

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ
ΤΜΗΜΑ ΧΡΗΜ/ΚΗΣ ΚΑΙ ΤΡΑΠΕΖΙΚΗΣ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗΣ
ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗ ΧΡΗΜ/ΚΗ ΚΑΙ
ΤΡΑΠΕΖΙΚΗ ΔΙΟΙΚΗΤΙΚΗ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

Η ΜΑΚΡΟΧΡΟΝΙΑ ΔΥΝΑΜΙΚΗ ΣΧΕΣΗ ΜΕΤΑΞΥ ΤΙΜΩΝ ΚΑΙ
ΕΝΟΙΚΙΩΝ: ΜΙΑ ΕΜΠΕΙΡΙΚΗ ΕΡΕΥΝΑ ΓΙΑ ΤΙΣ ΕU-12



Ψύκος Κωνσταντίνος

Επιβλέπων καθηγητής: Απέργης Νικόλαος

Πειραιάς 2008

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περίληψη	3
1. Εισαγωγή	4
2. Βιβλιογραφική ανασκόπηση	7
3. Σχέση τιμών-ενοικίων μέσω θεωρητικού πλαισίου	16
4. Δεδομένα και Υποδείγματα	18
5. Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας	19
5.1 Έλεγχος των Dickey-Fuller	21
5.1.α. 1 ⁰ Υπόδειγμα-διμεταβλητό	22
5.1.β. 2 ⁰ Υπόδειγμα (πολυμεταβλητό)	27
5.2 Επαυξημένος έλεγχος Dickey-Fuller (ADF)	34
5.2.α Συγκεντρωτικοί Πίνακες ADF	48
6. Συνολοκλήρωση	83
6.1 1 ⁰ Υπόδειγμα (διμεταβλητό)	85
6.2 2 ⁰ Υπόδειγμα (πολυμεταβλητό)	94
7. Μηχανισμός Διόρθωσης Σφάλματος	102
7.1 1 ⁰ Υπόδειγμα (διμεταβλητό)	105
7.2 2 ⁰ Υπόδειγμα (πολυμεταβλητό)	106
8. Αιτιότητα	108
9. Συμπεράσματα	123

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στην εργασία μας γίνεται μια εμπειρική έρευνα για τα 12 πρώτα μέλη της Ευρωπαϊκής Ένωσης που αφορά στην μακροχρόνια σχέση μεταξύ τιμών ακινήτων και ενοικίων στην αγορά κατοικίας. Θα χρησιμοποιήσουμε δύο υποδείγματα για το σκοπό αυτό. Αρχικά ένα απλό διμεταβλητό υπόδειγμα που θα περιλαμβάνει μόνο δύο μεταβλητές (τιμές και ενοίκια) και στη συνέχεια θα εισάγουμε άλλες τρεις μεταβλητές των οποίων ο ρόλος θεωρείται ιδιαίτερα σημαντικός για την οικονομία κάθε χώρας. Αυτές είναι ο πληθωρισμός, τα επιτόκια και το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν. Στην ανάλυση μας εξετάζουμε τη στασιμότητα των μεταβλητών με τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, και στη συνέχεια προσπαθούμε να εντοπίσουμε σχέσεις συνολοκλήρωσης που δηλώνουν ύπαρξη μακροχρόνιας ισορροπίας. Ακολουθεί ο μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος που περιγράφει τη βραχυχρόνια ισορροπία και τέλος εξετάζεται η ύπαρξη σχέσεων αιτιότητας μεταξύ των υπό μελέτη μεταβλητών για κάθε χώρα ξεχωριστά.

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η κατοικία αποτελεί συχνά το σημαντικότερο περιουσιακό στοιχείο για τα περισσότερα νοικοκυριά, ενώ οι οικονομικές δραστηριότητες που συνδέονται με την αγορά ακινήτων, αντιπροσωπεύουν συνήθως μεγάλο ποσοστό του εθνικού εισοδήματος και της δαπάνης των νοικοκυριών. Επίσης, λόγω των σημαντικών κεφαλαίων που απαιτούνται για την απόκτηση κατοικίας, συνήθως χρησιμοποιείται μακροχρόνιος - ενυπόθηκος τραπεζικός δανεισμός, ενώ η χρηματοδότηση της αγοράς κατοικίας αποτελεί μια σημαντική δραστηριότητα των τραπεζών. Κατά συνέπεια, απότομες μεταβολές στις τιμές των ακινήτων, επηρεάζουν ενδεχομένως αφενός τον πλούτο των νοικοκυριών και κατ' επέκταση την πιστοληπτική τους ικανότητα και αφετέρου την κερδοφορία των τραπεζών και την ομαλή λειτουργία του χρηματοπιστωτικού συστήματος. Οι μεταβολές στις τιμές των ακινήτων και ειδικότερα η διαμόρφωση τους σε επίπεδα εκτός ισορροπίας, αποτελούν αντικείμενο ενδιαφέροντος και για τις Κεντρικές Τράπεζες, οι οποίες φέρουν την ευθύνη διασφάλισης της χρηματοοικονομικής σταθερότητας, της οικονομικής ευρωστίας των τραπεζικών ιδρυμάτων και της διατήρησης του πληθωρισμού σε χαμηλά επίπεδα.

Οι παράγοντες που επηρεάζουν διαχρονικά την πορεία των τιμών των ακινήτων μπορούν να χωριστούν σε δύο βασικές κατηγορίες: σε εκείνους που έχουν μακροπρόθεσμες και σε εκείνους που έχουν βραχυπρόθεσμες επιπτώσεις. Η πρώτη κατηγορία περιλαμβάνει τον μακροχρόνιο ρυθμό ανάπτυξης μιας χώρας, τον ρυθμό μεταβολής του διαθέσιμου εισοδήματος των νοικοκυριών, τα δημογραφικά δεδομένα το φορολογικό σύστημα, καθώς και το επίπεδο των μακροχρόνιων επιτοκίων και του πληθωρισμού και γενικά τις τάσεις που διαμορφώνονται στις αγορές χρήματος και κεφαλαίου καθώς και στο χρηματοοικονομικό σύστημα. Επίσης, η διαθεσιμότητα και το κόστος της οικοδομήσιμης γης, καθώς και οι επενδύσεις σε έργα υποδομής παίζουν σημαντικό ρόλο.

Η δεύτερη κατηγορία περιλαμβάνει παράγοντες που επιδρούν πιο άμεσα στην αγορά ακινήτων, όπως είναι οι συνθήκες λειτουργίας της αγοράς στεγαστικής πίστης και

το συνεπαγόμενο κόστος δανεισμού, καθώς και το φορολογικό καθεστώς στην αγορά ακινήτων (φόροι μεταβίβασης, κληρονομιάς και εισοδημάτων από κατοικίες). Επιπλέον, ο ρυθμός μεταβολής των τιμών ακινήτων στο παρελθόν, καθώς και οι προσδοκίες για την πορεία των τιμών μελλοντικά συντελούν στη διαμόρφωση των τιμών σε συγκεκριμένα επίπεδα.

Σε αυτό το σημείο θα πρέπει να αναφέρουμε έναν βασικό περιορισμό που πρέπει να ληφθεί υπόψη στην εκτίμηση του δείκτη τιμών ακινήτων. Η κατασκευή ενός ενιαίου δείκτη για μια περιφέρεια ή μια χώρα είναι δύσκολη υπόθεση διότι η αγοραπωλησία ακινήτων δεν λαμβάνει χώρα σε μια κεντρική αγορά όπως συμβαίνει για παράδειγμα με τις μετοχές στο Χρηματιστήριο. Επιπλέον, σε πολλές περιπτώσεις οι αυξήσεις στους δείκτες μπορούν να αποδοθούν ως ένα βαθμό στη βελτίωση της ποιότητας των κατοικιών. Έτσι, ακόμα και αν η προσφορά των κατοικιών είναι σταθερή, οι τιμές τους είναι δυνατόν να αυξηθούν αν και εφόσον βελτιωθεί η ποιότητά τους.

Η άνοδος στις τιμές των ακινήτων παγκοσμίως η οποία ξεκίνησε από τα μέσα της δεκαετίας του '90, φαίνεται να είναι ασυνήθιστη τόσο ως προς το μέγεθος, όσο και προς τη διάρκειά της. Πολλοί αναλυτές κάνουν λόγο για «έκρηξη» των τιμών στις αγορές ακινήτων πολλών βιομηχανικών χωρών, η οποία συνδέεται αφενός με τη φάση του οικονομικού κύκλου και τις συνθήκες υψηλής ρευστότητας που επικρατούν παγκοσμίως και αφετέρου με τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά των επιμέρους αγορών. Τις τελευταίες δεκαετίες, ο βαθμός ενοποίησης των διεθνών αγορών έχει ενταθεί και αντανάκλαται στην ολοένα και μεγαλύτερη χρηματοοικονομική ολοκλήρωση και το μεγαλύτερο όγκο των εμπορικών ροών. Αυτές οι εξελίξεις με τη σειρά τους οδήγησαν σε περισσότερο συγχρονισμένους οικονομικούς κύκλους, κυρίως ως προς το ΑΕΠ και τα επιτόκια, δύο από τους κύριους προσδιοριστικούς παράγοντες των τιμών των ακινήτων. Έτσι, οι κύκλοι των επιμέρους αγορών ακινήτων διεθνώς και ειδικότερα στην Ευρώπη, εμφανίζονται περισσότερο συγχρονισμένοι από ότι στο παρελθόν, αφενός λόγω της σύγκλισης των ονομαστικών επιτοκίων στην Ευρωζώνη και αφετέρου λόγω των συγχρονισμένων κύκλων οικονομικής ανάπτυξης διεθνώς.

Όσον αφορά στην Ελλάδα, οι τιμές των ακινήτων σημείωσαν μια εντυπωσιακή άνοδο κατά την τελευταία 10-ετία. Σύμφωνα με τον Δείκτη Τιμών Ακινήτων της Τράπεζας της Ελλάδος, κατά το διάστημα 1994-2005, οι τιμές των αστικών ακινήτων στην Ελλάδα αυξήθηκαν κατά 175%. Η κεφαλαιακή απόδοση των ακινήτων στο διάστημα αυτό ήταν σημαντικά υψηλότερη του πληθωρισμού. Ως αποτέλεσμα, ο αποπληθωρισμένος δείκτης τιμών των ακινήτων σημείωσε στο ίδιο διάστημα άνοδο 69%, η οποία αντιστοιχεί σε μια ετήσια πραγματική απόδοση της αγοράς ακινήτων της τάξης του 6,3%.

Οι ονομαστικές τιμές των κατοικιών στις ΗΠΑ έχουν αυξηθεί κατά περίπου 70% από το 1994. Κατά τη διάρκεια της ίδιας περιόδου, τα επίπεδα των ενοικίων σημείωσαν επίσης άνοδο αλλά σημαντικά μικρότερη από αυτή των τιμών, περίπου 35%. Έτσι, το υψηλό επίπεδο των τιμών των σπιτιών σχετικά με τα ενοίκια δημιούργησε ανησυχίες ότι η αγορά κατοικίας είναι υπερτιμημένη.

Αυτές οι ανησυχίες είναι βασισμένες στην ιδέα ότι τα ενοίκια είναι ένας θεμελιώδης προσδιοριστικός παράγοντας της αξίας του ακινήτου, και συνεπώς δε θα έπρεπε να ακολουθούν διαφορετική πορεία από τις τιμές. Υπάρχει μία άμεση αναλογία με την αγορά μετοχών: Ο λόγος ενοίκιο-προς-τιμή στην αγορά ακινήτων είναι όπως ο λόγος μέρισμα-προς-τιμή στις μετοχές. Οι Campbell και Shiller (2001) έδειξαν πως όταν οι τιμές των μετοχών είναι υψηλές σε σχέση με τα μερίσματα, η μελλοντική αύξηση των τιμών θα είναι χαμηλή. Κατά έναν αναλογικό τρόπο αυτό θα μπορούσε να ισχύει και στην αγορά ακινήτων.

Λαμβάνοντας υπόψη το ρόλο που παίζει ο μη-χρηματοοικονομικός πλούτος ως προσδιοριστικός παράγοντας στη συνολική ζήτηση, αξίζει κάποιος να ερευνήσει τους παράγοντες που προσδιορίζουν τις τιμές των κατοικιών έτσι ώστε να αποτιμήσει καλύτερα τις προοπτικές της οικονομίας. Πιο συγκεκριμένα, θα πρέπει να διερευνηθεί το αν οι τιμές των κατοικιών είναι συνεπείς με κάποια θεμελιώδη οικονομικά μεγέθη.

2. ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΗ ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ

Η σημαντική αύξηση στις τιμές των κατοικιών και οι επιπτώσεις που έχει ο πλούτος που δημιουργείται από αυτήν, στην κατανάλωση και στον οικονομικό κύκλο γενικότερα κατά τη διάρκεια της τελευταίας δεκαετίας οδήγησε το ακαδημαϊκό ενδιαφέρον στη μελέτη των αγορών ακινήτων. Επίσης, η κατανόηση της σχέσης μεταξύ των μακροοικονομικών μεταβλητών και της αγοράς κατοικίας αποτελεί μια πρόκληση για τους εμπειρικούς ερευνητές.

Μια κατηγορία ερευνών, που εξετάζει την αγορά από μακροοικονομική σκοπιά, ακολουθεί τον Poterba (1984) και εξετάζει την τιμή των κατοικιών με τη χρήση μοντέλων προσφοράς και ζήτησης στέγασης συσχετίζοντας την με ένα σύνολο μακροοικονομικών μεταβλητών (Topel & Rosen 1988, Mankiw & Weil 1989, Muelbauer & Murphy 1997). Αυτές οι έρευνες συνδυάζουν την απόδοση του περιουσιακού στοιχείου με την προσφορά στέγασης για να εκφράσουν την ισορροπία στην αγορά ακινήτων ως λειτουργία του εκάστοτε οικονομικού περιβάλλοντος.

Μια άλλη κατηγορία ερευνών, που χρησιμοποιεί χρηματοοικονομική προσέγγιση, εξετάζει τη σχέση *ενοικίου-τιμής* παρομοιάζοντας την άμεσα με τη σχέση *μερίσματος-τιμής* (Case & Shiller 1988, Clayton 1996). Αυτή η προσέγγιση χρησιμοποιεί μοντέλα παρούσης αξίας και έχει το πλεονέκτημα να μην απαιτεί τον προσδιορισμό του κόστους στέγασης και της αγοραίας τιμής κατοικίας. Ένα μειονέκτημα παρόλα αυτά είναι ότι η σχέση μεταξύ τιμών και ενοικίων επηρεάζεται από περιορισμούς στην προσφορά, νομοθετικές διατάξεις και πρακτικές που δεν μπορούν να αποτιμηθούν εύκολα από τα κλασσικά χρηματοοικονομικά μοντέλα.

Ο Gallin (2003) έδειξε ότι η πρόταση πως: «οι τιμές των κατοικιών δεν μπορούν να συνεχίσουν να ξεπερνούν την αύξηση του εισοδήματος» (Wall Street Journal; July 25, 2002) δεν στηρίζεται εμπειρικά. Τα αποτελέσματα που αναφέρει από κάποια panel test που αναφέρονται σε 95 περιοχές για μια περίοδο 23 ετών, έδειξαν ότι οι τιμές των κατοικιών και το εισόδημα δεν συνολοκληρώνονται. Τα συμπεράσματα του Gallin

έρχονται σε αντίθεση με άλλες εμπειρικές έρευνες, (π.χ. Malpezzi 1999) και καταλήγουν στο ότι είναι ακατάλληλη η χρήση μοντέλων error-correction για την περιγραφή της συγκεκριμένης σχέσης

Προηγούμενες μελέτες οι οποίες εστίασαν ειδικά στη σχέση μεταξύ ενοικίων και κόστους κεφαλαίου, υποκινήθηκαν από το ενδιαφέρον των ερευνητών να εντοπίσουν τα αποτελέσματα της φορολογίας στα επίπεδα των ενοικίων (Follain, Leavens & Velz 1993, DiPasquale & Wheaton 1992). Οι Blackey & Follain χρησιμοποιώντας στοιχεία για τις ΗΠΑ από το 1964 ως το 1993 κατέληξαν στο εξής: Η αργή και μη-ολοκληρωμένη αντίδραση (προσαρμογή) των ενοικίων σε μία απότομη μεταβολή του κόστους έρχεται σε ασυμφωνία με την υπόθεση της μακροχρόνιας ισορροπίας.

Πιο πρόσφατες έρευνες για το συγκεκριμένο θέμα έχουν εκπονηθεί με σκοπό την πρόβλεψη της πορείας της αγοράς των ακινήτων. Ο Gallin (2004) έχοντας στη διάθεση του τριμηνιαία στοιχεία για την περίοδο 1970-2003 αμφισβητεί την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ τιμών και ενοικίων καθώς επίσης αμφισβητεί και τη χρήση αυτής της σχέσης για την εξαγωγή συμπερασμάτων αναφορικά με την αγορά κατοικίας. Συγχρόνως, οι Himmelberg, Mayer & Sinai (2005) συμφωνούν με τον Gallin και συμπληρώνουν ότι η ο λόγος τιμής-ενοικίου δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την αιτιολόγηση της αύξησης των τιμών.

Ο Antoni Badev(2006) στην έρευνα που έκανε εξετάζει εμπειρικά την ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ τιμών και ενοικίων όταν αυτή βασίζεται σε μια σχέση arbitrage. Σε αντίθεση με προηγούμενες μελέτες, χρησιμοποιεί στοιχεία υψηλής συχνότητας σε συνδυασμό με μοντέλα Vector Autoregressive Error Correction Models (VARECM). Τα αποτελέσματα αυτής της προσπάθειας αναπτύσσονται σε τρεις διαφορετικούς τομείς:

- Πρώτον, υποστηρίζει ότι τιμές και ενοίκια δε συσχετίζονται άμεσα. Η άμεση συνέπεια αυτού του συμπεράσματος είναι ότι μπορεί να υπάρξουν μεγάλες περίοδοι όπου τιμές και ενοίκια δεν είναι ευθυγραμμισμένα (δηλ. ο λόγος τιμών-ενοικίων να κινείται σε αρκετά χαμηλότερα επίπεδα από τον ιστορικό μέσο όρο). Συνεπώς, ο λόγος αυτός δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί σαν δείκτης

- Δεύτερον, όπως έδειξε η ανάλυση, τα αποτελέσματα των VARECM δεν δίνουν ολοκληρωμένη εικόνα για την διαδικασία προσαρμογής. Η ανταπόκριση της αγοράς το αμέσως επόμενο τρίμηνο που ακολουθεί μετά από μια κατάσταση ανισορροπίας δεν αποκαλύπτει όλη τη διαδικασία διόρθωσης που συμβαίνει στην αγορά. Αυτό γίνεται γιατί η προσαρμογή απαιτεί περίπου τρία τρίμηνα και έχει περίπλοκη δομή αλληλεξάρτησης (εξαρτάται από τη μνήμη των τιμών και των ενοικίων). Πράγματι, τα αποτελέσματα από την ανάλυση έχουν συμβάλει στην κατανόηση της διαδικασίας προσαρμογής στην αγορά κατοικίας. Συγκεκριμένα, παρέχουν πρόσθετη γνώση για την ταχύτητα και τη σύνθεση της διόρθωσης μετά από μια απότομη αλλαγή στην ισορροπία.
- Τέλος, τα αποτελέσματα αυτής της ανάλυσης προσδίδουν ισχυρή εμπειρική στήριξη στη σημαντική ετερογένεια που επικρατεί στην αγορά κατοικίας. Υπάρχει ένα συγκεκριμένο σύνολο πόλεων στην οποίες η ισορροπία του λόγου τεκμαρτού ενοικίου–ενοικίου διαταράσσεται έντονα αλλά πάντα επιστρέφει στο σημείο ισορροπίας. Σε αντίθεση, σε ένα άλλο σύνολο των υπό εξέταση πόλεων, η προσαρμογή γίνεται πολύ αργά και ίσως κάποιες φορές να μη συμβαίνει καθόλου όπως δείχνουν οι έλεγχοι στασιμότητας. Συνεπώς, η ανάλυση της δυναμικής των τιμών που βασίζεται σε αθροιστικά στοιχεία δεν είναι κατάλληλη και μπορεί να οδηγήσει σε παραπλανητικά αποτελέσματα.

Κάτι που δυσχεραίνει την ανάλυση είναι ότι οι οικονομετρικές μέθοδοι καθώς επίσης και τα στοιχεία δεν επιτρέπουν την άμεση έρευνα της δυναμικής των τιμών κατοικιών. Αντίθετα, τα μοντέλα διατυπώθηκαν και τα αποτελέσματα της συγκεκριμένης μελέτης

εξήχθησαν σε όρους τεκμαρτών ενοικίων. Σίγουρα ο σχεδιασμός ενός μηχανισμού για την ανάλυση της διαδικασίας προσαρμογής των τεκμαρτών ενοικίων σε αλλαγές των τιμών και αλλαγές του κόστους μπορεί να αποτελέσει αντικείμενο μελλοντικής έρευνας. Μια ακόμη σημαντική ευκαιρία που μένει να αναληφθεί είναι η χρήση των *panel test - panel unit root tests and panel cointegration error correction models*- για τη μελέτη των συνδέσεων μεταξύ τιμών και ενοικίων κάτι που θα επιτρέψει τη διαστρωματική συσχέτιση μεταξύ των δύο διαδικασιών.

Στη μελέτη που εκπόνησαν οι Juan Ayuso και Fernando Restoy (2004) έγινε χρήση ενός σχετικά γενικού διαχρονικού υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων που δε διακρίνει τις υπηρεσίες στέγασης από την κατανάλωση όσον αφορά στη σχέση μεταξύ τιμών και ενοικίων. Το υπόδειγμα επιτρέπει να εξαχθεί ένα σημείο αναφοράς που μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την μέτρηση της υποεκτίμησης ή υπερεκτίμησης των τιμών των κατοικιών. Για την εκτίμηση του μοντέλου έγινε χρήση της τεχνικής που αναπτύχθηκε από τους Restoy και Weil (1998) και πιο συγκεκριμένα χρησιμοποιήθηκαν οι εξισώσεις αποδόσεων ισορροπίας και τιμών των περιουσιακών στοιχείων. Επίσης, στις εκτιμήσεις λαμβάνεται υπόψη η πιθανή ύπαρξη κόστους συναλλαγής και κανονισμών που εμποδίζουν την άμεση προσαρμογή των τιμών στις καινούριες συνθήκες καθορίζοντας μια δυναμική σχέση που επιτρέπει πρόσκαιρες αλλά συνεχείς αποκλίσεις από το σημείο ισορροπίας.

Το δυναμικό υπόδειγμα εκτιμήθηκε για την Ισπανία, το Ην. Βασίλειο και τις ΗΠΑ, που έχουν βιώσει μεγάλες αυξομειώσεις στις αποδόσεις των ακινήτων και απότομες αυξήσεις στις τιμές των σπιτιών στο πρόσφατο παρελθόν, τόσο σε απόλυτους όρους όσο και σε σχέση με την τάση των ενοικίων. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, ένα μέρος της αύξησης των τιμών στο τέλος της δεκαετίας του '90 μπορεί να θεωρηθεί ως απολύτως συμβατό με το ιστορικό πρότυπο προσαρμογής τιμών και ενοικίων σε συνθήκες ισορροπίας. Ωστόσο, τα τρέχοντα επίπεδα τιμών στις τρεις χώρες είναι ξεκάθαρα πάνω από αυτά που προτείνουν τα μακροοικονομικά μεγέθη. Έγινε χρήση τριμηνιαίων στοιχείων για την περίοδο 1987-2003 που αναφέρονται στις τρεις παραπάνω

χώρες ώστε να καταστεί δυνατό να εκτιμηθεί η πιθανή υπερεκτίμηση της στέγασης σε σχέση με τα ενοίκια σε κάθε περίπτωση.

Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, τα οποία δεδομένων των στρογγυλοποιήσεων και των δυσκολιών του συνυπολογισμού όλων των πιθανών τριβών που παρουσιάζονται σε μια τέτοια αγορά, ένα μέρος της αύξησης των τιμών τα τελευταία χρόνια μπορεί να οφείλεται στην επιστροφή στο σημείο ισορροπίας και να φαίνεται ως μια υπερβολική αντίδραση των τιμών μετά από ήδη προϋπάρχουσες απότομες αυξήσεις. Αυτή η υπερβολική αντίδραση έχει σημειωθεί συγκεκριμένα στην Ισπανία και στο Ην. Βασίλειο.

Παρόλα αυτά, πιο πρόσφατα, οι αυξήσεις στις τιμές των σπιτιών οδήγησαν τους λόγους τιμών-ενοικίων πολύ παραπάνω από το σημείο ισορροπίας και στις τρεις χώρες μέχρι το 2003. Πιο συγκεκριμένα, ο λόγος αυτός ήταν περίπου 30% πάνω από το σημείο ισορροπίας στο Ην. Βασίλειο, 20% στην Ισπανία και 10% στις ΗΠΑ. Είναι άξιο προσοχής, ωστόσο, ότι μέρος της υπερεκτίμησης, κυρίως στην Ισπανία και στις ΗΠΑ, μπορεί να αποδίδεται στη νωθρότητα της προσφοράς λόγω παρουσίας μεγάλης ζήτησης στην αγορά ή λόγω αργής προσαρμογής των παρατηρημένων ενοικίων στις συνθήκες που επικρατούν στην αγορά.

Ο Gallin (2004) εξέτασε τις χρονικές σειρές των τιμών ακινήτων και των ενοικίων για τα χρόνια 1970 έως 2003, χρησιμοποιώντας τόσο κλασικά υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος, όσο και μακροπρόθεσμα μοντέλα παλινδρόμησης για να εξετάσει κατά πόσο ο λόγος ενοικίου-τιμής μπορεί να προβλέψει, μελλοντικές αλλαγές στα πραγματικά ενοίκια και τις τιμές. Ο λόγος ενοικίου-τιμής πρέπει να έχει προβλεπτική δύναμη για τις τιμές έτσι ώστε να αποτελεί ένα χρήσιμο μέτρο εκτίμησης για την αγορά κατοικίας. Παρόλο που τα αποτελέσματα από ένα κλασικό υπόδειγμα διόρθωσης σφάλματος προτείνουν ότι τα ενοίκια και οι τιμές αλληλοδιορθώνονται, οι σημειακές εκτιμήσεις δεν είναι εκτιμημένες με ακρίβεια, και έτσι τα αποτελέσματα μπορεί να είναι ατελέσφορα.

Η μακροπρόθεσμη προσέγγιση είναι αρκετά παρόμοια με αυτή των Campbell και Shiller (2001) που χρησιμοποιήθηκε για να μελετηθεί το πόσο βοηθά ο λόγος μέρισμα-τιμή στην πρόβλεψη των αλλαγών στις τιμές των μετοχών και στα μερίσματα. Επίσης, μοιάζει με την προσέγγιση του Mark (1995) για την μελέτη των συναλλαγματικών ισοτιμιών. Ο Gallin έδειξε ότι αν οι τιμές ακολουθήσουν μια γενική μοναδιαία ρίζα που αντιτίθεται σε έναν αυστηρό τυχαίο περίπατο (με ή χωρίς στοχαστική τάση), οι συντελεστές της μακροχρόνιας παλινδρόμησης θα αποφέρουν μεροληπτικές εκτιμήσεις στο βαθμό του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος. Η προσέγγιση των Mark (1995) και Campbell and Shiller (2001) δεν ελέγχει αυτή την πιθανότητα. Χρησιμοποιεί μια αυτοδύναμη προσέγγιση για τη ρύθμιση της μεροληψίας που προκαλείται από γραμμικά συσχετισμένες απότομες αλλαγές στις αυξήσεις των τιμών.

Τα κύρια ευρήματα της μελέτης είναι ότι οι περίοδοι στις οποίες οι τιμές των κατοικιών είναι υψηλές σε σχέση με τα ενοίκια φαίνεται να ακολουθούνται από περιόδους στις οποίες η πραγματική αύξηση των ενοικίων είναι ταχύτερη από το κανονικό και η πραγματική αύξηση των τιμών είναι αργότερη από το κανονικό, καθώς επίσης και η ανταπόκριση (προσαρμογή) των τιμών κυριαρχεί έναντι αυτής των ενοικίων. Έδειξε επίσης, ότι μπορεί να είναι δύσκολο να συγκριθούν τα μακροχρόνια αποτελέσματα με εκείνα ενός κλασσικού υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος γιατί τα πρόσημα και τα μεγέθη των συντελεστών στο λόγο ενοικίου-τιμής σε μια μακροχρόνια ανάλυση μπορεί να δώσουν μεροληπτικές εκτιμήσεις. Χρησιμοποίησε μια αυτοδύναμη προσέγγιση διόρθωσης αυτών των μεροληπτικών τάσεων και έδειξε ότι η μηδενική υπόθεση ότι *τα ενοίκια αναλαμβάνουν όλη τη διόρθωση* μπορεί να απορριφθεί. Με άλλα λόγια, η άποψη ότι ένας χαμηλός λόγος ενοικίου-τιμής υποδεικνύει ότι οι τιμές μπορεί να είναι πολύ υψηλές φαίνεται να έχει μια εμπειρική βάση. Περιλαμβάνοντας ένα μέτρο του κόστους κεφαλαίου στέγασης δεν αλλάζει το αποτέλεσμα.

Τα στοιχεία που παρουσίασε ο Gallin σε αυτή τη μελέτη υποδεικνύουν ότι όταν οι τιμές των κατοικιών είναι υψηλές σε σχέση με τα ενοίκια, οι επακόλουθες αλλαγές στα πραγματικά ενοίκια είναι μεγαλύτερες από το συνηθισμένο και οι αλλαγές στις πραγματικές τιμές των σπιτιών είναι μικρότερες από το συνηθισμένο. Το συμπέρασμα

βασίζεται στα αποτελέσματα τριών σχετικών αναλύσεων στις οποίες μέτρησε τις τιμές των κατοικιών χρησιμοποιώντας τον Freddie Mac's Conventional Mortgage House Price Index και για τα ενοίκια τον ΔTK (CPI) που αναφέρεται στις τιμές των ενοικίων .

Στην πρώτη ανάλυση, απλές παλινδρομήσεις των στοιχείων που προέρχονται από χρονολογικές σειρές τιμών και ενοικίων δείχνουν ότι τα ενοίκια και οι τιμές τείνουν να προσαρμόζονται το ένα προς το άλλο σε χρονικό ορίζοντα τριών ετών. Όμως οι παλινδρομήσεις δεν περικλείουν τις συνέπειες των μεταβολών στο άμεσο κόστος χρήσης στέγασης ούτε δίνουν συμπεράσματα για την αλληλοσυσχέτιση των τριμηνιαίων παρατηρήσεων σε μια μακρινή περίοδο.

