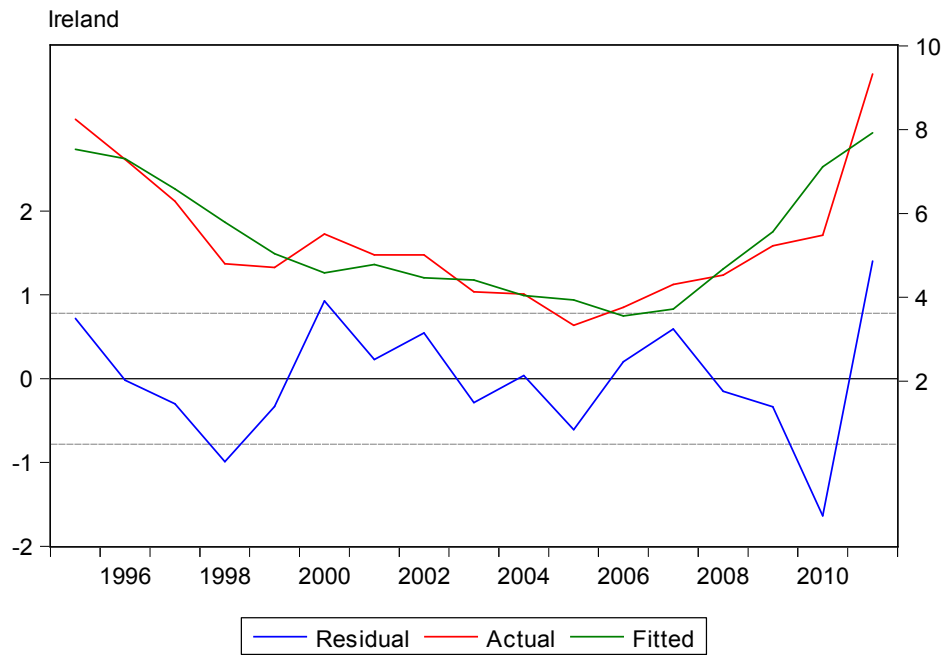
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
YTM(-1)	0.365830	0.167924	2.178547	0.0469
DEBT	0.040158	0.008893	4.515522	0.0005
C	1.338893	0.753085	1.777878	0.0971

R-squared	0.793567	Mean dependent var	5.355882
Adjusted R-squared	0.764077	S.D. dependent var	1.607813
S.E. of regression	0.780946	Akaike info criterion	2.502162
Sum squared resid	8.538263	Schwarz criterion	2.649200
Log likelihood	-18.26838	Hannan-Quinn criter.	2.516778
F-statistic	26.90937	Durbin-Watson stat	2.021188
Prob(F-statistic)	0.000016		

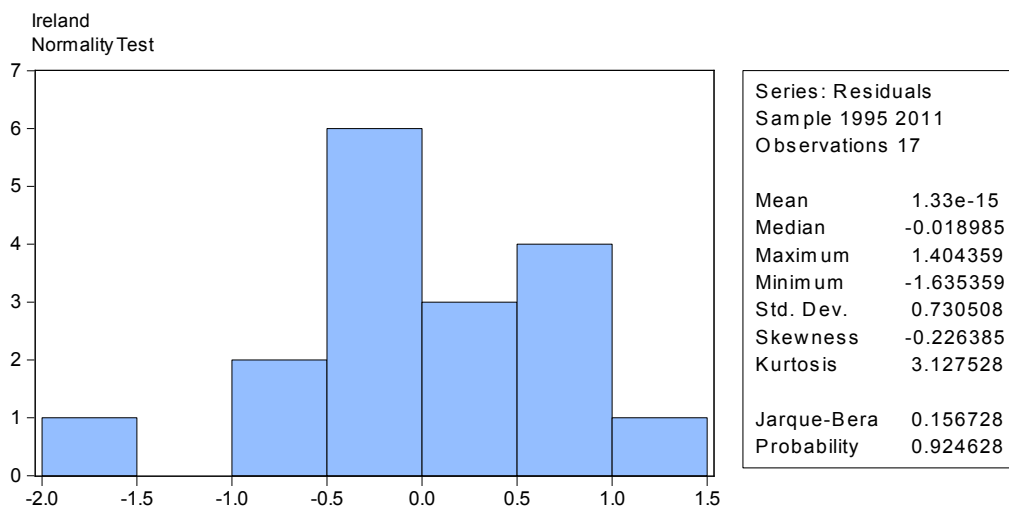
Selection Summary

Added YTM(-1)
 Added DEBT
 Added C

*Note: p-values and subsequent tests do not account for stepwise selection.



Η κανονικότητα των υπολοίπων δε παραβιάζεται σύμφωνα με τον έλεγχο Jarque-Bera ($p=0.92$).



Ελέγχεται η υπόθεση μη αυτοσυσχέτισης και ομοσκεδαστικότητας. Το κριτήριο Durbin-Watson δε μπορεί να χρησιμοποιηθεί, καθώς στις ερμηνευτικές μεταβλητές έχουμε την $YTM(-1)$, οπότε εξετάζουμε το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων και εκτελούμε τον έλεγχο Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test. Και από τους δύο ελέγχους καταλήγουμε ότι δε παραβιάζεται η υπόθεση μη αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων.

