



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ

ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΗΝ
ΧΡΗΜΑΤΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΓΙΑ ΣΤΕΛΕΧΗ

Η ΣΥΓΚΛΙΣΗ ΤΩΝ ΕΠΙΤΟΚΙΩΝ ΣΤΑ ΝΕΑ ΜΕΛΗ ΤΗΣ ΕΕ

ΕΠΙΒΛΕΠΟΥΣΑ

Λέκτωρ: ΧΡΙΣΤΙΝΑ ΧΡΙΣΤΟΥ

Φοιτητής

Κων/νος Μπούλιας (ΜΧΑΝ 0221)

**Πειραιάς
Σεπτέμβριος 2005**

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

A. ΕΙΣΑΓΩΓΗ	3
B. ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ	5
Γ. ΜΕΘΟΔΟΙ	15
Δ. ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ PANEL	24
Ε. ΣΤΟΙΧΕΙΑ – ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ.....	30
ΣΤ. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ.....	40
Βιβλιογραφία	41
Παραρτήματα	
1. LLC	44
2. IPS	49
3. Όλες οι μέθοδοι	54

A. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η σύγκλιση των οικονομιών έχει απασχολήσει την ανθρωπότητα εδώ και εκατοντάδες χρόνια. Έχει πάρει πολλές διαφορετικές μορφές και πάντα κινητήριο δύναμη ήταν η διευκόλυνση του διεθνούς εμπορίου και οι διεθνείς συναλλαγές. Αυτή με τη σειρά της δημιούργησε την ανάγκη εισαγωγής ενός σταθερού, αξιόπιστου, «παγκόσμιου» νομίσματος, το οποίο ήταν παράλληλα και εργαλείο άσκησης πολιτικής από την εκάστοτε υπερδύναμη της κάθε εποχής. Η αρχή έγινε με την εισαγωγή ενός νομίσματος απομίμηση του χρυσού βυζαντινού υπέρπυρου, που ονομάστηκε βυζάντιο, εισήχθη από το Μεγάλο Κωνσταντίνο και κυριάρχησε στις συναλλαγές μέχρι τον 11ο μ.Χ. αιώνα.

Αργότερα στη Δύση εμφανίστηκαν έννοιες με πολύ πιο οικεία για τη σημερινή εποχή ονόματα όπως οι τράπεζες, το διεθνές και μη τραπεζικό δίκτυο, τα τραπεζογραμμάτια, οι έντοκες καταθέσεις, τα διαπραγματεύσιμα προϊόντα και οι αγορές τους κλπ. Στοιχεία για τέτοιες αγορές υπάρχουν από το 17ο αιώνα: για τα επιτόκια εδώ και τριακόσια χρόνια, ενώ για τις αποδόσεις των μετοχών εδώ και διακόσια χρόνια. Η ανάλυση των στοιχείων αυτών δείχνει μια συμπεριφορά των αγορών της εποχής εκείνης παρόμοια με αυτή της σημερινής εποχής. Γίνεται φανερό μια διαδικασία σύγκλισης των οικονομιών, η οποία όμως και διακοπτόμενη είναι και σε κάποιες χρονικές περιόδους αντιστρέφεται από μεγάλα γεγονότα όπως οικονομικές κρίσεις, παγκόσμιοι πόλεμοι κλπ.

Σε κάθε περίπτωση όμως αυτή η διαδικασία σύγκλισης αρχίζει ξανά καθώς, όπως φαίνεται, η προοπτική του κέρδους από το διεθνές εμπόριο ασκεί μια πολύ δυνατή επιρροή. Ιδιαίτερα στη σύγχρονη εποχή, η όλο και πιο γρήγορη διάδοση των πληροφοριών και η δυνατότητα όλο και περισσότερων ανθρώπων να έχουν εύκολη πρόσβαση σε αυτές συντελούν στη δημιουργία, οικονομικών στην αρχή,

συνασπισμών κρατών, σε διάφορες ηπείρους, με τελικό στόχο τη σύγκλιση, οικονομική και κοινωνικοπολιτική.

Στην εργασία αυτή θα εξετάσουμε μία πτυχή της οικονομικής σύγκλισης, όπως αυτή εκφράζεται με τη σύγκλιση των επιτοκίων, σε μια περιοχή ιδιαίτερου ενδιαφέροντος για εμάς, την Ανατολική Ευρώπη από το Βορρά της μέχρι το Νότο, η οποία πλέον εκπροσωπείται ιδιαίτερα δυναμικά στην Ευρωπαϊκή Ένωση μετά την τελευταία επέκταση το Μάιο του 2004. Θα ξεκινήσουμε με μια ανασκόπηση της βιβλιογραφίας για τη σύγκλιση των επιτοκίων γενικότερα (τμήμα Β) αλλά και των διαφόρων μεθοδολογιών και προβληματισμών που αναπτύχθηκαν για τη διερεύνησή της (τμήμα Γ). Μετά την ανάπτυξη της συγκεκριμένης μεθοδολογίας που θα αναπτύξουμε στην εργασία αυτή (τμήμα Δ), θα ακολουθήσει η παράθεση των στοιχείων και των αποτελεσμάτων της επεξεργασίας τους (τμήμα Ε), για να κλείσουμε με τα τελικά συμπεράσματα (τμήμα ΣΤ).

B. ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Κατά καιρούς έχουν εξεταστεί πολλές περιπτώσεις πιθανής σύγκλισης οικονομιών διαφόρων μεμονωμένων κρατών ή ομάδων, ανάλογα με τις επικρατούσες κάθε φορά οικονομικές, πολιτικές, κοινωνικές κλπ συνθήκες. Ακόμα και η γεωγραφική συνύπαρξη συνετέλεσε στην εξέταση τέτοιων περιπτώσεων. Έτσι έχουν εξεταστεί οι περιπτώσεις της Γερμανίας και των Ηνωμένων Πολιτειών ως ηγέτιδες δυνάμεις στις ηπείρους τους, ενώ με την προσθήκη της Ιαπωνίας και άλλων οικονομικά ισχυρών χωρών εξετάστηκε η πιθανότητα μιας παγκόσμιας σύγκλισης των οικονομιών. Ακόμα εξετάστηκαν οι περιπτώσεις αναπτυσσομένων χωρών της Ασίας σε σχέση με την Ιαπωνία, όπως οι Φιλιππίνες, η Ταϊλάνδη, η Σιγκαπούρη και άλλες, και αντίστοιχα οι χώρες της Βορείου ή της Νοτίου Αμερικής μεταξύ τους καθώς και πολλοί άλλοι συνδυασμοί, ανάλογα με τα ενδιαφέροντα, τα κίνητρα και γενικά τα κριτήρια που οδηγούν τον κάθε αναλυτή.

Ένα πολύ χαρακτηριστικό και πιο ενδιαφέρον παράδειγμα, καθώς μας αφορά πολύ πιο άμεσα, αποτελεί και η περίπτωση της Ευρωπαϊκής Ένωσης (Ε.Ε.) στην παρούσα της μορφή, η οποία ξεκίνησε σαν οικονομική κοινότητα ολιγάριθμων, μετρημένων στα δάχτυλα του ενός χεριού, ανεπτυγμένων δυτικοευρωπαϊκών κρατών. Λίγες δεκαετίες μετά έχει εξελιχθεί σε μια οικονομικοπολιτική ένωση 25 κρατών με τελείως διαφορετικές καταβολές, οικονομικές και πολιτικές και το κυριότερο, έχει εισάγει σε κυκλοφορία ένα νέο κοινό νόμισμα, το Ευρώ, που σήμερα συγκαταλέγεται ανάμεσα στα ισχυρότερα του κόσμου, αν δεν είναι ήδη το ισχυρότερο από αυτά. Το Ευρώ ξεκίνησε σαν ένας απλός νομισματικός μηχανισμός ορισμένων χωρών της Ευρώπης (European Rate Mechanism, ERM) ο οποίος εξελίχθηκε στην Ευρωπαϊκή Νομισματική Μονάδα (European Currency Unit, ECU) για να καταλήξει στην φυσική ύπαρξη ενός νέου, κοινού Ευρωπαϊκού νομίσματος από το 2001 για την Ελλάδα και από το 1999 για τις υπόλοιπες χώρες.