Στη δεύτερη ανάλυση, έδειξε ότι τα κλασσικά υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος εξακριβώνουν τα αποτελέσματα των αρχικών παλινδρομήσεων, αλλά δεν ήταν οριστικά. Παρόλο που τα ενοίκια και οι τιμές φαίνεται να είναι συνολοκληρωμένα, και παρόλο που οι σημειακές εκτιμήσεις (point estimates) δείχνουν ότι ενοίκια και τιμές προσαρμόζονται μεταξύ τους, κανείς από τους εκτιμητές ταχύτητας της προσαρμογής δεν ήταν στατιστικά σημαντικός όταν χρησιμοποίησε όλα τα διαθέσιμα στοιχεία από 1970 μέχρι 2003.

Η τρίτη ανάλυση παρείχε τα πιο ολοκληρωμένα στοιχεία για την προσαρμογή των τιμών στα ενοίκια. Χρησιμοποίησε μια ανεξάρτητη διαδικασία για να κατασκευάσει τεχνητά στοιχεία που να συμμορφώνονται στη μηδενική υπόθεση ότι ενοίκια και τιμές είναι συνολοκληρωμένα , αλλά στα ενοίκια πέφτει το μεγαλύτερο βάρος της προσαρμογής. Μετά χρησιμοποίησε αυτά τα τεχνητά στοιχεία με ένα μακροπρόθεσμο υπόδειγμα παλινδρόμησης για να εξετάσει πως ο λόγος ενοικίου-τιμής σχετίζεται με τις αλλαγές στα πραγματικά ενοίκια και τις τιμές για ένα ορίζοντα τριών ετών. Κατά τη μηδενική υπόθεση, θα περιμέναμε τα ενοίκια να προσαρμόζονται πολύ γρηγορότερα από ότι κάνουν τα πραγματικά στοιχεία. Επιπλέον, θα περιμέναμε να βρούμε μια αρνητική συσχέτιση μεταξύ του λόγου ενοικίου-τιμής και της μεταβολής των πραγματικών τιμών αντί της θετικής σχέσης που παρουσιάζεται στα δεδομένα. Αυτά τα αποτελέσματα

παρέχουν αποδείξεις κατά της μηδενικής υπόθεσης ότι μόνο τα ενοίκια είναι αυτά που προσαρμόζονται και όχι οι τιμές.

Επειδή ένας χαμηλός λόγος ενοικίου-τιμής είναι προάγγελος μικρών αυξήσεων των τιμών από το 1970, φαίνεται λογικό να αντιμετωπίζουμε τον λόγο αυτό ως ένα μέτρο αποτίμησης (εκτίμησης) στην αγορά κατοικίας. Πράγματι, κάποιος θα μπορούσε να παραθέσει τα τρέχοντα χαμηλά επίπεδα του λόγου ενοικίου-τιμής σαν ένα σημάδι φούσκας των τιμών ακινήτων. Ωστόσο, αρκετές σοβαρές προειδοποιήσεις αντιμάχονται αυτό το συμπέρασμα και είναι στη διάθεση περαιτέρω έρευνας.

Μόνο ένα μικρό μέρος της εμπειρικής έρευνας έχει ασχοληθεί απευθείας με το πόσο ο λόγος ενοίκιο-τιμή βοηθά στην πρόβλεψη των μελλοντικών αλλαγών σε τιμές και ενοίκια. Οι Carozza και Seguin (1996) χρησιμοποίησαν στοιχεία δεκαετούς απογραφής για να εξετάσουν πως οι διαστρωματικές αλλαγές στο λόγο ενοικίου-τιμής σε μεγάλες πολιτείες των ΗΠΑ συσχετίζονται με τις αλλαγές που έγιναν στις τιμές αυτές τις δεκαετίες. Αυτό που εξέτασαν είναι το αν τα αναμενόμενα κεφαλαιακά κέρδη που εν δυνάμει χρειάζονται για να υποστηρίξουν τον λόγο ενοικίου-τιμής ήταν κοντά στα πραγματικά κεφαλαιακά κέρδη.

Για κάθε μεγάλη πολιτεία των ΗΠΑ, οι Carozza και Seguin προσπάθησαν να ελέγξουν αν τα σπίτια που είναι νοικιασμένα και αυτά στα οποία γίνεται ιδιοκατοίκηση μπορεί να διαφέρουν σε ποιοτικά χαρακτηριστικά. Επίσης, αποσυνέθεσαν το λόγο ενοικίου-τιμής σε ένα συστατικό που εξηγείται από τις τοπικές συνθήκες και σε ένα ανερμήνευτο κατάλοιπο. Βρήκαν ότι το προβλέψιμο μέρος του λόγου ενοικίου-τιμής ήταν αρνητικά συσχετισμένο με επακόλουθες αλλαγές τιμών. Αυτό σημαίνει ότι σε πόλεις στις οποίες οι τιμές είναι υψηλές σχετικά με τα ενοίκια για λόγους που έχουν να κάνουν με τοπικούς παράγοντες, οι σχετικά υψηλές τιμές αιτιολογούνται από υψηλά κεφαλαιακά κέρδη.

Επίσης, ανακάλυψαν ότι το μη προβλέψιμο μέρος του συγκεκριμένου λόγου, το οποίο οι ίδιοι ονομάζουν συστατικό ανισορροπίας, ήταν θετικά συσχετισμένο με

επακόλουθες αλλαγές στις τιμές. Αυτό σημαίνει ότι πόλεις όπου οι τιμές ήταν υψηλές σε σχέση με τα ενοίκια για λόγους που δεν σχετίζονται με τοπικούς παράγοντες είχαν χαμηλότερα κεφαλαιακά κέρδη.

Ο Clark (1995) χρησιμοποίησε μια προσέγγιση παρόμοια με αυτή των Carozza και Seguin για να ελέγξει αν ο λόγος ενοικίου-τιμής βοηθά στην πρόβλεψη μελλοντικών τιμών των ενοικίων. Συμπέρανε ότι ο λόγος αυτός είναι σημαντικά και αρνητικά συσχετισμένος με επακόλουθες αλλαγές των ενοικίων. Αυτό σημαίνει ότι οι τιμές φαίνεται να είναι υψηλότερες σε περιοχές όπου ακολούθως παρατηρούνται μεγαλύτερες αυξήσεις στα ενοίκια.

Αυτού του είδους οι διαστρωματικές μελέτες παρέχουν βαθιά επίγνωση στη μακροχρόνια προβλεπτική ισχύ του λόγου ενοικίου-τιμής. Ωστόσο, αυτή η προσέγγιση είναι αδύναμη στη μελέτη της σχέσης τιμών και ενοικίων με στοιχεία μεγαλύτερης συχνότητας. Οι Mesa and Wallace (1994) χρησιμοποίησαν χρονολογικές σειρές για τις τιμές, τα ενοίκια, και το κόστος κεφαλαίου για τις περιοχές Alameda and San Francisco για να δείξουν ότι οι τιμές και τα ενοίκια συνολοκληρώνονται. Παρόλα αυτά δεν εξέτασαν τον τρόπο με τον οποίο οι τιμές και τα ενοίκια προσαρμόζονται βραχυχρόνια για να επαληθεύσουν τη μακροχρόνια ισορροπία που συνεπάγεται η σχέση συνολοκλήρωσης.

Σε σχετική έρευνα, οι Blackley and Follain (1996) διερεύνησαν το σύνδεσμο μεταξύ ενοικίων και κόστους χρήσης. Κατέληξαν στο ότι οι αυξήσεις στο κόστος χρήσης δεν εναρμονίζονται πλήρως με αυξήσεις στα ενοίκια και ότι τα ενοίκια προσαρμόζονται με πολύ αργό ρυθμό. Ωστόσο, δεν εξέτασαν την προβλεπτική ισχύ του λόγου ενοικίου-τιμής. Οι Mankiw and Weil (1989) προσέγγισαν αρκετά την προβλεπτική αξία αυτού του λόγου μελετώντας χρονολογικές σειρές αλλά δυστυχώς τα στοιχεία που είχαν στη διάθεση τους κάλυπταν μια μικρή σχετικά περίοδο. Ανακάλυψαν ότι η σχέση μεταξύ του λόγου ενοικίων-τιμών και της μελλοντικής αύξησης των τιμών δεν ήταν στατιστικά σημαντική.

3. ΣΧΕΣΗ ΤΙΜΩΝ- ΕΝΟΙΚΙΩΝ ΜΕΣΩ ΘΕΩΡΗΤΙΚΟΥ ΠΛΑΙΣΙΟΥ

Στη διεθνή βιβλιογραφία η μελέτη της σχέσης μεταξύ ενοικίων και τιμών στις περισσότερες περιπτώσεις γίνεται με την βοήθεια ενός υποδείγματος αποτίμησης περιουσιακών στοιχείων. Αυτό είναι μια εφαρμογή του υποδείγματος παρούσας αξίας το οποίο χρησιμοποιείται ευρέως στην αγορά για την αποτίμηση μετοχών και ομολόγων. Το υπόδειγμα χρησιμεύει στους ερευνητές ώστε να εκτιμήσουν ένα επίπεδο δίκαιης αποτίμησης της αγοράς ακινήτων.

Η κεντρική ιδέα του υποδείγματος είναι ότι ένα ακίνητο είναι σαν ένα ομόλογο το οποίο υπόσχεται ένα εισόδημα στο μέλλον. Το εισόδημα το οποίο υπόσχεται ένα ακίνητο είναι τα ενοίκια. Στην περίπτωση που ο ιδιοκτήτης χρησιμοποιεί το ακίνητο προς ιδιοκατοίκηση, το ενοίκιο αντιπροσωπεύει το κόστος ευκαιρίας της ιδιοκατοίκησης. Όπως λοιπόν η τιμή ενός ομολόγου αντανακλά την προεξοφλημένη αξία των μελλοντικών πληρωμών του, έτσι και η τιμή ενός ακινήτου πρέπει να αντανακλά την προεξοφλημένη αξία των μελλοντικών ενοικίων. Καθώς τα μελλοντικά επιτόκια χρησιμεύουν ως συντελεστές προεξόφλησης των μελλοντικών πληρωμών, τα θεμελιώδη μεγέθη της αγοράς ακινήτων είναι δυο: τα ενοίκια και τα επιτόκια. Οι τιμές των ακινήτων αυξάνονται όταν η αγορά προεξοφλεί μια αύξηση των ενοικίων ή μια μείωση των επιτοκίων.

Μια διαφορετική προσέγγιση που συναντάται επίσης συχνά στη βιβλιογραφία είναι η ανάλυση της σχέσης τιμών και ενοικίων που στηρίζεται σε ένα μηχανισμό arbitrage. Δηλαδή, καθώς η αγορά και η ενοικίαση ενός σπιτιού φαίνεται να είναι υποκατάστατα, σαν αποτέλεσμα η απόφαση μεταξύ των δύο στηρίζεται στο χαμηλότερο κόστος. Έτσι, αν το κόστος της ενοικίασης δεν είναι ευθυγραμμισμένο με το κόστος της αγοράς, το ενδιαφέρον θα στραφεί στην πιο συμφέρουσα επιλογή προκαλώντας μείωση της ζήτησης για την εναλλακτική επιλογή. Αυτό με τη σειρά του θα επιφέρει διορθώσεις και στα ενοίκια αλλά και στις τιμές των κατοικιών προς την κατεύθυνση που θα μειώσει την μεταξύ τους απόσταση. Αυτός είναι ένας μηχανισμός arbitrage, όπου οι τιμές και τα

ενοίκια λειτουργούν σαν συγκοινωνούντα δοχεία. Αυτή η ανισορροπία θα σταματήσει να υπάρχει όταν η πορεία των δύο μεγθών ευθυγραμμιστεί.

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΡΡΑΙΑ

4. ΔΕΔΟΜΕΝΑ & ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ

Για την ανάλυση της σχέσης μεταξύ των τιμών των κατοικιών και των τιμών ενοικίων, θα χρησιμοποιήσουμε δύο υποδείγματα. Αρχικά θα εξετάσουμε ένα απλό διμεταβλητό υπόδειγμα που θα περιέχει μόνο τις δύο μεταβλητές που μας ενδιαφέρουν. Στη συνέχεια, στο δεύτερο υπόδειγμα θα εισάγουμε τρεις ακόμα μεταβλητές οι οποίες θεωρούμε ότι μπορεί να είναι κρίσιμες και να παίζουν σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των επιπέδων των τιμών και των ενοικίων. Ο έλεγχος με τα δύο υποδείγματα θα γίνει για κάθε μία από τις 12 χώρες (EU-12) που θέλουμε να μελετήσουμε. Τα υποδείγματά μας θα έχουν την παρακάτω μορφή:

$$1. P = f(R)$$

$$2. P = f(R, CPI, INT, GDP)$$

όπου: P, οι τιμές των κατοικιών για κάθε χώρα

R, οι αντίστοιχες τιμές των ενοικίων

CPI, ο δείκτης τιμών καταναλωτή, που εκφράζει τον πληθωρισμό

INT, το βραχυπρόθεσμο ονομαστικό επιτόκιο δανεισμού

GDP, το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν της κάθε χώρας

Τα στοιχεία που θα χρησιμοποιήσουμε προέρχονται από τη βάση δεδομένων του dealing room του Πανεπιστημίου Πειραιώς (data stream), είναι τριμηνιαία και καλύπτουν τη χρονική περίοδο 1996Q4 - 2007Q3, εκτός από τα στοιχεία που αναφέρονται στην Ελλάδα για την οποία καταφέραμε να αντλήσουμε δεδομένα που καλύπτουν την περίοδο 1999Q1 - 2007Q3.

5. ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ

Με τον όρο μοναδιαία ρίζα στις μακροοικονομικές σειρές εννοούμε ότι κάποια ρίζα ενός πολυωνύμου ισούται με τη μονάδα, βρίσκεται δηλαδή πάνω στο μοναδιαίο κύκλο. Στην περίπτωση αυτή κάθε εξωγενής μεταβλητή πάνω σε μια ενδογενή μακροοικονομική μεταβλητή μπορεί να έχει μόνιμη επίδραση σ' αυτή.

Στους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας χρησιμοποιούμε ένα αυτοπαλινδρομούμενο υπόδειγμα πρώτης τάξης 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 η διαδικασία λευκού θορύβου με μέσο μηδέν και σταθερή διακύμανση.

Οι υποθέσεις που εξετάζουμε είναι οι δύο παρακάτω:

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

$H_a: |\rho|<1$, η διαδικασία είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

Όμως έχει αποδειχθεί ότι στο υπόδειγμα αυτό παρουσιάζονται προβλήματα μεροληψίας και έτσι η κατανομή t- Student (λόγω συμμετρίας δεν είναι η κατάλληλη για τον έλεγχο και ειδικότερα όταν η διαδικασία είναι και μη στατική.

Για να ξεπεραστούν αυτές οι δυσκολίες, οι Dickey-Fuller (DF) μέσω των πειραμάτων Monte-Carlo βρήκαν μια κατάλληλη ασύμμετρη κατανομή που χρησιμοποίησαν για τον έλεγχο της υπόθεσης $H_0: \rho=1$. Την κατανομή αυτή μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε για να ξεχωρίσουμε ένα AR(1) υπόδειγμα από μια ολοκληρωμένη σειρά -η μη στάσιμη χρονική σειρά που έχει μετατραπεί σε στάσιμη διαδικασία με τη χρήση των πρώτων ή ακόμα και των δεύτερων διαφορών- I(1), δηλαδή την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Ο έλεγχος των Dickey-Fuller (DF) γίνεται με την κατανομή t- Student αλλά η

σύγκριση για την αποδοχή ή όχι της H_0 γίνεται από τις κριτικές τιμές του MacKinnon (1991). Οι γνωστοί έλεγχοι των Dickey-Fuller (DF) για μοναδιαία ρίζα γίνονται από τις παρακάτω εξισώσεις:

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

Αν αφαιρέσουμε το Y_{t-1} από τα δύο μέλη της προηγούμενης εξίσωσης θα έχουμε:

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

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

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

$$\text{όπου } \delta = \rho - 1$$

Δηλαδή αν οι εξισώσεις αυτές έχουν μοναδιαία ρίζα $H_0: \rho=1$ ή $\delta=0$ παίρνω τις πρώτες διαφορές και ελέγχω αν οι διαφορές αυτές βοήθησαν στην απομάκρυνση της ρίζας αυτής.

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ είναι η πρώτη διαφορά και u_t είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία.

Άρα οι παραπάνω υποθέσεις μπορούν να γραφτούν και ως εξής:

$H_0: \delta=0$, η διαδικασία Y_t είναι μη στάσιμη (υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

$H_a: \delta < 0$, η διαδικασία Y_t είναι στάσιμη (δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα)

5.1 ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ DICKEY-FULLER

Για να ξεκινήσουμε τον έλεγχο των Dickey-Fuller δημιουργώ τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών που εξετάζω στο MicroFit: ΔP_t , ΔR_t , ΔCPI_t , ΔINT_t , ΔGDP_t ,

Έστω τα υποδείγματα:

$$\Delta P_t = \delta_2 P_{t-1} + e_t$$

$$\Delta R_t = \delta_2 R_{t-1} + e_t$$

$$\Delta CPI_t = \delta_2 CPI_{t-1} + e_t$$

$$\Delta INT_t = \delta_2 INT_{t-1} + e_t$$

$$\Delta GDP_t = \delta_2 GDP_{t-1} + e_t, \text{ όπου } e_t \text{ είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία}$$

Οι υποθέσεις που έχουμε είναι:

H_0 : $\delta_2=0$, η χρονική σειρά περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη

H_a : $\delta_2<0$, δεν ισχύει η H_0

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή δ_2 είναι μικρότερο ($t_{\delta_2} < \tau_1$) από την κριτική τιμή τ_1 του MacKinnon των πινάκων Dickey-Fuller. Η σύγκριση της τιμής t-Student του συντελεστή δ_2 γίνεται με την τιμή τ_1 που έχουμε από τους πίνακες Dickey-Fuller και όχι με την γνωστή κατανομή t-Student.

5.1.α. 1^ο Υπόδειγμα (διμεταβλητό)

Ξεκινάμε λοιπόν τον έλεγχο για το πρώτο μας υπόδειγμα με την παραπάνω μορφή των υποδειγμάτων, δίνοντας σαν παράδειγμα τις μεταβλητές που αναφέρονται στη χώρα του Βελγίου. Η εκτίμηση για την μεταβλητή των τιμών ακινήτων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι η παρακάτω:

ΒΕΛΓΙΟ

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DP

43 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q1 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
P(-1)	.010631	.0027044	3.9311 [.000]

R-τετράγωνο	.023328	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.023328
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	63.4644	Στατιστική F	*NONE*
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	36.7907	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	64.2178
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	169164.7	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-238.9791
Κριτήριο Akaike	-239.9791	Κριτήριο Schwarz	-240.8597
Στατιστική DW	1.0766		

Παρατηρούμε ότι η τιμή $t_{\delta 2}=3.9311$ είναι μεγαλύτερη από τις κρίσιμες τιμές $\tau_1=-2,62$, $\tau_1=-1,95$ και $\tau_1=-1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα, οπότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Άρα η χρονική σειρά των τιμών ακινήτων παρουσιάζει στη μορφή του υποδείγματος που εξετάζουμε μοναδιαία ρίζα ή με άλλα λόγια είναι μια μη-στάσιμη χρονική σειρά.

Η εκτίμηση για την μεταβλητή των ενοικίων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι η παρακάτω:

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DR

43 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q1 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής Συντελεστής Τυπικό Σφάλμα T-Ratio[Πιθαν.]

R(-1) .0047232 .3010E-3 15.6941[.000]

R-τετράγωνο	.047286	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.047286
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	.18541	Στατιστική F	*NONE*
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	.44186	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	.18995
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	1.4438	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	11.9551
Κριτήριο Akaike	10.9551	Κριτήριο Schwarz	10.0745
Στατιστική DW	2.0044		

Παρατηρούμε ότι η τιμή $t_{\delta 2} = 15.6941$ είναι μεγαλύτερη από τις κρίσιμες τιμές $t_1 = -2,62$, $t_1 = -1,95$ και $t_1 = -1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα, οπότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Άρα η χρονική σειρά των ενοικίων παρουσιάζει στη μορφή του υποδείγματος που εξετάζουμε μοναδιαία ρίζα ή με άλλα λόγια είναι μια μη-στάσιμη χρονική σειρά.

Για λόγους εξοικονόμησης χώρου παρακάτω παραθέτουμε τον συγκεντρωτικό πίνακα για τις EU-12 τις τιμές του οποίου θα συγκρίνουμε με τις κριτικές τιμές t_1 του MacKinnon από τους πίνακες των Dickey-Fuller.

	T-Ratio	
	P_{t-1}	R_{t-1}
Βέλγιο	3.9311	15.6941
Γαλλία	6.4953	9.9534
Γερμανία	13.5445	11.1278
Δανία	7.1539	7.3674
Ελλάδα	29.9343	4.4405
Ην.Βασίλειο	5.5469	7.5341
Ιρλανδία	3.9717	6.1159
Ισπανία	8.6451	27.1122
Ιταλία	18.3656	14.4725
Λουξεμβούργο	14.0829	16.4369
Ολλανδία	3.8424	3.6463
Πορτογαλία	8.5633	5.6727

Όπως βλέπουμε από τον παραπάνω πίνακα όλες οι τιμές t_{δ_2} είναι μεγαλύτερες από τις κρίσιμες τιμές $\tau_1 = -2,62$, $\tau_1 = -1,95$ και $\tau_1 = -1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα, οπότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται για καμία από τις υπό εξέταση χώρες. Δηλαδή οι χρονικές σειρές των τιμών και των ενοικίων για τις EU-12 είναι μη-στάσιμες χρονικές σειρές.

- Σε πολλές περιπτώσεις, είναι πιθανόν η χρονική σειρά που εξετάζουμε να έχει και κάποιο σταθερό όρο, δηλαδή να συμπεριφέρεται σαν ένα υπόδειγμα τυχαίου περιπάτου με περιπλάνηση.

Στην περίπτωση αυτή τα υποδείγματα που εξετάζουμε παίρνουν την παρακάτω μορφή:

$$\Delta P_t = \delta_0 + \delta_2 P_{t-1} + e_t$$

$$\Delta R_t = \delta_0 + \delta_2 R_{t-1} + e_t$$

Οι υποθέσεις που θα κάνουμε για αυτή τη μορφή υποδείγματος είναι οι εξής:

H_0 : $\delta_2 = 0$, η χρονική σειρά είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση, δηλαδή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη

H_a : $\delta_2 < 0$, δεν ισχύει η H_0

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή δ_2 είναι μικρότερο ($t_{\delta_2} < \tau_2$) από την κριτική τιμή τ_2 του MacKinnon των πινάκων Dickey-Fuller.

Ο συγκεντρωτικός πίνακας για τις τιμές t_{δ_2} είναι:

	T-Ratio	
	P_{t-1}	R_{t-1}
Βέλγιο	1.2904	1.5708
Γαλλία	3.8148	4.8249
Γερμανία	-2.1618	-3.1759
Δανία	2.5772	-0.055
Ελλάδα	3.6114	0.352
Ην.Βασίλειο	2.8043	0.4273
Ιρλανδία	4.4509	0.2762
Ισπανία	2.8003	2.4761
Ιταλία	-1.6848	-3.2055
Λουξεμβούργο	-0.80026	-1.3271
Ολλανδία	-0.451	-0.4459
Πορτογαλία	2.06	-0.168

Οι κριτικές τιμές MacKinnon για τη συγκεκριμένη μορφή υποδείγματος είναι $\tau_2 = -3,58$, $\tau_2 = -2,93$ και $\tau_2 = -2,60$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Βλέπουμε ότι η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται εκτός από τις χρονικές σειρές των ενοικίων για τις χώρες Γερμανία και Ιταλία. Άρα εκτός από αυτές τις δύο όλες οι υπόλοιπες είναι μη στάσιμες χρονικές σειρές.

- Υπάρχουν επίσης περιπτώσεις που στη χρονική σειρά που εξετάζουμε υπάρχει εκτός του σταθερού όρου και η χρονική τάση. Τότε λέμε ότι η χρονική σειρά είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από μια στοχαστική τάση.

Στην περίπτωση αυτή τα υποδείγματα μας θα είναι:

$$\Delta P_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 P_{t-1} + e_t$$

$$\Delta R_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 R_{t-1} + e_t$$

Οι υποθέσεις που κάνουμε είναι οι εξής:

$H_0: \delta_2=0$, η χρονική σειρά είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από μια στοχαστική τάση, δηλαδή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη
 $H_a: \delta_2<0$, δεν ισχύει η H_0

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή δ_2 είναι μικρότερο ($t_{\delta_2}<t_3$) από την κριτική τιμή t_3 του MacKinnon των πινάκων Dickey-Fuller.

Ο συγκεντρωτικός πίνακας για τις τιμές t_{δ_2} είναι:

	T-Ratio	
	P_{t-1}	R_{t-1}
Βέλγιο	-0.234	-1.708
Γαλλία	-1.863	0.401
Γερμανία	-7.069	-3.589
Δανία	-0.165	-4.751
Ελλάδα	-2.511	-1.698
Ην.Βασίλειο	-0.405	-2.572
Ιρλανδία	-2.438	-0.6564
Ισπανία	-0.7627	-0.5573
Ιταλία	-3.046	-4.091
Λουξεμβούργο	-1.858	-1.438
Ολλανδία	-2.574	-6.712
Πορτογαλία	-1.788	-3.85

Οι κριτικές τιμές MacKinnon για τη συγκεκριμένη μορφή υποδείγματος είναι $t_2=-4,15$, $t_2=-3,50$ και $t_2=-3,18$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Αυτό που παρατηρούμε λοιπόν είναι ότι για την πλειοψηφία των χρονικών σειρών η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Όμως για τις χρονικές σειρές τιμών και ενοικίων που αναφέρονται στη Γερμανία βλέπουμε ότι η χρήση των πρώτων διαφορών φαίνεται να έχει διορθώσει το πρόβλημα της μη-στασιμότητας. Επίσης για τις χρονικές σειρές των ενοικίων για τις χώρες Δανία, Ιταλία, Ολλανδία και Πορτογαλία τα στατιστικό t-Student του συντελεστή δ_2 είναι μικρότερα ($t_{\delta_2}<t_3$) από την κριτική τιμή t_3 του MacKinnon των πινάκων Dickey-Fuller σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

5.1.β. 2^ο Υπόδειγμα (5 μεταβλητές)

Οι εκτιμήσεις για τιμές και ενοίκια είναι ακριβώς ίδιες με τις παραπάνω οπότε συνεχίζουμε με τις υπόλοιπες μεταβλητές μας.

Η εκτίμηση για την μεταβλητή του πληθωρισμού με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι η παρακάτω:

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DCPI

43 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q1 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
CPI(-1)	.0045925	.6100E-3	7.5282[.000]

R-τετράγωνο	.013823	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.013823
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	.41561	Στατιστική F	*NONE*
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	.47465	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	.41851
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	7.2548	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-22.7543
Κριτήριο Akaike	-23.7543	Κριτήριο Schwarz	-24.6349
Στατιστική DW	2.2693		

Παρατηρούμε ότι η τιμή $t_{\delta 2} = 7.5282$ είναι μεγαλύτερη από τις κρίσιμες τιμές $\tau_1 = -2,62$, $\tau_1 = -1,95$ και $\tau_1 = -1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα, οπότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Άρα η χρονική σειρά του πληθωρισμού παρουσιάζει στη μορφή του υποδείγματος που εξετάζουμε μοναδιαία ρίζα ή με άλλα λόγια είναι μια μη-στάσιμη χρονική σειρά.

Η εκτίμηση για την μεταβλητή των επιτοκίων με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι η παρακάτω:

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DINT

43 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q1 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
INT(-1)	-.038136	.037948	-1.0049 [.321]

R-τετράγωνο	.022843	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.022843
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	1.4567	Στατιστική F	*NONE*
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	-.037209	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	1.4736
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	89.1172	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-76.68253
Κριτήριο Akaike	-77.6825	Κριτήριο Schwarz	-78.5631
Στατιστική DW	1.8465		

Παρατηρούμε ότι η τιμή $t_{\delta 2} = -1.0049$ είναι μεγαλύτερη από τις κρίσιμες τιμές $\tau_1 = -2,62$, $\tau_1 = -1,95$ και $\tau_1 = -1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα, οπότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Άρα η χρονική σειρά των επιτοκίων παρουσιάζει στη μορφή του υποδείγματος που εξετάζουμε μοναδιαία ρίζα ή με άλλα λόγια είναι μια μη-στάσιμη χρονική σειρά.

Τέλος, η εκτίμηση για την μεταβλητή του ΑΕΠ με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι η παρακάτω:

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DGDP

43 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q1 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
GDP(-1)	.010571	.8077E-3	13.0875 [.000]

R-τετράγωνο	.083015	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.083015
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	355.8340	Στατιστική F	*NONE*
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	702.2558	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	371.5920
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	5317948	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-313.1104
Κριτήριο Akaike	-314.1104	Κριτήριο Schwarz	-314.9910
Στατιστική DW	2.0404		

Παρατηρούμε ότι η τιμή $t_{\delta 2} = 13.0875$ είναι μεγαλύτερη από τις κρίσιμες τιμές $\tau_1 = -2,62$, $\tau_1 = -1,95$ και $\tau_1 = -1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα, οπότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται. Άρα η χρονική σειρά του ΑΕΠ παρουσιάζει στη

μορφή του υποδείγματος που εξετάζουμε μοναδιαία ρίζα ή με άλλα λόγια είναι μια μη-στάσιμη χρονική σειρά.

Για λόγους εξοικονόμησης χώρου παρακάτω παραθέτουμε τον συγκεντρωτικό πίνακα για τις EU-12 τις τιμές του οποίου θα συγκρίνουμε με τις κριτικές τιμές τ_1 του MacKinnon από τους πίνακες των Dickey-Fuller.