Date: 06/10/12 Time: 12:28
 Sample: 1995 2011
 Included observations: 17

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.156	-0.156	0.4928	0.483
		2 -0.148	-0.177	0.9650	0.617
		3 -0.371	-0.451	4.1443	0.246
		4 -0.027	-0.311	4.1628	0.384
		5 0.220	-0.065	5.4701	0.361
		6 -0.021	-0.301	5.4827	0.484
		7 0.208	0.067	6.8790	0.442
		8 -0.226	-0.156	8.7173	0.367
		9 -0.050	-0.193	8.8421	0.452
		10 -0.182	-0.355	10.375	0.408
		11 0.277	-0.053	14.492	0.207
		12 0.197	-0.017	16.998	0.150

Από τον έλεγχο Breusch-Pagan-Godfrey, διαπιστώνουμε ότι υπάρχει πρόβλημα ετεροσκεδαστικότητας, που φαίνεται να οφείλεται και στις δύο ερμηνευτικές μεταβλητές YTM(-1) και DEBT ($p=0.0309$ και 0.0003 αντίστοιχα, μικρότερες από $\alpha=0.05$):

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	11.35086	Prob. F(2,14)	0.0012
Obs*R-squared	10.51529	Prob. Chi-Square(2)	0.0052
Scaled explained SS	7.586208	Prob. Chi-Square(2)	0.0225

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/10/12 Time: 12:35

Sample: 1995 2011

Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.456363	0.480798	0.949177	0.3586
YTM(-1)	-0.257233	0.107209	-2.399361	0.0309
DEBT	0.026969	0.005678	4.749956	0.0003
R-squared	0.618546	Mean dependent var		0.502251
Adjusted R-squared	0.564053	S.D. dependent var		0.755132
S.E. of regression	0.498585	Akaike info criterion		1.604701
Sum squared resid	3.480222	Schwarz criterion		1.751739
Log likelihood	-10.63996	Hannan-Quinn criter.		1.619317
F-statistic	11.35086	Durbin-Watson stat		2.757030
Prob(F-statistic)	0.001175			

Για αυτό επιλέγουμε η παλινδρόμηση να γίνει με τη μήτρα συνεπών διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων White ώστε να μπορούμε να προβούμε σε αξιόπιστους στατιστικούς ελέγχους για τους συντελεστές.

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 12:37
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.338893	0.508506	2.632994	0.0197
YTM(-1)	0.365830	0.189463	1.930872	0.0740
DEBT	0.040158	0.016186	2.481069	0.0264
R-squared	0.793567	Mean dependent var		5.355882
Adjusted R-squared	0.764077	S.D. dependent var		1.607813
S.E. of regression	0.780946	Akaike info criterion		2.502162
Sum squared resid	8.538263	Schwarz criterion		2.649200
Log likelihood	-18.26838	Hannan-Quinn criter.		2.516778
F-statistic	26.90937	Durbin-Watson stat		2.021188
Prob(F-statistic)	0.000016			

Μετά τη διόρθωση των τυπικών σφαλμάτων των συντελεστών διαπιστώνουμε ότι και οι δύο μεταβλητές YTM(-1) και DEBT είναι σημαντικές σε ε.σ.σ. 10%.

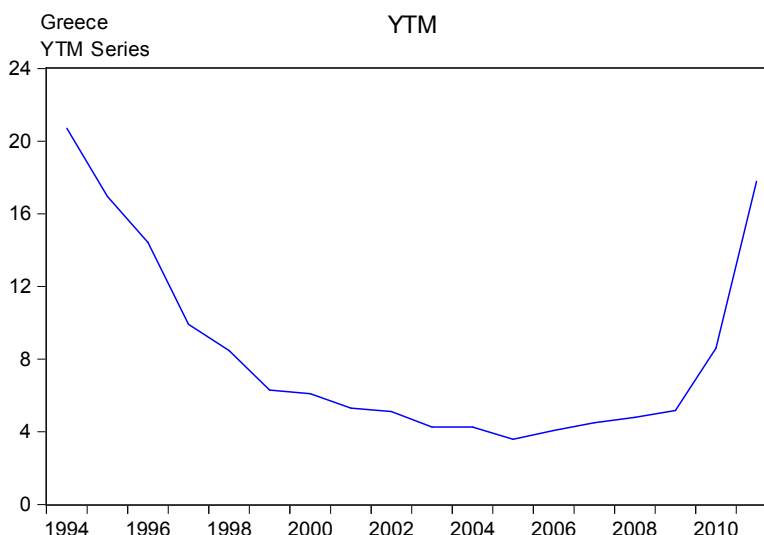
Για να ελέγξουμε τυχόν επίδραση της μεταβλητής FITCH στο YTM της Ιρλανδίας παλινδρομούμε τη YTM με μοναδική ερμηνευτική μεταβλητή τη FITCH. Μετά τη διαπίστωση ετεροσκεδαστικότητας και αυτοσυσχέτισης επαναλαμβάνουμε την παλινδρόμηση με τους συνεπείς εκτιμητές White για τα τυπικά σφάλματα των συντελεστών. Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% οι πιθανότητες αθέτησης FITCH είναι σημαντικές στη πρόβλεψη των YTM. Αύξηση της πιθανότητας κατά 1% φαίνεται να οδηγεί σε αύξηση του YTM κατά 0.93%. Η μεταβλητή FITCH ερμηνεύει το 27% (R^2) της μεταβλητότητας των αποδόσεων του 10ετούς ομολόγου της Ιρλανδίας:

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/11/12 Time: 18:08
 Sample: 1994 2011
 Included observations: 18
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.887911	0.386219	12.65581	0.0000
FITCH	0.932734	0.499963	1.865606	0.0805
R-squared	0.272565	Mean dependent var		5.498333
Adjusted R-squared	0.227101	S.D. dependent var		1.672801
S.E. of regression	1.470637	Akaike info criterion		3.713708
Sum squared resid	34.60439	Schwarz criterion		3.812638
Log likelihood	-31.42337	Hannan-Quinn criter.		3.727349
F-statistic	5.995104	Durbin-Watson stat		0.679214
Prob(F-statistic)	0.026252			

4.3.4. Ελλάδα

Θεωρούμε το γράφημα της χρονοσειράς YTM (yield to maturity 10ετών ομολόγων) της Ελλάδας για τη χρονική περίοδο 1994-2011. Όπως και στα δεδομένα της Πορτογαλίας, Ιταλίας και Ιρλανδίας που προηγήθηκαν οι τιμές του YTM μειώνονται μέχρι το 2005 και ακολουθούν ανοδική τάση από το 2005 ως το 2011.



Εξετάζουμε τη στασιμότητα της χρονοσειράς παλινδρομώντας την YTM με όρο AR(1). Η πρώτη χρονική υστέρηση της YTM προκύπτει στατιστικά σημαντική στην εκτίμηση του YTM. Από τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Inverted AR Roots $0.74 < 1$), δε προκύπτει παραβίαση της στασιμότητας της χρονοσειράς.

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 13:12
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments
 Convergence achieved after 3 iterations

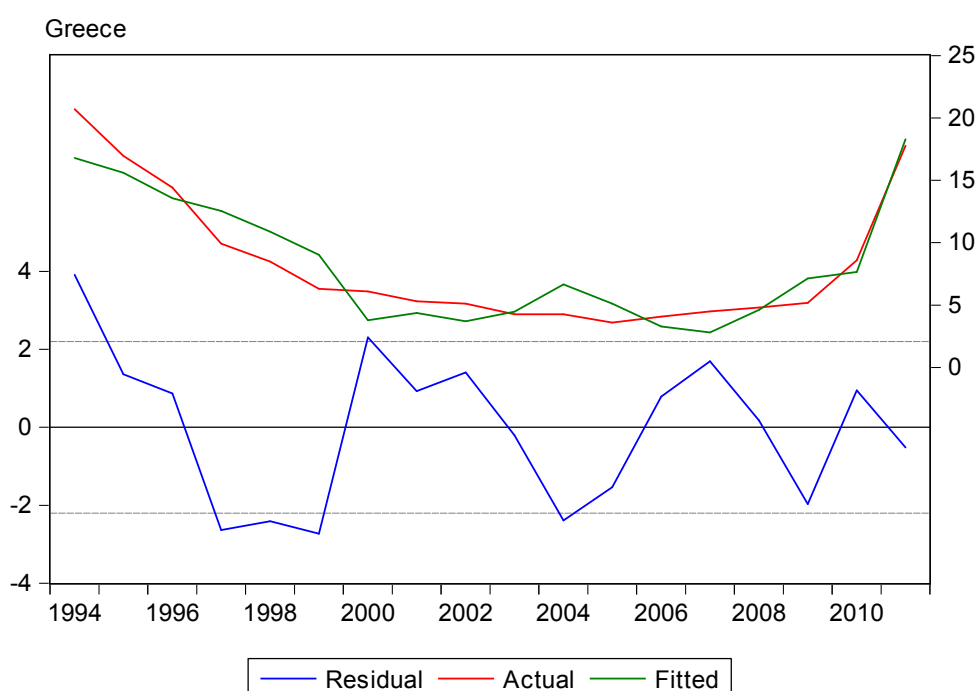
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.149892	2.583928	2.767063	0.0144
AR(1)	0.735071	0.139559	5.267083	0.0001
R-squared	0.649059	Mean dependent var		7.626471
Adjusted R-squared	0.625662	S.D. dependent var		4.572722
S.E. of regression	2.797735	Akaike info criterion		5.005628
Sum squared resid	117.4098	Schwarz criterion		5.103653
Log likelihood	-40.54784	Hannan-Quinn criter.		5.015372
F-statistic	27.74217	Durbin-Watson stat		0.604922
Prob(F-statistic)	0.000095			
Inverted AR Roots	.74			

Από την εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος της YTM με ερμηνευτικές τις μεταβλητές DEBT, DEFICIT, BALANCE και FITCH, στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5% προκύπτουν μόνο οι μεταβλητές BALANCE και FITCH με το αναμενόμενο από τη θεωρία θετικό πρόσημο. Κυρίως όσον αφορά τη πιθανότητα αθέτησης που εκτιμάται από τον οίκο αξιολόγησης FITCH, με βάση τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης, αύξηση της πιθανότητας αθέτησης κατά 1%, αναμένεται να επιφέρει αύξηση του YTM κατά 0.27%. Η προσαρμογή του μοντέλου είναι αρκετά καλή ($R^2=0.87$).