Ήδη όμως από το 1992 θεσπίστηκαν στην πόλη Μάαστριχτ του Βελγίου οι απαραίτητες προϋποθέσεις που πρέπει να εκπληρώσει και κάθε χώρα που θέλει να ενταχθεί στο κοινό ευρωπαϊκό νόμισμα. Αυτά ίσχυσαν και για τα υπάρχοντα μέλη της ΕΕ πριν το 1999 και το 2001, αλλά θα ισχύσουν και για τα μελλοντικά μέλη της ΕΕ, όπως και για τις δέκα χώρες που μπήκαν το 2004. Με τη διαφορά ότι οι νέες χώρες δεν έχουν πλέον το δικαίωμα της επιλογής να μουν στην ΕΕ χωρίς να υιοθετήσουν το Ευρώ ως το νέο τους νόμισμα, όπως ίσχυε για κάποια από τα παλαιότερα μέλη (Ηνωμένο Βασίλειο, Σουηδία, Δανία). Ένα επίσης χαρακτηριστικό στοιχείο είναι και η ανυπαρξία θεσμοθετημένης διαδικασίας για την έξοδο από το Ευρώ καθώς η προσπάθεια γίνεται προς την κατεύθυνση της πλήρους ευρωπαϊκής ενοποίησης σε όλους τους τομείς και τον αποκλεισμό κάθε δυνατότητας οπισθοδρόμησης προς την αντίθετη κατεύθυνση.

Τα κριτήρια που θεσπίστηκαν το 1992 για την είσοδο κάποιας χώρας στη ζώνη του Ευρώ, ή τα κριτήρια του Μάαστριχτ όπως έμειναν γνωστά, είναι συνοπτικά τα παρακάτω:

- **Πληθωρισμός:** Ο μέσος όρος του πληθωρισμού της υπό εξέταση χώρας (Εναρμονισμένος Δείκτης Τιμών Καταναλωτή – ΗICP) πρέπει να μην ξεπερνά πάνω από 1.5 ποσοστιαίες μονάδες το μέσο όρο του πληθωρισμού των τριών χωρών με το χαμηλότερο πληθωρισμό στην ΕΕ.
- **Επιτόκια:** Το μέσο μακροπρόθεσμο επιτόκιο πρέπει να μην ξεπερνά πάνω από 2 ποσοστιαίες μονάδες το μέσο όρο του μακροπρόθεσμου επιτοκίου των τριών χωρών με το χαμηλότερο πληθωρισμό στην ΕΕ.
- **Δημόσιο Έλλειμμα:** Πρέπει να μην ξεπερνά το 3% του Ακαθαρίστου Εθνικού Προϊόντος (ΑΕΠ) σε αγοραίες τιμές.

- **Δημόσιο Χρέος:** Δεν πρέπει να ξεπερνά το 60% του ΑΕΠ. Εξαίρεση μπορεί να γίνει για χώρες των οποίων το χρέος ελαττώνεται με ρυθμό μάλιστα τέτοιο που μπορεί να το φέρει κοντά στο όριο του 60%.
- **Συναλλαγματικές ισοτιμίες:** Η διακύμανση της ισοτιμίας του νομίσματος της υποψήφιας χώρας πρέπει να παραμείνει για δύο τουλάχιστον χρόνια εντός των κανονικών ορίων διακύμανσης που προβλέπει ο ευρωπαϊκός μηχανισμός συναλλαγματικών ισοτιμιών (ERM II).

Όπως γίνεται φανερό και από την ανάλυση των οικονομιών των χωρών που βρίσκονται τώρα μέσα στην Ευρωζώνη, τα παραπάνω κριτήρια οδηγούν ή επιβάλλουν μια ονομαστική σύγκλιση ως ένα είδος αρχικών (κοινών) συνθηκών. Γεννιούνται έτσι ερωτήματα του τύπου αν υπάρχει και ουσιαστική σύγκλιση, πως είναι δυνατόν να επιτευχθεί αυτή, με ποιές πολιτικές, ακόμα κι αν υπάρχουν και άλλα είδη σύγκλισης. Παρενθετικά μπορούμε να αναφέρουμε τη νομική σύγκλιση. Με τον όρο αυτό εννοούμε την προσαρμογή της εθνικής νομοθεσίας και των διατάξεων που διέπουν τη λειτουργία της Κεντρικής Τράπεζας ώστε να καταστούν σύμφωνες με το Ευρωπαϊκό Σύστημα Κεντρικών Τραπεζών. Γενικότερα, η σύγκλιση αυτού του τύπου αντιμετωπίζει θέματα όπως η ανεξαρτησία των Εθνικών Κεντρικών Τραπεζών και η ολοκλήρωσή τους στο ΕΣΚΤ.

Μεγαλύτερη βέβαια σημασία έχει η πραγματική σύγκλιση των Ευρωπαϊκών οικονομιών και μόνο ως πρώτο βήμα προς αυτήν μπορούμε να θεωρήσουμε την εκπλήρωση των (τυπικών) κριτηρίων του Μάαστριχτ από κάποια νεοεισερχόμενη στην Ευρωζώνη χώρα. Αυτή αποτελεί και τον τελικό στόχο και είναι και η πιο δύσκολη να επιτευχθεί. Σχετίζεται με την εξίσωση της ποιότητας ζωής, αυτό που η Ευρωπαϊκή Επιτροπή ονομάζει «οικονομική και κοινωνική σύγκλιση». Μεταβλητές της είναι το ποσοστό της ανεργίας, η δομή του ισοζυγίου πληρωμών, το κατά κεφαλήν εισόδημα και οι κυβερνητικές επενδύσεις. Για να επιτευχθεί βέβαια η

εξίσωση και σε αυτούς τους τομείς απαιτείται πολύ περισσότερος χρόνος από την επίτευξη των ελαχίστων κριτηρίων που αναφέρθηκαν παραπάνω, τα οποία όμως επηρεάζουν ευνοϊκά και τους τομείς αυτούς. Στην περίπτωση δε και των δέκα νεοεισελθόντων, το 2004, χωρών στην ΕΕ (πέντε κεντροευρωπαϊκές: η Τσεχία, η Ουγγαρία, η Πολωνία, η Σλοβακία και η Σλοβενία, οι τρεις βαλτικές: η Λετονία, η Εσθονία και η Λιθουανία και δύο μεσογειακές: η Κύπρος και η Μάλτα) είναι προφανής η τεράστια σημασία που έχει για αυτές η πραγματική σύγκλιση με τις υπόλοιπες χώρες της ΕΕ: η είσοδος τους θα γίνει απαρχή μεταρρυθμίσεων σε πολλούς τομείς της κοινωνίας, θα ευοδωθούν οι προσδοκίες για αυξημένη πολιτική σταθερότητα και οικονομική ανάπτυξη και θα καλύψουν το όποιο χάσμα σε σχέση με τις άλλες ανεπτυγμένες χώρες της Δυτικής Ευρώπης.

Όπως γίνεται εύκολα αντιληπτό, η επίπονη πολλές φορές διαδικασία σύγκλισης των οικονομιών έδωσε την αφορμή για την ύπαρξη απέραντης βιβλιογραφίας καθώς πολλοί επιστήμονες προσπαθούσαν να επιβεβαιώσουν τη σύγκλιση ή να την απορρίψουν, να την εξηγήσουν, ακόμα και να προβλέψουν την πορεία της. Σημαντικό ρόλο στην ανάπτυξη της βιβλιογραφίας έπαιξε η πορεία προς την ενοποίηση των διεθνών χρηματαγορών και η μετακίνηση, το 1973, προς ένα πιο ευέλικτο σύστημα συναλλαγματικών ισοτιμιών. Η σχεδόν πλήρης απουσία θεσμικών και κυβερνητικών περιορισμών στη διακίνηση κεφαλαίων μεταξύ των ανεπτυγμένων βιομηχανικών κρατών δημιούργησε την προσδοκία πως και τα επιτόκιά τους για ίδιες διάρκειες θα καθορίζονται από παρόμοιους κανόνες και θα ακολουθούν παρόμοιες πορείες. Η ερευνητική προσπάθεια βοηθήθηκε και από την ανάπτυξη νέων μεθόδων οικονομετρικής ανάλυσης και ελέγχου των χρονοσειρών καθώς έγινε φανερό πως τα παραδοσιακά στατιστικά εργαλεία δε μπορούσαν να εφαρμοσθούν όταν οι εξεταζόμενες χρονοσειρές δεν είναι στάσιμες. Ακόμα και η εξέταση των διαφορών από το μέσο όρο, μέθοδος χρησιμοποιημένη κατά κόρον στο παρελθόν για να κάνει τη χρονοσειρά στάσιμη, δε φαινόταν πλέον επαρκής ώστε να εξασφαλισθεί η στασιμότητα.