	T-Ratio				
	P_{t-1}	R_{t-1}	CPI_{t-1}	INT_{t-1}	GDP_{t-1}
Βέλγιο	3.9311	15.6941	7.5282	-1.0049	13.0875
Γαλλία	6.4953	9.9534	7.3218	-.93516	16.7623
Γερμανία	13.5445	11.1278	7.2711	-.30984	7.7695
Δανία	7.1539	7.3674	7.3207	-.49727	5.3759
Ελλάδα	29.9343	4.4405	3.2678	.049361	8.5261
Ην.Βασίλειο	5.5469	7.5341	5.2739	-.94336	18.6823
Ιρλανδία	3.9717	6.1159	9.1237	-.43171	4.9523
Ισπανία	8.6451	27.1122	5.4720	-1.7234	24.8081
Ιταλία	18.3656	14.4725	5.2426	-2.1490	5.3830
Λουξεμβούργο	14.0829	16.4369	7.0749	.51980	7.7878
Ολλανδία	3.8424	3.6463	5.7551	.55522	8.0450
Πορτογαλία	8.5633	5.6727	7.0725	-1.8428	4.4643

Όπως βλέπουμε από τον παραπάνω πίνακα όλες οι τιμές $t_{\delta 2}$ για τις μεταβλητές *τιμές, ενοίκια, πληθωρισμός και ΑΕΠ* είναι μεγαλύτερες από τις κρίσιμες τιμές $\tau_1 = -2,62$, $\tau_1 = -1,95$ και $\tau_1 = -1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα, οπότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται για καμία από τις υπό εξέταση χώρες. Όμως για τη μεταβλητή των επιτοκίων βλέπουμε ότι για τις χώρες Ισπανία-Πορτογαλία σε επίπεδο σημαντικότητας 10% καθώς και για την Ιταλία σε επίπεδο σημαντικότητας 5% η τιμή $t_{\delta 2}$ είναι μικρότερη από την κριτική τιμή τ_1 του MacKinnon, οπότε η μηδενική υπόθεση

απορρίπτεται και λέμε ότι οι χρονικές αυτές σειρές είναι στάσιμες. Για τις υπόλοιπες χώρες όσον αφορά τη χρονοσειρά των επιτοκίων διαπιστώνουμε μη-στασιμότητα.

Συνεχίζουμε μελετώντας τις χρονικές σειρές κάνοντας την υπόθεση ότι υπάρχει κάποιος σταθερός όρος, δηλαδή η σειρά μας συμπεριφέρεται σαν ένα υπόδειγμα «τυχαίου περιπάτου με περιπλάνηση».

Στην περίπτωση αυτή τα υποδείγματα που εξετάζουμε παίρνουν την παρακάτω μορφή:

$$\Delta P_t = \delta_0 + \delta_2 P_{t-1} + e_t$$

$$\Delta R_t = \delta_0 + \delta_2 R_{t-1} + e_t$$

$$\Delta CPI_t = \delta_0 + \delta_2 CPI_{t-1} + e_t$$

$$\Delta INT_t = \delta_0 + \delta_2 INT_{t-1} + e_t$$

$$\Delta GDP_t = \delta_0 + \delta_2 GDP_{t-1} + e_t$$

Οι υποθέσεις που θα κάνουμε για αυτή τη μορφή υποδείματος είναι οι εξής:

H_0 : $\delta_2=0$, η χρονική σειρά είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση, δηλαδή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη

H_a : $\delta_2 < 0$, δεν ισχύει η H_0

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή δ_2 είναι μικρότερο ($t_{\delta_2} < \tau_2$) από την κριτική τιμή τ_2 του MacKinnon των πινάκων Dickey-Fuller.

Ο συγκεντρωτικός πίνακας για τις τιμές t_{82} είναι:

	T-Ratio				
	P_{t-1}	R_{t-1}	CPI_{t-1}	INT_{t-1}	GDP_{t-1}
Βέλγιο	1.2904	1.5708	.86943	-2.9427	1.9686
Γαλλία	3.8148	4.8249	1.2915	-3.0853	1.8252
Γερμανία	-2.1618	-3.1759	1.0029	-2.1928	1.9905
Δανία	2.5772	-0.055	-.87003	-2.7633	.39016
Ελλάδα	3.6114	0.352	-.54875	-1.7370	.89484
Ην.Βασίλειο	2.8043	0.4273	.86373	-2.8677	.45010
Ιρλανδία	4.4509	0.2762	1.9479	-1.9405	-.47127
Ισπανία	2.8003	2.4761	.70131	-2.8052	5.1235
Ιταλία	-1.6848	-3.2055	.085023	-3.4379	-1.8788
Λουξεμβούργο	-0.80026	-1.3271	1.1296	-.71758	2.1230
Ολλανδία	-0.451	-0.4459	-.77735	-.69623	-1.2767
Πορτογαλία	2.06	-0.168	.31500	-2.9570	-3.4660

Οι κριτικές τιμές MacKinnon για τη συγκεκριμένη μορφή υποδείγματος είναι $t_2 = -3,58$, $t_2 = -2,93$ και $t_2 = -2,60$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Από τον πίνακα συμπεραίνουμε ότι όσον αφορά τις μεταβλητές τιμές, πληθωρισμός και ΑΕΠ η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται για καμία χώρα, δηλαδή οι χρονικές αυτές σειρές είναι μη-στάσιμες. Για τις υπόλοιπες χρονικές σειρές ενοίκια και επιτόκια οι τιμές με τα έντονα γράμματα απορρίπτουν την μηδενική μας υπόθεση, δηλαδή δηλώνουν στασιμότητα.

Τέλος κάνουμε την υπόθεση ύπαρξης και χρονικής τάσης εκτός του σταθερού όρου. Εδώ λέμε ότι η χρονική σειρά είναι «τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από μια στοχαστική τάση».

Στην περίπτωση αυτή τα υποδείγματα μας θα είναι:

$$\Delta P_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 P_{t-1} + e_t$$

$$\Delta R_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 R_{t-1} + e_t$$

$$\Delta CPI_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 CPI_{t-1} + e_t$$

$$\Delta INT_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 INT_{t-1} + e_t$$

$$\Delta GDP_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 GDP_{t-1} + e_t$$

Οι υποθέσεις που κάνουμε είναι οι εξής:

H_0 : $\delta_2=0$, η χρονική σειρά είναι τυχαίος περίπατος με περιπλάνηση γύρω από μια στοχαστική τάση, δηλαδή περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη

H_a : $\delta_2 < 0$, δεν ισχύει η H_0

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή δ_2 είναι μικρότερο ($t_{\delta_2} < t_3$) από την κριτική τιμή t_3 του MacKinnon των πινάκων Dickey-Fuller.

Ο συγκεντρωτικός πίνακας για τις τιμές $t_{\delta 2}$ είναι:

	T-Ratio				
	P_{t-1}	R_{t-1}	CPI_{t-1}	INT_{t-1}	GDP_{t-1}
Βέλγιο	-0.234	-1.708	-2.5708	-2.8803	-.15066
Γαλλία	-1.863	0.401	-2.1826	-3.2587	-.58633
Γερμανία	-7.069	-3.589	-1.3854	-2.3134	.18534
Δανία	-0.165	-4.751	-2.2045	-3.0588	-2.1663
Ελλάδα	-2.511	-1.698	-10.9282	-3.8135	-2.2029
Ην.Βασίλειο	-0.405	-2.572	-1.5385	-2.8315	-1.5143
Ιρλανδία	-2.438	-0.6564	-2.0965	-2.5407	-4.0090
Ισπανία	-0.7627	-0.5573	-3.5079	-.83808	-1.0397
Ιταλία	-3.046	-4.091	-4.8351	-2.3084	-1.8588
Λουξεμβούργο	-1.858	-1.438	-2.8080	-.39764	-.49806
Ολλανδία	-2.574	-6.712	-1.1623	-.40241	-1.7128
Πορτογαλία	-1.788	-3.85	-3.0809	-2.0353	-2.3215

Οι κριτικές τιμές MacKinnon για τη συγκεκριμένη μορφή υποδείγματος είναι $t_2 = -4,15$, $t_2 = -3,50$ και $t_2 = -3,18$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα.

Αυτό που παρατηρούμε λοιπόν είναι ότι για την χρονική σειρά των τιμών η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται για καμία χώρα, δηλαδή δεν έχουμε στασιμότητα, εφόσον υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Για τις υπόλοιπες μεταβλητές που μελετούμε, οι τιμές με τα έντονα γράμματα στον πίνακα δηλώνουν στασιμότητα για τα συγκεκριμένα μεγέθη, όπως για παράδειγμα τα ενοίκια και ο πληθωρισμός της Ιταλίας.

5.2 ΕΠΑΥΞΗΜΕΝΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ DICKEY-FULLER (ADF)

Στον έλεγχο των Dickey-Fuller (DF) που εκτελέσαμε στο προηγούμενο μέρος, κάναμε την υπόθεση και στις τρεις μορφές υποδειγμάτων ότι ο διαταρακτικός όρος e_t είναι μια ανεξάρτητη και στάσιμη διαδικασία. Στην περίπτωση που ο όρος e_t δεν είναι ανεξάρτητος λόγω πιθανών συσχετίσεων στη χρονική σειρά, τότε χρησιμοποιούμε τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller test) ο οποίος είναι λίγο τροποποιημένος σε σχέση με τον προηγούμενο. Ο πρώτος έλεγχος (DF) ήταν ο έλεγχος για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας σε ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο πρώτης τάξης AR(1). Στην περίπτωση που μία χρονική σειρά ακολουθεί ένα αυτοπαλίνδρομο μοντέλο τάξης μεγαλύτερης από την πρώτη, τότε η χρήση των απλών υποδειγμάτων DF θα έχει ως συνέπεια την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Στην περίπτωση αυτή θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε ένα AR(p) υπόδειγμα όπου η τάξη p να είναι αρκετά μεγαλύτερη ώστε τα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται. Για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας στα υποδείγματα AR(p) χρησιμοποιούμε τον επαυξημένο έλεγχο DF ο οποίος διαφέρει στο ότι στο δεξί μέλος περιλαμβάνει επιπλέον τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής οι οποίες διορθώνουν την αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων. Η τροποποίηση αυτή περιλαμβάνει την εισαγωγή χρονικών υστερήσεων και για τα τρία υποδείγματα που χρησιμοποιήσαμε στο έλεγχο των Dickey-Fuller. Θα εξετάσουμε και τα δύο υποδείγματά μας παράλληλα καθώς τα αποτελέσματα δεν διαφοροποιούνται όταν στο διμεταβλητό υπόδειγμα προσθέσουμε και τις άλλες τρεις μεταβλητές.

Άρα για τα τρία υποδείγματα του επαυξημένου ελέγχου θα έχουμε τις εξής μορφές:

Για τη μεταβλητή των τιμών

$$\Delta P_t = \delta_2 P_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-i} + e_t$$

$$\Delta P_t = \delta_0 + \delta_2 P_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-i} + e_t$$

$$\Delta P_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 P_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta P_{t-i} + e_t$$

Για τη μεταβλητή των ενοικίων

$$\Delta R_t = \delta_2 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta R_{t-i} + e_t$$

$$\Delta R_t = \delta_0 + \delta_2 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta R_{t-i} + e_t$$

$$\Delta R_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 R_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta R_{t-i} + e_t$$

Για τη μεταβλητή του πληθωρισμού

$$\Delta CPI_t = \delta_2 CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta CPI_{t-i} + e_t$$

$$\Delta CPI_t = \delta_0 + \delta_2 CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta CPI_{t-i} + e_t$$

$$\Delta CPI_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 P_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta CPI_{t-i} + e_t$$

Για τη μεταβλητή των επιτοκίων

$$\Delta INT_t = \delta_2 INT_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta INT_{t-i} + e_t$$

$$\Delta INT_t = \delta_0 + \delta_2 INT_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta INT_{t-i} + e_t$$

$$\Delta INT_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 INT_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta INT_{t-i} + e_t$$

Για τη μεταβλητή του ΑΕΠ

$$\Delta GDP_t = \delta_2 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta GDP_{t-i} + e_t$$

$$\Delta GDP_t = \delta_0 + \delta_2 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta GDP_{t-i} + e_t$$

$$\Delta GDP_t = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta GDP_{t-i} + e_t$$

Οι υποθέσεις που έχουμε για τα παραπάνω υποδείγματα είναι οι ίδιες με αυτές που έχουμε για τα υποδείγματα του απλού ελέγχου DF.

H₀: δ₂=0, η χρονική σειρά περιέχει μια μοναδιαία ρίζα άρα είναι μη-στάσιμη

H_a: δ₂<0, δεν ισχύει η H₀

Οι υποθέσεις αυτές ελέγχονται και πάλι με το στατιστικό t χρησιμοποιώντας τις κριτικές τιμές του MacKinnon από τους πίνακες των Dickey-Fuller. Ο έλεγχος επομένως είναι ίδιος και διαφέρει μόνο η εξίσωση παλινδρόμησης η οποία έχει επαυξηθεί με τις υστερήσεις της εξαρτημένης μεταβλητής.

Οι Dickey-Fuller έχουν δείξει ότι η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού t για τον έλεγχο στατιστικής σημαντικότητας είναι ανεξάρτητη από τον αριθμό των χρονικών

υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής. Αυτό που επηρεάζει τις τιμές της κατανομής t είναι η παρουσία ή όχι προσδιοριστικών όρων όπως είναι η σταθερά και η τάση.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων θα πρέπει να είναι τέτοιος **ώστε να μην έχουμε αυτοσυσχετιζόμενα κατάλοιπα**. Για τον προσδιορισμό αυτού του αριθμού μπορεί να χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος των Breusch - Godfrey ή αλλιώς το στατιστικό κριτήριο του Lagrange Multiplier (LM). Επίσης, πολλοί ερευνητές χρησιμοποιούν και κάποιο κριτήριο για την διαδικασία επιλογής του υποδείγματος όπως τα κριτήρια των Akaike (AIC) και Schwartz (SBC), ή υποθέτουν έναν καθορισμένο αριθμό υστερήσεων.

Επομένως, πριν προχωρήσουμε στους ελέγχους ADF πρέπει να κάνουμε τον έλεγχο της υπόθεσης του λευκού θορύβου, δηλαδή την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων. Ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που μπορούμε να εισάγουμε σε τέτοιου είδους υποδείγματα δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $n^{1/3}$ (Dickey & Said, 1984) -στην περίπτωση μας έως 4 χρονικές υστερήσεις- όπου n είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων του δείγματος - εφόσον έχουμε 44 παρατηρήσεις.

Στις περισσότερες οικονομικές χρονικές σειρές υπάρχει υψηλή συσχέτιση μεταξύ της τρέχουσας μεταβλητής και των τιμών που παίρνει αυτή σε προηγούμενες περιόδους. Στην περίπτωση αυτή η εκτίμηση του υποδείγματος με χρονικές υστερήσεις μπορεί να έχει σαν αποτέλεσμα την εμφάνιση του προβλήματος της πολυσυγγραμμικότητας (ύπαρξη γραμμικών σχέσεων μεταξύ των ερμηνευτικών μεταβλητών) με συνέπεια να υπάρξουν προβλήματα στη σταθερότητα, την αποτελεσματικότητα και την αξιοπιστία των εκτιμητών.

Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε τα παρακάτω κριτήρια:

Το συντελεστή πολλαπλού προσδιορισμού διορθωμένο ως προς τους βαθμούς ελευθερίας \bar{R}^2 , τα κριτήρια των Akaike (AIC, 1973) και Schwartz (SBC, 1978) καθώς και το κριτήριο της μεγιστοποίησης της λογαριθμικής πιθανοφάνειας, όπως και το κριτήριο των Hannan & Quinn (1979), ενώ για τον έλεγχο της αυτοσυσχέτισης στα κατάλοιπα χρησιμοποιούμε τον έλεγχο των Breusch - Godfrey ή αλλιώς το τεστ του πολλαπλασιαστή Lagrange (LM) που ταυτόχρονα επανελέγχει και την επιλογή των χρονικών υστερήσεων. Τα κριτήρια αυτά (που δεν αποτελούν συγκεκριμένη κατανομή) καθορίζουν την αύξηση της ερμηνευτικής ικανότητας του υποδείγματος από τη μια επιπλέον χρονική υστέρηση με το χάσιμο του αντίστοιχου βαθμού ελευθερίας. Επομένως, επιλέγουμε εκείνη την εξειδίκευση του υποδείγματος που μας υποδεικνύουν τα κριτήρια αυτά.

- *Συντελεστής πολλαπλού προσδιορισμού διορθωμένος ως προς τους βαθμούς ελευθερίας \bar{R}^2 :*

Χρησιμοποιούμε τον αριθμό υστερήσεων που μας δίνει τη μεγαλύτερη τιμή στο συντελεστή \bar{R}^2

- *Μεγιστοποίηση της λογαριθμικής πιθανοφάνειας:*

Επιλέγουμε τον αριθμό υστερήσεων που μεγιστοποιεί το συντελεστή

- *Κριτήριο του Akaike (AIC):*

Επιλέγω τον αριθμό υστερήσεων που ελαχιστοποιεί το συντελεστή

- *Κριτήριο του Schwartz (SBC):*

Επιλέγω τον αριθμό υστερήσεων που ελαχιστοποιεί το συντελεστή

- *Κριτήριο των Hannan & Quinn:*

Επιλέγω τον αριθμό υστερήσεων που ελαχιστοποιεί το συντελεστή

Για την επιλογή του αριθμού των χρονικών υστερήσεων θα ήταν ιδανικό να συμφωνούν όλα τα παραπάνω κριτήρια. Επειδή όμως αυτό στις περισσότερες περιπτώσεις είναι αδύνατο, διαλέγουμε εκείνο τον αριθμό υστερήσεων στον οποίο συμφωνούν τα περισσότερα κριτήρια. Αυτά που συνήθως χρησιμοποιούνται είναι των Akaike και Schwartz με το πρώτο να χρησιμοποιείται περισσότερο στις χρονικές σειρές.

Επομένως, το πρώτο βήμα είναι να βρούμε τον κατάλληλο αριθμό χρονικών υστερήσεων που θα περιλαμβάνουν τα υποδείγματά μας. Είναι φανερό ότι η αύξηση των υστερήσεων των διαφορών στη συνάρτηση των Dickey - Fuller προκαλεί μείωση στους βαθμούς ελευθερίας, αφού εκτιμούμε περισσότερες παραμέτρους. Επομένως, το κέρδος που αποκομίζουμε με την εξάλειψη της αυτοσυσχέτισης αντισταθμίζεται με τη μείωση των βαθμών ελευθερίας. Τέλος, για να εξαλειφθεί πιθανή αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων στη διαδικασία εύρεσης άριστου αριθμού χρονικών υστερήσεων χρησιμοποιούμε την πρακτική του Thomas (1997).

Ξεκινάμε λοιπόν τον έλεγχο για την μεταβλητή των τιμών ακινήτων με την πρώτη μορφή του υποδείγματος (και εδώ θα παρουσιάσουμε αναλυτικά σαν παράδειγμα το Βέλγιο και για τις υπόλοιπες χώρες θα δώσουμε τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα):

$$\Delta P_t = \delta_2 P_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta P_{t-i} + e_t$$

Η εκτίμηση του παραπάνω υποδείγματος για το **Βέλγιο** με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι η παρακάτω:

ΒΕΛΓΙΟ

(Μία χρονική υστέρηση, $\rho=1$)

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DP

42 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q2 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
P(-1)	.0053426	.0027871	1.9169 [.062]
DP(-1)	.39186	.13486	2.9056[.006]

R-τετράγωνο	.20469	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.18481
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	54.4033	Στατιστική F F(1, 40)	10.2948[.003]
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	33.1190	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	60.2552
Αθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	118388.7	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-226.4207
Κριτήριο Akaike	-228.4207	Κριτήριο Schwarz	-230.1583
Στατιστική DW	1.8331	Στατιστική Durbin-h	1.1130[.266]

Διαγνωστικά Τεστ

* Στατιστικές Ελέγχων	* Προσέγγιση LM	* Προσέγγιση F	*

* A: Γραμμική Αυτοσυσχέτιση	* $X^2(4) = 6.2131[.184]$	* F(4, 36) = 1.5625[.205]*	
* B: Εξειδίκευση	* $X^2(1) = .23007[.631]$	* F(1, 39) = .21482[.646]*	
* C: Κανονικότητα	* $X^2(2) = 1.5234[.467]$	* Μη Εφαρμόσιμο	*
* D: Ετεροσκεδαστικότητα	* $X^2(1) = .47792[.489]$	* F(1, 40) = .46040[.501]*	

A: Έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange για την γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων

B: Έλεγχος επανακαθορισμού του Ramsey με τη χρήση του τετραγώνου των εκτιμημένων τιμών

C: Βασισμένος στον έλεγχο ασυμμετρίας και κυρτότητας των καταλοίπων

D: Βασισμένος στην παλινδρόμηση των τετραγώνων των καταλοίπων πάνω στα τετράγωνα των εκτιμημένων τιμών

(Δύο χρονικές υστερήσεις, $\rho=2$)

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DP

41 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q3 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
P(-1)	.0062909	.0030573	2.0577 [.047]
DP(-1)	.47008	.16147	2.9112[.006]
DP(-2)	-.13997	.15160	-92326[.362]

R-τετράγωνο	21489	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.17357
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	55.1218	Στατιστική F F(2, 38)	5.2004[.010]
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	32.0976	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	60.6345
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	115459.9	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-221.0102
Κριτήριο Akaike	-224.0102	Κριτήριο Schwarz	-226.5805
Στατιστική DW	1.8870		

Διαγνωστικά Τεστ

* Στατιστικές Ελέγχων * Προσέγγιση LM * Προσέγγιση F *

* A: Γραμμική Αυτοσυσχέτιση * $X^2(4) = 6.4918[.165]$ * $F(4, 34) = 1.5991[.197]$ *

* B: Εξειδίκευση * $X^2(1) = .033894[.854]$ * $F(1, 37) = .030613[.862]$ *

* C: Κανονικότητα * $X^2(-2) = 1.0479[.592]$ * Μη Εφαρμόσιμο *

* D: Ετεροσκεδαστικότητα * $X^2(1) = .17622[.675]$ * $F(1, 39) = .16835[.684]$ *

- A: Έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange για την γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων
- B: Έλεγχος επανακαθορισμού του Ramsey με τη χρήση του τετραγώνου των εκτιμημένων τιμών
- C: Βασισμένος στον έλεγχο ασυμμετρίας και κυρτότητας των καταλοίπων
- D: Βασισμένος στην παλινδρόμηση των τετραγώνων των καταλοίπων πάνω στα τετράγωνα των εκτιμημένων τιμών

(Τρεις χρονικές υστερήσεις, $\rho=3$)

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DP

40 παρατηρήσεις για την περίοδο 1997Q4 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
P(-1)	.0037103	.0031052	1.1949 [.240]
DP(-1)	.50322	.15475	3.2519[.002]
DP(-2)	-.19815	.17229	-1.1501[.258]
DP(-3)	.29284	.14732	1.9879[.054]

R-τετράγωνο	.30411	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.24612
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	52.2012	Στατιστική F F(3, 36)	5.2442[.004]
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	34.0250	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	60.1215
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	98098.6	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-212.8545
Κριτήριο Akaike	-216.8545	Κριτήριο Schwarz	-220.2323
Στατιστική DW	1.9630		

Διαγνωστικά Τεστ

* Στατιστικές Ελέγχων *	* Προσέγγιση LM *	* Προσέγγιση F *

* A: Γραμμική Αυτοσυσχέτιση *	$X^2 (4) = 4.4740[.346]$ *	$F(4, 32) = 1.0075[.418]$ *
* B: Εξειδίκευση *	$X^2 (1) = 2.9486[.086]$ *	$F(1, 35) = 2.7854[.104]$ *
* C: Κανονικότητα *	$X^2 (2) = .61488[.735]$ *	Μη Εφαρμόσιμο *
* D: Ετεροσκεδαστικότητα *	$X^2 (1) = .80532[.370]$ *	$F(1, 38) = .78077[.382]$ *

- A: Έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange για την γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων
- B: Έλεγχος επανακαθορισμού του Ramsey με τη χρήση του τετραγώνου των εκτιμημένων τιμών
- C: Βασισμένος στον έλεγχο ασυμμετρίας και κυρτότητας των καταλοίπων
- D: Βασισμένος στην παλινδρόμηση των τετραγώνων των καταλοίπων πάνω στα τετράγωνα των εκτιμημένων τιμών

(Τέσσερις χρονικές υστερήσεις, $\rho=4$)

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή DP

39 παρατηρήσεις για την περίοδο 1998Q1 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
P(-1)	.0034576	.0032625	1.0598[.297]
DP(-1)	.51167	.17200	2.9749[.005]
DP(-2)	-.18913	.18140	-1.0426[.304]
DP(-3)	.22959	.17990	1.2763[.211]
DP(-4)	.050311	.16101	.31247[.757]

R-τετράγωνο	.31105	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.23000
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	53.3044	Στατιστική F F(4, 34)	3.8376[.011]
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	33.3333	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	60.7459
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	96606.4	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-207.7280
Κριτήριο Akaike	-212.7280	Κριτήριο Schwarz	-216.8869
Στατιστική DW	1.7517		

Διαγνωστικά Τεστ

* Στατιστικές Ελέγχων *	* Προσέγγιση LM *	* Προσέγγιση F *
* A: Γραμμική Αυτοσυσχέτιση *	$X^2(4) = 8.5681[.073]^*$	$F(4, 30) = 2.1116[.104]^*$
* B: Εξειδίκευση *	$X^2(1) = 3.0441[.081]^*$	$F(1, 33) = 2.7939[.104]^*$
* C: Κανονικότητα *	$X^2(2) = .37717[.828]^*$	Μη Εφαρμόσιμο *
* D: Ετεροσκεδαστικότητα *	$X^2(1) = 1.0744[.300]^*$	$F(1, 37) = 1.0482[.313]^*$

- A: Έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange για την γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων
- B: Έλεγχος επανακαθορισμού του Ramsey με τη χρήση του τετραγώνου των εκτιμημένων τιμών
- C: Βασισμένος στον έλεγχο ασυμμετρίας και κυρτότητας των καταλοίπων
- D: Βασισμένος στην παλινδρόμηση των τετραγώνων των καταλοίπων πάνω στα τετράγωνα των εκτιμημένων τιμών

Συγκεντρωτικός πίνακας

Βέλγιο - Τιμές Ακινήτων

	AIC	SBC	LM
$\rho=1$	-228.4207	-230.1583	1.5625[.205]
$\rho=2$	-224.0102	-226.5805	1.5991[.197]
$\rho=3$	-216.8545	-220.2323	1.0075[.418]
$\rho=4$	-212.7280	-216.8869	2.1116[.104]

Από τα αποτελέσματα του παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι οι εκτιμημένες εξισώσεις με μία έως τέσσερις χρονικές υστερήσεις στην εξαρτημένη μεταβλητή δεν σημειώνουν αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης στα κατάλοιπα, αφού οι πιθανότητες στις αντίστοιχες αγκύλες είναι μεγαλύτερες του 5%. Συγκρίνοντας τα στατιστικά των Akaike και Schwartz παρατηρούμε ότι παίρνουν τις ελάχιστες τιμές τους για μία χρονική υστέρηση ($\rho=1$). Επομένως, για την καλύτερη μορφή της εξίσωσης χρησιμοποιούμε την παρακάτω:

$$\Delta P_t = \delta_2 P_{t-1} + \beta_1 \Delta P_{t-1} + e_t$$

Βέβαια, συγκρίνοντας το t_{δ_2} με τις κριτικές τιμές του MacKinnon για επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% βλέπουμε ότι είναι μεγαλύτερο, σε όλες τις παραπάνω περιπτώσεις. Άρα, η χρονική σειρά των τιμών ακινήτων του Βελγίου για τη συγκεκριμένη μορφή υποδείγματος είναι μια μη-στάσιμη χρονική σειρά.

Συνεχίζουμε τον έλεγχο για το Βέλγιο με την ίδια μορφή υποδείγματος για τη μεταβλητή των ενοικίων:

$$\Delta R_t = \delta_2 R_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta R_{t-i} + e_t$$

Συγκεντρωτικός πίνακας

Βέλγιο - Τιμές Ενοικίων

	AIC	SBC	LM	T-Ratio
$\rho=1$	27.9140	23.7551	4.1725[.008]	5.9598
$\rho=2$	8.8703	5.4929	25.1234[.000]	5.8437
$\rho=3$	10.4533	13.4533	8.3707[.000]	4.5876
$\rho=4$	9.9089	8.1713	13.9809 [.000]	1.2157

Παρατηρούμε ότι οι εκτιμημένες εξισώσεις με μία έως τέσσερις χρονικές υστερήσεις στην εξαρτημένη μεταβλητή σημειώνουν **αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης** στα κατάλοιπα, αφού οι πιθανότητες στις αντίστοιχες αγκύλες είναι μικρότερες του 5%. Συγκρίνοντας τα στατιστικά των Akaike και Schwartz παρατηρούμε ότι παίρνουν τις ελάχιστες τιμές τους για δύο χρονικές υστερήσεις ($\rho=2$). Επομένως, ως καλύτερη μορφή του υποδείγματος χρησιμοποιούμε την παρακάτω:

$$\Delta R_t = \delta_2 R_{t-1} + \beta_1 \Delta R_{t-1} + \beta_2 \Delta R_{t-2} + e_t$$

Βέβαια, η χρονική σειρά των τιμών του Βελγίου για τη συγκεκριμένη μορφή υποδείγματος είναι μια **μη-στάσιμη χρονική σειρά**, αφού σύμφωνα με τις κριτικές τιμές του MacKinnon υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Συνεχίζουμε τον έλεγχο για το Βέλγιο και περνάμε στη μεταβλητή του πληθωρισμού:

$$\Delta CPI_t = \delta_2 CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta CPI_{t-i} + e_t$$

Συγκεντρωτικός πίνακας

Βέλγιο - Πληθωρισμός

	AIC	SBC	LM	t-Ratio
$\rho=1$	-20.7426	-24.9015	.68015[.611]	2.2430
$\rho=2$	-22.7201	-26.0978	2.0564[.110]	3.2692
$\rho=3$	-22.7398	-25.3102	1.4448[.241]	5.3346
$\rho=4$	-24.2310	-25.9687	2.6242[.051]	5.4271

Βλέπουμε ότι οι εκτιμημένες εξισώσεις με μία έως τέσσερις χρονικές υστερήσεις στην εξαρτημένη μεταβλητή δεν σημειώνουν αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξης στα κατάλοιπα. Συγκρίνοντας τα στατιστικά των Akaike και Schwartz παρατηρούμε ότι παίρνουν τις ελάχιστες τιμές τους για τέσσερις χρονικές υστερήσεις ($\rho=4$). Επομένως, ως καλύτερη μορφή του υποδείγματος χρησιμοποιούμε την παρακάτω:

$$\Delta CPI_t = \delta_2 CPI_{t-1} + \beta_1 \Delta CPI_{t-1} + \beta_2 \Delta CPI_{t-2} + \beta_3 \Delta CPI_{t-3} + \beta_4 \Delta CPI_{t-4} + e_t$$

Βέβαια, η χρονική σειρά του πληθωρισμού για το Βέλγιο για τη συγκεκριμένη μορφή υποδείγματος είναι μια **μη-στάσιμη χρονική σειρά**, αφού σύμφωνα με τις κριτικές τιμές του MacKinnon ($\tau_1 = -2,62$, $\tau_1 = -1,95$ και $\tau_1 = -1,61$ στα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5% και 10% αντίστοιχα) υπάρχει μοναδιαία ρίζα.