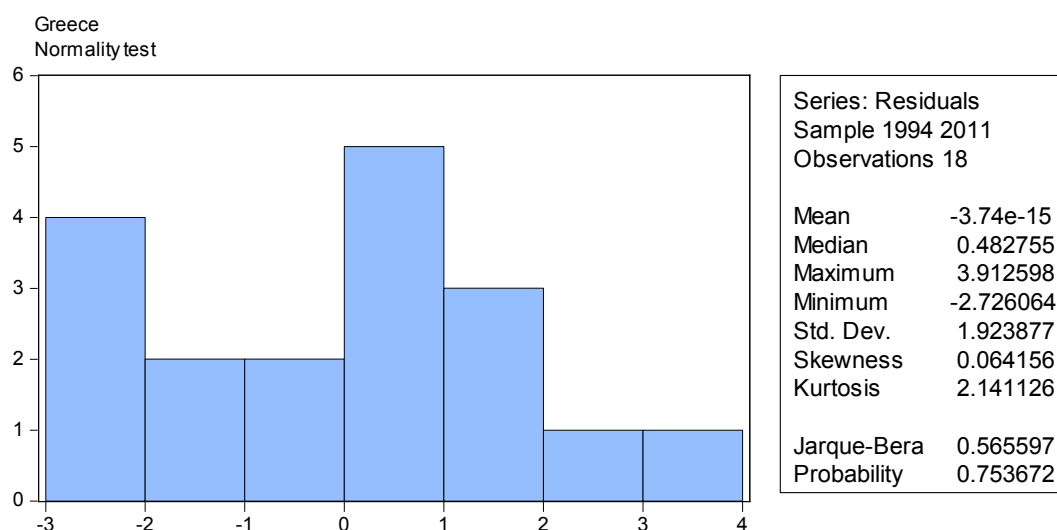
Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 12:48
 Sample: 1994 2011
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.21263	5.875535	2.418951	0.0310
DEBT	-0.038969	0.077487	-0.502902	0.6234
DEFICIT	-0.414491	0.249984	-1.658070	0.1212
BALANCE	0.712689	0.143485	4.966989	0.0003
FITCH	0.272509	0.110234	2.472089	0.0280

R-squared	0.873135	Mean dependent var	8.352778
Adjusted R-squared	0.834100	S.D. dependent var	5.401407
S.E. of regression	2.200037	Akaike info criterion	4.644959
Sum squared resid	62.92212	Schwarz criterion	4.892284
Log likelihood	-36.80463	Hannan-Quinn criter.	4.679061
F-statistic	22.36786	Durbin-Watson stat	1.248236
Prob(F-statistic)	0.000010		



Ελέγχουμε τις υποθέσεις των υπολοίπων: Η κανονικότητα των υπολοίπων δε φαίνεται να παραβιάζεται σύμφωνα με τον έλεγχο Jarque-Bera ($p=0.75$).



Σχετικά με την ύπαρξη ή μη αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων, το κριτήριο Durbin-Watson δεν οδηγεί σε συμπεράσματα καθώς $d=1.24$, βρίσκεται εντός της περιοχής αβεβαιότητας του κριτηρίου. Οπότε εξετάζουμε το διάγραμμα αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων και εκτελούμε τον έλεγχο Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test. Τόσο από τις Q-τιμές όσο και από τον έλεγχο Breusch-Godfrey δε προκύπτει σημαντική παραβίαση της υπόθεσης μη αυτοσυσχέτισης των υπολοίπων.

Date: 06/10/12 Time: 12:49
Sample: 1994 2011
Included observations: 18

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.252	0.252	1.3458	0.246
		2	-0.153	-0.232	1.8744	0.392
		3	-0.596	-0.553	10.389	0.016
		4	-0.319	-0.131	13.009	0.011
		5	-0.017	-0.116	13.017	0.023
		6	0.390	0.071	17.590	0.007
		7	0.247	-0.094	19.587	0.007
		8	0.012	-0.112	19.592	0.012
		9	-0.261	-0.062	22.317	0.008
		10	-0.136	0.075	23.153	0.010
		11	-0.047	-0.074	23.269	0.016
		12	0.157	-0.028	24.742	0.016

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.951374	Prob. F(2,11)	0.4158
Obs*R-squared	2.654431	Prob. Chi-Square(2)	0.2652

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 06/10/12 Time: 13:10

Sample: 1994 2011

Included observations: 18

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.098318	6.644123	-0.466325	0.6501
DEBT	0.046047	0.090835	0.506924	0.6222
DEFICIT	0.114538	0.324704	0.352747	0.7309
BALANCE	0.070764	0.152899	0.462813	0.6525
FITCH	-0.078012	0.126965	-0.614432	0.5514
RESID(-1)	0.420765	0.349657	1.203363	0.2541
RESID(-2)	-0.270085	0.342593	-0.788355	0.4471
R-squared	0.147468	Mean dependent var		-3.74E-15
Adjusted R-squared	-0.317549	S.D. dependent var		1.923877
S.E. of regression	2.208313	Akaike info criterion		4.707636
Sum squared resid	53.64309	Schwarz criterion		5.053891
Log likelihood	-35.36872	Hannan-Quinn criter.		4.755380
F-statistic	0.317125	Durbin-Watson stat		1.983495
Prob(F-statistic)	0.914727			