Αρχικά, οι Kirchgässner και Wolters το 1987 εξέτασαν την ύπαρξη σύνδεσης μεταξύ των βραχυπρόθεσμων και μακροπρόθεσμων επιτοκίων της Γερμανίας, της Ελβετίας και των ΗΠΑ για τις περιόδους 1974 – 1979 και 1979 – 1984. Σύμφωνα με τα αποτελέσματά τους, χρησιμοποιώντας φασματική ανάλυση και ελέγχους αιτιότητας Granger, κατά την πρώτη περίοδο υπάρχει μικρή σύνδεση στα βραχυπρόθεσμα και μηδενική σύνδεση στα μακροχρόνια επιτόκια. Αντίθετα, τη δεύτερη περίοδο υπάρχει σημαντική σύνδεση και στις δύο περιπτώσεις.

Στη συνέχεια, οι Καρφάκης και Μόσχος το 1990 εξέτασαν την πορεία των βραχυπρόθεσμων ονομαστικών επιτοκίων μεταξύ Γερμανίας και άλλων χωρών μελών του Ευρωπαϊκού Νομισματικού Συστήματος (ΕΝΣ) για την περίοδο 1979 - 1988. Διαπίστωσαν πως κάθε χρονοσειρά είχε μοναδιαία ρίζα, ήταν δηλαδή μη στάσιμη. Αντίθετα, οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης της σύγκλισης δεν έδειξαν να υπάρχει κάποια συστηματική σχέση μεταξύ των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων της Γερμανίας και της κάθε μιας από τις άλλες χώρες. Εφαρμόζοντας όμως στη συνέχεια ελέγχους αιτιότητας Granger, βρίσκουν μία μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τα γερμανικά επιτόκια προς αυτά των άλλων χωρών του ΕΝΣ (εκτός της Ιρλανδίας), για να καταλήξουν στη γενικότερη διαπίστωση του κυρίαρχου ρόλου που παίζει η Γερμανία στο ΕΝΣ και μάλιστα ανεξάρτητα από τυχόν ιδιαιτερότητες ή περιορισμούς στην κίνηση κεφαλαίων. Οι Κατσιμπής και Miller, το 1993, αμφισβήτησαν τα συμπεράσματα αυτά και με την προσθήκη των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων των ΗΠΑ και για την ίδια περίοδο, ανέδειξαν τους περιορισμούς της μεθόδου των Καρφάκη και Μόσχου. Κατέληξαν στο γενικότερο συμπέρασμα πως και οι ΗΠΑ παίζουν ένα σημαντικό ρόλο στη διαμόρφωση των ευρωπαϊκών επιτοκίων και μάλιστα αυτή η σχέση αιτιότητας είναι σε πολλές περιπτώσεις αμφίδρομη. Τα συμπεράσματα αυτά συμφωνούν με αυτά άλλων ερευνητών την περίοδο εκείνη (de Grauwe 1989, Frattiani – von Hagen 1990), ότι δηλαδή η νομισματική πολιτική μέσα στο ΕΝΣ επηρεάζεται τόσο από ενδογενείς όσο και από εξωγενείς παράγοντες, ιδιαίτερα

μάλιστα αν ληφθούν υπόψη και τα διαφορετικά καθεστάτα συναλλαγματικών ισοτιμιών.

Την ίδια περίοδο ο Kugler (1990) αναλύει τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια για Γερμανία, Ελβετία και ΗΠΑ. Για όλες τις χρονοσειρές η μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας δε μπορεί να απορριφθεί, εκτός από την Ελβετία την περίοδο 1974 – 1978. Έτσι γενικά συμπεραίνεται πως τα επιτόκια είναι μη στάσιμα ως προς τα επίπεδα, αλλά στάσιμα ως προς τις πρώτες διαφορές τους, πράγμα που αποδίδεται στη διαφορετική προσέγγιση των τριών χωρών κατά την άσκηση της νομισματικής τους πολιτικής.

Ο Mougoue το 1992 επίσης εξέτασε τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια σε έξι ευρωπαϊκές χώρες και βρήκε πως όταν αυτές εξετάζονταν μεμονωμένα είχαν μία μοναδιαία ρίζα, ενώ όταν εξετάζονταν μαζί ήταν συσχετισμένα, με μία σχέση ισορροπίας. Αυτό δείχνει πως τα βραχυπρόθεσμα επιτόκια μεταξύ των χωρών παρουσιάζουν παρόμοια συμπεριφορά λόγω του arbitrage της αγοράς.

Λίγο αργότερα, οι Fung και Isberg το 1992 ερευνούν τη σχέση μεταξύ των επιτοκίων των πιστοποιητικών κατάθεσης μεταξύ του αμερικανικού δολλαρίου και του ευρωδολλαρίου για την περίοδο 1981 – 1988. Καταλήγουν στο συμπέρασμα πως μέχρι το 1983 το αμερικανικό δολλάριο επηρέαζε τις άλλες αγορές, ενώ μετά το 1984 συμβαίνει το αντίθετο, αναδεικνύοντας την αυξανόμενη σημασία των εκτος ΗΠΑ αγορών.

Ο De Gennaro (1994) ανέλυσε τα μακροχρόνια επιτόκια των ομολόγων για πέντε διαφορετικές χώρες. Για κάθε χρονοσειρά βρήκε ακριβώς μία μοναδιαία ρίζα. Σε αντίθεση με προηγούμενες έρευνες πάνω σε βραχυπρόθεσμα επιτόκια, τιμές μετοχών και συναλλάγματος κλπ., οι σχετικοί έλεγχοι έδειξαν μικρό βαθμό

συνολοκλήρωσης στα μακροπρόθεσμα επιτόκια των πέντε χωρών. Σε παρόμοια αποτελέσματα είχαν καταλήξει και οι Meese και Rogoff από το 1988.

Ισχυρή συσχέτιση των μακροπροθέσμων επιτοκίων διεθνώς παρατηρεί ο Demay το 1993. Σύμφωνα με τα συμπεράσματά του υπάρχει ένας μοναδικός κοινός παράγοντας που τα επηρεάζει. Λίγο αργότερα ο Piggot το 1994 εξετάζει τις πρόσφατες μεταβολές των επιτοκίων μέσα στη ζώνη του ευρωπαϊκού μηχανισμού συναλλαγματικών ισοτιμιών και ενώ παραδέχεται τη σύγκλιση των βραχυπρόθεσμων επιτοκίων, την αποδίδει επίσης στις μεταβολές του συναλλαγματικού πλαισίου και στην εξέλιξη των μακροοικονομικών συνθηκών και όχι μόνο στη χρηματοοικονομική ολοκλήρωση.

Το 1995 οι Fung και Lo εξέτασαν τα επιτόκια των αμερικανικών εντόκων γραμματίων καθώς και των προθεσμιακών συμβολαίων σε ευρωδολάρια και βρήκαν πως τα βραχυχρόνια επιτόκια και για τα δύο προϊόντα είναι συσχετισμένα και κινούνται μαζί από το 1982 έως το 1991.