Ο επόμενος έλεγχος γίνεται για τη χρονική σειρά των επιτοκίων χρησιμοποιώντας το υπόδειγμα που δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο και τάση.

$$\Delta INT_t = \delta_2 INT_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta INT_{t-i} + e_t$$

Συγκεντρωτικός πίνακας

Βέλγιο - Επιτόκια

	AIC	SBC	LM	t-Ratio
$\rho=1$	-77.2563	-78.9940	2.8813[.036]	-1.0393
$\rho=2$	-74.3764	-76.9468	1.9347[.127]	-.53933
$\rho=3$	-73.9184	-77.2961	2.3124[.079]	-.61326
$\rho=4$	-69.8447	-74.0036	.80975[.529]	-.16457

Από τον παραπάνω συγκεντρωτικό πίνακα συμπεραίνουμε ότι η καλύτερη μορφή υποδείγματος για τη συγκεκριμένη περίπτωση περιλαμβάνει 2 υστερήσεις ($\rho=2$). Και εδώ βλέπουμε ότι δεν υπάρχει στασιμότητα σε κανένα επίπεδο σημαντικότητας.

$$\Delta INT_t = \delta_2 INT_{t-1} + \beta_1 \Delta INT_{t-1} + \beta_2 \Delta INT_{t-2} + e_t$$

Τελειώνουμε τον έλεγχο της πρώτης μορφής υποδείγματος εξετάζοντας τη χρονική σειρά του ΑΕΠ.

$$\Delta GDP_t = \delta_2 GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \Delta GDP_{t-i} + e_t$$

Βέλγιο - ΑΕΠ

	AIC	SBC	LM	t-Ratio
$\rho=1$	-307.3734	-309.1110	.80778[.528]	6.0383
$\rho=2$	-300.1746	-302.7449	.20348[.935]	3.2765
$\rho=3$	-294.2419	-297.6197	.14283[.965]	2.9954
$\rho=4$	-288.0255	-292.1844	.45114[.771]	2.9780

Βλέπουμε λοιπόν ότι η καλύτερη μορφή υποδείγματος με βάση τα κριτήρια που ελέγχουμε περιλαμβάνει μία χρονική υστέρηση ($\rho=1$), όμως και πάλι παρατηρούμε την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, οπότε και το ΑΕΠ του Βελγίου για τη συγκεκριμένη μορφή είναι μια μη-στάσιμη χρονική σειρά.

$$\Delta \text{GDP}_t = \delta_2 \text{GDP}_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{GDP}_{t-1} + e_t$$

5.2.α Συγκεντρωτικοί Πίνακες ADF

Εφόσον παρουσιάσαμε αναλυτικά τον τρόπο με τον οποίος γίνεται ο επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller (ADF), στη συνέχεια θα παρουσιάσουμε τους τελικούς συγκεντρωτικούς πίνακες για όλες τις μορφές υποδειγμάτων και για τις 12 χώρες που μελετούμε. Στους πίνακες αυτούς θα συμπεριλάβουμε και τα υποδείγματα που εξετάσαμε στο πρώτο έλεγχο των Dickey - Fuller, όπου δεν εισάγουμε υστερήσεις των πρώτων διαφορών.

ΒΕΛΓΙΟ - ΤΙΜΕΣ (P)

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	3.9311	1.9169	2.0577	1.1949	1.0598
	AIC	-239.9791	-228.4207	-224.0102	-216.8545	-212.7280
	SBC	-240.8597	-230.1583	-226.5805	-220.2323	-216.8869
	LM prob[]	2.9974[.030]	1.5625[.205]	1.5991[.197]	1.0075[.418]	2.1116[.104]
Με σταθερά	T-Ratio	1.2904	.99098	1.2785	.058722	.19225
	AIC	-240.6307	-229.1242	-224.4333	-217.8509	-213.7242
	SBC	-242.3919	-231.7307	-227.8604	-222.0731	-218.7149
	LM prob[]	2.6122[.051]	1.4002[.254]	1.4291[.246]	1.1199[.365]	2.7078[.050]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.23408	-1.1102	-.70468	-1.4344	-1.5526
	AIC	-240.9693	-227.8209	-223.4125	-216.6409	-211.5955
	SBC	-243.6111	-231.2963	-227.6964	-221.7075	-217.4180
	LM prob[]	2.6887[.047]	1.2104[.324]	2.0545[.110]	.95325[.447]	2.2731[.086]

ΒΕΛΓΙΟ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	15.6941	5.9598	5.8437	4.5876	1.2157
	AIC	10.9551	9.9089	10.4533	8.8703	27.9140
	SBC	10.0745	8.1713	7.8829	5.4926	23.7551
	LM prob[]	16.0669[.000]	13.9809[.000]	8.3707[.000]	25.1234[.000]	4.1725[.008]
Με σταθερά	T-Ratio	1.5708	1.8582	2.4136	2.5427	-.28180
	AIC	10.1701	9.4355	10.4296	9.1479	27.1244
	SBC	8.4089	6.8290	7.0025	4.9257	22.1337
	LM prob[]	15.7179[.000]	12.9242[.000]	7.7771[.000]	20.7428[.000]	3.9253[.011]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.7086	-2.2140	-2.128	-2.4422	-3.4794
	AIC	10.9418	11.3911	12.3971	12.0730	32.3347
	SBC	8.3000	7.9158	8.1131	7.0064	26.5123
	LM prob[]	13.7945[.000]	10.3947[.000]	5.4565[.002]	14.2451[.000]	3.3594[.023]

ΒΕΛΓΙΟ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.528	-.88520	5.3346	3.2692	2.2430
	AIC	-23.7543	-24.2310	-22.7398	-22.7201	-20.7426
	SBC	-24.6349	-25.9687	-25.3102	-26.0978	-24.9015
	LM prob[]	1.8347[.142]	2.6242[.051]	1.4448[.241]	2.0564[.110]	.68015[.611]
Με σταθερά	T-Ratio	.86943	1.1398	1.1800	1.1262	.23789
	AIC	-24.6607	-24.9942	-23.5430	-23.4557	-21.7378
	SBC	-26.4219	-27.6007	-26.9701	-27.6779	-26.7285
	LM prob[]	1.7838[.153]	2.5114[.059]	1.3017[.290]	1.7263[.169]	.68958[.605]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.5708	-2.8029	-2.2070	-3.0967	-3.0908
	AIC	-22.0771	-21.6438	-21.6132	-19.0539	-17.5211
	SBC	-24.7189	-25.1191	-25.8971	-24.1205	-23.3435
	LM prob[]	1.1547[.347]	1.3788[.262]	2.1191[.101]	1.2275[.320]	1.1107[.371]

ΒΕΛΓΙΟ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.0049	-1.0393	-.53933	-.61326	-.16457
	AIC	-77.6825	-77.2563	-74.3764	-73.9184	-69.8447
	SBC	-78.5631	-78.9940	-76.9468	-77.2961	-74.0036
	LM prob[]	1.3924[.255]	2.8813[.036]	1.9347[.127]	2.3124[.079]	.80975[.529]
Με σταθερά	T-Ratio	-2.9427	-3.4769	-3.1208	-3.5404	-2.4052
	AIC	-75.0596	-73.1342	-70.7226	-68.9977	-67.6602
	SBC	-76.8208	-75.7407	-74.1497	-73.2199	-72.6509
	LM prob[]	1.6033[.194]	1.6280[.189]	1.4242[.248]	1.2505[.310]	.69954[.599]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.8803	-3.4110	-3.1917	-3.6552	-2.5911
	AIC	-76.0543	-74.1211	-71.3912	-69.4913	-68.0926
	SBC	-78.6961	-77.5964	-75.6752	-74.5579	-73.915
	LM prob[]	1.6996[.171]	1.6586[.182]	1.4473[.241]	1.2615[.307]	.59580[.669]

ΒΕΛΓΙΟ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	13.0875	6.0383	3.2765	2.9954	2.9780
	AIC	-314.1104	-307.3734	-300.1746	-294.241	-288.0255
	SBC	-314.9910	-309.1110	-302.7449	-297.6197	-292.1844
	LM prob[]	.92441[.460]	.80778[.528]	.20348[.935]	.14283[.965]	.45114[.771]
Με σταθερά	T-Ratio	1.9686	2.3016	1.6737	1.8112	1.8384
	AIC	-315.0319	-308.0423	-300.9304	-294.8312	-288.5984
	SBC	-316.7931	-310.6488	-304.3576	-299.0534	-293.5891
	LM prob[]	.89404[.477]	.78217[.544]	.26283[.900]	.12018[.974]	.64138[.637]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.15066	-.17017	-.86582	-.87656	-.56565
	AIC	-315.9605	-308.9423	-301.2967	-295.1481	-289.2403
	SBC	-318.6023	-312.4177	-305.5806	-300.2147	-295.0628
	LM prob[]	.89007[.480]	.77457[.549]	.16541[.954]	.041984[.996]	.54647[.703]

ΓΑΛΛΙΑ TIMEΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	6,4953	30.413	16.750	10.664	.71671
	AIC	-111.3996	-101.9888	-97.7683	-95.7433	-94.6831
	SBC	-112.2802	-103.7265	-100.3386	-99.1210	-98.8420
	LM prob[]	4.6388[.004]	1.9048[.131]	.91547[.466]	.57765[.681]	.54528[.704]
Με σταθερά	T-Ratio	-1,8575	30.413	.17467	-.84839	-1.7109
	AIC	-110.6625	-102.8888	-98.6534	-95.8190	-93.4333
	SBC	-112.4237	-105.4954	-102.0806	-100.0412	-98.4240
	LM prob[]	4.6474[.004]	2.0864[.104]	1.3825[.261]	.86159[.498]	.22428[.923]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.8637	1,4707	-1.5896	-1.9884	-2.5670
	AIC	-103,6338	-100.7134	-97.3515	-94.8938	-92.4294
	SBC	-106.2756	-104.1887	-101.6354	-99.9604	-98.2518
	LM prob[]	2.3005[.078]	2.5167[.059]	1.4948[.227]	.83241[.515]	.21801[.926]

ΓΑΛΛΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	9.9534	3.0386	2.1466	1.8252	1.0975
	AIC	-22.0195	-16.3382	-15.4867	-16.5555	-12.9810
	SBC	-22.9001	-18.0759	-18.0570	-19.9333	-17.1399
	LM prob[]	8.2229[.000]	4.7398[.004]	3.4591[.018]	3.5192[.017]	.98199[.432]
Με σταθερά	T-Ratio	4.0570	2.3841	1.5340	1.4890	.58171
	AIC	-15.7632	-15.0739	-15.5045	-16.5617	-13.8368
	SBC	-17.5244	-17.6804	-18.9317	-20.7839	-18.8275
	LM prob[]	3.3567[.019]	3.1900[.025]	3.7741[.012]	3.1289[.028]	1.5243[.221]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	.40142	-.24259	-.54177	-.66042	-1.8489
	AIC	-16.2094	-15.2804	-15.6195	-16.4322	-11.7676
	SBC	-18.8512	-18.7558	-19.9034	-21.4988	-17.5900
	LM prob[]	3.7873[.011]	3.3569[.020]	2.9673[.034]	2.9337[.037]	.49256[.741]

ΓΑΛΛΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.3218	5.5380	4.8225	3.8637	1.7666
	AIC	-17.5522	-17.9791	-18.4199	-19.2516	-13.4330
	SBC	-18.4328	-19.7168	-20.9902	-22.6293	-17.5919
	LM prob[]	4.6421[.004]	4.3422[.006]	3.9341[.010]	3.2722[.023]	.51154[.728]
Με σταθερά	T-Ratio	1.2915	1.7254	1.9366	1.8453	.38519
	AIC	-18.1159	-18.0654	-18.2255	-19.1170	-14.4128
	SBC	-19.8771	-20.6719	-21.6527	-23.3392	-19.4035
	LM prob[]	4.4364[.005]	4.0174[.009]	3.4284[.019]	2.7406[.046]	.49225[.741]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.1826	-2.4650	-2.7586	-3.0389	-3.3417
	AIC	-16.1702	-15.1511	-14.3030	-14.2781	-9.2541
	SBC	-18.8120	-18.6264	-18.5869	-19.344	-15.0765
	LM prob[]	3.6550[.013]	3.3144[.021]	1.6922[.176]	2.1471[.099]	1.2266[.322]

ΓΑΛΛΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-93516	-77541	-33968	-54990	-092599
	AIC	-77.8701	-77.1730	-74.5553	-73.1743	-70.5124
	SBC	-78.7507	-78.9107	-77.1256	-76.5520	-74.6713
	LM prob[]	.77170[.550]	1.5012[.222]	1.6094[.194]	1.2093[.326]	1.4364[.246]
Με σταθερά	T-Ratio	-3.0853	-3.4062	-3.3213	-3.8125	-3.3767
	AIC	-74.8240	-73.0092	-70.1596	-67.3691	-65.5879
	SBC	-76.5852	-75.6157	-73.5867	-71.5913	-70.5786
	LM prob[]	2.3130[.076]	1.8247[.146]	2.2610[.084]	.63164[.644]	.22068[.925]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-3.2587	-3.5547	-3.2831	-3.9494	-3.3829
	AIC	-75.2163	-73.4497	-71.0147	-67.7545	-66.3373
	SBC	-77.8581	-76.9251	-75.2986	-72.8211	-72.1598
	LM prob[]	2.1047[.100]	1.6230[.191]	2.2707[.083]	.67403[.615]	.21487[.928]

ΓΑΛΛΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	16.7623	5.9305	3.9247	3.3366	3.8691
	AIC	-375.4492	-368.0092	-360.4096	-353.0439	-343.8259
	SBC	-376.3298	-369.7469	-362.9799	-356.4216	-347.9848
	LM prob[]	.88646[.481]	.98980[.426]	1.0921[.376]	1.0603[.392]	25409[.905]
Με σταθερά	T-Ratio	1.8252	1.5077	1.4964	1.5397	1.9841
	AIC	-376.4434	-368.9641	-361.4080	-354.0414	-344.8172
	SBC	-378.2046	-371.5706	-364.8351	-358.2636	-349.8078
	LM prob[]	.86972[.491]	.93723[.454]	1.0657[.389]	1.0713[.387]	.25804[.902]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.58633	-.54302	-.81409	-.85741	-.23313
	AIC	-377.1889	-369.7485	-361.9575	-354.5337	-345.7530
	SBC	-379.8307	-373.2238	-366.2415	-359.6003	-351.5755
	LM prob[]	.76205[.557]	.86850[.493]	1.0533[.395]	1.0835[.382]	.28659[.884]

ΓΕΡΜΑΝΙΑ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	13.5445	7.9155	6.3897	4.5087[.000]	3.3079
	AIC	24.8048	49.7539	48.8221	46.7193	44.7473
	SBC	23.9242	48.0162	46.2517	43.3415	40.5884
	LM prob[]	.57942[.679]	1.2585[.304]	.40872[.801]	.61226[.657]	87382[.491]
Με σταθερά	T-Ratio	2.6535	-.28157	-.21243	.034747	.26616
	AIC	27.2122	49.1415	48,2948	45.9684	43.8194
	SBC	25.4510	46.5350	44,8676	41.7462	38.8287
	LM prob[]	.50336[.733]	1.1721[.340]	.27068[.895]	.47649[.753]	1.1574[.350]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-7.0696	-2.4949	-1.8761	-1.9102	-2.3459
	AIC	43.1198	51.3046	49.1940	47.0123	45.9416
	SBC	40.4780	47.8292	44.9100	41.9456	40.1191
	LM prob[]	6.6126[.000]	.94044[.452]	.87765[.488]	1.4284[.249]	.41715[.795]

ΓΕΡΜΑΝΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	13.5445	7.9155	6.3897	4.5087	3.8603
	AIC	24.8048	49.7539	48.8221	46.7193	32.5470
	SBC	23.9242	48.0162	46.2517	43.3415	28.3881
	LM prob[]	.57942[.679]	1.2585[.304]	.40872[.801]	.61226[.657]	1.6201[.195]
Με σταθερά	T-Ratio	-2.1618	-.28157	-.21243	.034747	-.059350
	AIC	27.2122	49.1415	48.2948	45.9684	31.6155
	SBC	25.4510	46.5350	44.8676	41.7462	26.6248
	LM prob[]	.50336[.733]	1.1721[.340]	.27068[.895]	.47649[.753]	1.5839[.205]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-7.0696	-2.4949	-1.8761	-1.9102	-3.3881
	AIC	43.1198	51.3046	49.1940	47.0123	36.5970
	SBC	40.4780	47.8292	44.9100	41.9456	30.7745
	LM prob[]	6.6126[.000]	.94044[.452]	.87765[.488]	1.4284[.249]	1.8915[.140]

ΓΕΡΜΑΝΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.2711	5.8665	4.3215	3.9829	2.0244
	AIC	-17.0542	-15.0845	-16.1737	-15.4358	-13.9188
	SBC	-17.9348	-16.8222	-18.7440	-18.8136	-18.0777
	LM prob[]	1.1796[.335]	1.3652[.265]	2.2272[.087]	1.3496[.273]	.44735[.773]
Με σταθερά	T-Ratio	1.0029	1.9719	1.9552	2.8865	2.1034
	AIC	-17.8083	-14.7464	-15.7852	-13.1669	-12.9089
	SBC	-19.5695	-17.3529	-19.2124	-17.3891	-17.8996
	LM prob[]	1.2258[.317]	1.2050[.326]	2.2693[.083]	.47665[.753]	.45678[.767]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.3854	-1.0200	-.92598	-1.2454	-1.8546
	AIC	-17.6136	-14.9092	-16.0513	-12.7551	-11.3526
	SBC	-20.2554	-18.3846	-20.3352	-17.8217	-17.1751
	LM prob[]	.83652[.511]	.97600[.433]	2.9540[.035]	.65474[.628]	.28749[.884]

ΓΕΡΜΑΝΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-30984	-49481	-30599	-32743	-13237
	AIC	-73.4823	-72.5192	-71.2948	-71.0905	-65.7992
	SBC	-74.3629	-74.2569	-73.8651	-74.4682	-69.9581
	LM prob[]	2.8922[.035]	1.7273[.165]	3.1515[.026]	2.6307[.052]	.66373[.622]
Με σταθερά	T-Ratio	-2.1928	-2.9533	-2.4401	-2.8256	-1.6975
	AIC	-72.0898	-69.3659	-69.2401	-67.9938	-65.1511
	SBC	-73.8510	-71.9724	-72.6672	-72.2160	-70.1418
	LM prob[]	2.4403[.064]	1.4541[.237]	1.2649[.303]	1.2139[.325]	.78067[.547]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.3134	-3.0750	-2.5839	-2.9606	-1.9639
	AIC	-72.6885	-69.8744	-69.6783	-68.3988	-64.6301
	SBC	-75.3303	-73.3497	-73.9622	-73.4654	-70.4525
	LM prob[]	2.5819[.054]	1.0510[.396]	.99562[.424]	.59169[.671]	.50023[.736]

ΓΕΡΜΑΝΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.7695	4.4800	3.4785	1.9470	1.8215
	AIC	-401.2603	-391.7271	-383.3235	-372.0503	-363.1909
	SBC	-402.1409	-393.4647	-385.8939	-375.4280	-367.3498
	LM prob[]	1.7814[.153]	2.4621[.063]	2.2296[.086]	.42257[.791]	.037401[.997]
Με σταθερά	T-Ratio	1.9905	1.2774	1.5919	.97570	1.4423
	AIC	-401.1367	-392.3214	-383.4998	-372.7235	-363.3114
	SBC	-402.8979	-394.9279	-386.9269	-376.9457	-368.3021
	LM prob[]	1.5513[.208]	2.5033[.060]	2.1172[.101]	.49369[.740]	.015696[1.00]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	.18534	-.15347	.016540	-1.3111	-1.0692
	AIC	-402.1278	-393.2539	-384.4763	-372.5197	-363.3799
	SBC	-404.7696	-396.7293	-388.7603	-377.5864	-369.2024
	LM prob[]	2.0690[.105]	3.0123[.031]	2.5869[.055]	1.5279[.219]	.46998[.757]

ΔΑΝΙΑ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.1539	1.3048	1.6272	.58023	6.4255
	AIC	-118.7145	-104.0136	-102.3121	-98.2233	-94.9736
	SBC	-119.5951	-105.7513	-104.8824	-101.6011	-99.1325
	LM prob[]	15.1001[.000]	5.1781[.002]	3.5234[.016]	4.9137[.003]	2.3916[.073]
Με σταθερά	T-Ratio	2.5772	-.25535	.16920	-1.0815	.045278
	AIC	-119.4091	-104.7163	-103.2284	-98.2212	-95.9083
	SBC	-121.1703	-107.3228	-106.6555	-102.4434	-100.8990
	LM prob[]	14.3140[.000]	5.1237[.002]	3.6104[.015]	4.1035[.009]	2.7732[.046]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.16553	-2.0339	-1.6625	-3.4059	-2.5239
	AIC	-119.6612	-103.3740	-102.2379	-93.9719	-92.8896
	SBC	-122.3030	-106.8493	-106.5219	-99.0385	-98.7121
	LM prob[]	16.7260[.000]	4.2454[.007]	3.6628[.014]	3.6399[.016]	5.8160[.002]

ΔΑΝΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.3674	5.2413	9.3266	10.2045	1.9539
	AIC	-31.6224	-32.0358	-18.4000	-10.1093	1.7672
	SBC	-32.5030	-33.7734	-20.9703	-13.4870	-2.3917
	LM prob[]	45.2307[.000]	44.3346[.000]	14.7547[.000]	8.3083[.000]	.52540[.718]
Με σταθερά	T-Ratio	-.055580	-.11038	.65603	1.0901	.15581
	AIC	-32.4126	-32.7468	-19.0842	-9.4301	1.2957
	SBC	-34.1738	-35.3533	-22.5114	-13.6523	-3.6949
	LM prob[]	45.1679[.000]	42.1831[.000]	14.4615[.000]	7.2318[.000]	.35461[.839]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-4.7518	-5.3027	-3.1734	-2.6080	-3.7265
	AIC	-23.7771	-22.1185	-14.9432	-6.675	7.3492
	SBC	-26.4189	-25.5938	-19.2271	-11.7418	1.5268
	LM prob[]	14.7671[.000]	18.8462[.000]	9.7691[.000]	6.4445[.001]	.52659[.717]

ΔΑΝΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.3207	5.7107	5.3151	5.2701	1.0036
	AIC	-27.7325	-27.4321	-26.5327	-25.6101	-11.1742
	SBC	-28.6131	-29.1698	-29.1031	-28.9879	-15.3331
	LM prob[]	15.6476[.000]	11.0957[.000]	8.8686[.000]	12.5265[.000]	1.3219[.284]
Με σταθερά	T-Ratio	-.87003	-1.0508	-1.0868	-1.4816	-1.3796
	AIC	-27.7915	-27.0090	-25.7335	-23.3319	-10.6102
	SBC	-29.5527	-29.6155	-29.1606	-27.5541	-15.6009
	LM prob[]	15.2360[.000]	9.5050[.000]	8.4688[.000]	9.2261[.000]	1.2745[.303]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.2045	-1.6960	-1.0489	-.37814	-1.9161
	AIC	-26.4703	-26.6163	-26.2089	-24.2912	-9.7167
	SBC	-29.1121	-30.0916	-30.4928	-29.3578	-15.5392
	LM prob[]	13.7284[.000]	9.7440[.000]	9.1048[.000]	8.9471[.000]	.69042[.605]

ΔΑΝΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-.49727	-.51283	-.42850	-.44674	-.084394
	AIC	-79.3698	-79.0217	-77.3262	-76.9763	-73.8492
	SBC	-80.2504	-80.7594	-79.8966	-80.3541	-78.0081
	LM prob[]	1.9992[.114]	2.0604[.106]	1.7130[.170]	1.7761[.158]	1.6517[.187]
Με σταθερά	T-Ratio	-2.7633	-3.1246	-2.6601	-3.0762	-2.0120
	AIC	-76.7893	-75.4336	-74.8224	-73.2857	-72.553
	SBC	-78.5505	-78.0401	-78.2495	-77.5079	-77.5437
	LM prob[]	1.3700[.263]	.92359[.461]	.76271[.557]	1.0490[.398]	.85078[.505]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-3.0588	-3.4992	-3.2197	-3.9097	2.1327
	AIC	-76.8664	-75.1859	-73.9748	-71.4001	-70.2198
	SBC	-79.5082	-78.6612	-78.2587	-76.4667	-76.0422
	LM prob[]	1.7589[.159]	2.0530[.109]	1.9380[.128]	.72481[.582]	.97379[.438]

ΔΑΝΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.3759	5.9615	4.8164	3.2977	2.5789
	AIC	-422.4054	-410.9291	-400.8390	-392.3691	-384.1203
	SBC	-423.2860	-412.6668	-403.4094	-395.7468	-388.2792
	LM prob[]	1.8244[.144]	.33092[.855]	.15649[.959]	.29016[.882]	.39363[.812]
Με σταθερά	T-Ratio	.39016	.63104	1.1826	.87281	.67666
	AIC	-423.3648	-411.8814	-401.8174	-393.3670	-385.1202
	SBC	-425.1260	-414.4879	-405.2445	-397.5892	-390.1109
	LM prob[]	1.7871[.152]	.22754[.921]	.15036[.962]	.29000[.882]	.38384[.818]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.1663	-1.4122	-1.3543	-1.5513	-1.7881
	AIC	-421.8111	-411.6518	-401.5215	-392.7528	-384.0340
	SBC	-424.4529	-415.1272	-405.8055	-397.8194	-389.8564
	LM prob[]	1.2268[.317]	1.4628[.235]	.71501[.588]	.61085[.658]	1.3298[.283]

ΕΛΛΑΔΑ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	29.9343	3.2859	3.3483	2.6845	2.2543
	AIC	6.2494	8.1578	7.1087	5.7229	4.2760
	SBC	5.4862	6.6613	4.9101	2.8549	.77301
	LM prob[]	2.2240[.091]	.45750[.766]	.31585[.865]	.21098[.930]	.18045[.946]
Με σταθερά	T-Ratio	3.6114	1.4376	1.7515	1.2762	.89062
	AIC	5.3025	7.1652	6.1150	4.7393	3.3873
	SBC	3.7761	4.9205	3.1836	1.1543	-.81633
	LM prob[]	2.1397[.102]	.44927[.772]	.30572[.871]	.30293[.873]	.31048[.868]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.5112	-2.5773	-2.8144	-2.6915	-2.5639
	AIC	8.1477	9.9085	9.6967	8.0155	6.3816
	SBC	5.8582	6.9154	6.0324	3.7136	1.4774
	LM prob[]	1.7656[.165]	.96195[.446]	.37225[.826]	1.0361[.412]	1.1670[.357]

ΕΛΛΑΔΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	4.4405	4.3152	3.3135	2.1715	1.9398
	AIC	-60.0923	-58.6687	-58.4302	-57.4697	-57.0493
	SBC	-60.8555	-60.1652	-60.6288	-60.3377	-60.5523
	LM prob[]	.86719[.495]	.40608[.803]	.40582[.803]	.41681[.795]	.34891[.842]
Με σταθερά	T-Ratio	.35271	.72340	.63369	.30501	.47932
	AIC	-61.0767	-59.6626	-59.4279	-58.4619	-58.0428
	SBC	-62.6030	-61.9074	-62.3593	-62.0469	-62.2464
	LM prob[]	.82898[.518]	.39453[.811]	.39084[.813]	.66554[.623]	.32636[.857]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.6989	-1.4266	-1.4247	-1.7592	-.69727
	AIC	-60.3369	-59.2057	-58.9496	-57.4013	-56.5295
	SBC	-62.6264	-62.1987	-62.6140	-61.7033	-61.4337
	LM prob[]	.74987[.567]	.45960[.765]	.68445[.610]	.79196[.544]	1.7425[.182]

ΕΛΛΑΔΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	3.2678	10.1166	4.8228	4.8228	2.6851
	AIC	-62.9941	-39.7108	-39.3960	-39.3960	-19.0886
	SBC	-63.7573	-41.2073	-41.5946	-41.5946	-22.5916
	LM prob[]	62.1762[.000]	16.3135[.000]	15.0343[.000]	15.0343[.000]	.55177[.700]
Με σταθερά	T-Ratio	-.54875	.62377	.24449	.24449	-3.1137
	AIC	-63.6465	-40.6655	-40.1702	-40.1702	-18.5375
	SBC	-65.1729	-42.9102	-43.1017	-43.1017	-22.7410
	LM prob[]	52.7846[.000]	16.2005[.000]	17.0354[.000]	17.0354[.000]	1.1212[.374]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-10.9282	-4.6911	-5.6729	-5.6729	-2.8755
	AIC	-37.9516	-32.2236	-28.5639	-28.5639	-14.9164
	SBC	-40.2412	-35.2166	-32.2282	-32.2282	-19.8206
	LM prob[]	2.9004[.041]	6.4412[.001]	9.1287[.000]	9.1287[.000]	.71081[.595]

ΕΛΛΑΔΑ ΕΠΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	.049361	.44516	.66765	.70328	.87178
	AIC	-51.2716	-49.2296	-48.8069	-48.8073	-47.8396
	SBC	-52.0348	-50.7261	-51.0055	-51.6753	-51.3426
	LM prob[]	.92260[.464]	.40204[.805]	.51133[.728]	.61633[.655]	.28247[.886]
Με σταθερά	T-Ratio	-1.7370	-1.0952	-.87094	-.79561	-1.0390
	AIC	-50.3417	-49.1476	-48.8980	-48.9450	-47.3345
	SBC	-51.8681	-51.3924	-51.8294	-52.5300	-51.5381
	LM prob[]	.51101[.728]	.32279[.860]	.33007[.855]	.84371[.512]	.73047[.582]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-3.8135	-3.2288	-3.0852	-3.3394	-3.1384
	AIC	-46.2792	-45.7270	-45.4920	-44.5962	-43.5940
	SBC	-48.5687	-48.7200	-49.1563	-48.8982	-48.4982
	LM prob[]	1.0644[.393]	.28394[.886]	.82194[.525]	.14184[.965]	.24125[.911]

ΕΛΛΑΔΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	18.6823	4.4325	3.0668	3.0574	2.9053
	AIC	-341.1636	-332.9776	-326.1437	-319.3565	-312.6471
	SBC	-342.0442	-334.7153	-328.7141	-322.7343	-316.8060
	LM prob[]	1.3059[.285]	.35787[.837]	.18372	.49398[.740]	.46200[.763]
Με σταθερά	T-Ratio	.45010	.22320	.18372	.22070	.30021
	AIC	-341.4936	-333.5407	-326.8419	-320.0164	-313.3417
	SBC	-343.2548	-336.1472	-330.2690	-324.2386	-318.3324
	LM prob[]	1.1968[.328]	.35695[.837]	.53231[.713]	.72224[.583]	.77266[.552]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.5143	-2.3530	-3.0128	-2.8406	-2.7465
	AIC	-341.2567	-331.6516	-323.1976	-316.7234	-310.1748
	SBC	-343.8985	-335.1269	-327.4816	-321.7900	-315.9973
	LM prob[]	2.7244[.044]	1.0788[.382]	.38183[.820]	.40042[.807]	.13107[.970]

ΗΝ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.5469	2.3863	1.2874	1.7182	1.6404
	AIC	-67.6338	-64.0839	-62.5140	-61.2085	-60.7175
	SBC	-68.5144	-65.8216	-65.0843	-64.5862	-64.8764
	LM prob[]	3.0175[.030]	1.1795[.336]	.83774[.511]	.50265[.734]	.78169[.546]
Με σταθερά	T-Ratio	2.8043	1.0897	-.032313	.68359	.21243
	AIC	-66.2543	-64.7268	-63.5001	-62.0328	-61.7096
	SBC	-68.0155	-67.3333	-66.9272	-66.2550	-66.7002
	LM prob[]	1.7435[.161]	1.0534[.394]	1.2978[.291]	.87420[.491]	.88277[.486]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.40516	-1.0581	-2.1231	-1.1577	-1.5321
	AIC	-65.9048	-64.0692	-61.2983	-61.1784	-60.5337
	SBC	-68.5466	-67.5445	-65.5822	-66.2451	-66.3562
	LM prob[]	1.9345[.126]	1.6966[.174]	.19293[.940]	1.2831[.299]	1.2460[.314]

ΗΝ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.5341	6.3901	5.8229	7.0902	1.4570
	AIC	-37.9074	-36.7638	-34.4769	-29.5358	-9.7441
	SBC	-38.7880	-38.5014	-37.0473	-32.9135	-13.9030
	LM prob[]	24.9290[.000]	23.4869[.000]	12.2503[.000]	19.8483[.000]	1.9594[.126]
Με σταθερά	T-Ratio	.42739	.51433	1.0633	1.5195	.53678
	AIC	-38.8854	-37.7221	-35.4737	-30.5339	-10.7410
	SBC	-40.6466	-40.3286	-38.9008	-34.7561	-15.7317
	LM prob[]	24.3513[.000]	22.5809[.000]	11.8800[.000]	19.2194[.000]	1.9329[.132]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.5726	-1.8664	-1.1962	-.16737	-3.4948
	AIC	-36.4815	-36.7938	-35.5666	-31.4898	-5.2711
	SBC	-39.1233	-40.2691	-39.8505	-36.5565	-11.0936
	LM prob[]	25.7595[.000]	32.4502[.000]	23.1233[.000]	23.3246[.000]	.47897[.751]

ΗΝ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ ΠΛΗΘΩΡΙΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.2739	8.4339	3.8316	4.2678	1.5746
	AIC	-31.2738	-21.2302	-20.8894	-19.8510	-10.5467
	SBC	-32.1544	-22.9679	-23.4597	-23.2287	-14.7056
	LM prob[]	19.6190[.000]	6.2046[.001]	6.2064[.001]	5.6852[.001]	.58490[.676]
Με σταθερά	T-Ratio	.86373	2.6115	2.1972	3.7820	1.9562
	AIC	-32.0672	-19.9203	-20.0082	-15.1798	-9.6590
	SBC	-33.8284	-22.5268	-23.4353	-19.4020	-14.6497
	LM prob[]	19.6043[.000]	6.3132[.001]	6.6902[.000]	2.0268[.115]	1.2399[.316]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.5385	.74115	.28499	1.8766	-.64208
	AIC	-31.5442	-20.8613	-21.0050	-15.2528	-10.1140
	SBC	-34.1860	-24.3367	-25.2889	-20.3195	-15.9365
	LM prob[]	16.1120[.000]	6.3455[.001]	6.6129[.001]	1.7196[.172]	1.2853[.299]

ΗΝ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-94336	-1.1347	-1.2624	-1.1310	-.78934
	AIC	-92.4726	-90.9290	-89.8114	-89.0248	-85.5310
	SBC	-93.3532	-92.6667	-92.3818	-92.4026	-89.6899
	LM prob[]	1.8542[.139]	1.6183[.191]	1.8898[.135]	3.1432[.027]	2.4104[.071]
Με σταθερά	T-Ratio	-2.8677	-3.2269	-4.3685	-5.0519	-4.1284
	AIC	-89.9891	-87.6208	-83.1245	-79.7681	-78.7627
	SBC	-91.7503	-90.2273	-86.5517	-83.9903	-83.7534
	LM prob[]	2.9463[.033]	1.8395[.143]	1.7335[.166]	.93383[.457]	.15826[.958]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.8315	-3.1827	-4.3278	-5.0357	-4.2101
	AIC	-90.9411	-88.4117	-83.8738	-80.3458	-78.9227
	SBC	-93.5829	-91.8871	-88.1578	-85.4124	-84.7452
	LM prob[]	2.6551[.049]	1.9727[.121]	2.1014[.104]	1.4738[.235]	.38579[.817]

ΗΝ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	18.682	4.4325	3.0668	3.0574	2.9053
	AIC	-341.1636	-332.9776	-326.1437	-319.3565	-312.6471
	SBC	-342.0442	-334.7153	-328.7141	-322.7343	-316.8060
	LM prob[]	1.3059[.285]	.35787[.837]	.20416[.934]	.49398[.740]	.46200[.763]
Με σταθερά	T-Ratio	.45010	.22320	.18372	.22070	.30021
	AIC	-341.4936	-333.5407	-326.8419	-320.0164	-313.3417
	SBC	-343.2548	-336.1472	-330.2690	-324.2386	-318.3324
	LM prob[]	1.1968[.328]	.35695[.837]	.53231[.713]	.72224[.583]	.77266[.552]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.5143	-2.3530	-3.0128	-2.8406	-2.7465
	AIC	-341.2567	-331.6516	-323.1976	-316.7234	-310.1748
	SBC	-343.8985	-335.1269	-327.4816	-321.7900	-315.9973
	LM prob[]	2.7244[.044]	1.0788[.382]	.38183[.820]	.40042[.807]	.13107[.970]

ΙΡΛΑΝΔΙΑ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	3.9717	1.4461	1.2738	1.2819	1.3657
	AIC	-121.9052	-105.1966	-103.9752	-102.9377	-101.7046
	SBC	-122.7858	-106.9342	-106.5456	-106.3154	-105.8635
	LM prob[]	10.1626[.000]	.16355[.955]	.17251[.951]	.16657[.954]	.15015[.961]
Με σταθερά	T-Ratio	44.509	.77124	.89966	10818	1.2805
	AIC	-116.6018	-106.0229	-104.6755	-103.4469	-101.9613
	SBC	-118.3630	-108.6294	-108.1027	-107.6691	-106.9520
	LM prob[]	5.7625[.001]	.65966[.624]	.43269[.784]	.39447[.811]	.32765[.857]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	2.0493	-.66757	-.81696	-.71135	-.45324
	AIC	-117.3207	-105.6302	-103.7920	-102.6588	-101.6056
	SBC	-119.9625	-109.1056	-108.0759	-107.7255	-107.4281
	LM prob[]	5.9832[.001]	.019506[1.00]	.090743[.985]	.056722[.994]	.14692[.963]

ΙΡΛΑΝΔΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	6.1159	1.2831	-3.0853	1.3604	1.3952
	AIC	-72.2847	-42.7915	-39.7852	-43.0775	-43.1384
	SBC	-73.1653	-44.5292	-43.2605	-46.4553	-47.2973
	LM prob[]	29.9922[.000]	.64089[.637]	1.0838[.380]	1.0097[.417]	.84022[.511]
Με σταθερά	T-Ratio	.27620	-.67484	-.79919	-.70972	-.58077
	AIC	-73.0401	-43.2989	-43.6296	-43.5131	-43.6975
	SBC	-74.8013	-45.9054	-47.0567	-47.7353	-48.6882
	LM prob[]	28.5050[.000]	.47871[.751]	.54106[.707]	1.0196[.413]	.85635[.502]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.65642	-3.0853	-3.5283	-3.2666	-3.1573
	AIC	-73.6985	-39.7852	-38.8609	-39.3253	-39.5872
	SBC	-76.3403	-43.2605	-43.1449	-44.3919	-45.4096
	LM prob[]	38.0320[.000]	1.0838[.380]	.34527[.845]	.26960[.895]	.68619[.608]

ΙΡΛΑΝΔΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	9.1237	5.2021[.000]	3.3021	3.1775	1.7528
	AIC	-45.1072	-44.5983	-44.2906	-44.3945	-38.6053
	SBC	-45.9878	-46.3360	-46.8610	-47.7722	-42.7642
	LM prob[]	3.6950[.012]	3.5557[.015]	5.0483[.003]	5.9594[.001]	3.4355[.032]
Με σταθερά	T-Ratio	1.9479	1.5133	1.1123	1.0485	29571
	AIC	-45.6356	-45.3914	-45.1954	-45.3400	-39.5904
	SBC	-47.3968	-47.9979	-48.6225	-49.5622	-44.5811
	LM prob[]	3.6444[.013]	3.3718[.020]	4.5732[.005]	5.8969[.001]	3.3394[.023]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	2.1774[.035]	-1.8190	-2.0912	-1.8975	-3.3625
	AIC	-43.8594	-44.2655	-43.5280	-44.0589	-34.5270
	SBC	-46.5012	-47.7409	-47.8120	-49.1255	-40.3494
	LM prob[]	4.2043[.007]	5.7780[.001]	4.6728[.004]	8.4778[.000]	3.8959[.012]

ΙΡΑΝΑΔΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-4.3171	-4.9680	-5.3080	-4.1879	-0.51783
	AIC	-75.4382	-74.2670	-73.4713	-72.8046	-69.8954
	SBC	-76.3188	-76.0046	-76.0417	-76.1823	-74.0543
	LM prob[]	1.6844[.174]	1.4927[.225]	1.5208[.218]	1.9383[.128]	.57389[.684]
Με σταθερά	T-Ratio	-1.9405	-2.5170	-2.4726	-2.8655	-1.8589
	AIC	-74.6085	-72.1724	-71.4598	-69.6124	-68.8523
	SBC	-76.3697	-74.7789	-74.8869	-73.8346	-73.8430
	LM prob[]	1.9154[.128]	.95584[.444]	1.7412[.164]	.63488[.641]	.16889[.953]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.5407	-3.1359	-3.4129	-3.9311	-3.1073
	AIC	-74.0692	-71.4304	-69.6250	-67.2589	-66.3336
	SBC	-76.7110	-74.9058	-73.9090	-72.3256	-72.1561
	LM prob[]	2.3743[.070]	1.9083[.132]	1.7943[.154]	.45963[.765]	.87558[.491]

ΙΡΑΝΑΔΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	4.9523	6.5421	3.8672	3.5034	3.9517
	AIC	-341.5967	-329.4064	-322.6761	-316.1307	-308.0005
	SBC	-342.4773	-331.1441	-325.2464	-319.5085	-312.1594
	LM prob[]	4.2998[.006]	1.6998[.171]	1.2256[.318]	1.5893[.201]	1.5497[.213]
Με σταθερά	T-Ratio	-4.7127	-5.9488	-4.8404	-6.9986	-8.4092
	AIC	-341.5188	-327.8053	-321.5232	-314.0335	-303.4724
	SBC	-343.2800	-330.4118	-324.9504	-318.2557	-308.4631
	LM prob[]	7.7005[.000]	2.0054[.115]	3.0220[.031]	1.8896[.137]	.61921[.652]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-4.0090	-2.3755	-2.3915	-2.1447	-1.5310
	AIC	-335.3613	-325.9968	-319.5785	-312.6060	-303.1966
	SBC	-338.0031	-329.4721	-323.8624	-317.6726	-309.0191
	LM prob[]	2.4073[.067]	1.1112[.367]	2.4975[.062]	1.5741[.207]	.87941[.489]

ΙΣΠΑΝΙΑ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	8.6451	4.4259	3.6757	2.4338	1.7131
	AIC	-38.4444	-38.6440	-39.1861	-38.6635	-38.3479
	SBC	-39.3250	-40.3817	-41.7564	-42.0412	-42.5069
	LM prob[]	1.1646[.342]	.91781[.464]	.70725[.593]	2.1322[.100]	1.9158[.134]
Με σταθερά	T-Ratio	2.8003	2.2472	2.2982	1.7173	1.2559
	AIC	-37.7369	-38.3816	-38.6798	-38.7205	-38.7817
	SBC	-39.4981	-40.9881	-42.1069	-42.9427	-43.7724
	LM prob[]	.55841[.694]	.52770[.716]	2.1244[.100]	3.4448[.019]	2.9652[.036]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.76272	-.87351	-.75664	-1.1640	-1.9742
	AIC	-37.7572	-38.2957	-38.6647	-38.1547	-36.5327
	SBC	-40.3990	-41.7711	-42.9486	-43.2213	-42.3552
	LM prob[]	.62254[.649]	.70849[.592]	1.1754[.340]	1.9902[.121]	.88613[.485]

ΙΣΠΑΝΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	27.1122	5.0924	8.1881	3.5437	4.1476
	AIC	2.2013	4.4724	13.6131	19.8239	29.2467
	SBC	1.3207	2.7347	11.0427	16.4461	25.0878
	LM prob[]	12.5788[.000]	25.4449[.000]	5.2848[.002]	6.6920[.000]	2.9860[.035]
Με σταθερά	T-Ratio	2.4761	2.2672	4.5357	3.2909	5.6833
	AIC	1.6539	3.4977	12.6170	19.3523	33.6888
	SBC	-.10726	.89122	9.1898	15.1301	28.6982
	LM prob[]	13.4588[.000]	27.1063[.000]	5.2927[.002]	10.9390[.000]	.70580[.594]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	.55734	-.13910	1.4041	.13324	-1.8662
	AIC	.73493	2.5470	12.2646	18.3644	35.9948
	SBC	-1.9069	-.92833	7.9807	13.2978	30.1724
	LM prob[]	14.1341[.000]	27.1615[.000]	4.5554[.005]	14.6037[.000]	.20383[.934]

ΙΣΠΑΝΙΑ ΠΑΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.4720	-7.3549	4.6469	5.4499	2.3693
	AIC	-57.4544	-39.5938	-38.3035	-35.5756	-30.2275
	SBC	-58.3350	-41.3315	-40.8739	-38.9533	-34.386
	LM prob[]	27.0775[.000]	4.3196[.006]	4.3967[.006]	3.5243[.017]	.98337[.431]
Με σταθερά	T-Ratio	.70131	2.9335	1.9871	2.9575	.91935
	AIC	-58.4345	-39.2683	-38.7384	-35.1321	-31.1814
	SBC	-60.1957	-41.8748	-42.1656	-39.3543	-36.1721
	LM prob[]	27.1760[.000]	4.6649[.004]	4.2277[.007]	3.0938[.030]	.93949[.455]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-3.5079	-2.6571	-2.3126	-3.0442	-2.9390
	AIC	-53.3341	-35.7825	-36.3301	-30.2408	-27.1359
	SBC	-55.9759	-39.2579	-40.6140	-35.3074	-32.9584
	LM prob[]	20.6161[.000]	6.0858[.001]	5.7465[.001]	2.7039[.049]	.79269[.540]

ΙΣΠΑΝΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.7234	-.46564	-.41936	-.58461	-.48797
	AIC	-16.4300	-5.6017	-6.9854	-7.8796	-8.9999
	SBC	-17.3106	-7.3393	-9.5558	-11.2574	-13.1588
	LM prob[]	5.6047[.001]	.041778[.997]	.20856[.932]	.46180[.763]	.48972[.743]
Με σταθερά	T-Ratio	-2.8052	-1.9557	-1.9233	-2.3909	-2.1973
	AIC	-14.7032	-4.7443	-6.1179	-6.0414	-7.4707
	SBC	-16.4644	-7.3508	-9.5451	-10.2636	-12.4613
	LM prob[]	6.3349[.001]	.20015[.937]	.73911[.572]	.051291[.995]	.30445[.873]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.83808	-1.3911	-1.3480	-1.8190	-1.6147
	AIC	-13.7755	-5.7381	-7.1174	-6.9922	-8.4219
	SBC	-16.4173	-9.2134	-11.4013	-12.0589	-14.2443
	LM prob[]	4.8173[.003]	.26118[.901]	.71723[.586]	.075260[.989]	.35428[.839]

ΙΣΠΑΝΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	24.8081	8.5191	5.7831	5.2757	2.9702
	AIC	-354.0328	-344.4957	-336.9591	-328.6801	-321.4836
	SBC	-354.9134	-346.2334	-339.5295	-332.0579	-325.6425
	LM prob[]	2.9461[.032]	1.1630[.343]	1.4136[.250]	.54883[.701]	.41889[.794]
Με σταθερά	T-Ratio	5.1235	5.2948	4.4477	4.4408	2.5005
	AIC	-354.9682	-345.3899	-337.8220	-329.5971	-322.3509
	SBC	-356.7294	-347.9964	-341.2491	-333.8193	-327.3416
	LM prob[]	2.8812[.036]	1.0916[.376]	1.5126[.221]	.63697[.640]	2.5016[.064]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.0397	-.70843	-.46896	-.24887	-.60314
	AIC	-354.6586	-345.2792	-337.8905	-329.6355	-322.2307
	SBC	-357.3004	-348.7546	-342.1745	-334.7022	-328.0531
	LM prob[]	2.7462[.043]	1.2806[.297]	1.0077[.418]	.61054[.658]	2.6187[.056]

ΙΤΑΛΙΑ TIMEΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	8.6451	4.4259	3.6757	2.4338	-.70558
	AIC	-38.4444	-38.6440	-39.1861	-38.6635	8.8665
	SBC	-39.3250	-40.3817	-41.7564	-42.0412	4.7076
	LM prob[]	1.1646[.342]	.91781[.464]	.70725[.593]	2.1322[.100]	.82746[.518]
Με σταθερά	T-Ratio	2.8003	2.2472	2.2982	1.7173	.80104[
	AIC	-37.7369	-38.3816	-38.6798	-38.7205	7.8665
	SBC	-39.4981	-40.9881	-42.1069	-42.9427	2.8758
	LM prob[]	.55841[.694]	.52770[.716]	2.1244[.100]	3.4448[.019]	.80264[.533]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-.76272	-.87351	-.75664	-1.1640	-3.3779
	AIC	-37.7572	-38.2957	-38.6647	-38.1547	12.9556
	SBC	-40.3990	-41.7711	-42.9486	-43.2213	7.1331
	LM prob[]	.62254[.649]	.70849[.592]	1.1754[.340]	1.9902[.121]	.94153[.455]

ΙΤΑΛΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	27.1122	5.0924	8.1881	3.5437	2.4197
	AIC	2.2013	4.4724	13.6131	19.8239	-5.7254
	SBC	1.3207	2.7347	11.0427	16.4461	-9.8843
	LM prob[]	12.5788[.000]	25.4449[.000]	5.2848[.002]	6.6920[.000]	2.9651[.035]
Με σταθερά	T-Ratio	2.4761	2.2672	4.5357	3.2909	-.23484
	AIC	1.6539	3.4977	12.6170	19.3523	-6.3914
	SBC	-.10726	.89122	9.1898	15.1301	-11.3821
	LM prob[]	13.4588[.000]	27.1063[.000]	5.2927[.002]	10.9390[.000]	2.9751[.036]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	.55734	-.13910	1.4041	.13324	-3.7533
	AIC	.73493	2.5470	12.2646	18.3644	-.30706
	SBC	-1.9069	-.92833	7.9807	13.2978	-6.1295
	LM prob[]	14.1341[.000]	27.1615[.000]	4.5554[.005]	14.6037[.000]	1.8502[.147]

ΙΤΑΛΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.2426	11.4547	5.1940	8.6468	2.3974
	AIC	-47.0576	-27.2949	-28.1121	-17.1626	-11.2872
	SBC	-47.9382	-29.0326	-30.6825	-20.5403	-15.4461
	LM prob[]	52.1748[.000]	14.3145[.000]	14.7527[.000]	4.3880[.006]	2.5371[.061]
Με σταθερά	T-Ratio	.085023	1.3475	1.1586	2.2461	.31295
	AIC	-48.0142	-28.2422	-29.0821	-18.1022	-12.0943
	SBC	-49.7754	-30.8487	-32.5092	-22.3244	-17.0850
	LM prob[]	50.2822[.000]	14.0479[.000]	14.7976[.000]	4.4182[.006]	2.5932[.057]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-4.8351	-2.6824	-2.8455	-2.9815	-2.4149
	AIC	-39.0353	-25.3318	-25.6825	-13.9966	-9.7633
	SBC	-41.6771	-28.8071	-29.9665	-19.0632	-15.5857
	LM prob[]	23.1809[.000]	9.9245[.000]	9.9052[.000]	5.5406[.002]	3.2774[.025]

ΙΤΑΛΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.1490	-1.2980	-1.1921	-.68793	-.69182
	AIC	-11.9127	-9.0828	-10.3201	-8.3829	-9.4655
	SBC	-12.7933	-10.8205	-12.8905	-11.7607	-13.6245
	LM prob[]	2.1279[.096]	.17542[.950]	1.6021[.196]	1.1229[.363]	1.6824[.180]
Με σταθερά	T-Ratio	-3.4379	-3.1826	-3.6472	-2.5392	-2.4297
	AIC	-8.5841	-5.8108	-5.5666	-6.2074	-7.4564
	SBC	-10.3453	-8.4173	-8.9937	-10.4296	-12.4471
	LM prob[]	1.6546[.181]	.49706[.738]	.52607[.717]	.52476[.718]	.49599[.739]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.3084	-3.0635	-3.9207	-3.1430	-3.1748
	AIC	-9.5731	-5.9823	-4.5805	-5.1491	-5.9390
	SBC	-12.2149	-9.4576	-8.8644	-10.2158	-11.7615
	LM prob[]	1.8310[.144]	1.4021[.254]	.96574[.440]	1.0676[.390]	.96121[.444]

ΙΤΑΛΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.3830	2.5398	2.1749	1.8291	2.3300
	AIC	-371.4633	-360.0915	-351.3307	-344.0526	-334.8115
	SBC	-372.3439	-361.8292	-353.9010	-347.4303	-338.9704
	LM prob[]	2.7472[.042]	1.1962[.329]	1.4211[.248]	3.3206[.022]	1.7697[.161]
Με σταθερά	T-Ratio	-1.8788	-1.2523	-.72982	-.91180	-.90816
	AIC	-370.2279	-360.0804	-351.9370	-344.4735	-335.1876
	SBC	-371.9891	-362.6869	-355.3641	-348.6957	-340.1782
	LM prob[]	2.4682[.062]	.94103[.452]	1.4653[.235]	3.5873[.016]	1.5641[.210]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.8588	-2.0727	-1.7870	-2.0668	-1.4773
	AIC	-370.2535	-359.4248	-351.4638	-343.5182	-335.2454
	SBC	-372.8953	-362.9002	-355.7478	-348.5849	-341.0678
	LM prob[]	2.6138[.051]	.89238[.479]	1.5403[.214]	3.5813[.017]	1.9524[.129]

ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	14.0829	5.8274	3.7967	2.0085	2.6512
	AIC	-3.1746	-4.6123	-4.1111	-2.7495	8.8665
	SBC	-4.0552	-6.3500	-6.6815	-6.1272	4.7076
	LM prob[]	1.3208[.280]	2.3073[.077]	1.2918[.293]	1.1330[.359]	.82746[.518]
Με σταθερά	T-Ratio	-.80026	-.96110	-.52972	-.67306	.80104
	AIC	-2.3580	-3.4765	-3.9771	-2.8661	7.8665
	SBC	-4.1192	-6.0830	-7.4042	-7.0883	2.8758
	LM prob[]	1.0827[.379]	1.4612[.235]	1.2739[.300]	1.8824[.139]	.80264[.533]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.8587	-1.7467	-1.8060	-2.8727	-3.3779
	AIC	-1.6583	-2.9487	-3.2514	.38130	12.9556
	SBC	-4.3001	-6.4240	-7.5354	-4.6853	7.1331
	LM prob[]	2.7934[.041]	2.6627[.049]	2.6521[.051]	.93727[.456]	.94153[.455]

ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	16.4369	4.4329	3.2727	1.4820	2.4197
	AIC	3.6457	3.7309	3.5531	5.4153	-5.7254
	SBC	2.7651	1.9932	.98278	2.0376	-9.8843
	LM prob[]	2.4834[.060]	2.4520[.063]	1.8288[.146]	1.1043[.372]	2.9651[.035]
Με σταθερά	T-Ratio	-1.3271	-1.0549	-.69373	-.85391	-.23484
	AIC	6.0770	4.8395	3.8581	5.4064	-6.3914
	SBC	4.3158	2.2330	.43092	1.1842	-11.3821
	LM prob[]	1.7743[.155]	1.6782[.177]	1.9738[.122]	2.3279[.078]	2.9751[.036]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.4383	-1.7127	-1.7316	-2.9305	-3.7533
	AIC	6.0572	5.3018	4.4328	8.7845	-3.30706
	SBC	3.4154	1.8265	.14891	3.7178	-6.1295
	LM prob[]	3.2195[.023]	2.6004[.053]	2.9401[.035]	.65389[.629]	1.8502[.147]

ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.2426	11.4547	5.1940	8.6468	2.3974
	AIC	-47.0576	-27.2949	-28.1121	-17.1626	-11.2872
	SBC	-47.9382	-29.0326	-30.6825	-20.5403	-15.4461
	LM prob[]	52.1748[.000]	14.3145[.000]	14.7527[.000]	4.3880[.006]	2.5371[.061]
Με σταθερά	T-Ratio	.085023	1.3475[1.1586	2.2461	.31295
	AIC	-48.0142	-28.2422	-29.0821	-18.1022	-12.0943
	SBC	-49.7754	-30.8487	-32.5092	-22.3244	-17.0850
	LM prob[]	50.2822[.000]	14.0479[.000]	14.7976[.000]	4.4182[.006]	2.5932[.057]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-4.8351	-2.6824	-2.8455	-2.9815	-2.4149
	AIC	-39.0353	-25.3318	-25.6825	-13.9966	-9.7633
	SBC	-41.6771	-28.8071	-29.9665	-19.0632	-15.5857
	LM prob[]	23.1809[.000]	9.9245[.000]	9.9052[.000]	5.5406[.002]	3.2774[.025]

ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.1490	-1.2980	-1.1921	-6.8793	-6.9182
	AIC	-11.9127	-9.0828	-10.3201	-8.3829	-9.4655
	SBC	-12.7933	-10.8205	-12.8905	-11.7607	-13.6245
	LM prob[]	2.1279[.096]	.17542[.950]	1.6021[.196]	1.1229[.363]	1.6824[.180]
Με σταθερά	T-Ratio	-3.4379	-3.1826	-3.6472	-2.5392	-2.4297
	AIC	-8.5841	-5.8108	-5.5666	-6.2074	-7.4564
	SBC	-10.3453	-8.4173	-8.9937	-10.4296	-12.4471
	LM prob[]	1.6546[.181]	.49706[.738]	.52607[.717]	.52476[.718]	.49599[.739]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.3084	-3.0635	-3.9207	-3.1430	-3.1748
	AIC	-9.5731	-5.9823	-4.5805	-5.1491	-5.9390
	SBC	-12.2149	-9.4576	-8.8644	-10.2158	-11.7615
	LM prob[]	1.8310[.144]	1.4021[.254]	.96574[.440]	1.0676[.390]	.96121[.444]

ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.3830[2.5398	2.1749	1.8291	2.3300
	AIC	-371.4633	-360.0915	-351.3307	-344.0526	-334.8115
	SBC	-372.3439	-361.8292	-353.9010	-347.4303	-338.9704
	LM prob[]	2.7472[.042]	1.1962[.329]	1.4211[.248]	3.3206[.022]	1.7697[.161]
Με σταθερά	T-Ratio	-1.8788	-1.2523	-.72982	-.91180	-.90816
	AIC	-370.2279	-360.0804	-351.9370	-344.4735	-335.1876
	SBC	-371.9891	-362.6869	-355.3641	-348.6957	-340.1782
	LM prob[]	2.4682[.062]	.94103[.452]	1.4653[.235]	3.5873[.016]	1.5641[.210]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.8588	-2.0727	-1.7870	-2.0668	-1.4773
	AIC	-370.2535	-359.4248	-351.4638	-343.5182	-335.2454
	SBC	-372.8953	-362.9002	-355.7478	-348.5849	-341.0678
	LM prob[]	2.6138[.051]	.89238[.479]	1.5403[.214]	3.5813[.017]	1.9524[.129]

ΟΛΛΑΝΔΙΑ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	3.8424	4.6831	3.0982	2.5072	2.6512
	AIC	-265.8692	-256.7893	-251.0611	-246.3648	8.8665
	SBC	-266.7498	-258.5270	-253.6315	-249.7426	4.7076
	LM prob[]	1.2963[.289]	1.0992[.372]	.25359[.905]	1.2190[.322]	.82746[.518]
Με σταθερά	T-Ratio	-.45109	-1.1323	-.82430	-.99731	.80104
	AIC	-266.3447	-255.8517	-250.9067	-245.9964	7.8665
	SBC	-268.1059	-258.4583	-254.3339	-250.2186	2.8758
	LM prob[]	1.4820[.227]	.91733[.465]	.46899[.758]	2.2608[.085]	.80264[.533]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.5749	-2.0086	-2.1220	-2.3966	-3.3779
	AIC	-264.1520	-255.0403	-249.7178	-244.1885	12.9556
	SBC	-266.7938	-258.5157	-254.0018	-249.2551	7.1331
	LM prob[]	.96019[.441]	.84837[.505]	.43456[.783]	1.7293[.170]	.94153[.455]

ΟΛΛΑΝΔΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	3.6463	4.3399	5.9086	17.2434	2.4197
	AIC	-66.8195	-64.4555	-59.0133	-24.9809	-5.7254
	SBC	-67.7001	-66.1931	-61.5837	-28.3586	-9.8843
	LM prob[]	52.0552[.000]	51.4324[.000]	37.2349[.000]	5.5964[.002]	2.9651[.035]
Με σταθερά	T-Ratio	-.44594	-.54286	-.79126	-.97515	-.23484
	AIC	-67.5136	-64.9545	-58.8192	-17.6021	-6.3914
	SBC	-69.2748	-67.5610	-62.2463	-21.8243	-11.3821
	LM prob[]	63.9223[.000]	65.7230[.000]	38.1122[.000]	4.5211[.005]	2.9751[.036]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-6.7124	-7.3397	-6.3961	-23.0402	-3.7533
	AIC	-52.3974	-47.5475	-44.4075	-1.0719	-3.0706
	SBC	-55.0392	-51.0229	-48.6915	-17.9736	-6.1295
	LM prob[]	21.7957[.000]	34.3063[.000]	19.4496[.000]	5.1540[.003]	1.8502[.147]

ΟΛΛΑΝΔΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.2426	11.4547	5.1940	8.6468	2.3974
	AIC	-47.0576	-27.2949	-28.1121	-17.1626	-11.2872
	SBC	-47.9382	-29.0326	-30.6825	-20.5403	-15.4461
	LM prob[]	52.1748[.000]	14.3145[.000]	14.7527[.000]	4.3880[.006]	2.5371[.061]
Με σταθερά	T-Ratio	.085023	1.3475	1.1586	2.246	.31295
	AIC	-48.0142	-28.2422	-29.0821	-18.1022	-12.0943
	SBC	-49.7754	-30.8487	-32.5092	-22.3244	-17.0850
	LM prob[]	50.2822[.000]	14.0479[.000]	14.7976[.000]	4.4182[.006]	2.5932[.057]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-4.8351	-2.6824	-2.8455	-2.9815	-2.4149
	AIC	-39.0353	-25.3318	-25.6825	-13.9966	-9.7633
	SBC	-41.6771	-28.8071	-29.9665	-19.0632	-15.5857
	LM prob[]	23.1809[.000]	9.9245[.000]	9.9052[.000]	5.5406[.002]	3.2774[.025]

ΟΛΛΑΝΔΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.1490	-1.2980	-1.1921	-0.68793	-0.69182
	AIC	-11.9127	-9.0828	-10.3201	-8.3829	-9.4655
	SBC	-12.7933	-10.8205	-12.8905	-11.7607	-13.6245
	LM prob[]	2.1279[.096]	.17542[.950]	1.6021[.196]	1.1229[.363]	1.6824[.180]
Με σταθερά	T-Ratio	-3.4379	-3.1826	-3.6472	-2.5392	-2.4297
	AIC	-8.5841	-5.8108	-5.5666	-6.2074	-7.4564
	SBC	-10.3453	-8.4173	-8.9937	-10.4296	-12.4471
	LM prob[]	1.6546[.181]	.49706[.738]	.52607[.717]	.52476[.718]	.49599[.739]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.3084	-3.0635	-3.9207	-3.1430	-3.1748
	AIC	-9.5731	-5.9823	-4.5805	-5.1491	-5.9390
	SBC	-12.2149	-9.4576	-8.8644	-10.2158	-11.7615
	LM prob[]	1.8310[.144]	1.4021[.254]	.96574[.440]	1.0676[.390]	.96121[.444]

ΟΛΛΑΝΔΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.3830	2.5398	2.1749	1.8291	2.3300
	AIC	-371.4633	-360.0915	-351.3307	-344.0526	-334.8115
	SBC	-372.3439	-361.8292	-353.9010	-347.4303	-338.9704
	LM prob[]	2.7472[.042]	1.1962[.329]	1.4211[.248]	3.3206[.022]	1.7697[.161]
Με σταθερά	T-Ratio	-1.8788	-1.2523	-.72982	-.91180	-.90816
	AIC	-370.2279	-360.0804	-351.9370	-344.4735	-335.1876
	SBC	-371.9891	-362.6869	-355.3641	-348.6957	-340.1782
	LM prob[]	2.4682[.062]	.94103[.452]	1.4653[.235]	3.5873[.016]	1.5641[.210]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.8588	-2.0727	-1.7870	-2.0668	-1.4773
	AIC	-370.2535	-359.4248	-351.4638	-343.5182	-335.2454
	SBC	-372.8953	-362.9002	-355.7478	-348.5849	-341.0678
	LM prob[]	2.6138[.051]	.89238[.479]	1.5403[.214]	3.5813[.017]	1.9524[.129]

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ΤΙΜΕΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	8.5633	5.1584	5.2913	4.2833	2.4214
	AIC	-41.7745	-42.1012	-40.6385	-40.6887	-36.9677
	SBC	-42.6551	-43.8389	-43.2089	-44.0665	-41.1266
	LM prob[]	3.2521[.022]	3.3436[.020]	1.5962[.198]	2.8023[.042]	2.0733[.109]
Με σταθερά	T-Ratio	2.0600	1.9117	2.8901	2.8873	1.4267
	AIC	-42.0498	-42.4330	-39.6723	-39.5795	-37.4927
	SBC	-43.8110	-45.0395	-43.0995	-43.8017	-42.4834
	LM prob[]	3.5096[.016]	3.2430[.023]	2.9669[.034]	3.8520[.012]	2.7978[.044]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.7882	-1.7087	-1.4376	-1.4068	-1.5226
	AIC	-40.7631	-41.2799	-38.6733	-38.5330	-36.5909
	SBC	-43.4049	-44.7552	-42.9572	-43.5996	-42.4133
	LM prob[]	3.2832[.022]	2.9686[.033]	3.8384[.012]	5.4623[.002]	2.6694[.053]

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ΕΝΟΙΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	5.6727	5.2187	6.7501	11.7428	2.6299
	AIC	-46.0753	-42.7140	-37.4594	-21.4843	-6.4355
	SBC	-46.9559	-44.4516	-40.0297	-24.8621	-10.5944
	LM prob[]	29.3084[.000]	28.6743[.000]	19.0337[.000]	8.0944[.000]	2.4935[.064]
Με σταθερά	T-Ratio	-.16838	.56357	1.0038	2.4044	2.0851
	AIC	-46.8826	-43.7128	-38.4428	-22.4132	-6.5704
	SBC	-48.6438	-46.3193	-41.8699	-26.6354	-11.5611
	LM prob[]	29.1335[.000]	28.2089[.000]	18.3722[.000]	7.6638[.000]	2.2729[.086]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-3.8504	-3.4025	-1.9780	-.74688	-2.8922
	AIC	-41.1098	-38.9550	-37.1697	-22.9325	-2.5431
	SBC	-43.7516	-42.4303	-41.4536	-27.9991	-8.3656
	LM prob[]	53.8061[.000]	14.6847[.000]	13.5088[.000]	7.0795[.000]	4.7857[.005]

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	7.0725	7.0178	4.3992	5.0389	1.8814
	AIC	-44.9662	-41.5525	-42.0191	-39.8717	-31.7165
	SBC	-45.8468	-43.2902	-44.5894	-43.2494	-35.8754
	LM prob[]	10.4218[.000]	4.6978[.004]	7.0508[.000]	5.5457[.002]	1.9256[.132]
Με σταθερά	T-Ratio	.31500	.80731	.64021	.82506	-.42600
	AIC	-45.9095	-42.5408	-42.9916	-40.8018	-32.1016
	SBC	-47.6707	-45.1473	-46.4187	-45.0240	-37.0923
	LM prob[]	10.0635[.000]	4.3629[.006]	6.9090[.000]	5.5845[.002]	2.0971[.107]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-3.0809	-2.5380	-2.6458	-2.2772	-2.7383
	AIC	-42.2087	-40.0444	-40.1766	-38.7810	-29.0723
	SBC	-44.8505	-43.5198	-44.4605	-43.8477	-34.8948
	LM prob[]	7.0310[.000]	4.1548[.008]	6.6217[.001]	5.5600[.002]	3.6140[.017]

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ΕΠΙΤΟΚΙΑ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	-1.8428	-.99242	-1.0586	-.77813	-.87829
	AIC	-10.1324	-6.9212	-8.1612	-9.0499	-9.2235
	SBC	-11.0130	-8.6589	-10.7316	-12.4277	-13.3824
	LM prob[]	2.4822[.060]	.70701[.592]	82926[.516]	.85285[.503]	1.0149[.415]
Με σταθερά	T-Ratio	-2.9570	-2.4604	-2.6503	-2.4814	-2.2309
	AIC	-7.7760	-5.2293	-5.9795	-7.0543	-7.7473
	SBC	-9.5372	-7.8358	-9.4066	-11.2765	-12.7380
	LM prob[]	2.6021[.052]	.62752[.646]	.64407[.635]	.46522[.761]	.14905[.962]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.0353	-2.6360	-2.8699	-3.1906	-2.7078
	AIC	-8.7254	-5.1794	-5.6150	-5.6491	-6.9159
	SBC	-11.3672	-8.6548	-9.8989	-10.7157	-12.7383
	LM prob[]	2.9659[.032]	1.4094[.252]	.96151[.442]	.56979[.687]	.38465[.818]

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ ΑΕΠ

Μορφές Εξίσωσης	DF (ADF)	Χρονικές Υστερήσεις				
		$\rho=0$	$\rho=1$	$\rho=2$	$\rho=3$	$\rho=4$
Χωρίς σταθερά και τάση	T-Ratio	4.4643	3.1179	2.0010	1.6219	1.2381[.224]
	AIC	-293.6941	-287.4211	-280.0664	-274.5396	-268.6447
	SBC	-294.5747	-289.1588	-282.6368	-277.9174	-272.8036
	LM prob[]	1.1918[.330]	1.2026[.327]	.38153[.820]	.51076[.728]	1.3286[.282]
Με σταθερά	T-Ratio	-3.4660	-3.2260	-2.5454	-2.5875	-2.4902
	AIC	-288.2853	-282.8112	-277.4174	-271.7672	-266.0962
	SBC	-290.0465	-285.4177	-280.8446	-275.9894	-271.0868
	LM prob[]	.26276[.900]	.12098[.974]	.30087[.875]	.46294[.762]	.40191[.806]
Με σταθερά και τάση	T-Ratio	-2.3215	-2.2587	-2.1465	-2.4024	-2.7152
	AIC	-288.6650	-283.2368	-277.6971	-271.7402	-265.4441
	SBC	-291.3068	-286.7122	-281.9810	-276.8069	-271.2666
	LM prob[]	.24614[.910]	.15196[.961]	.73211[.577]	.96075[.443]	.30994[.869]

Στους παραπάνω πίνακες έχουμε βρει την καλύτερη μορφή του κάθε υποδείγματος για κάθε μεταβλητή σε καθεμιά από τις 12 χώρες που εξετάζουμε, πάντα με βάση τα κριτήρια που αναφέραμε στην αρχή του ελέγχου. Η μορφή αυτή φαίνεται σε κάθε πίνακα όπου οι τιμές των στατιστικών κριτηρίων της περικλείονται από τα έντονα κελιά. Αυτό που παρατηρήσαμε είναι ότι κατά μεγάλη πλειοψηφία οι χρονικές σειρές παρουσιάζονται ως **μη-στάσιμες**. Οι μόνες χρονικές σειρές για τις οποίες έχουμε t-stat μικρότερο από τις κρίσιμες τιμές MacKinnon είναι:

1. ΑΕΠ Ιρλανδίας
2. Ενοίκια Ιταλίας
3. Επιτόκια Ιταλίας
4. Ενοίκια Λουξεμβούργου
5. Επιτόκια Λουξεμβούργου
6. Ενοίκια Ολλανδίας
7. Επιτόκια Ολλανδίας
8. Επιτόκια Πορτογαλίας

Εφόσον όμως είδαμε ότι οι περισσότερες χρονικές σειρές δεν είναι στάσιμες στα επίπεδα τους θα δημιουργήσουμε τις δεύτερες διαφορές ώστε να ελέγξουμε την ύπαρξη στασιμότητας στις πρώτες διαφορές. Θα χρησιμοποιήσουμε μία ενσωματωμένη εντολή του οικονομετρικού πακέτου MicroFit (ADF) η οποία κάνει έναν συγκεντρωτικό έλεγχο που περιλαμβάνει τα παρακάτω κριτήρια:

- i. Μεγιστοποίηση της λογαριθμικής επιφάνειας.
- ii. Κριτήριο του Akaike
- iii. Κριτήριο του Schwartz
- iv. Κριτήριο των Hannan-Quinn

Οι μορφές υποδειγμάτων που θα εξετάσουμε για τις EU-12 είναι οι εξής:

Τιμές ακινήτων:

$$\Delta^2 P = \delta_0 + \delta_2 \Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \bar{\Delta}^2 P_{t-i} + e_t$$

$$\Delta^2 P = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 \Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \bar{\Delta}^2 P_{t-i} + e_t$$

Ενοίκια:

$$\Delta^2 R = \delta_0 + \delta_2 \Delta R_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \bar{\Delta}^2 R_{t-i} + e_t$$

$$\Delta^2 R = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 \Delta R_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \bar{\Delta}^2 R_{t-i} + e_t$$

Πληθωρισμός

$$\Delta^2 CPI = \delta_0 + \delta_2 \Delta CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \bar{\Delta}^2 CPI_{t-i} + e_t$$

$$\Delta^2 CPI = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 \Delta CPI_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \beta_i \bar{\Delta}^2 CPI_{t-i} + e_t$$

Επιτόκια

$$\Delta^2 INT = \delta_0 + \delta_2 \Delta INT_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \bar{\Delta}^2 INT_{t-i} + e_t$$

$$\Delta^2 INT = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 \Delta INT_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \bar{\Delta}^2 INT_{t-i} + e_t$$

ΑΕΠ

$$\Delta^2 GDP = \delta_0 + \delta_2 \Delta GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \bar{\Delta}^2 GDP_{t-i} + e_t$$

$$\Delta^2 GDP = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 \Delta GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \bar{\Delta}^2 GDP_{t-i} + e_t$$

Ξεκινάμε δίνοντας ένα παράδειγμα για το Βέλγιο:

ΒΕΛΓΙΟ - ΤΙΜΕΣ ΑΚΙΝΗΤΩΝ

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας για την μεταβλητή D2P

Οι παλινδρομήσεις Dickey-Fuller περιλαμβάνουν **σταθερό όρο χωρίς χρονική τάση**

37 παρατηρήσεις χρησιμοποιήθηκαν στην εκτίμηση όλων των ADF παλινδρομήσεων

Δειγματική περίοδος από το 1998Q3 μέχρι το 2007Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.0496	-202.9073	-204.9073	-206.5182	-205.4752
ADF(1)	-7.9019	-197.3644	-200.3644	-202.7808	-201.2163
ADF(2)	-6.5404	-194.8443	-198.8443	-202.0662	-199.9802
ADF(3)	-4.9879	-194.5097	-199.5097	-203.5370	-200.9295
ADF(4)	-4.1400	-194.4876	-200.4876	-205.3203	-202.1914

Κρίσιμη τιμή σε επιπ. σημαντικότητας 95% για τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller = **-2.9422**

LL = Μεγιστοποιημένη Λογαριθμική Πιθανοφάνεια AIC = Κριτήριο Akaike

SBC = Κριτήριο Schwartz

HQC = Κριτήριο Hannan-Quinn

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας για την μεταβλητή D2P

Οι παλινδρομήσεις Dickey-Fuller περιλαμβάνουν **σταθερό όρο με χρονική τάση**

37 παρατηρήσεις χρησιμοποιήθηκαν στην εκτίμηση όλων των ADF παλινδρομήσεων

Δειγματική περίοδος από το 1998Q3 μέχρι το 2007Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.0637	-202.5437	-205.5437	-207.9601	-206.3956
ADF(1)	-7.8712	-197.0397	-201.0397	-204.2615	-202.1755
ADF(2)	-6.5354	-194.4328	-199.4328	-203.4601	-200.8526
ADF(3)	-4.9173	-194.1531	-200.1531	-204.9858	-201.8569
ADF(4)	-3.9877	-194.0898	-201.0898	-206.7280	-203.0775

Κρίσιμη τιμή σε επιπ. σημαντικότητας 95% για τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller= **-3.5348**

LL = Μεγιστοποιημένη Λογαριθμική Πιθανοφάνεια AIC = Κριτήριο Akaike

SBC =Κριτήριο Schwartz HQC = Κριτήριο Hannan-Quinn

Σύμφωνα με τα κριτήρια επιλέγουμε και για τις δύο εναλλακτικές μορφές υποδειγμάτων τις τέσσερις χρονικές υστερήσεις ($p=4$). Στη συνέχεια τρέχουμε την παλινδρόμηση και διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης, οπότε συμπεραίνουμε ότι για $p=4$ έχουμε την καταλληλότερη μορφή υποδείγματος. Επίσης, η τιμή του στατιστικού t μας δηλώνει ότι η χρονική μας σειρά είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές της.

ΒΕΛΓΙΟ - ΕΝΟΙΚΙΑ

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας για την μεταβλητή D2R

Οι παλινδρομήσεις Dickey-Fuller περιλαμβάνουν **σταθερό όρο χωρίς χρονική τάση**

37 παρατηρήσεις χρησιμοποιήθηκαν στην εκτίμηση όλων των ADF παλινδρομήσεων

Δειγματική περίοδος από το 1998Q3 μέχρι το 2007Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.2130	-.18975	-2.1898	-3.8007	-2.7577
ADF(1)	-7.9494	4.6203	1.6203	-.79612	.76837
ADF(2)	-17.2669	30.2415	26.2415	23.0197	25.1056
ADF(3)	-3.4084	33.8138	28.8138	24.7865	27.3940
ADF(4)	-2.8567	33.8144	27.8144	22.9817	26.1107

Κρίσιμη τιμή σε επιπ. σημαντικότητας 95% για τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller= **-2.9422**

LL = Μεγιστοποιημένη Λογαριθμική Πιθανοφάνεια AIC = Κριτήριο Akaike

SBC =Κριτήριο Schwartz HQC = Κριτήριο Hannan-Quinn

Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας για την μεταβλητή D2R

Οι παλινδρομήσεις Dickey-Fuller περιλαμβάνουν **σταθερό όρο με χρονική τάση**

37 παρατηρήσεις χρησιμοποιήθηκαν στην εκτίμηση όλων των ADF παλινδρομήσεων
Δειγματική περίοδος από το 1998Q3 μέχρι το 2007Q3

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.0860	-.17529	-3.1753	-5.5917	-4.0272
ADF(1)	-7.8327	4.6447	.64469	-2.5771	-.49116
ADF(2)	-17.2343	30.6998	25.6998	21.6725	24.2800
ADF(3)	-3.4380	34.1174	28.1174	23.2846	26.4136
ADF(4)	-2.9004	34.1177	27.1177	21.4795	25.1300

Κρίσιμη τιμή σε επιπ. σημαντικότητας 95% για τον επαυξημένο έλεγχο Dickey-Fuller= **-3.5348**

LL = Μεγιστοποιημένη Λογαριθμική Πιθανοφάνεια AIC = Κριτήριο Akaike

SBC =Κριτήριο Schwartz

HQC = Κριτήριο Hannan-Quinn

Σε αυτή την περίπτωση βλέπουμε την πλειοψηφία των κριτηρίων να μας δίνουν μια μορφή υποδείγματος με μία χρονική υστέρηση ως άριστη ($\rho=1$) και για τις δύο εναλλακτικές μορφές υποδειγμάτων (με σταθερό όρο, με σταθερό όρο και χρονική τάση). Επίσης, οι τιμές των t-statistic μας υποδεικνύουν τη στασιμότητα της χρονικής σειράς των ενοικίων. Τέλος, τρέχοντας την παλινδρόμηση παρατηρούμε δεν πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.

Ολοκληρώνοντας τον έλεγχο και για τις υπόλοιπες χώρες παρατηρήσαμε όλες οι χρονικές σειρές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους και δεν παρουσιάζουν πρόβλημα αυτοσυσχέτισης, ενώ οι περισσότερες δεν είναι στάσιμες στα επίπεδά τους.

6. ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον στις χρονικές σειρές, παρουσιάζει ο προσδιορισμός της τάξης ολοκλήρωσης ενός γραμμικού συνδυασμού δύο ή περισσότερων χρονικών σειρών. Πάνω στην ιδέα αυτής της ολοκλήρωσης βασίζεται η έννοια των συνολοκληρωμένων διαδικασιών. Επομένως, αν οι χρονικές σειρές είναι μη-στάσιμες στα επίπεδά τους, μπορούν να ολοκληρωθούν με βαθμό ολοκλήρωσης 1 όταν οι πρώτες διαφορές τους είναι στάσιμες. Οι μεταβλητές αυτές μπορούν επίσης να συνολοκληρωθούν αν υπάρχει ένας ή περισσότεροι γραμμικοί συνδυασμοί μεταξύ τους που είναι στάσιμοι. Αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει μια σταθερή μακροπρόθεσμη γραμμική σχέση μεταξύ τους.

Ένα σύνολο μη-στάσιμων χρονικών σειρών λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένο αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός των χρονικών αυτών σειρών ο οποίος είναι στάσιμος, πράγμα που σημαίνει ότι ο συνδυασμός αυτός δεν παρουσιάζει στοχαστική τάση.

Ο γραμμικός αυτός συνδυασμός των χρονικών σειρών ονομάζεται εξίσωση συνολοκλήρωσης. Η εξίσωση αυτή παριστά τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ των χρονικών αυτών σειρών. Δύο ή περισσότερες χρονικές σειρές είναι δυνατόν να είναι συνολοκληρωμένες όταν είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης. Η εξίσωση της συνολοκλήρωσης είναι:

$$Y_t = \alpha X_t + u_t$$

Ο γραμμικός συνδυασμός των δύο αυτών μεταβλητών (Y , X) είναι στάσιμος, δηλαδή είναι $I(0)$.

$$u_t = Y_t - \alpha X_t$$

Στην περίπτωση αυτή οι παλινδρομήσεις μεταξύ των μεταβλητών αυτών εκφράζονται σε πραγματικές τιμές και όχι σε διαφορές για να έχουν νόημα και δεν είναι πλασματικές αν και οι αρχικές τους μεταβλητές είναι μη-στάσιμες.

Γενικά, αν δύο ή περισσότερες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωμένες έστω d τότε λέμε ότι αυτές συνολοκληρώνονται αν υπάρχει γραμμικός τους συνδυασμός ή διάνυσμα γραμμικών τους συνδυασμών, που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης b μικρότερου βαθμού ολοκλήρωσης ($b < d$) των μεταβλητών αυτών. Δηλαδή αν $Y_t \sim I(1)$, και $X_t \sim I(1)$ τότε λέμε ότι αυτές είναι συνολοκληρωμένες όταν ο γραμμικός τους συνδυασμός u_t είναι στάσιμος $I(0)$. Στην περίπτωση που υπάρχει ένας τέτοιος γραμμικός συνδυασμός μπορούμε να πούμε ότι υπάρχει και μία μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών, αν και οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις τους μπορεί να μη σχετίζονται μεταξύ τους.

Γνωρίζοντας από το προηγούμενο μέρος της μελέτης μας ότι οι χρονικές σειρές που εξετάζουμε είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, με άλλα λόγια είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης, τότε υπάρχει περίπτωση να συνολοκληρώνονται. Η υπόθεση που ελέγχεται είναι η μηδενική της μη συνολοκλήρωσης έναντι της εναλλακτικής που είναι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης (δηλαδή ύπαρξη στάσιμου γραμμικού συνδυασμού):

H_0 : Δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

H_a : Υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών υπάρχουν δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων Harris (1995), Maddala and Kim (1998). Η πρώτη αναφέρεται στις μεθόδους της μίας εξίσωσης και βασίζεται στην εκτίμηση των ελαχίστων τετραγώνων και η δεύτερη σε ένα σύστημα εξισώσεων η οποία βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Στην πρώτη κατηγορία έχουμε τους ελέγχους συνολοκλήρωσης με δύο μεταβλητές και τους ελέγχους με περισσότερες από δύο μεταβλητές. Στη δεύτερη κατηγορία χρησιμοποιούνται οι έλεγχοι που στηρίζονται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων, όπου μπορούμε να προσδιορίσουμε το μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές του υποδείγματος που εξετάζουμε. Η πιο διαδεδομένη μέθοδος από την κατηγορία αυτή είναι η μέθοδος τους Johansen (1988).

6.1 1^ο Υπόδειγμα (διμεταβλητό)

Μεθοδολογία Engle-Granger

Ξεκινάμε τον έλεγχο με την πρώτη κατηγορία μεθόδων χρησιμοποιώντας τα υποδείγματα συνολοκλήρωσης των Engle-Granger (1987). Έχοντας βρει, με τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας, ότι η τάξη ολοκλήρωσης όλων των μεταβλητών είναι η ίδια, εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την εξίσωση (εξίσωση συνολοκλήρωσης) για τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας.

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + u_t$$

ΒΕΛΓΙΟ

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή P

44 παρατηρήσεις για την περίοδο 1996Q4 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής Συντελεστής Τυπικό Σφάλμα T-Ratio[Πιθαν.]

C -2932.9 569.5456 -5.1496[.000]

R 69.2211 6.0466 11.4479[.000]

R-τετράγωνο .75730 R-τετράγωνο- Διορθωμένο .75152

Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης 230.7292 Στατιστική F F(4, 42) 131.0537[.000]

Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής 3575.0 Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ. 462.8698

Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων 2235911 Λογαριθμική Πιθανοφάνεια -300.8246

Κριτήριο Akaike -302.8246 Κριτήριο Schwarz -304.6088

Στατιστική DW .076431

Διαγνωστικά Τεστ

* Στατιστικές Ελέγχων * Προσέγγιση LM * Προσέγγιση F *

* A: Γραμμική Αυτοσυσχέτιση * X^2 (4) = 41.6301[.000]* F(4, 38) = 166.8812[.000]*

* B: Εξειδίκευση * X^2 (1) = 30.2155[.000]* F(1, 41) = 89.8718[.000]*

* C: Κανονικότητα * X^2 (2) = 3.4809[.175]* Μη Εφαρμόσιμο *

* D: Ετεροσκεδαστικότητα * X^2 (1) = 5.3334[.021]* F(1, 42) = 5.7931[.021]*

A: Έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange για την γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων

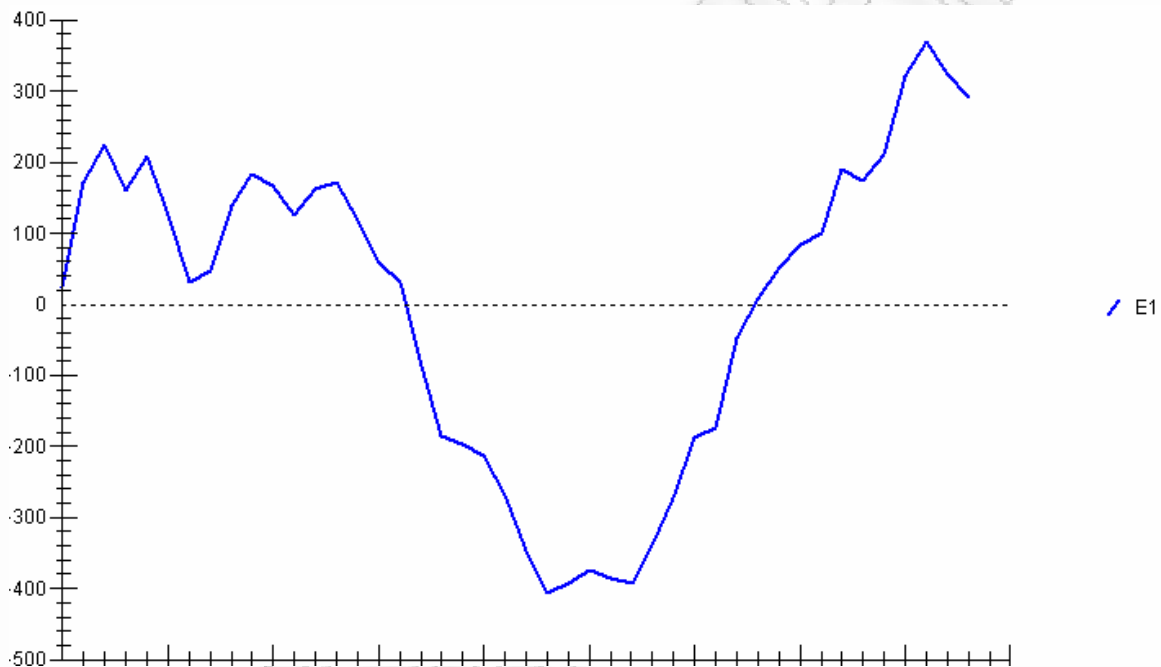
B: Έλεγχος επανακαθορισμού του Ramsey με τη χρήση του τετραγώνου των εκτιμημένων τιμών

C: Βασισμένος στον έλεγχο ασυμμετρίας και κυρτότητας των καταλοίπων

D: Βασισμένος στην παλινδρόμηση των τετραγώνων των καταλοίπων πάνω στα τετράγωνα των εκτιμημένων τιμών

Η παραπάνω παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης είναι η εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Από το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης [1, -2932.9, 69.2211] εκτιμούμε και αποθηκεύουμε τα εκτιμημένα σφάλματα ισορροπίας u_i . Στη συνέχεια εφαρμόζουμε ελέγχους για τη στασιμότητα των καταλοίπων u_i (σφάλματα ισορροπίας).

Ξεκινάμε τον έλεγχο στασιμότητας παρουσιάζοντας τη γραφική παράσταση των καταλοίπων:



Σύμφωνα με τη γραφική παράσταση είναι πιθανό τα κατάλοιπα να είναι στάσιμα στα επίπεδά τους (δηλαδή ολοκληρωμένα μηδενικής τάξης).

Συνεχίζουμε με τη διαδικασία των συντελεστών αυτοσυσχέτισης ελέγχοντας τις κατανομές Box-Pierce και Ljung-Box.