Η υπόθεση ομοσκεδαστικότητας ελέγχεται με το τεστ Breusch-Pagan-Godfrey, από τον οποίο δε προκύπτει παραβίαση της υπόθεσης:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.002664	Prob. F(4,13)	0.1535
Obs*R-squared	6.862794	Prob. Chi-Square(4)	0.1433
Scaled explained SS	2.042425	Prob. Chi-Square(4)	0.7280

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 06/10/12 Time: 13:11

Sample: 1994 2011

Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.415975	9.230632	1.020079	0.3263
DEBT	-0.023955	0.121735	-0.196777	0.8470
DEFICIT	-0.087250	0.392732	-0.222162	0.8276
BALANCE	0.420697	0.225419	1.866288	0.0847
FITCH	-0.052751	0.173181	-0.304599	0.7655

R-squared	0.381266	Mean dependent var	3.495673
Adjusted R-squared	0.190887	S.D. dependent var	3.842460
S.E. of regression	3.456320	Akaike info criterion	5.548419
Sum squared resid	155.3000	Schwarz criterion	5.795745
Log likelihood	-44.93577	Hannan-Quinn criter.	5.582522
F-statistic	2.002664	Durbin-Watson stat	1.990640
Prob(F-statistic)	0.153509		

Προχωράμε στην εκτίμηση βέλτιστου μοντέλου μέσω της μεθόδου Stepwise Regression. Οι ερμηνευτικές μεταβλητές αναζητώνται ανάμεσα στις YTM(-1), FITCH, DEBT, BALANCE, DEFICIT. Σε επίπεδο σημαντικότητας 10% η μέθοδος καταλήγει στη παλινδρόμηση της YTM με τη πρώτη χρονική υστέρηση της YTM(-1), τη μεταβλητή FITCH και το χρέος DEBT. Η προσθήκη της YTM(-1) στους παλινδρομητές βελτιώνει ιδιαίτερα τη προσαρμογή του μοντέλου ($R^2=0.98$). Τα πρόσημα των συντελεστών είναι θετικά όπως αναμένεται.

Dependent Variable: YTM
Method: Stepwise Regression
Date: 06/10/12 Time: 13:30
Sample (adjusted): 1995 2011
Included observations: 17 after adjustments
No always included regressors
Number of search regressors: 6
Selection method: Stepwise forwards
Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.1/0.2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
YTM(-1)	0.714551	0.039237	18.21120	0.0000
FITCH	0.152399	0.027845	5.473169	0.0001
DEBT	0.056552	0.016095	3.513621	0.0038
C	-4.956061	1.781508	-2.781948	0.0156

R-squared	0.982763	Mean dependent var	7.626471
Adjusted R-squared	0.978785	S.D. dependent var	4.572722
S.E. of regression	0.666037	Akaike info criterion	2.227382
Sum squared resid	5.766874	Schwarz criterion	2.423432
Log likelihood	-14.93275	Hannan-Quinn criter.	2.246870
F-statistic	247.0585	Durbin-Watson stat	2.924299
Prob(F-statistic)	0.000000		

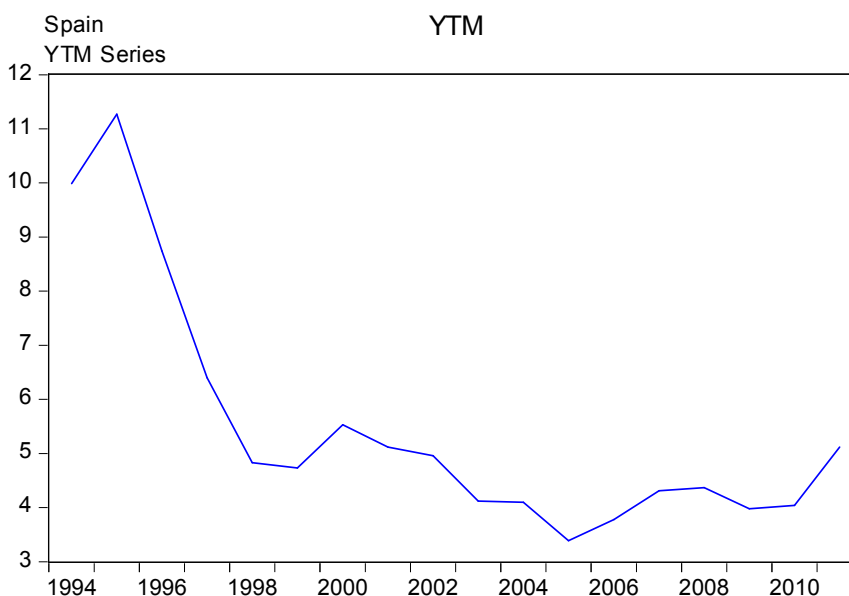
Selection Summary

Added YTM(-1)
Added FITCH
Added DEBT
Added C

*Note: p-values and subsequent tests do not account for stepwise selection.