Τέλος, το 1997 οι Siklos και Wohar δημοσίευσαν μια σημαντική εργασία όπου εξέτασαν τα ονομαστικά επιτόκια των καταθέσεων σε ευρώ για διάφορες διάρκειες και τον πληθωρισμό από το 1974 μέχρι το 1995, σε διάφορες χώρες, δέκα συνολικά, από Ευρώπη, Αμερική και Ασία. Χρησιμοποίησαν ελέγχους συνολοκλήρωσης για να εξετάσουν την αλληλεπίδραση των οικονομιών και τα αποτελέσματά τους ήταν ποικίλα. Όταν εξετάζονταν και οι δέκα χώρες ταυτόχρονα, προέκυψε κάποια συνολοκλήρωση των επιτοκίων αλλά λιγότερες ενδείξεις σύγκλισης, εκτός από τα τέλη της δεκαετίας του 80, όταν το Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα βρισκόταν στο απόγειό του. Όσον αφορά στον πληθωρισμό, είτε για τις δέκα χώρες ταυτόχρονα, είτε για κάποιες υπο-ομάδες, όπως οι ευρωπαϊκές χώρες ή ο Καναδάς με τις ΗΠΑ ή οι ΗΠΑ, Γερμανία και Ιαπωνία, τότε μπορούν να παρατηρηθούν ενδείξεις σύγκλισης. Γενικά οι διαφορές στα αποτελέσματα μεταξύ επιτοκίων και πληθωρισμού δείχνουν

ότι η συσχέτιση στα επιτόκια φανερώνει την ύπαρξη και άλλων παραγόντων που τη επηρεάζουν, όπως είναι οι συναλλαγματικές ισοτιμίες. Με άλλα λόγια, μια κοινή, μακροπρόθεσμη σχέση ισορροπίας στις χρηματοοικονομικές αγορές, όπως αυτή μετριέται με τα ονομαστικά επιτόκια, επιτυγχάνεται γρηγορότερα από ότι θα έδειχναν οι μετρήσεις του πληθωρισμού.

Εκτός όμως από τα ονομαστικά, έγιναν μελέτες που αφορούσαν και στα πραγματικά επιτόκια. Στη διάρκεια της δεκαετίας του 80 κυρίως, ο Frederic Mishkin (1981- 1986) δημοσίευσε σημαντικές εμπειρικές μελέτες εξετάζοντας την εξέλιξη των πραγματικών επιτοκίων σε επτά σημαντικές οικονομικές δυνάμεις του ΟΟΣΑ, από το 1967 και μετά, χρησιμοποιώντας μεθόδους παλινδρόμησης. Τα αποτελέσματά του απέρριψαν σε μεγάλο βαθμό την ισότητα των πραγματικών επιτοκίων που προέβλεπε η θεωρία καθώς και παλαιότερες έρευνες (Frenkel 1976, Bilson 1978). Αυτό δε σήμαινε απαραίτητα την ύπαρξη ανεκμετάλλευτων ευκαιριών arbitrage ή την ανυπαρξία ορθολογικής συμπεριφοράς των αγορών. Αποδόθηκε δε στην ύπαρξη διαφορετικών για κάθε χώρα και μεταβαλλόμενων με την πάροδο του χρόνου, περιθωρίων κινδύνου που επικρατούν στην προθεσμιακή αγορά συναλλάγματος ή ομολόγων με ρήτρα διαφορετικών νομισμάτων (Fama and Farber 1979, Stulz 1981, Dornbusch 1983 κ.ά.). Η διαπίστωση βέβαια αυτή της ανισότητας των πραγματικών επιτοκίων δεν απέκλεισε το ενδεχόμενο ύπαρξης μιας τάσης εξίσωσής τους κατά τη διάρκεια του χρόνου, ανοίγοντας έτσι λαμπρό ερευνητικό πεδίο για τα επόμενα χρόνια, προκειμένου να ερευνηθούν ερωτήματα όπως ποιό είναι αυτό το επιτόκιο «ισορροπίας», πότε θα επιτευχθεί, αν υπάρχουν επιμέρους ομάδες χωρών με συγκλίνοντα επιτόκια κλπ.

Ο Rose το 1988 χρησιμοποίησε ελέγχους μοναδιαίας ρίζας σε ετήσια, τριμηνιαία και μηνιαία στοιχεία για επιτόκια και δείκτες τιμών σε πολλές χώρες. Τα αποτελέσματα έδειξαν πως όλες οι χρονοσειρές παρουσίαζαν μοναδιαία ρίζα. Κάτι όμως που δεν αποδείχθηκε από τα στοιχεία ήταν ότι αν ο πληθωρισμός και τα

ονομαστικά επιτόκια παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα ταυτόχρονα, τότε και τα πραγματικά επιτόκια έχουν τέτοια ρίζα.

Οι Kirchgässner και Wolters που αναφέρθηκαν παραπάνω, χρησιμοποίησαν το 1990 τα τρίμηνα επιτόκια του ευρώ και αντίστοιχα εγχώρια επιτόκια για τις ίδιες χώρες (Γερμανία, Ελβετία και ΗΠΑ) και για την περίοδο 1974 – 1988. Εξετάζοντας τη στασιμότητα των πραγματικών επιτοκίων, βρήκαν ότι τα βραχυπρόθεσμα ονομαστικά επιτόκια διαφόρων χωρών είναι μη στάσιμα, σε αντίθεση με τις πρώτες διαφορές τους. Ταυτόχρονα, τα ονομαστικά επιτόκια και ο πληθωρισμός δε φαίνεται να συσχετίζονται, ενώ για τα πραγματικά επιτόκια βρίσκουν κάποιες ενδείξεις μη στασιμότητας, πράγμα που επιβεβαιώνει προγενέστερες έρευνες.

Πιο πρόσφατα, το 2002, ο Holmes μελετά τα πραγματικά επιτόκια στην Ευρωπαϊκή Ένωση, εξετάζοντας αν ισχύει η αρχή ισοδυναμίας των (πραγματικών) επιτοκίων. Για το σκοπό αυτό μάλιστα χρησιμοποίησε και την ίδια μέθοδο που θα χρησιμοποιηθεί στην εργασία αυτή: την ανάλυση στοιχείων ενός panel. Για το σκοπό αυτό αναλύει στοιχεία από εννέα χώρες, εντός και εκτός ΕΕ: Βέλγιο, Γαλλία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία, Ηνωμένο Βασίλειο, Καναδά και ΗΠΑ για την περίοδο από το 1979 μέχρι το 1998 και με χώρα αναφοράς τη Γερμανία. Δημιουργεί υποομάδες, μία με τις χώρες του «σκληρού» πυρήνα του ευρώ (Βέλγιο, Γαλλία, Ολλανδία), μία δεύτερη με την προσθήκη της Ιταλίας και του Ηνωμένου Βασιλείου, χωρών με ταραγμένη σχέση με το Ευρωπαϊκό Νομισματικό Σύστημα, καθώς και μία Τρίτη με τις εκτός ΕΕ χώρες. Τα αποτελέσματά του δείχνουν πως η αρχή ισοδυναμίας των επιτοκίων σε σχέση με τη Γερμανία είναι πράγματι ισχυρή για τις μεγαλύτερες χώρες της ΕΕ, από το δεύτερο μισό της δεκαετίας του 80 και μετά, ενώ ειδικά για Βέλγιο, Ολλανδία και Γαλλία αυτό είναι ιδιαίτερα φανερό από το μέσο της δεκαετίας του 90 και μετά. Αντίθετα, στην περίπτωση των εκτός ΕΕ χωρών, η αρχή αυτή δε φαίνεται να ισχύει φανερόντως πως η αυξημένη κίνηση κεφαλαίων και η

προσπάθεια τήρησης των κριτηρίων του Μάαστριχτ έπαιξαν ουσιαστικό ρόλο στην τάση εξομοίωσης των ευρωπαϊκών επιτοκίων.

Γ. ΜΕΘΟΔΟΙ

Η έννοια της σύγκλισης καλύπτει ένα πολύ μεγάλο φάσμα στενότερων εννοιών σε πολλούς τομείς της οικονομικής ακόμα και της κοινωνικής ζωής. Υπάρχουν οι επιμέρους έννοιες της σύγκλισης επιτοκίων, συναλλαγματικών ισοτιμιών, βιομηχανικής παραγωγής, μισθών και πολλά άλλα. Γενικά οποιαδήποτε μετρήσιμο οικονομικό μέγεθος αποτέλεσε αντικείμενο ανάλυσης και μελέτης καθώς η σύγκριση της συμπεριφοράς του σε σχέση με κάποιο άλλο που θεωρείται ιδανικό ή απλά σημείο αναφοράς παρουσίαζε προφανώς μεγάλο ενδιαφέρον. Οι επιμέρους έννοιες θα μπορούσαν να συνδυασθούν κάτω από την ομπρέλα της ανάπτυξης, για τη σύγκλιση της οποίας αναπτύχθηκαν πολλές θεωρίες και μέθοδοι:

Κατά τη δεκαετία του `50 αναπτύχθηκε το νεοκλασικό μοντέλο ανάπτυξης (Solow, 1956), σύμφωνα με το οποίο, με δεδομένες τις τεχνικές προδιαγραφές και τις προτιμήσεις μιας οικονομίας σε μικροοικονομικό επίπεδο, το κατά κεφαλήν προϊόν της θα συκλίνει στο ίδιο επίπεδο, ανεξάρτητα από τις αρχικές συνθήκες. Συγκρίνοντας διαφορετικές χώρες, αυτό σημαίνει πως οι όποιες διαφορές μεταξύ οικονομιών με ίδιο τεχνολογικό επίπεδο και προτιμήσεις, θα είναι απλά μεταβατικές.