Δείγμα περιόδου 1996Q4 μέχρι 2007Q3

Τάξη	Συντελεστής Αυτοσυσχέτισης	Τυπικό Σφάλμα	Στατιστική Box-Pierce	Στατιστική Ljung-Box
1	.94267	.15076	39.0996[.000]	41.8275[.000]
2	.84911	.25124	70.8227[.000]	76.5719[.000]
3	.74099	.30966	94.9817[.000]	103.6771[.000]
4	.62086	.34763	111.9420[.000]	123.1814[.000]
5	.49760	.37198	122.8365[.000]	136.0313[.000]
6	.36961	.38681	128.8474[.000]	143.3077[.000]
7	.23551	.39476	131.2878[.000]	146.3417[.000]
8	.10221	.39794	131.7475[.000]	146.9291[.000]
9	-.040274	.39853	131.8189[.000]	147.0229[.000]
10	-.17286	.39863	133.1337[.000]	148.8017[.000]
11	-.28649	.40033	136.7450[.000]	153.8358[.000]
12	-.39198	.40496	143.5055[.000]	163.5539[.000]
13	-.48146	.41349	153.7048[.000]	178.6883[.000]
14	-.55075	.42604	167.0511[.000]	199.1526[.000]

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε όσον αφορά τις στατιστικές των Box-Pierce και Ljung-Box ότι όλα τα επίπεδα των πιθανοτήτων είναι μικρότερα του 5%. Επομένως συμπεραίνουμε ότι και οι 14 συντελεστές αυτοσυσχέτισης δεν είναι ίσοι με μηδέν ή ότι τα κατάλοιπα του διανύσματος συνολοκλήρωσης που εξετάζουμε δεν είναι στάσιμα.

Εφαρμόζουμε επίσης τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών στην παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta \bar{u}_t = \delta_2 \bar{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \beta_i \Delta \bar{u}_{t-i} + e_t, \quad \text{όπου } \bar{u}_t \text{ είναι τα εκτιμημένα κατάλοιπα που}$$

έχουμε αποθηκεύσει

Η παραπάνω εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο γιατί τα κατάλοιπα \bar{u}_t που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν. Για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων \bar{u}_t οι Engle-Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές, διαφορετικό από τον πίνακα με τα στατιστικά των ελέγχων Dickey-Fuller.

Οι υποθέσεις που κάνουμε για την εξίσωση αυτή είναι οι παρακάτω:

$H_0: \delta_2=0$, όταν δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \bar{u}_t , δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

$H_0: \delta_2<0$, όταν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \bar{u}_t , δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν $t_{\delta_2} < \tau_\alpha$ (κρίσιμη τιμή)

Εκτιμούμε τα κατάλοιπα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) για $\rho=0\dots 3$ και οι τιμές των t_{δ_2} που παίρνουμε είναι οι εξής

$$\rho=0: t_{\delta_2}=-0.46414$$

$$\rho=1: t_{\delta_2}=-1.3215$$

$$\rho=2: t_{\delta_2}=-1.1964$$

$$\rho=3: t_{\delta_2}=-1.7996$$

Συγκρίνοντας τις παραπάνω τιμές με τις κριτικές τιμές (-4.12, -3.46, -3.13) για αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10% βλέπουμε ότι είναι μεγαλύτερες. Συνεπώς αποδεχόμαστε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή ότι τα σφάλματα (κατάλοιπα) είναι μη-στάσιμα, με άλλα λόγια οι μεταβλητές τιμές και ενοίκια για τη χώρα του Βελγίου δεν συνολοκληρώνονται. Επομένως, σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Engle-Granger δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους.

Μεθοδολογία του Johansen

Ο έλεγχος του Johansen στηρίζεται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων και εφαρμόζοντάς τον μπορούμε να προσδιορίσουμε το μέγιστο αριθμό των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές του υποδείγματος μας.

Πριν ξεκινήσουμε όμως τον έλεγχο, πρέπει να αναφέρουμε τις υποθέσεις που πρέπει να ισχύουν για την εκτίμηση ενός VAR υποδείγματος:

1. Το διάνυσμα των καταλοίπων ενός VAR υποδείγματος έχει μέσο μηδέν/
2. Το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης σε ένα VAR υπόδειγμα έχει σταθερή διακύμανση και δεν υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης.
3. Το σύστημα στο VAR υπόδειγμα είναι στάσιμο, δηλ. το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και η συνδιακύμανση της μιας περιόδου εξαρτάται από την επόμενη.

Αρχικά πρέπει να προσδιορίσουμε την τάξη του VAR υποδείγματος με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας LR

Στατιστικοί Έλεγχοι και Κριτήρια Επιλογής της Τάξης του VAR υποδείγματος

31 παρατηρήσεις για την περίοδο 2000Q1 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος =12

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα:

R R

Λίστα ντετερμινιστικών και/ ή εξωγενών μεταβλητών:

C

Τάξη	LL	AIC	SBC	Έλεγχος LR	Προσαρμ. Έλεγχος LR
13	-39.5531	-93.5531	-132.2708	-----	-----
12	-64.2153	-114.2153	-150.0650	CHSQ(4)= 49.3244[.000]	6.3644[.174]
11	-94.1982	-140.1982	-173.1799	CHSQ(8)= 109.2901[.000]	14.1020[.079]
10	-98.2737	-140.2737	-170.3874	CHSQ(12)= 117.4412[.000]	15.1537[.233]
9	-103.9599	-141.9599	-169.2057	CHSQ(16)= 128.8136[.000]	16.6211[.411]
8	-107.1987	-141.1987	-165.5765	CHSQ(20)= 135.2912[.000]	17.4569[.623]
7	-112.2759	-142.2759	-163.7857	CHSQ(24)= 145.4455[.000]	18.7672[.764]
6	-114.8299	-140.8299	-159.4718	CHSQ(28)= 150.5536[.000]	19.4263[.884]
5	-125.1392	-147.1392	-162.9131	CHSQ(32)= 171.1721[.000]	22.0867[.905]
4	-134.4400	-152.4400	-165.3459	CHSQ(36)= 189.7737[.000]	24.4869[.927]
3	-140.2766	-154.2766	-164.3145	CHSQ(40)= 201.4469[.000]	25.9932[.957]
2	-144.3839	-154.3839	-161.5538	CHSQ(44)= 209.6616[.000]	27.0531[.979]
1	-152.9790	-158.9790	-163.2810	CHSQ(48)= 226.8519[.000]	29.2712[.985]
0	-299.9856	-301.9856	-303.4196	CHSQ(52)= 520.8650[.000]	67.2084[.076]

AIC= Κριτήριο Akaike SBC= Κριτήριο Schwarz

Σύμφωνα με το παραπάνω έλεγχο που έγινε με το κριτήριο της LR και την κατανομή χ^2 , βλέπουμε ότι ο βαθμός του VAR υποδείγματος ισούται με 12.

Στο επόμενο βήμα του ελέγχου, υποθέτουμε ότι οι μεταβλητές που χρησιμοποιούμε έχουν χρονική τάση (από τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας) αλλά οι συνολοκληρωμένες εξισώσεις έχουν μόνο σταθερά. Αυτό αποτελεί προϋπόθεση για να μπορέσουμε να προχωρήσουμε στους ελέγχους της μέγιστης ιδιοτιμής και του ίχνους που θα μας δώσουν τον αριθμό των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων.

Έλεγχος Μέγιστης Ιδιοτιμής

Συνολοκλήρωση με περιορισμούς και χωρίς τάσεις στο VAR υπόδειγμα

Έλεγχος Συνολοκλήρωσης LR βασισμένος στη Μέγιστη Ιδιοτιμή του στοχαστικού πίνακα

32 παρατηρήσεις για την περίοδο 1999Q4 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος = 12.

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα

P R C

Λίστα ιδιοτιμών με φθίνουσα ταξινόμηση:

.84609 .59944 .0000

H₀ H_a Στατιστική Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 95% Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 90%

r = 0 r = 1 59.8851 15.8700 13.8100

r <= 1 r = 2 29.2763 9.1600 7.5300

Χρησιμοποιείτε τον παραπάνω πίνακα για να προσδιορίσετε τον αριθμό των συνολοκλ. δ/των

Έλεγχος Ίχνους

Συνολοκλήρωση με περιορισμούς και χωρίς τάσεις στο VAR υπόδειγμα

Έλεγχος Συνολοκλήρωσης LR βασισμένος στο Ίχνος του στοχαστικού πίνακα

32 παρατηρήσεις για την περίοδο 1999Q4 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος = 12.

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα

P R C

Λίστα ιδιοτιμών με φθίνουσα ταξινόμηση:

.84609 .59944 .0000

H₀ H_a Στατιστική Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 95% Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 90%

r = 0 r >= 1 89.1613 20.1800 17.8800

r <= 1 r = 2 29.2763 9.1600 7.5300

Χρησιμοποιείτε τον παραπάνω πίνακα για να προσδιορίσετε τον αριθμό των συνολοκλ. δ/των

Από τα αποτελέσματα των παραπάνω ελέγχων διαπιστώνουμε ότι σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, υπάρχουν δύο συνολοκληρωμένα διανύσματα τα οποία παρουσιάζονται παρακάτω:

Εκτιμημένα Διανύσματα Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο του Johansen (κανονικοποιήσεις στις παρενθέσεις)

*

32 παρατηρήσεις για την περίοδο 1999Q4 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος = 12, Επιλογή r = 2.

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα

P R C

	Διάνυσμα 1	Διάνυσμα 2
P	.0012855 (-1.0000)	-.0039064 (-1.0000)
R	-.25130 (195.4969)	.36554 (93.5744)
Σταθερά	13.1602 (-10237.8)	-16.0364 (-4105.1)

ή σε πιο απλή μορφή:

1. $P_t = 10237.8 - 195.4969 * R_t$
2. $P_t = 4105.1 - 93.5744 * R_t$

Όμως, κανένα από τα παραπάνω διανύσματα δεν συμφωνεί με την οικονομική θεωρία - από την οποία γνωρίζουμε υπάρχει θετική σχέση μεταξύ τιμών και ενοικίων - συνεπώς καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές μας δεν συνολοκληρώνονται, κοινώς δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους. Επομένως, δεν θα προχωρήσουμε στην εφαρμογή του μηχανισμού διόρθωσης σφάλματος, αφού προφανώς δεν υπάρχει ούτε βραχυχρόνια σχέση μεταξύ των δύο υπό εξέταση μεγεθών για τη χώρα του Βελγίου.

Στη συνέχεια εξετάζουμε και τις υπόλοιπες 11 χώρες εφαρμόζοντας και τους δυο ελέγχους που αναφέραμε παραπάνω. Καταλήξαμε στο ότι οι τιμές και τα ενοίκια έχουν μακροχρόνια σχέση στις εξής χώρες: Γαλλία, Ιρλανδία, Λουξεμβούργο, Πορτογαλία. Τα διανύσματα συνολοκλήρωσης είναι τα παρακάτω:

Γαλλία: $P_t = 0.83621 * R_t - 167.79$

Ιρλανδία: 1) $P_t = 0.0995 * R_t - 108.82$, 2) $P_t = 1.667 * R_t - 267.98$

Λουξεμβούργο: $P_t = 1.0025 * R_t - 0.0469$

Πορτογαλία: $P_t = 2.067 * R_t - 240.60$

6.2 2^ο Υπόδειγμα (5 μεταβλητές)

Μεθοδολογία Engle-Granger

Ξεκινάμε τον έλεγχο με την πρώτη κατηγορία μεθόδων χρησιμοποιώντας τα υποδείγματα συνολοκλήρωσης των Engle-Granger (1987). Έχοντας βρει, με τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας, ότι η τάξη ολοκλήρωσης όλων των μεταβλητών είναι η ίδια, εκτιμούμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την εξίσωση (εξίσωση συνολοκλήρωσης) για τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Δίνουμε σαν παράδειγμα την παλινδρόμηση για τη χώρα του Λουξεμβούργου:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 INT_t + \beta_4 GDP_t + u_t$$

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή P

44 παρατηρήσεις για την περίοδο 1996Q4 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
C	-.76368	1.0569	-.72255[.474]
R	.99306	.015896	62.4723[.000]
CPI	.016986	.019933	.85215[.399]
INT	.016956	.020128	.84239[.405]
GDP	-.9647E-5	.1613E-4	-.59803[.553]

R-τετράγωνο	.99984	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.99983
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	.095526	Στατιστική F F(4, 39)	61621.4[.000]
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	92.8268	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	7.2330
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	.35588	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	43.5481
Κριτήριο Akaike	38.5481	Κριτήριο Schwarz	34.0877
Στατιστική DW	2.1523		

Διαγνωστικά Τεστ

* Στατιστικές Ελέγχων * Προσέγγιση LM * Προσέγγιση F *

* A: Γραμμική Αυτοσυσχέτιση * X^2 (4) = 2.9647[.564]* F(4, 35) = .63216[.643]*

* B: Εξειδίκευση * X^2 (1) = 1.2344[.267]* F(1, 38) = 1.0968[.302]*

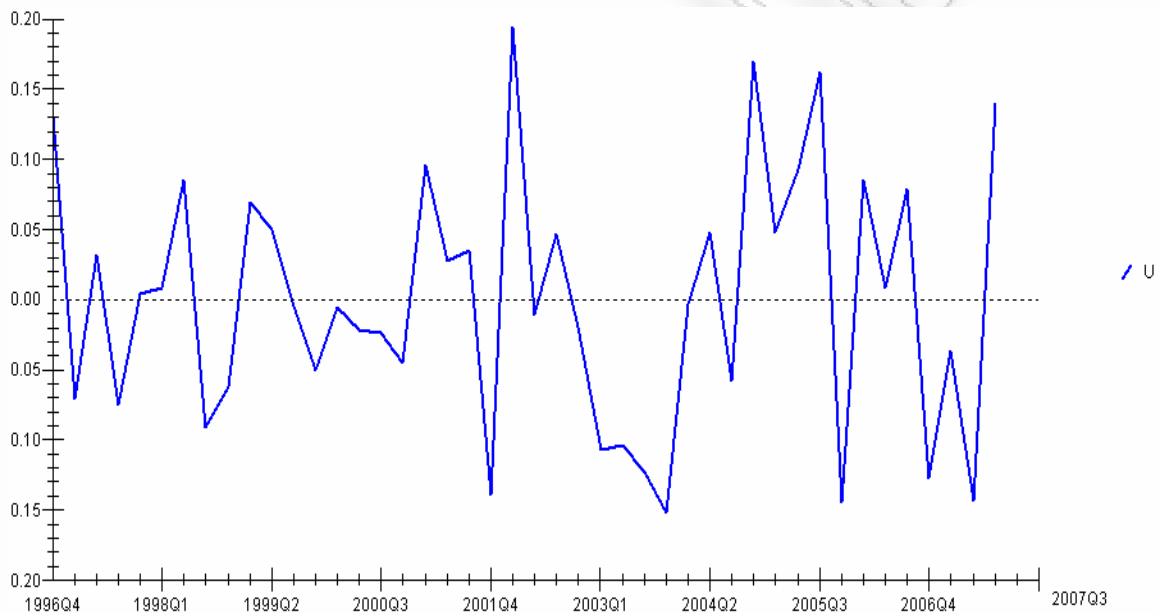
* C: Κανονικότητα * X^2 (2) = 1.0817[.582]* Μη Εφαρμόσιμο *

* D: Ετεροσκεδαστικότητα * X^2 (1) = 5.2399[.022]* F(1, 42) = 5.6779[.022]*

- A: Έλεγχος του πολλαπλασιαστή Lagrange για την γραμμική αυτοσυσχέτιση των καταλοίπων
- B: Έλεγχος επανακαθορισμού του Ramsey με τη χρήση του τετραγώνου των εκτιμημένων τιμών
- C: Βασισμένος στον έλεγχο ασυμμετρίας και κυρτότητας των καταλοίπων
- D: Βασισμένος στην παλινδρόμηση των τετραγώνων των καταλοίπων πάνω στα τετράγωνα των εκτιμημένων τιμών

Η παραπάνω παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης είναι η εκτιμημένη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Από το διάνυσμα της συνολοκλήρωσης [1, -.76368, .99306, .016986, .016956, -.9647E-5] εκτιμούμε και αποθηκεύουμε τα εκτιμημένα σφάλματα ισορροπίας u_t . Στη συνέχεια εφαρμόζουμε ελέγχους για τη στασιμότητα των καταλοίπων u_t (σφάλματα ισορροπίας).

Ξεκινάμε τον έλεγχο στασιμότητας παρουσιάζοντας τη γραφική παράσταση των καταλοίπων:



Σύμφωνα με τη γραφική παράσταση είναι πιθανό τα κατάλοιπα να είναι στάσιμα στα επίπεδά τους (δηλαδή ολοκληρωμένα μηδενικής τάξης).

Συνεχίζουμε με τη διαδικασία των συντελεστών αυτοσυσχέτισης ελέγχοντας τις κατανομές Box-Pierce και Ljung-Box.

Δείγμα Περίοδου 1996Q4 μέχρι 2007Q3

Τάξη	Συντελεστής Αυτοσυσχέτισης	Τυπικό Σφάλμα	Στατιστική Box-Pierce	Στατιστική Ljung-Box
1	-.12741	.15076	.71425[.398]	.76408[.382]
2	.19677	.153182	.4179[.299]	2.6300[.268]
3	-.13438	.158823	.2125[.360]	3.5214[.318]
4	.035939	.16139	3.2693[.514]	3.5868[.465]
5	-.10926	.16157	3.7945[.579]	4.2063[.520]
6	-.087536	.16324	4.1317[.659]	4.6144[.594]
7	-.34746	.16430	9.4438[.222]	11.2187[.129]
8	-.081117	.18023	9.7333[.284]	11.5886[.171]
9	-.023848	.18106	9.7583[.370]	11.6215[.235]
10	-.21833	.18113	11.8558[.295]	14.4592[.153]
11	.19287	.18702	13.4925[.262]	16.7407[.116]
12	.023242	.19148	13.5162[.333]	16.7748[.158]
13	.14273	.19155	14.4126[.345]	18.1050[.154]
14	.075557	.19395	14.6638[.402]	18.4902[.185]

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε όσον αφορά τις στατιστικές των Box-Pierce και Ljung-Box ότι οι εκτιμημένοι συντελεστές αυτοσυσχέτισης που παρουσιάζονται μέχρι και την 14^η χρονική υστέρηση (k=14). Επίσης, όσον αφορά στις στατιστικές Box-Pierce και Ljung-Box όλα τα επίπεδα των πιθανοτήτων είναι μεγαλύτερα του 5%. Επομένως συμπεραίνουμε ότι και οι 14 συντελεστές αυτοσυσχέτισης είναι ίσοι με μηδέν ή ότι τα κατάλοιπα του διανύσματος συνολοκλήρωσης που εξετάζουμε είναι στάσιμα.

Εφαρμόζουμε επίσης τη μεθοδολογία των μοναδιαίων ριζών στην παρακάτω εξίσωση:

$$\Delta \bar{u}_t = \delta_2 \bar{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \beta_i \Delta \bar{u}_{t-i} + e_t, \quad \text{όπου } \bar{u}_t \text{ είναι τα εκτιμημένα κατάλοιπα που}$$

έχουμε αποθηκεύσει

Η παραπάνω εξίσωση δεν περιλαμβάνει σταθερό όρο γιατί τα κατάλοιπα \bar{u}_t που προκύπτουν από τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων είναι γύρω από το μηδέν. Για τον έλεγχο της στασιμότητας των καταλοίπων \bar{u}_t οι Engle-Granger παρουσίασαν έναν πίνακα με κρίσιμες τιμές, διαφορετικό από τον πίνακα με τα στατιστικά των ελέγχων Dickey-Fuller.

Οι υποθέσεις που κάνουμε για την εξίσωση αυτή είναι οι παρακάτω:

$H_0: \delta_2=0$, όταν δεν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \bar{u}_t , δηλαδή δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

$H_0: \delta_2 < 0$, όταν υπάρχει στασιμότητα στα κατάλοιπα \bar{u}_t , δηλαδή υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών.

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν $t_{\delta_2} < \tau_\alpha$ (κρίσιμη τιμή)

Εκτιμούμε τα κατάλοιπα με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) για $\rho=0...4$ και οι τιμές των t_{δ_2} που παίρνουμε είναι οι εξής

$$\rho=0: t_{\delta_2} = -7.3910$$

$$\rho=1: t_{\delta_2} = -3.7966$$

$$\rho=2: t_{\delta_2} = -3.5365$$

$$\rho=3: t_{\delta_2} = -2.8539$$

Συγκρίνοντας τις παραπάνω τιμές με τις κριτικές τιμές (-4.12, -3.46, -3.13) για αντίστοιχα επίπεδα σημαντικότητας 1%, 5%, 10% βλέπουμε ότι μέχρι και στην 2^η χρονική υστέρηση είναι μεγαλύτερες. Συνεπώς απορρίπτουμε την μηδενική υπόθεση, δηλαδή ότι τα σφάλματα (κατάλοιπα) είναι μη-στάσιμα, με άλλα λόγια λέμε οι μεταβλητές τιμές και ενοίκια για τη χώρα του Λουξεμβούργου συνολοκληρώνονται. Επομένως, σύμφωνα με τη μεθοδολογία των Engle-Granger υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους.

Μεθοδολογία του Johansen

Αρχικά πρέπει να προσδιορίσουμε την τάξη του VAR υποδείγματος με τη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας LR

Στατιστικοί Έλεγχοι και Κριτήρια Επιλογής της Τάξης του VAR υποδείγματος

38 παρατηρήσεις για την περίοδο 1998Q2 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος = 6

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα:

P R CPI INT GDP

Λίστα ντετερμινιστικών και/ ή εξωγενών μεταβλητών:

C

Τάξη	LL	AIC	SBC	Έλεγχος LR	Προσαρμ. Έλεγχος LR
6	1.5847	-153.4153	-280.3283	-----	-----
5	-85.1183	-215.1183	-321.5614	CHSQ(25)= 173.4059[.000]	31.9432[.160]
4	-143.0334	-248.0334	-334.0067	CHSQ(50)= 289.2361[.000]	53.2803[.349]
3	-172.0934	-252.0934	-317.5969	CHSQ(75)= 347.3562[.000]	63.9867[.814]
2	-204.0627	-259.0627	-304.0963	CHSQ(100)= 411.2947[.000]	75.7648[.966]
1	-230.6409	-260.6409	-285.2046	CHSQ(125)= 464.4510[.000]	85.5568[.997]
0	-476.7537	-481.7537	-485.8477	CHSQ(150)= 956.6768[.000]	176.2299[.070]

AIC= Κριτήριο Akaike SBC= Κριτήριο Schwarz

Σύμφωνα με τον παραπάνω έλεγχο που έγινε με το κριτήριο LR και την κατανομή χ^2 , βλέπουμε ότι ο βαθμός του VAR υποδείγματος ισούται με 5.

Στο επόμενο βήμα του ελέγχου, υποθέτουμε ότι οι μεταβλητές που χρησιμοποιούμε έχουν χρονική τάση (από τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας) αλλά οι συνολοκληρωμένες εξισώσεις έχουν μόνο σταθερά. Αυτό αποτελεί προϋπόθεση για να μπορέσουμε να προχωρήσουμε στους ελέγχους της μέγιστης ιδιοτιμής και του ίχνους που θα μας δώσουν τον αριθμό των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων.

Έλεγχος Μέγιστης Ιδιοτιμής

Συνολοκλήρωση με περιορισμούς και χωρίς τάσεις στο VAR υπόδειγμα

Έλεγχος Συνολοκλήρωσης LR βασισμένος στη Μέγιστη Ιδιοτιμή του στοχαστικού πίνακα

38 παρατηρήσεις για την περίοδο 1998Q2 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος = 5

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα

P R CPI INT GDP

Λίστα ιδιοτιμών με φθίνουσα ταξινόμηση:

.80323 .65673 .45339 .38194 .28648 .0000

H_0	H_a	Στατιστική	Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 95%	Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 90%
$r = 0$	$r = 1$	63.4031	34.4000	31.7300
$r \leq 1$	$r = 2$	41.7002	28.2700	25.8000
$r \leq 2$	$r = 3$	23.5564	22.0400	19.8600
$r \leq 3$	$r = 4$	18.7656	15.8700	13.8100
$r \leq 4$	$r = 5$	13.1643	9.1600	7.5300

Χρησιμοποιείστε τον παραπάνω πίνακα για να προσδιορίσετε τον αριθμό των συνολοκλ. δ/των

Έλεγχος Ίχνους

Συνολοκλήρωση με περιορισμούς και χωρίς τάσεις στο VAR υπόδειγμα

Έλεγχος Συνολοκλήρωσης LR βασισμένος στο Ίχνος του στοχαστικού πίνακα

38 παρατηρήσεις για την περίοδο 1998Q2 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος = 5

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα

P R CPI INT GDP

Intercept

Λίστα ιδιοτιμών με φθίνουσα ταξινόμηση:

.80323 .65673 .45339 .38194 .28648 .0000

H_0	H_a	Στατιστική	Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 95%	Κρίσιμη τιμή σε δ.ε. 90%
$r = 0$	$r \geq 1$	160.5896	75.9800	71.8100
$r \leq 1$	$r \geq 2$	97.1865	53.4800	49.9500
$r \leq 2$	$r \geq 3$	55.4864	34.8700	31.9300
$r \leq 3$	$r \geq 4$	31.9299	20.1800	17.8800
$r \leq 4$	$r = 5$	13.1643	9.1600	7.5300

Χρησιμοποιείστε τον παραπάνω πίνακα για να προσδιορίσετε τον αριθμό των συνολοκλ. δ/των

Οι δύο παραπάνω έλεγχοι συμφωνούν στην ύπαρξη πέντε ($r=5$) συνολοκληρωμένων διανυσμάτων τα οποία παρουσιάζονται παρακάτω:

Εκτιμημένα Διανύσματα Συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο του Johansen (κανονικοποιήσεις στις παρενθέσεις)

38 παρατηρήσεις για την περίοδο 1998Q2 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος = 6
Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο συνολοκληρωμένο διάνυσμα

P	R	CPI	INT	GDP	
	Διάνυσμα 1	Διάνυσμα 2	Διάνυσμα 3	Διάνυσμα 4	Διάνυσμα 5
P	4.6956 (-1.0000)	8.7786 (-1.0000)	8.0462 (-1.0000)	-7.9708 (-1.0000)	-6.7765 (-1.0000)
R	-4.4483 (.94733)	-8.9792 (1.0228)	-7.7624 (.96474)	7.6937 (.96523)	.85690 (1.2645)
CPI	.17095 (-.036405)	.072805 (-.0082935)	-.38531 (.047888)	.065173 (.0081764)	-.30761 (-.45394)
INT	.44112 (-.093943)	.022455 (-.0025579)	-.26777 (.033279)	-.14494 (-.018183)	-.075406 (-.11128)
GDP	-.5763E-3 (.1227E-3)	.5276E-4 (-.6010E-5)	.9506E-4 (-.1181E-4)	.3021E-3 (.3790E-4)	.1577E-3 (.2327E-3)
Σταθερά	40.6437 (2.0508)	36.0171 (741.6273)	-1.5832 (.19002)	50.1928 (-6.8085)	12.3749 (18.2615)

ή σε πιο απλή μορφή:

- $P_t = -2.0508 - 0.94733R_t + 0.036405CPI_t + 0.093943INT_t - 0.1227E-3GDP_t$
- $P_t = -741.6273 - 1.0228R_t + 0.0082935CPI_t + 0.0025579INT_t + 0.6010E-5GDP_t$
- $P_t = -0.19002 - 0.96474R_t - 0.047888CPI_t - 0.033279INT_t + 0.1181E-4GDP_t$
- $P_t = +6.8085 - 0.96523R_t - 0.0081764CPI_t + 0.018183INT_t - 0.3790E-4GDP_t$
- $P_t = +3.2844 - 1.2645R_t + 0.45394CPI_t + 0.11128INT_t - 0.2327E-3GDP_t$

Παρατηρούμε όμως ότι κανένα από τα παραπάνω διανύσματα δεν συμφωνεί με την οικονομική θεωρία - από την οποία γνωρίζουμε ότι υπάρχει θετική σχέση μεταξύ τιμών και ενοικίων και αρνητική μεταξύ τιμών και επιτοκίων. Συνεπώς καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές μας δεν συνολοκληρώνονται για τη χώρα του Λουξεμβούργου ή με άλλα λόγια δεν υπάρχει μακροχρόνια σχέση μεταξύ τους.

Στη συνέχεια εξετάζουμε και τις υπόλοιπες 11 χώρες εφαρμόζοντας τους ελέγχους που αναφέραμε παραπάνω και παρουσιάζουμε τα συνολοκληρωμένα διανύσματα που προέκυψαν από την ανάλυση μας.

ΓΑΛΛΙΑ

$$P = -967.4 + 17.7R + 5.1CPI - 8.66INT - 0.004GDP$$

ΓΕΡΜΑΝΙΑ

$$P = -70.74 + 2.047R - 1.91CPI - 1.36INT - 0.068 GDP$$

ΔΑΝΙΑ

i. $P = -450.46 + 69.92R - 37.96CPI - 20.81INT - 0.006GDP$

ii. $P = 613.13 + 11.97R - 17.71CPI - 9.89INT - 0.0043 GDP$

ΕΛΛΑΔΑ

$$P = -133.95 + 0.76R + 1.1CPI - 0.73INT - 0.087 GDP$$

ΟΛΛΑΝΔΙΑ

$$P = 4708.2 + 18.12R - 180.26CPI - 105.44INT + 0.043GDP$$

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

$$P = 96.88 + 4.4R - 5.37CPI - 4.32INT + 0.0061GDP$$

7. ΜΗΧΑΝΙΣΜΟΣ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΣΦΑΛΜΑΤΟΣ

Η μέθοδος της συνολοκλήρωσης είναι ένας τρόπος με τον οποίο μπορούμε να εκτιμήσουμε τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Οι Engle-Granger (1987) έχουν δείξει ότι αν δύο μεταβλητές Y και X είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών. Βραχυχρόνια όμως οι μεταβλητές αυτές μπορεί να βρίσκονται σε ανισορροπία. Η βραχυχρόνια αυτή σχέση ανισορροπίας μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών μπορεί να διατυπωθεί με ένα υπόδειγμα που ονομάζεται *υπόδειγμα διόρθωσης λαθών* (ECM). Το σφάλμα ισορροπίας (ανισορροπίας) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να συνενώσει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια περίοδο. Η μέθοδος που χρησιμοποιείται για τη συνένωση αυτή λέγεται μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Mechanism). Η συνάρτηση που προκύπτει για να συνδέσει τη βραχυχρόνια και τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$\Delta Y_t = \text{lagged} (\Delta Y_t, \Delta X_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + e_t$$

όπου το u_{t-1} είναι το σφάλμα ισορροπίας και αναφέρεται στην προσαρμογή ως προς τη μακροχρόνια ισορροπία.

$-1 < \lambda < 0$, είναι ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής

e_t , είναι ο λευκός θόρυβος

ΔY_t , ΔX_t είναι οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών Y_t και X_t οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, ενώ το σφάλμα ισορροπίας u_t είναι ολοκληρωμένο μηδενικής τάξης. Άρα, μπορούμε να εκτιμήσουμε με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων την παραπάνω συνάρτηση.