4.3.5. Ισπανία

Θεωρούμε το γράφημα της χρονοσειράς YTM (yield to maturity 10ετών ομολόγων) της Ισπανίας για τη χρονική περίοδο 1994-2011. Ως το 1998 οι τιμές του YTM μειώνονται ενώ πέραν μικρών αυξομειώσεων φαίνονται να σταθεροποιούνται έπειτα.



Η στασιμότητα της χρονοσειράς δε παραβιάζεται όπως προκύπτει από τον έλεγχο για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (Inverted AR Roots $0.77 < 1$).

Dependent Variable: YTM
Method: Least Squares
Date: 06/10/12 Time: 13:33
Sample (adjusted): 1995 2011
Included observations: 17 after adjustments
Convergence achieved after 3 iterations

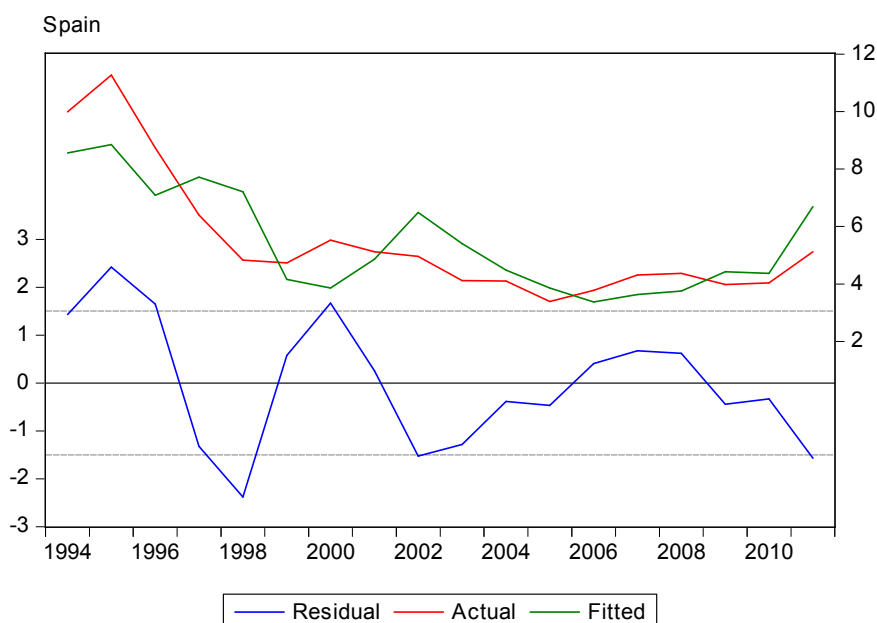
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.288298	1.127861	3.802150	0.0017
AR(1)	0.765402	0.104020	7.358226	0.0000
R-squared	0.783060	Mean dependent var		5.222941
Adjusted R-squared	0.768597	S.D. dependent var		1.989481
S.E. of regression	0.957027	Akaike info criterion		2.860160
Sum squared resid	13.73851	Schwarz criterion		2.958185
Log likelihood	-22.31136	Hannan-Quinn criter.		2.869904
F-statistic	54.14349	Durbin-Watson stat		1.411971
Prob(F-statistic)	0.000002			
Inverted AR Roots	.77			

Από την εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος της YTM με ερμηνευτικές τις μεταβλητές DEBT, DEFICIT, BALANCE και FITCH, στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας 5% προκύπτουν οι μεταβλητές DEBT με αρνητικό πρόσημο συντελεστή, BALANCE και FITCH με το αναμενόμενο από τη θεωρία θετικό πρόσημο. Κυρίως όσον αφορά τη πιθανότητα αθέτησης που εκτιμάται από τον οίκο αξιολόγησης FITCH, με βάση τα αποτελέσματα της παλινδρόμησης, αύξηση της πιθανότητας αθέτησης κατά 1%, αναμένεται να επιφέρει αύξηση του YTM κατά 5.65%, ιδιαίτερα υψηλό ποσοστό. Η προσαρμογή του μοντέλου είναι καλή ($R^2=0.65$).

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/10/12 Time: 13:35
 Sample: 1994 2011
 Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	26.02948	8.285854	3.141437	0.0078
DEBT	-0.363007	0.143260	-2.533910	0.0249
DEFICIT	-0.156184	0.120227	-1.299074	0.2165
BALANCE	1.002258	0.340987	2.939288	0.0115
FITCH	5.649116	2.315597	2.439593	0.0298

R-squared	0.654034	Mean dependent var	5.487778
Adjusted R-squared	0.547584	S.D. dependent var	2.233316
S.E. of regression	1.502171	Akaike info criterion	3.881833
Sum squared resid	29.33473	Schwarz criterion	4.129159
Log likelihood	-29.93650	Hannan-Quinn criter.	3.915936
F-statistic	6.143999	Durbin-Watson stat	1.056175
Prob(F-statistic)	0.005296		



Με βάση τους σχετικούς ελέγχους παρατηρείται πρόβλημα αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας. Εισάγουμε τη πρώτη χρονική υστέρηση και μέσω της Stepwise διαδικασίας καταλήγουμε στο μοντέλο