Αργότερα, κατά τη δεκαετία του `80 και με αφορμή τις παραμένουσες διαφορές μεταξύ των οικονομιών των ανεπτυγμένων χωρών και αυτών του τρίτου κόσμου αλλά και την αποτυχία του νεοκλασικού μοντέλου να εξηγήσει το γεγονός πως οι ρυθμοί ανάπτυξης των χωρών του τρίτου κόσμου υπολείπονταν σημαντικά των αντιστοίχων των ανεπτυγμένων χωρών, πράγμα που οδηγούσε στην ανυπαρξία σύγκλισης, μερικοί ερευνητές οδηγήθηκαν στη διατύπωση του μοντέλου της νέας ανάπτυξης (Romer, 1986 και Lucas, 1988). Σύμφωνα με αυτό, υπάρχει μια σταθερή και μόνιμη σχέση στη διάρκεια του χρόνου μεταξύ των αρχικών συνθηκών μιας οικονομίας και του επιπέδου παραγωγής της. Νεώτερες έρευνες έδειξαν πως η συμπληρωματικότητα στην παραγωγή σε συνδυασμό με τη μη πληρότητα της αγοράς δημιουργούν μακροπρόθεσμα πολλαπλά σημεία ισορροπίας, πράγμα που σημαίνει πως οι εξεταζόμενες οικονομίες δεν είναι απαραίτητο να συγκλίνουν.

Όπως είναι φυσικό, οι δύο αυτές τόσο διαφορετικές θεωρίες για τη σύγκλιση των οικονομιών οδήγησαν στη διαμόρφωση πολλών εμπειρικών ελέγχων που χρησιμοποιήθηκαν από τους πολεμίους και από τους οπαδούς τους. Οι έλεγχοι αυτοί χωρίζονται σε δύο μεγάλες ομάδες:

- Η πρώτη περιλαμβάνει αυτούς που εξετάζουν τη συσχέτιση μεταξύ του αρχικού επιπέδου της κατά κεφαλήν παραγωγής με τους ρυθμούς ανάπτυξης που ακολουθούν, για ομάδα χωρών. Στην περίπτωση αυτή, αρνητική συσχέτιση συνεπάγεται σύγκλιση των οικονομιών καθώς οι χώρες που ξεκινούν από χαμηλότερα επίπεδα παραγωγής αναπτύσσονται γρηγορότερα από άλλες που ξεκινούν από πιο ψηλά. Έτσι, σύγκλιση δύο οικονομιών μεταξύ δύο χρονικών στιγμών $t_1 < t_2$ έχουμε όταν η διαφορά στην παραγωγή τη χρονική στιγμή t_2 είναι μικρότερη από τη διαφορά τη χρονική στιγμή t_1 . Προϋπόθεση για την εφαρμογή αυτών των ελέγχων είναι πως τα στοιχεία που αναλύονται προέρχονται από αναπτυσσόμενες οικονομίες, που δεν έχουν φτάσει ακόμα στην κατάσταση ισορροπίας τους. Άρα οι έλεγχοι αυτοί είναι καταλληλότεροι για τέτοιου είδους οικονομίες.
- Η δεύτερη ομάδα εξετάζει τη μακροπρόθεσμη συμπεριφορά με το χρόνο των διαφορών στην παραγωγή για διαφορετικές χώρες. Εδώ, οι διαφορές αυτές θεωρούνται μεταβατικές καθώς τείνουν στο μηδέν όσο αυξάνει ο ορίζοντας πρόβλεψης. Σύγκλιση σημαίνει πως δε μπορεί να υπάρχει μοναδιαία ρίζα ή κάποια τάση στο χρόνο, ενώ τα επίπεδα παραγωγής δύο οικονομιών πρέπει να συσχετίζονται. Με άλλα λόγια, σύγκλιση μεταξύ δύο οικονομιών έχουμε όταν οι μακροχρόνιες προβλέψεις κάποια χρονική στιγμή για την παραγωγή, είναι ίδιες, χωρίς να έχει κάποια σημασία η αρχική κατάσταση της κάθε μιας. Εδώ προϋπόθεση είναι οι εξεταζόμενες οικονομίες να έχουν φτάσει σε κάποια σταθερή κατάσταση από άποψη παραγωγής.

Τα αποτελέσματα των ελέγχων αυτών των δύο ομάδων είναι αρκετά αντιφατικά μεταξύ τους. Η πρώτη ομάδα φαίνεται να απορρίπτει τη μηδενική υπόθεση της μη σύγκλισης στην περίπτωση προηγμένων οικονομιών γενικά (Baumol 1986, Dorwick and Nguyen 1989) αλλά και της Β.Αμερικής ειδικότερα (Barro 1991, Sala-I-Martin 1991 and 1992), εξετάζοντας παραμέτρους όπως η ανάπτυξη του πληθυσμού και τα αποταμιευτικά επιτόκια (Barro 1991, Mankiw, Romer and Weil 1992). Αντίθετα, η δεύτερη ομάδα με τη μέθοδο της εξέτασης χρονοσειρών φαίνεται γενικά να αποδέχεται τη μηδενική υπόθεση της μη σύγκλισης (Quah 1992, Bernard 1992, Bernard and Durlauf 1995).

Η χρησιμότητα των ολοκληρωμένων χρονικών σειρών στην οικονομετρία ερευνήθηκε αναλυτικά κατά τις προηγούμενες δεκαετίες, με αποτέλεσμα την ύπαρξη πλούσιας βιβλιογραφίας. Στην ανάλυση μιας μεταβλητής, η προσέγγιση των Box και Jenkins (1970) για τη μελέτη στασίμων μοντέλων ARMA, έδειξε ότι απαιτείται μία ισχυρή και συνεπής μεθοδολογία που θα εξασφαλίσει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Γενικά όμως, τέτοιοι έλεγχοι δεν έχουν κανονικές οριακές κατανομές, όπως για παράδειγμα το βασικό αλλά και το βελτωμένο Dickey - Fuller τεστ (DF 1979, ADF 1981), τα οποία, υπό αρκετά γενικές συνθήκες συγκλίνουν σε μια συνάρτηση χαρακτηριστική της κίνησης Brown (Said and Dickey, 1984). Αργότερα προτάθηκαν και ημι-παραμετρικές διαδικασίες ελέγχου (Phillips 1987, Phillips and Perron 1988) οι οποίες, υπό συγκεκριμένες συνθήκες, παρουσίασαν βελτιωμένες ιδιότητες σχετικά με την αποδεικτική τους ισχύ (Diebold and Nerlove 1990).

Σε πεπερασμένα δείγματα, είναι γνωστό πως αυτές οι διαδικασίες ελέγχου της μοναδιαίας ρίζας έχουν περιορισμένη ισχύ έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης, παρουσιάζοντας σημαντικές αποκλίσεις από τη θέση ισορροπίας (Campbell and Perron 1991). Έτσι γεννήθηκε η ανάγκη για την ταυτόχρονη εξέταση ενός συνόλου χρονοσειρών, ως μέσο ελέγχου ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας με μεγαλύτερη αποδεικτική

ισχύ. Οι έλεγχοι αυτοί σχεδιάζονται έτσι ώστε να εξετάζουν τη μηδενική υπόθεση ότι κάθε μεμονωμένη χρονοσειρά στο panel συγκλίνει προς μια συγκεκριμένη τιμή, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι όλες οι μεμονωμένες χρονοσειρές είναι στάσιμες. Είναι λογικό ότι ο ταυτόχρονος έλεγχος όλων των χρονοσειρών έχει μεγαλύτερη αποδεικτική ισχύ από τον έλεγχο καθε χρονοσειράς ξεχωριστά.