Αν οι μεταβλητές Y_t , X_t είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$, τότε οι πρώτες διαφορές τους ΔY_t , ΔX_t είναι ολοκληρωμένες μηδενικής τάξης $I(0)$, δηλαδή το αριστερό μέλος της παραπάνω συνάρτησης είναι μηδενικής τάξης $I(0)$. Για να έχει νόημα η παραπάνω συνάρτηση θα πρέπει και το δεξί μέλος να είναι μηδενικής τάξης $I(0)$ πράγμα

που σημαίνει ότι το σφάλμα ισορροπίας u_{t-1} θα πρέπει να είναι μηδενικής τάξης, δηλαδή οι μεταβλητές της συνάρτησης να συνολοκληρώνονται.

Για να εκτιμηθεί ένα δυναμικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα πρέπει να συμπεριλάβουμε και το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η εξειδίκευση του υποδείγματος διόρθωσης λαθών αναγκάζει τη μακροπρόθεσμη συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών να συγκλίνει προς τη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ παράλληλα διευθετεί τη βραχυχρόνια δυναμική. Η δυναμική εξειδίκευση του υποδείγματος προτείνει τη διαγραφή των μη στατιστικά σημαντικών μεταβλητών μέχρι να επιτευχθεί μία παλινδρόμηση με όλους τους συντελεστές στατιστικά σημαντικούς.

Ένα υποσύνολο των μεταβλητών ελέγχεται για να εξακριβωθεί αν είναι στατιστικά σημαντικές, έτσι ώστε να διαπιστωθεί αν μπορούν να διαγραφούν από το υπόδειγμα. Τέτοιοι σχετικοί στατιστικοί έλεγχοι περιλαμβάνουν το στατιστικό F και το στατιστικό δείκτη της λογαριθμικής πιθανότητας (log-likelihood). Κάθε μία από τις μη στατιστικά σημαντικές μεταβλητές διαγράφεται από το γενικό δυναμικό υπόδειγμα, ενώ παράλληλα διατηρείται ο όρος της διόρθωσης του σφάλματος ο οποίος πρέπει να είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Ο στατιστικά σημαντικός συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος μετρά την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα. Η χρησιμοποίηση όλων των διαγνωστικών ελέγχων είναι απαραίτητη για την καταλληλότητα των υποδειγμάτων διόρθωσης λαθών.

Η εκτίμηση ενός υποδείγματος διόρθωσης λαθών μπορεί να γίνει σε δύο στάδια σύμφωνα με τους Engle-Granger αφού βέβαια προηγουμένως έχει γίνει ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης.

Οι Engle-Granger προτείνουν την παρακάτω διαδικασία:

- Στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η συνάρτηση συνολοκλήρωσης $Y_t = a_0 + a_1 X_t + u_t$ με OLS και υπολογίζουμε τα κατάλοιπα $\bar{u}_t = Y_t - \bar{a}_0 - \bar{a}_1 X_t$

- Στο δεύτερο στάδιο τα αληθινά λάθη ισορροπίας αντικαθίστανται με τα εκτιμημένα κατάλοιπα, οπότε γίνεται η εκτίμηση της εξίσωσης:

$$\Delta Y_t = \text{lagged} (\Delta Y_t, \Delta X_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + e_t$$

με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Το υπόδειγμα αυτό είναι δυναμικό σε αντίθεση με την παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης όπου έχουμε στατικό υπόδειγμα. Επειδή η υστέρηση του σφάλματος ισορροπίας u_{t-1} δεν είναι γνωστή, το υπόδειγμα δεν μπορεί να εκτιμηθεί άμεσα. Για το λόγο αυτό προτείνεται η αντικατάσταση του u_t από την εκτίμηση του πρώτου σταδίου χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του στατικού υποδείγματος της συνολοκληρωμένης εξίσωσης.

Για τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων στις μεταβλητές με τις πρώτες διαφορές που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα χρησιμοποιούνται τα κριτήρια των Akaike (AIC) και Schwartz (SBC), καθώς και όλοι οι στατιστικοί και διαγνωστικοί έλεγχοι για την καταλληλότητα του παραπάνω υποδείγματος.

Εδώ θα πρέπει να αναφέρουμε το πρόβλημα της κανονικοποίησης που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών, το οποίο μαζί με το πρόβλημα της μη μοναδικότητας των σχέσεων συνολοκλήρωσης αποτελούν τα βασικά μειονεκτήματα της μεθοδολογίας των Engle-Granger που εξετάζουμε.

7.1 1^ο Υπόδειγμα (διμεταβλητό)

Στο προηγούμενο μέρος της εργασίας μας, διαπιστώσουμε σχέσεις συνολοκλήρωσης (μακροχρόνια σχέση ισορροπίας) για τις εξής χώρες:

- Γαλλία
- Ιρλανδία
- Λουξεμβούργο
- Πορτογαλία

Συνεπώς ξεκινάμε τη διαδικασία διόρθωσης σφάλματος σε δύο στάδια εξετάζοντας πρώτα τη Γαλλία

Γαλλία

1^ο στάδιο:

- Τρέχουμε την παλινδρόμηση $P_t = a_0 + a_1 R_t + u_t$ και υπολογίζουμε τα εκτιμημένα κατάλοιπα $\bar{u}_t = P_t - \bar{a}_0 - \bar{a}_1 R_t$
- Στη συγκεκριμένη περίπτωση είναι $\bar{u}_t = P_t - 471.8479 + 5.6309 * X_t$

2^ο στάδιο:

- Εκτιμούμε την εξίσωση $\Delta P_t = \text{lagged} (\Delta P_t, \Delta R_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + e_t$

Εξετάζουμε τη στατιστική σημαντικότητα των συντελεστών της παλινδρόμησης καθώς και του όρου διόρθωσης σφάλματος λ που πρέπει επίσης να είναι $-1 < \lambda < 0$, για όλους τους δυνατούς συνδυασμούς χρονικών υστερήσεων των $\Delta P_t, \Delta R_t$. Έχοντας εξετάσει επίσης τα διάφορα κριτήρια (F-stat, AIC, SBC) καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι η καταλληλότερη μορφή του υποδείγματος διόρθωσης σφάλματος είναι η παρακάτω:

$$\Delta P_t = \beta_1 \Delta P_{t-1} + \beta_2 \Delta P_{t-2} + \gamma_1 \Delta R_{t-3} + \lambda u_{t-1} + e_t$$

Ύστερα από την εκτίμηση της βρίσκουμε ότι η τιμή του όρου διόρθωσης σφάλματος είναι $\lambda = -0.11626$ και επίσης είναι και στατιστικά σημαντικός. Η τιμή του λ όπως προαναφέραμε δείχνει την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα.

Συνεχίζοντας για τις υπόλοιπες χώρες βρίσκουμε ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος για τις χώρες Ιρλανδία και Πορτογαλία είναι μη στατιστικά σημαντικός, ενώ για το Λουξεμβούργο η τιμή του είναι $\lambda = -1,3913$. Όμως είναι εκτός των επιτρεπτών ορίων ($0 < \lambda < 1$), οπότε για το σύνολο των τριών αυτών χωρών ο μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος δεν μπορεί να εφαρμοστεί.

7.2 2^ο Υπόδειγμα (5 μεταβλητές)

Όσον αφορά στο πολυμεταβλητό υπόδειγμά μας είδαμε ότι υπάρχουν σχέσεις συνολοκλήρωσης (μακροχρόνια σχέση ισορροπίας) για τις εξής χώρες:

- Γαλλία
- Γερμανία
- Δανία
- Ελλάδα
- Ολλανδία
- Πορτογαλία

Εφαρμόζουμε και εδώ την ίδια ακριβώς διαδικασία και βρίσκουμε ότι για τις χώρες Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Πορτογαλία ο συντελεστής λ είναι μη-στατιστικά

σημαντικός. Αντίθετα για τις χώρες Δανία και Ολλανδία τα υποδείγματα διόρθωσης σφάλματος είναι τα παρακάτω:

$$\underline{\text{Δανία:}} \Delta P_t = \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_i \text{CPI}_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \varepsilon_i \text{INT}_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \zeta_i \text{GDP}_{t-i} + \lambda u_{t-1} + e_t$$

$$\underline{\text{Ολλανδία:}} \Delta P_t = \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta_i \text{CPI}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \varepsilon_i \text{INT}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \zeta_i \text{GDP}_{t-i} + \lambda u_{t-1} + e_t$$

8. ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ

Ένα από τα βασικά προβλήματα που υπάρχουν στην εξειδίκευση ενός υποδείγματος είναι να προσδιοριστεί η κατεύθυνση που μία μεταβλητή προκαλεί μία άλλη σε μία εξίσωση παλινδρόμησης. Με άλλα λόγια κατά πόσο μία μεταβλητή αιτιάζει μία άλλη ή αιτιάζεται από αυτή ή και είναι ανεξάρτητη από τις άλλες. Στην οικονομική επιστήμη μία τέτοια σχέση είναι σχεδόν αδύνατο να καθοριστεί εκ των προτέρων. Για το λόγο αυτό στα οικονομικά πολλές φορές θεωρούμε εκ των προτέρων δεδομένη μία συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αποτελέσματος προκειμένου να εφαρμόσουμε τις κλασικές οικονομετρικές μεθόδους εκτίμησης ενός υποδείγματος.

Αν έχουμε δύο μεταβλητές X και Y και σύμφωνα με την οικονομική θεωρία η μεταβλητή X προσδιορίζει τη συμπεριφορά της Y , το ερώτημα που τίθεται είναι αν πράγματι μια τέτοια σχέση υπάρχει. Η διαδικασία που κάνουμε για να απαντήσουμε στο ερώτημα αυτό είναι να παλινδρομήσουμε τη μεταβλητή Y πάνω στη X χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που έχουμε και να ελέγξουμε τη στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή της X . Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση και απόδειξη ότι υπάρχει μία σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών που μελετάμε. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές (νόθες) συσχετίσεις παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμη και σε δυναμικά υποδείγματα.

Οι δυσκολίες του καθορισμού μίας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της αιτιότητας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger» (Granger Causality). Γενικά, θα λέμε ότι μία μεταβλητή X αιτιάζει κατά Granger μία άλλη Y , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Y . Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή X αιτιάζει την Y αν η πρόβλεψη της Y για μία περίοδο στο μέλλον, που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου από την πρόβλεψη του Y που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή X .

Ο έλεγχος για τη διαπίστωση της αιτιότητας κατά Granger είναι ο ακόλουθος. Έστω ότι έχουμε δύο χρονικές σειρές Y_t και X_t και τα παρακάτω υποδείγματα:

$$\bullet \quad Y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + u_t$$

$$\bullet \quad X_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + v_t$$

όπου m είναι το μέγεθος των χρονικών υστερήσεων.

Στο πρώτο υπόδειγμα υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής Y είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους, καθώς και των προηγούμενων περιόδων των τιμών της μεταβλητής X . Στο δεύτερο υπόδειγμα υποθέτουμε ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής X είναι συνάρτηση των τιμών με τις προηγούμενες τιμές της μεταβλητής Y και με τις προηγούμενες τιμές της ίδιας μεταβλητής. Υποθέτουμε επίσης ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και v_t στα δύο παραπάνω υποδείγματα δεν συσχετίζονται.

Με βάση τα δύο παραπάνω υποδείγματα μπορούμε να έχουμε τις παρακάτω περιπτώσεις:

1. Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι του μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger **από τη μεταβλητή X προς τη μεταβλητή Y** .

Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη

σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή X στην μεταβλητή Y ($X \rightarrow Y$)

2. Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι του μηδέν), ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας κατά Granger **από τη μεταβλητή Y προς τη μεταβλητή X**.

Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή Y στην μεταβλητή X ($Y \rightarrow X$)

3. Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση και γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και **προς τις δύο κατευθύνσεις**.

Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ τότε υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ($Y \leftrightarrow X$)

4. Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών X_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση και γ_i των μεταβλητών Y_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι του μηδέν), **τότε δεν υπάρχει αιτιότητα** κατά Granger.

Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ τότε δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας, με άλλα λόγια οι μεταβλητές X και Y είναι ανεξάρτητες.

Οι υποθέσεις αιτιότητας που διαμορφώνονται είναι οι παρακάτω:

H_0 : Η μεταβλητή X δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της Y

H_a : Η μεταβλητή X προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της Y

ή

H_0 : $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$: Η μεταβλητή X δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της Y

H_a : $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$: Η μεταβλητή X προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της Y

και

H_0 : Η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της X

H_a : Η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της X

ή

H_0 : $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$: Η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της X

H_a : $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$: Η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της X .

Στην πράξη, οι έλεγχοι για την ύπαρξη αιτιότητας γίνονται με τη χρήση των υποδειγμάτων VAR. Δηλαδή, για να αιτιάζεται μία μεταβλητή X μία άλλη Y θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της X στην εξίσωση της Y να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της Y στην εξίσωση της X να μη διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ο έλεγχος αυτός μπορεί να γίνει με το κριτήριο της κατανομής F του Wald (1940) για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_U)}{\frac{SSR_U}{n - 2k - 1}}$$

όπου:

SSR_R = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας τη μεταβλητή X μόνον πάνω στις υστερήσεις της).

SSR_U = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (πλήρης εξίσωση).

k= Αριθμός των περιορισμών

n= Μέγεθος του δείγματος.

Αν η τιμή της κατανομής F είναι μεγαλύτερη από αυτή των πινάκων σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας τότε λέμε ότι η υπόθεση H_0 απορρίπτεται και συμπεραίνουμε ότι οι υστερήσεις της μεταβλητής X επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της Y. Στη συνέχεια για να συμπεράνουμε ότι η X αιτιάζει την Y μονόδρομα θα πρέπει να ελέγξουμε την αντίστοιχη υπόθεση για τις υστερήσεις της Y πάνω στη μεταβλητή X

Συγκεκριμένα έχουμε:

Αν $F < F_{\text{πιν}}$ δεχόμαστε την υπόθεση H_0 δηλαδή η μεταβλητή X δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) την Y για την πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) την X για τη δεύτερη συνάρτηση. Αν $F > F_{\text{πιν}}$ δεχόμαστε την υπόθεση H_a δηλαδή η μεταβλητή X προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) την Y για τη πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) την X για τη

δεύτερη συνάρτηση.

Η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείγματος, καθώς και από την στασιμότητα των μεταβλητών. Σύμφωνα με τους Geweke et al. (1983) η αξιοπιστία του ελέγχου αιτιότητας κατά Granger μειώνεται αν οι μεταβλητές που συμμετέχουν στον έλεγχο αυτό είναι μη στάσιμες.

Ξεκινούμε τον έλεγχο αιτιότητας μεταξύ όλων των μεταβλητών μας -ανά δύο- παραθέτοντας σαν παράδειγμα τη χώρα της Ισπανίας.

ΙΣΠΑΝΙΑ

(Έλεγχος μεταξύ P και R)

Οι υποθέσεις του πρώτου ελέγχου είναι οι εξής:

H_0 : Η μεταβλητή P δεν προκαλεί κατά Granger την R

H_1 : Η μεταβλητή P προκαλεί κατά Granger την R

Αρχικά βρίσκουμε την τάξη του VAR υποδείγματος

Στατιστικοί Έλεγχοι και Κριτήρια Επιλογής της Τάξης του VAR υποδείγματος

31 παρατηρήσεις για την περίοδο 2000Q1 μέχρι 2007Q3. Τάξη VAR υποδείγματος =12

Λίστα μεταβλητών που περιλαμβάνονται στο υπόδειγμα:

P R

Λίστα τετερμινιστικών και/ ή εξωγενών μεταβλητών:

C

Τάξη	LL	AIC	SBC	Έλεγχος LR	Προσαρμ. Έλεγχος LR
13	86.9602	32.9602	-5.7575	-----	-----
12	77.1017	27.1017	-8.7480	CHSQ(4)= 19.7169[.001]	2.5441[.637]
11	59.7293	13.7293	-19.2524	CHSQ(8)= 54.4617[.000]	7.0273[.534]
10	47.6485	5.6485	-24.4652	CHSQ(12)= 78.6233[.000]	10.1449[.603]
9	37.3401	-.65991	-27.9057	CHSQ(16)= 99.2402[.000]	12.8052[.687]
8	34.0609	.060871	-24.3169	CHSQ(20)= 105.7986[.000]	13.6514[.848]
7	32.2474	2.2474	-19.2624	CHSQ(24)= 109.4256[.000]	14.1194[.944]
6	30.3717	4.3717	-14.2701	CHSQ(28)= 113.1769[.000]	14.6035[.982]
5	28.7014	6.7014	-9.0724	CHSQ(32)= 116.5175[.000]	15.0345[.995]
4	19.7527	1.7527	-11.1532	CHSQ(36)= 134.4150[.000]	17.3439[.996]
3	14.6906	.69057	-9.3473	CHSQ(40)= 144.5392[.000]	18.6502[.998]
2	-12.5993	-22.5993	-29.7693	CHSQ(44)= 199.1190[.000]	25.6928[.988]
1	-13.9740	-19.9740	-24.2760	CHSQ(48)= 201.8683[.000]	26.0475[.996]
0	-161.9180	-163.9180	-165.3520	CHSQ(52)= 497.7564[.000]	64.2266[.119]

AIC= Κριτήριο Akaike SBC= Κριτήριο Schwarz

Επομένως, τάξη υποδείγματος=12

Παλινδρομούμε την μεταβλητή P πάνω στις υστερήσεις της για να πάρουμε το SSR_R:

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή P

32 παρατηρήσεις για την περίοδο 1999Q4 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
C	-4.4704	2.2337	-2.0014[.060]
P(-1)	1.0887	.22992	4.7351[.000]
P(-2)	-.25602	.34837	-.73489[.471]
P(-3)	.36838	.34658	1.0629[.301]
P(-4)	-.28105	.40105	-.70078[.492]
P(-5)	-.060543	.37894	-.15977[.875]
P(-6)	-.24430	.35150	-.69502[.495]
P(-7)	.65952	.38593	1.7089[.104]
P(-8)	-.34885	.39805	-.87639[.392]
P(-9)	.013840	.39802	.034772[.973]
P(-10)	-.24528	.39025	-.62853[.537]
P(-11)	.020245	.37318	.054249[.957]
P(-12)	.36016	.29157	1.2353[.232]

R-τετράγωνο	.99705	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.99519
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	.57241	Στατιστική F F(12, 19)	535.8772[.000]
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	88.7699	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	8.2563
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	6.2253	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	-19.2122
Κριτήριο Akaike	-32.2122	Κριτήριο Schwarz	-41.7395
Στατιστική DW	1.9434		

Παλινδρομούμε την πλήρη εξίσωση για να πάρουμε το SSR_U

Μέθοδος Ελαχίστων Τετραγώνων

Εξαρτημένη Μεταβλητή P

32 παρατηρήσεις για την περίοδο 1999Q4 μέχρι 2007Q3

Παλινδρομητής	Συντελεστής	Τυπικό Σφάλμα	T-Ratio[Πιθαν.]
C	27.0994	12.7179	2.1308[.071]
P(-1)	.25852	.32783	.78858[.456]
P(-2)	.80822	.37061	2.1808[.066]
P(-3)	-.10952	.43187	-.25359[.807]
P(-4)	-.58426	.36935	-1.5819[.158]
P(-5)	.12486	.34180	.36530[.726]
P(-6)	.30404	.34622	.87818[.409]
P(-7)	.0062611	.40845	.015329[.988]
P(-8)	.053769	.39683	.13550[.896]
P(-9)	-.47462	.36437	-1.3026[.234]
P(-10)	-.54953	.39833	-1.3796[.210]
P(-11)	-.66695	.41055	-1.6245[.148]
P(-12)	.43016	.33013	1.3030[.234]
R(-1)	4.2464	1.8376	2.3109[.054]
R(-2)	-.065399	2.2041	-.029672[.977]
R(-3)	.4823E-3	1.8580	.2596E-3[1.00]
R(-4)	2.9273	1.8886	1.5500[.165]
R(-5)	-5.7227	2.3526	-2.4325[.045]
R(-6)	-3.7684	2.8783	-1.3093[.232]
R(-7)	1.3952	2.6451	.52747[.614]
R(-8)	1.7103	2.4752	.69098[.512]
R(-9)	2.3851	2.0790	1.1472[.289]
R(-10)	1.6299	2.2579	.72189[.494]
R(-11)	-.44502	2.3491	-.18945[.855]
R(-12)	-3.5460	1.9723	-1.7979[.115]

R-τετράγωνο	.99949	R-τετράγωνο- Διορθωμένο	.99772
Τυπικό Σφάλμα της παλινδρόμησης	.39414	Στατιστική F F(24, 7)	566.4889[.000]
Μέσος της Εξαρτημένης Μεταβλητής	88.7699	Τυπ. Απόκλιση Εξαρτ. Μεταβλ.	8.2563
Άθροισμα Τετραγώνων Καταλοίπων	1.0874	Λογαριθμική Πιθανοφάνεια	8.7045
Κριτήριο Akaike	-16.2955	Κριτήριο Schwarz	-34.6172
Στατιστική DW	1.6758		

Σύμφωνα με τον τύπο έχουμε:

$$F = ((6.2253 - 1.0874) / 12) / (1.0874 / (44 - 24 - 1)) = 7.481$$

Όμως $F_{\pi iv}(12,32) = 2.456$, δηλαδή $F > F_{\pi iv}$

Συνεπώς, δεχόμαστε την H_1 , και λέμε ότι οι τιμές προκαλούν κατά Granger τα ενοίκια

Με τον ίδιο τρόπο συνεχίζουμε τον έλεγχο αιτιότητας και παραθέτουμε τα συγκεντρωτικά αποτελέσματα και για τις 12 χώρες

ΒΕΛΓΙΟ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow CPI$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \rightarrow CPI$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$INT \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση

ΓΑΛΛΙΑ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$INT \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση

ΓΕΡΜΑΝΙΑ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftarrow CPI$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$INT \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση

ΔΑΝΙΑ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$INT \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση

ΕΛΛΑΔΑ

$P \leftarrow R$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow CPI$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \neq CPI$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$R \neq INT$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$R \neq GDP$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$INT \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση

ΗΝ. ΒΑΣΙΛΕΙΟ

$P \neq R$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$INT \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση

ΙΡΛΑΝΔΙΑ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$INT \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση

ΙΣΠΑΝΙΑ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \rightarrow CPI$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$INT \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση

ΙΤΑΛΙΑ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \neq INT$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$P \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow CPI$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$R \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$INT \rightarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση

ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \neq CPI$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow INT$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση
$P \neq GDP$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$R \leftarrow CPI$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \rightarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$R \neq GDP$	Δεν υπάρχει αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow INT$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$CPI \leftarrow GDP$	Υπάρχει μονόδρομη αιτιακή σχέση
$INT \leftrightarrow GDP$	Υπάρχει αμφίδρομη αιτιακή σχέση

ΟΛΛΑΝΔΙΑ

$P \leftarrow R$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση
$P \rightarrow \text{CPI}$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow \text{INT}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$R \rightarrow \text{CPI}$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow \text{INT}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$\text{CPI} \leftrightarrow \text{INT}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$\text{CPI} \rightarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση
$\text{INT} \leftrightarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση

ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

$P \leftrightarrow R$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow \text{CPI}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow \text{INT}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$P \leftrightarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$R \rightarrow \text{CPI}$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow \text{INT}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$R \leftrightarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>αμφίδρομη</i> αιτιακή σχέση
$\text{CPI} \leftarrow \text{INT}$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση
$\text{CPI} \rightarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση
$\text{INT} \leftarrow \text{GDP}$	Υπάρχει <i>μονόδρομη</i> αιτιακή σχέση

Βλέπουμε λοιπόν ότι οι μεταβλητές που μελετούμε συνδέονται μεταξύ τους με σχέσεις αιτιότητας και ειδικότερα οι βασικές μας μεταβλητές -τιμές(P), ενοίκια (R) και επιτόκια (INT)- στην πλειοψηφία των περιπτώσεων προκαλούν κατά Granger (αιτιάζουν) η μία την άλλη με κατευθύνσεις που φαίνονται στους παραπάνω πίνακες.

9. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην εργασία μας προσπαθήσαμε να εξετάσουμε την επίδραση των μεταβλητών των ενοικίων, του πληθωρισμού, των επιτοκίων και του ΑΕΠ στις τιμές των κατοικιών, καθώς και τον συσχετισμό που έχουν όλες οι παραπάνω μεταβλητές μεταξύ τους. Αρχικά παρατηρήσαμε ότι οι μεταβλητές μας δεν είναι στάσιμες στα επίπεδά τους, κάτι που συμφωνεί με τη θεωρία, καθώς οι περισσότερες οικονομικές μεταβλητές παρουσιάζουν μακροχρόνια κάποια τάση. Προχωρήσαμε βρίσκοντας στασιμότητα στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών μας με τον έλεγχο των μοναδιαίων ριζών. Στη συνέχεια, τα εμπειρικά αποτελέσματα έδειξαν ότι και για τις δύο μορφές υποδειγμάτων υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας για κάποιες από τις υπό μελέτη χώρες. Συγκεκριμένα για το διμεταβλητό υπόδειγμα η μεθοδολογία του Johansen μας έδειξε μακροχρόνια ισορροπία στις χώρες: Γαλλία, Ιρλανδία, Λουξεμβούργο και Πορτογαλία, ενώ για το πολυμεταβλητό στις χώρες: Γαλλία, Γερμανία, Δανία, Ελλάδα, Ολλανδία και Πορτογαλία. Εφόσον λοιπόν εντοπίστηκαν αυτές οι σχέσεις, στο επόμενο μέρος αναζητήσαμε σχέσεις βραχυχρόνιας ισορροπίας μέσω του μηχανισμού διόρθωσης σφαλμάτων και είδαμε ότι ο ECM (error correction mechanism) μπορεί να εφαρμοστεί για το διμεταβλητό υπόδειγμα στη Γαλλία και για το πολυμεταβλητό στις χώρες Δανία και Ολλανδία. Στο τελευταίο μέρος της εργασίας, προσπαθήσαμε να προσδιορίσουμε την κατεύθυνση προς την οποία οι μεταβλητές προκαλούν (αιτιάσουν) η μία την άλλη και αυτό το πετύχαμε με τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger. Το σημαντικότερο συμπέρασμα αυτού του ελέγχου είναι ότι στην πλειοψηφία των χωρών που εξετάσαμε διαπιστώσαμε αμφίδρομες σχέσεις αιτιότητας μεταξύ τιμών και ενοικίων καθώς και μεταξύ τιμών και επιτοκίων, κάτι που επιβεβαιώνει την οικονομική θεωρία που θέλει τις μεταβλητές αυτές άμεσα συσχετιζόμενες. Όσον αφορά τη σύγκριση των αποτελεσμάτων μας με άλλες μελέτες βλέπουμε ότι υπάρχει συμφωνία με τον Gallin (2004) που διαπιστώνει ότι τιμές και ενοίκια αλληλοδιορθώνονται και μακροχρόνια ισορροπούν όπως επίσης και ότι ο μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος δεν εφαρμόζεται εύκολα για την περιγραφή μιας σχέσης τιμών-ενοικίων (είδαμε ότι στο διμεταβλητό υπόδειγμα καταφέραμε να τον εφαρμόσουμε μόνο για την Γαλλία). Συγχρόνως, τα αποτελέσματα μας ταυτίζονται με αυτά των Juan Ayuso και Fernando Restoy (2004) οι οποίοι

διαπίστωσαν ότι δεν παρατηρείται μακροχρόνια ισορροπία στις χώρες Ισπανία και Ην. Βασίλειο καθώς τα επίπεδα τιμών είναι ξεκάθαρα πάνω από αυτά που προτείνουν τα μακροοικονομικά μεγέθη. Συμπερασματικά, η εργασία μας καταλήγει στο ότι για τις μισές από τις 12 χώρες που μελετήσαμε (EU-12) διαπιστώνονται μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας, καθώς επίσης η εισαγωγή κάποιων πολύ σημαντικών για την οικονομία μεταβλητών στο απλό διμεταβλητό υπόδειγμα βοηθά στην καλύτερη εξειδίκευση και ανάλυση αυτών των σχέσεων. Τέλος, διαπιστώσαμε ότι για όλες σχεδόν τις χώρες υπάρχουν αμφίδρομες σχέσεις αιτιότητας μεταξύ τιμών, ενοικίων και επιτοκίων κάτι που είναι σύμφωνο με τη γενικότερη θεώρηση του ακινήτου ως ένα ομόλογο του οποίου η τιμή καθορίζεται από το κουπόνι (ενοίκιο) και το επιτόκιο.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Akaike, H. (1973): Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle, In: Petrov, B. and Csake, F. (eds) *2nd International Symposium on Information Theory*. Budapest: Akademiai Kiado.

Ayuso J. and F. Restoy, House Prices and Rents, an Equilibrium Asset Pricing Approach, DG Economics, *Statistics and Research. Banco de Espana*, June 2004

Badev A., M.A.(2006) The relationship between House Prices and Rents - Evidence from the U.S. Housing Market, pp. 1-11, Texas

Box, G.E.P. and D.A. Pierce (1970). Distribution of residual autocorrelations in autoregressive integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, pp.1509-1522.

Dickey, D.A & Fuller, W.A (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427 – 431.

Dickey, D.A & Fuller, W.A (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057 – 1072.

Dritsakis, N. (2004b). Exports, investments and economic development of pre-accessing countries of European Union: An empirical investigation of Bulgaria and Romania, *Applied Economics*, Vol. 36, No.16, pp. 1825 - 1832

Durbin, J. and G. Watson (1950). Testing for serial correlation in least squares regression - I. *Biometrika*, Vol. 37, pp. 409 - 428.

Engle, R.F & Granger, C.W.J. (1987): Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.

Gallin, J.(2004). The Long-Run Relationship between House Prices and Rents, Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs. Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Hannan, E.J and B. Quinn (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol.41, pp. 190 - 195.

Hargreaves, B. (2007). What do Rents tell us about House Prices?, *Pacific Rim Real Estate Society*.

Johansen, S (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231 – 254.

Johansen, S and Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for the Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp.169 - 210.

Johansen, S., and K. Juselius, (1992). "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis at the Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Parity for the UK", *Journal of Econometrics*, Vol. 53, pp. 211 – 244.

Katos, B.A (2004). *Econometrics, Theory and Practice*, Zygos.

MacKinnon, J. G. (1991). Critical values of cointegration test. In: Engle, R. F, and Granger, C. W. J (eds). *Long – run Econometric Relationships: Readings in Cointegration*. New York: Oxford University Press.

Schwarz, R. (1978): Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics*, 6, 461 – 464.