Dependent Variable: YTM
 Method: Stepwise Regression
 Date: 06/11/12 Time: 18:39
 Sample (adjusted): 1995 2011
 Included observations: 17 after adjustments
 No always included regressors
 Number of search regressors: 6
 Selection method: Stepwise forwards
 Stopping criterion: p-value forwards/backwards = 0.2/0.2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
YTM(-1)	0.765402	0.104020	7.358226	0.0000
C	1.006025	0.618310	1.627057	0.1245
R-squared	0.783060	Mean dependent var		5.222941
Adjusted R-squared	0.768597	S.D. dependent var		1.989481
S.E. of regression	0.957027	Akaike info criterion		2.860160
Sum squared resid	13.73851	Schwarz criterion		2.958185
Log likelihood	-22.31136	Hannan-Quinn criter.		2.869904
F-statistic	54.14349	Durbin-Watson stat		1.411971
Prob(F-statistic)	0.000002			

Selection Summary

Added YTM(-1)
 Added C

*Note: p-values and subsequent tests do not account for stepwise selection.

Η YTM(-1) προέκυψε σημαντική ενώ σε επίπεδο σημαντικότητας 20% καμία άλλη μεταβλητή δε προκύπτει σημαντική. Η πρώτη χρονική υστέρηση με θετικό συντελεστή 0.76 ερμηνεύει το 78% της μεταβλητότητας της YTM.

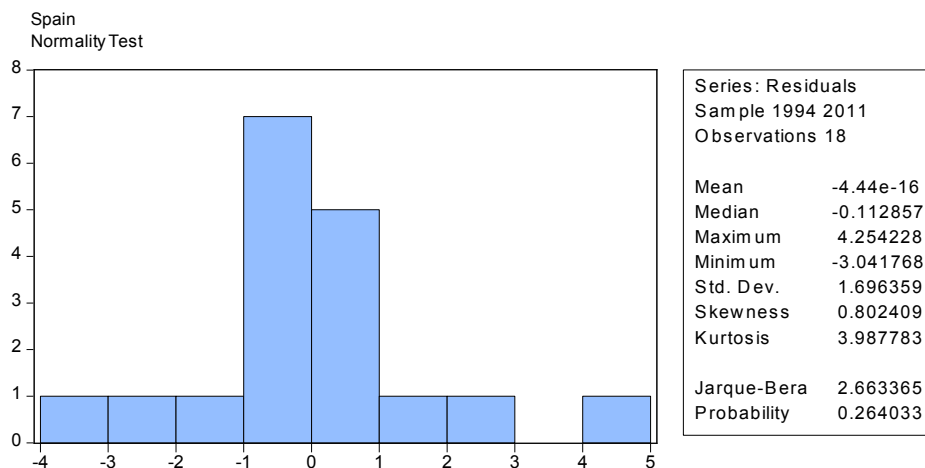
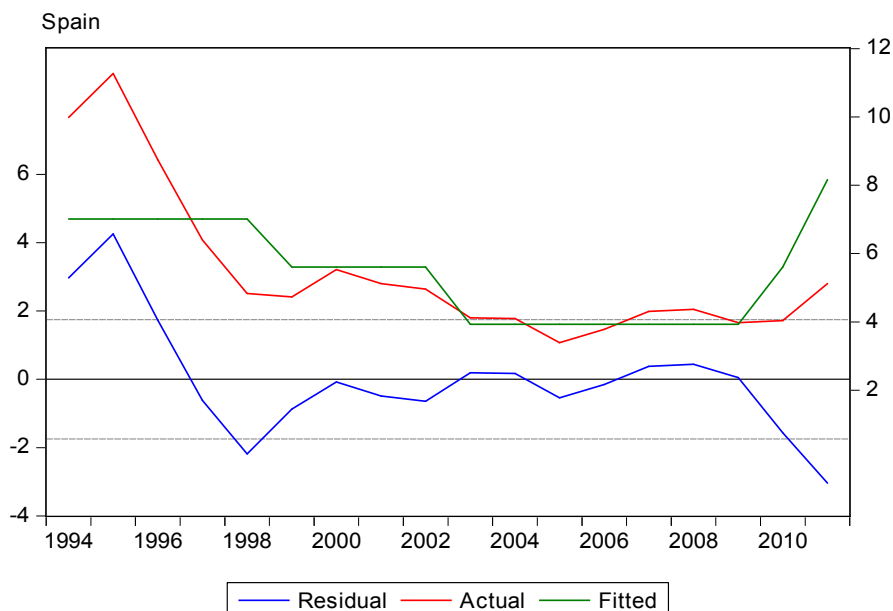
Για να ελέγξουμε την επίδραση της μεταβλητής FITCH στο YTM της Ισπανίας εκτελούμε απλή παλινδρόμηση της YTM με ερμηνευτική τη FITCH και εκτιμητές White για τα τυπικά σφάλματα προς αποφυγή των συνεπειών της αυτοσυσχέτισης και ετεροσκεδαστικότητας που από σχετικούς ελέγχους προκύπτει ότι υπάρχουν.