Στο σημείο αυτό έγιναν και οι πρώτες παραδοχές, όπως για παράδειγμα ότι οι παρατηρήσεις παρουσιάζουν την ίδια κατανομή για κάθε μέλος του σετ. Ο Quah (1990, 1994), εξετάζοντας ένα panel με IID διαταραχές, έδειξε ότι το test statistic του DF παρουσιάζει μια κανονική κατανομή στο όριο όταν ο αριθμός των μελών του panel αλλά και ο αριθμός των παρατηρήσεων γίνονται τυχαία μεγάλοι. Η μέθοδος αυτή δεν άφηνε πολλούς βαθμούς ελευθερίας καθώς δεν επέτρεπε ούτε κάποιες χαρακτηριστικές ιδιότητες σε κάποιο μέλος του panel, αλλά ούτε και την ύπαρξη κάποιου γενικού παράγοντα που θα επηρέαζε τη συμπεριφορά όλων των μελών. Ένα βήμα εμπρός αποτέλεσε η εργασία των Breitung και Meyer (1991), οι οποίοι εξετάζουν ένα panel με μεγάλο αριθμό μελών για ένα μικρό και σταθερό αριθμό παρατηρήσεων στο χρόνο. Η μέθοδος αυτή, αν και επιτρέπει την επίδραση του χρόνου στις παρατηρήσεις καθώς και κάποια γραμμική συσχέτιση ανώτερης τάξης, με την προϋπόθεση ότι η συσχέτιση αυτή είναι η ίδια για όλα τα μέλη του panel, δε μπορεί να εφαρμοστεί σε panel με ετερογενή σφάλματα. Οι Levin, Lin και Chu (2001) επέτρεψαν αρκετούς βαθμούς ελευθερίας με ιδιαίτερα χαρακτηριστικά στα μέλη, με επηρεασμό των παρατηρήσεων από το χρόνο, ενώ και η μεταβλητή του σφάλματος και η γραμμική συσχέτιση ανώτερης τάξης μεταβάλλονται ελεύθερα ανάμεσα στα μέλη του panel. Το αποτέλεσμα ήταν πως απέδειξαν πως η μέθοδος αυτή παρουσιάζει δραματική βελτίωση στην αποδεικτική ισχύ, σε σχέση με τον ξεχωριστό έλεγχο της μοναδιαίας ρίζας για κάθε χρονοσειρά, κάθε μέλους του panel. Ακόμα και στην περίπτωση αυτή όμως υπήρχαν περιορισμοί καθώς η μέθοδός τους εξαρτιόταν ιδιαίτερα από την προϋπόθεση της ανεξαρτησίας μεταξύ των μελών του panel και δε μπορούσε να εφαρμοστεί όταν υπήρχε συσχέτιση μεταξύ τους. Επίσης

γινόταν και η αρκετά περιοριστική παραδοχή πως όλα τα μέλη του panel ήταν ταυτόσημα όσον αφορά στη ύπαρξη ή την απουσία μοναδιαίας ρίζας.

Όπως φάνηκε και παραπάνω, ένα σημαντικό στοιχείο της μεθόδου το οποίο απασχόλησε αρκετά τη βιβλιογραφία είναι ο αριθμός των παρατηρήσεων και ο αριθμός των μελών του panel. Παλαιότερες αργασίες εξέταζαν στάσιμο panel με συγκεκριμένες χρονικές παρατηρήσεις, ενώ ο αριθμός των μελών του μπορεί να γίνει οσοδήποτε μεγάλος (Anderson and Hsiao, 1982). Παρόμοια μέθοδος, για μη στάσιμο panel όμως, χρησιμοποιήθηκε από τους Breitung και Meyer (1991) και Harris και Tzavalis (1996). Αντίθετα οι Quah (1990, 1994) και Im (1995) εξέτασαν την περίπτωση ενός panel όπου τόσο ο αριθμός των παρατηρήσεων όσο και ο αριθμός των μελών του πλησίαζαν, υπό συγκεκριμένους περιορισμούς, το άπειρο. Μάλιστα ο δεύτερος εφάρμοσε μια μέθοδο που δεν προϋπέθετε την ύπαρξη ταυτόσημης συσχέτισης πρώτης τάξεως μεταξύ των μελών του.

Γενικά, όταν ο αριθμός των παρατηρήσεων είναι πολύ μεγάλος, τότε οι συνήθεις έλεγχοι υπάρξεως μοναδιαίας ρίζας μπορούν να θεωρηθούν αρκετά ισχυροί και να εφαρμοσθούν σε κάθε μέλος του panel χωριστά, ενώ και ο συνδυασμός για μικρό αριθμό μελών μπορεί να δώσει αξιόπιστα αποτελέσματα. Αντίστοιχα, για πολύ μικρό αριθμό παρατηρήσεων και για πολύ μεγάλο αριθμό μελών, οι συνήθεις έλεγχοι είναι κατάλληλοι. Αν όμως έχουμε ένα panel μεσαίου μεγέθους, με 10 έως 250 μέλη και 25 έως 250 παρατηρήσεις για το καθένα από αυτά, όπως είναι και τα περισσότερα στον τομέα της βιομηχανίας και των οικονομετρικών αναλύσεων των μεγεθών διαφόρων χωρών, τότε απαιτούνται πιο ευέλικτες μέθοδοι, με περισσότερους βαθμούς ελευθερίας, όπως αναφέρθηκε παραπάνω.

Τα τελευταία χρόνια, τουλάχιστον όσον αφορά στην ανάλυση στοιχείων ενός panel, έχουν επικρατήσει κάποια μοντέλα, τα κυριότερα των οποίων περιγράφονται

συνοπτικά παρακάτω. Από την περιγραφή αυτή φαίνονται και οι σημαντικότερες διαφορές μεταξύ τους:

- **Levin, Lin και Chu (LLC 2002):** Η μέθοδος αυτή θεωρεί πως υπάρχει μια κοινή διαδικασία εύρεσης της μοναδιαίας ρίζας για όλα τα μέλη του panel. Αν και επιτρέπονται κάποιες ιδιαιτερότητες μεταξύ των μελών καθώς και διαμόρφωση τάσεων στη διάρκεια του χρόνου, βασική προϋπόθεση είναι πως όλα τα μέλη του panel παρουσιάζουν ταυτόσημη αυτοσυσχέτιση πρώτης τάξεως. Αντίθετα, όλες οι άλλες παράμετροι της συνάρτησης σφάλματος και η αυτοσυσχέτιση υψηλότερης τάξεως μεταβάλλονται ελεύθερα. Η βασική εξίσωση ADF παλινδρόμησης της μεθόδου για panel με i μέλη είναι η εξής:

$$\Delta y_{it} = d_i y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} q_{iL} \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + e_{it}$$

με τον τρίτο όρο να δείχνει τις εξωγενείς παραμέτρους του μοντέλου. Η μηδενική υπόθεση για τη μέθοδο αυτή είναι ότι κάθε μέλος του panel έχει μη στάσιμη χρονοσειρά, έναντι της εναλλακτικής ότι όλα τα μέλη παρουσιάζουν στάσιμες χρονοσειρές. Αναλυτικότερη παρουσίαση της μεθόδου θα γίνει στο επόμενο τμήμα (Δ).

- **Breitung (2000):** Η μέθοδος αυτή είναι παρόμοια με την LLC, καθώς ξεκινά από την ίδια βασική εξίσωση ADF και περιέχει επίσης έναν αριθμό βημάτων μέχρι να φτάσει στις προσεγγιστικές εξισώσεις που θα χρησιμοποιηθούν για τον έλεγχο των υποθέσεων που και εδώ είναι ίδιες με την LLC: η μηδενική, ότι κάθε χρονοσειρά έχει μοναδιαία ρίζα, έναντι της εναλλακτικής ότι καμία δεν έχει μοναδιαία ρίζα. Μια διαφορά με την LLC είναι ότι για τη δημιουργία των τυποποιημένων προσεγγιστικών εξισώσεων, μόνο το κομμάτι της αυτοσυσχέτισης αφαιρείται και όχι αυτό που αντιστοιχεί στην επίδραση των

εξωγενών παραγόντων. Στη συνέχεια από τις εξισώσεις αυτές παράγονται σειρές χωρίς χρονικές τάσεις για να συνδυαστούν και οι δύο τελικά σε μια εξίσωση της μορφής $\Delta y_{it} = \alpha y_{it} + v_{it}$ με το α να συγκλίνει ασυμπτωτικά στη μορφή τυπικής κανονικής κατανομής. Όπως και με την LLC έχει κανείς την επιλογή να μην περιλάβει στο μοντέλο εξωγενείς παράγοντες ή να περιλάβει σταθερούς όρους και χρονικές τάσεις ανάλογα με το συγκεκριμένο μέλος του panel.