Dependent Variable: YTM
 Method: Least Squares
 Date: 06/11/12 Time: 18:47
 Sample: 1994 2011
 Included observations: 18
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.092940	0.522552	5.918919	0.0000
FITCH	4.407676	1.595368	2.762795	0.0139

R-squared	0.423054	Mean dependent var	5.487778
Adjusted R-squared	0.386995	S.D. dependent var	2.233316
S.E. of regression	1.748567	Akaike info criterion	4.059909
Sum squared resid	48.91977	Schwarz criterion	4.158839
Log likelihood	-34.53918	Hannan-Quinn criter.	4.073550
F-statistic	11.73223	Durbin-Watson stat	0.513268
Prob(F-statistic)	0.003470		

Η μεταβλητή FITCH είναι σημαντική σε επίπεδο 5% και αύξηση της πιθανότητας αθέτησης κατά 1% αναμένεται να οδηγήσει σε σημαντική αύξηση της YTM, κατά 4.4%. Μόνο οι πιθανότητες αθέτησης FITCH είναι σε θέση να ερμηνεύσουν το 42.3 % της μεταβλητότητας της YTM.



4.4. Συμπεράσματα

Η επίδραση της αξιολόγησης του οίκου Fitch στην απόδοση των δεκαετών ομολόγων βρέθηκε σημαντική, τόσο από την εκτίμηση γραμμικού υποδείγματος στο panel data των 5 χωρών, όσο και στην εκτίμηση ξεχωριστών μοντέλων για κάθε χώρα, ενώ το πρόσημο του αντίστοιχου συντελεστή κλίσης είναι όπως αναμενόταν θετικό που σημαίνει ότι όσο αυξάνεται η πιθανότητα αθέτησης που εκτιμάται από τον οίκο Fitch, αυξάνεται και η απόδοση του δεκαετούς ομολόγου κάθε χώρας. Γεγονός που υποδεικνύει την εγκυρότητα των αξιολογήσεων, ίσως όμως και τον 'συντονισμό' των προσδοκιών των αγορών. Στη ξεχωριστή περίπτωση κάθε χώρας η επίδραση του όρου AR(1), δηλαδή της απόδοσης δεκαετούς ομολόγου της προηγούμενης χρονιάς ήταν ιδιαίτερα σημαντική στη πρόβλεψη της απόδοσης δεκαετούς ομολόγου της τρέχουσας περιόδου, θετική και ικανή να ερμηνεύσει ποσοστά της συνολικής μεταβλητότητας μεγαλύτερα του 65% σε 4 από τις 5 χώρες και 45% στην Ιρλανδία, η οποία και εμφάνιζε κάποιες ιδιαιτερότητες σε σχέση με τις υπόλοιπες χώρες στην εκτίμηση των υποδειγμάτων, καθώς σε πολλαπλή παλινδρόμηση με όλες τις διαθέσιμες μεταβλητές, μόνο το χρέος βρέθηκε σημαντικό στην εκτίμηση της απόδοσης του δεκαετούς ομολόγου και με ιδιαίτερα χαμηλό συντελεστή. Γεγονός που συνάδει με την πορεία της Ιρλανδικής οικονομίας : αύξηση του χρέους από 25% σε 100% λόγω της κρατικοποίησης των χρεών των τραπεζών, σε σύντομο χρονικό διάστημα.

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα, η αξιολόγηση από τον οίκο Fitch φαίνεται να έχει σημαντική επίδραση στο προσδιορισμό των αποδόσεων του 10 ετούς ομολόγου και στις 5 χώρες που μελετήσαμε. Δεδομένου ότι κατά την δεκαετία 1995-2005 με τα μακροοικονομικά μεγέθη να δυσχεραίνουν, για το σύνολο των χωρών του ευρωπαϊκού νότου, άλλα τις αξιολογήσεις του οίκου fitch να μην αντικατοπτρίζουν την οικονομική πραγματικότητα, προβάλλει η πιθανότητα 'συντονισμού' των αγορών.

BIBΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

- [1] Basel Committee on Banking Supervision (1988): “International convergence of capital measurement and capital standards”, July, <http://www.bis.org/publ/bcbssc111.htm>.
- [2] Basel Committee on Banking Supervision (2004): Basel II: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards, A Revised Framework, June, <http://www.bis.org/publ/bcbs107.htm>.
- [3] Financial Markets Group, London School of Economics: ‘The emperor has no clothes: Limits to risk modelling’, Journal of Banking & Finance 26 (2002)
- [4] www.moodys.com
- [5] www.standardandpoors.com
- [6] www.fitchratings.com
- [7] "Group of Governors and Heads of Supervision announces higher global minimum capital standards, <http://www.bis.org/press/p100912.pdf>
- [8] Basel Committee on Banking Supervision (2010a), παρ. 151
- [9] Όπως στην Ισλανδία , Claessens, Herring and Schoenmaker (2010), σελ.51-53
- [10] Βλέπε σχετικά Γκόρτσος (Μάρτιος 2011) Βασιλεία ΙΙΙ, Ρυθμιστική παρέμβαση και εποπτεία του χρηματοπιστωτικού τομέα.

PAPER

- [1] Daly K. (2006) : Sovereign ratings history since 1975.
- [2] Gaillard N. (2007) : Fitch, Moody’s and S&P’s Sovereign Ratings and EMBI Global Spreads: Lessons from 1993-2007
- [3] Gibson H. , Hall S. , Tavlas G. (2011) : The Greek financial crisis : growing imbalances and sovereign spreads
- [4] Hoffmaister A. , Roldos J. (2010) : Yield curve dynamics and spillovers in central and eastern European countries. IMF working paper.