- **Hadri (1999):** Η μέθοδος αυτή βασίζεται στα κατάλοιπα από τις μεμονωμένες παλινδρομήσεις με τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων και χρησιμοποιεί έναν πολλαπλασιαστή Lagrange (LM) για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης ότι οι μεμονωμένες χρονοσειρές είναι στάσιμες γύρω από ένα επίπεδο ή μια γραμμική τάση, έναντι της εναλλακτικής, δηλαδή της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε κάποια χρονοσειρά του panel. Ο πολλαπλασιαστής Lagrange δίνεται από τη μορφή

$$LM = \frac{\frac{1}{N} \sum_i^N \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T s_{it}^2}{s_e^2}$$

όπου s_{it} είναι το άθροισμα των καταλοίπων και σ_e^2 ένας συνεπής εκτιμητής της τυπικής απόκλισης του σφάλματος. Οι ασυμπτωτικές κατανομές κάθε ελέγχου τέτοιου τύπου αποδεικνύεται ότι είναι κανονικές. Το πιο γενικό μοντέλο που περιγράφει στοιχεία ενός panel και μπορούν να εφαρμοστούν οι έλεγχοι αυτοί παρουσιάζει ιδιαίτερα χαρακτηριστικά, τάσεις και ετερογένεια ανάμεσα στα μέλη, αλλά γραμμικά ασυσχέτιστα σφάλματα με την πάροδο του χρόνου. Ακόμα και σ' αυτή την περίπτωση όμως ο Hadri παρουσιάζει τρόπο για να εφαρμοστούν ενώ το μόνο που απαιτείται για τη εφαρμογή της μεθόδου είναι ο καθορισμός της μορφής της παλινδρόμησης.

- **Im, Pesaran και Shin (IPS 2003):** Η μέθοδος αυτή, ξεκινώντας επίσης από τη βασική εξίσωση της ADF παλινδρόμησης, επιτρέπει τη γραμμική συσχέτιση των καταλοίπων και την ετερογένεια μεταξύ των μελών του panel, σε αντίθεση με την LLC. Η αρχική εξίσωση της IPS είναι:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

ενώ η μηδενική υπόθεση είναι $H_0: \beta_i = 0$ για όλα τα i έναντι της εναλλακτικής $H_1: \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1$ και $\beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$, πράγμα που αποτελεί και σημαντική διαφορά σε σχέση με την LLC. Στη συνέχεια αφού υπολογιστεί το t – statistic της ADF παλινδρόμησης για κάθε μέλος του panel, υπολογίζεται το ονομαζόμενο t – bar statistic, ως ο μέσος όρος των ανωτέρω. Στη μέθοδο αυτή απαιτείται ο καθορισμός των χρονικών υστερήσεων (μεγαλύτερος αριθμός από ότι πρέπει δεν επηρεάζει αρνητικά τη μέθοδο, σε αντίθεση με το μικρότερο), ενώ μπορούμε να επιλέξουμε και την ύπαρξη ή μη σταθερών χαρακτηριστικών για κάθε μέλος του panel και χρονικών τάσεων. Περισσότερες λεπτομέρειες για τη μέθοδο θα αναφερθούν επίσης παρακάτω.

- **Fisher – ADF (Maddala και Wu 1999) και Fisher – PP (Choi 2001):** Και οι δύο μέθοδοι βασίζονται σε εργασία του Fisher (1932) και συνδυάζουν τις τιμές p από μεμονωμένους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας. Ο υπολογισμός του panel statistic είναι μη παραμετρικός και δεν παρουσιάζει κανονική κατανομή όπως σε άλλες μεθόδους. Ακολουθεί κατανομή χ^2 με $2N$ βαθμούς ελευθερίας και έχει τη μορφή

$$- 2 \sum_{i=1}^N \log(p_i)$$

Η μηδενική υπόθεση είναι ότι όλες οι σειρές είναι μη στάσιμες, έναντι της εναλλακτικής ότι κάποιες από αυτές είναι στάσιμες, όπως δηλαδή και στην IPS. Και για τις δύο μορφές υπάρχει η δυνατότητα καθορισμού των εξωγενών μεταβλητών των εξισώσεων σε οποιαδήποτε μορφή: ύπαρξης χαρακτηριστικών σε επιμέρους μέλη, χρονικών τάσεων ή πλήρους ανυπαρξίας τους. Ένας διαχωρισμός που γίνεται είναι ότι στην περίπτωση Fisher – ADF πρέπει να οριστεί ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, ενώ στην περίπτωση Fisher – PP πρέπει να ορισθεί μέθοδος εκτίμησης.

Δ. ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ PANEL

Εφαρμόζοντας τη μεθοδολογία μας, θα εξετάσουμε ταυτόχρονα μεμονωμένες χρονοσειρές επιτοκίων από τις δέκα χώρες που μπήκαν πιο πρόσφατα στην Ευρωπαϊκή Ένωση με την τελευταία επέκτασή της το Μάιο του 2004, προσπαθώντας να καταλήξουμε σε ένα συμπέρασμα για τη σύγκλιση ή μη των επιτοκίων τους, ως ένα μέτρο της σύγκλισης ή μη των οικονομιών τους. Για το σκοπό αυτό θα χρησιμοποιήσουμε δύο από τις πιο διαδεδομένες μεθόδους της οικονομετρικής έρευνας την εποχή αυτή, που αναφέρθηκαν συνοπτικά στο προηγούμενο τμήμα: τη μέθοδο των Levin, Lin και Chu (LLC 2002) και αυτή των Im, Pesaran και Shin (IPS 2003).

Πρώτα πρέπει να ορίσουμε τη διαφορά του επιτοκίου κάθε χώρας τη χρονική στιγμή t από ένα επιτόκιο αναφοράς, οπότε είναι σημαντικό να καθορίσουμε ποιο θα είναι αυτό το επιτόκιο αναφοράς. Στην περίπτωσή μας δε θα είναι ο μέσος όρος των επιτοκίων όλων των εξεταζομένων χωρών σε κάθε χρονική στιγμή, καθώς δε μας ενδιαφέρει να εξετάσουμε τη σύγκλιση των επιτοκίων τους με το μέσο όρο τους, δηλαδή τη σύγκλιση των χωρών μεταξύ τους. Αντίθετα, ως επιτόκιο αναφοράς θα πάρουμε το μέσο όρο των επιτοκίων για τις τρεις χώρες που εμφάνισαν το χαμηλότερο πληθωρισμό κατά την εξεταζόμενη περίοδο, εξετάζοντας έτσι παράλληλα και στην πράξη την εφαρμογή εκείνου του κριτηρίου της συνθήκης του Μάαστριχτ που αφορά στα επιτόκια.

Έστω λοιπόν ότι η διαφορά αυτή d_t , τη χρονική στιγμή t , του επιτοκίου κάθε χώρας από το επιτόκιο αναφοράς, δίνεται από την σχέση: $d_t = \rho d_{t-1} + u_t$. Χρησιμοποιούμε αυτή την απλοϊκή μορφή αποκλειστικά για λόγους ευκολίας του ορισμού της σύγκλισης. Κατά συνέπεια, η μεταβολή της διαφοράς αυτής μεταξύ δύο χρονικών στιγμών t και $t-1$ προκύπτει από την ανάλογη σχέση:

$$d_t - d_{t-1} = \Delta d_t = (\rho - 1)d_{t-1} + u_t = \phi d_{t-1} + u_t$$

Αυτή η σχέση αποτελεί τη βάση της μεθοδολογίας του Ben-David (1995, 1996) για τη σύγκλιση σύμφωνα με την οποία, για να υπάρχει σύγκλιση θα πρέπει τα διαφορικά των επιτοκίων να ελαττώνονται συνεχώς με το χρόνο. Σύμφωνα με τον ορισμό αυτό, διακρίνονται οι εξής περιπτώσεις:

- $\phi < 0$ άρα $\rho < 1$ και υπάρχει σύγκλιση
- $\phi > 0$ άρα $\rho > 1$ και δεν υπάρχει σύγκλιση, αλλά απόκλιση και
- $\phi = 0$ άρα $\rho = 1$ οπότε δεν υπάρχει ούτε σύγκλιση ούτε απόκλιση, καθώς τα διαφορικά των επιτοκίων είναι σταθερά με το χρόνο.

Έτσι, μπορούμε τελικά να θεωρήσουμε το ϕ ως **συντελεστή σύγκλισης** και το ρ ως **ρυθμό μεταβολής των διαφορικών**.

Αφού λοιπόν υπολογίσουμε τα διαφορικά των επιτοκίων για κάθε χρονική στιγμή, θα εφαρμόσουμε τις δύο μεθόδους που αναλύονται παρακάτω:

- **Im, Pesaran και Shin (IPS 2003):** Έστω ένα panel με N μέλη και T παρατηρήσεις σε αντίστοιχες χρονικές περιόδους για το καθένα. Παρόμοια με παραπάνω, μπορούμε να θεωρήσουμε πως μια στοχαστική διαδικασία y_{it} δημιουργείται από αυτοπαλινδρόμηση πρώτης τάξεως: $y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{it-1} + \varepsilon_{it}$, με $i = 1, 2, \dots, N$ $t = 1, 2, \dots, T$ και δεδομένες αρχικές συνθήκες y_{i0} . Εξετάζουμε τη μηδενική υπόθεση ύπαρξης της μοναδιαίας ρίζας $\phi = 1$ για όλα τα i . Θέτοντας $\alpha_i = (1 - \phi_i)\mu_i$, $\beta_i = - (1 - \phi_i)$ και $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ η παραπάνω εξίσωση γίνεται:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

ενώ η μηδενική υπόθεση μετατρέπεται σε $H_0: \beta_i = 0$ για όλα τα i έναντι της εναλλακτικής $H_1: \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1$ και $\beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$. Το β_i λοιπόν μπορεί να είναι διαφορετικό από ομάδα σε ομάδα, ενώ επιτρέπεται ορισμένες, αλλά όχι όλες, από τις χρονοσειρές να έχουν μοναδιαία ρίζα, σύμφωνα με την εναλλακτική υπόθεση.

Στη γενικότερη δυνατή μορφή, τα σφάλματα της παραπάνω εξίσωσης μπορεί να είναι γραμμικά συσχετισμένα, ακόμα και με διαφορετικό τρόπο ανάμεσα στα μέλη του panel, με τα T και N επαρκώς μεγάλα. Η y_{it} παίρνει τη μορφή μιας $AR(p_i + 1)$ διαδικασίας με μορφή:

$$y_{it} = m_i + \sum_{j=1}^{p_i+1} \phi_{ij} y_{i,t-j} + e_{it}$$

Και ισοδύναμα, με τη μορφή ADF παλινδρομήσεων

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} r_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it}$$

Το t-statistic του panel δίνεται από το μέσο όρο των t-statistics των μεμονωμένων παλινδρομήσεων κατά τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης, δηλαδή

$$t\text{-bar}_{NT} = \frac{\sum_{i=1}^N t_{iT}(p_i, r_i)}{N}$$

Αποδεικνύεται πως η τυποποιημένη t-bar statistic συγκλίνει προς μία κανονική κατανομή όταν διαδοχικά, πρώτα το T και μετά το N τείνουν στο άπειρο. Στη συνέχεια, με τη μέθοδο Monte Carlo εξετάζονται οι ιδιότητες των παραπάνω ελέγχων σε πεπερασμένο δείγμα. Τα αποτελέσματα δείχνουν πως ιδιαίτερη

σημασία πρέπει να δοθεί στο να εκτιμηθεί σωστά ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, ώστε με δεδομένο το πεπερασμένο N να πάρουμε αξιόπιστα αποτελέσματα. Επίσης πρέπει να γίνει σωστή εκτίμηση των αποτελεσμάτων λόγω της ετερογένειας της εναλλακτικής υπόθεσης H_1 . Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης δε συνεπάγεται ότι η μοναδιαία ρίζα απορρίπτεται για κάθε μέλος του panel. Απλά, ότι η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται για $N1 < N$ μέλη τέτοια ώστε $N1 / N$ τείνει σε $\delta > 0$. Το μοντέλο δε μπορεί να δώσει καμία ένδειξη για το μέγεθος του δ ή ποια είναι τα συγκεκριμένα μέλη για τα οποία απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση.

- **Levin, Lin και Chu (LLC 2002):** Όπως αναφέρθηκε και προηγουμένως, βασική υπόθεση στο μοντέλο αυτό είναι η ύπαρξη ταυτόσημης αυτοσυσχέτισης πρώτης τάξεως στα μέλη της ομάδας. Η στοχαστική διαδικασία y_{it} μπορεί να γεννηθεί με τρεις διαφορετικούς τρόπους και αντίστοιχες μηδενικές και εναλλακτικές υποθέσεις:

1) $\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$ με $H_0: \delta = 0$ έναντι $H_1: \delta < 0$

2) $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$ με $H_0: \delta = 0$ και $\alpha_{0i} = 0$ για όλα τα i έναντι $H_1: \delta < 0$ και α_{0i} πραγματικός αριθμός. Εδώ επιτρέπεται η ύπαρξη σταθεράς χαρακτηριστικής για κάποιο μέλος του panel αλλά όχι χρονική τάση.

3) $\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$ με $-2 < \delta \leq 0$ για $i = 1, 2, \dots, N$. Εδώ $H_0: \delta = 0$ και $\alpha_{1i} = 0$ για όλα τα i έναντι $H_1: \delta < 0$ και α_{0i} πραγματικός αριθμός ενώ επιτρέπεται και η χρονική τάση.

Η βασική ADF παλινδρόμηση που θα χρησιμοποιήσουμε σε κάθε μέλος του panel είναι η

$$\Delta y_{it} = d_i y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} q_{iL} \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + e_{it}$$

όπου $m = 1, 2, 3$ και δείχνει τον τρόπο δημιουργίας της διαδικασίας. Καθώς το p_i είναι άγνωστο πρώτα κάνουμε τις παλινδρομήσεις για κάθε μέλος και μετά ορθογωνοποιούμε τα κατάλοιπά τους (η συνθήκη αυτή απαιτεί οι όροι του σφάλματος να μην έχουν συσχέτιση με τους παλινδρομητές: $E(\chi^*\varepsilon) = 0$, $E(\chi|\varepsilon) = 0$ Hayashi 2000). Στη συνέχεια εκτιμούμε το λόγο της μακροπρόθεσμης προς τη βραχυπρόθεσμη τυπική απόκλιση της innovation διαδικασίας για κάθε μέλος και τέλος υπολογίζουμε το συνδυασμένο t-statistic για το panel.

Αφού κάνουμε τις παλινδρομήσεις και βρούμε το κατάλληλο p_i κάνουμε δύο επιπλέον, βοηθητικές παλινδρομήσεις των Δy_{it} και y_{it-1} με το Δy_{it-L} ($L = 1, 2, \dots, p_i$) και σώζουμε τα κατάλοιπα από αυτές, τα οποία δίνονται από τις σχέσεις:

$$\hat{e}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{p}_{iL} \Delta y_{it-L} - \hat{a}_{mi} d_{mt}$$

και

$$\hat{u}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{p}_{iL} \Delta y_{it-L} - \hat{a}_{mi} d_{mt}$$

Για να ελέγξουμε την ετερογένεια μεταξύ των μελών κανονικοποιούμε τις παραπάνω εξισώσεις διαιρώντας τις με το τυπικό σφάλμα της αρχικής παλινδρόμησης. Ορίζουμε τώρα το λόγο της μακροπρόθεσμης προς τη βραχυπρόθεσμη τυπική απόκλιση της innovation διαδικασίας για κάθε μέλος ως $s_i = \sigma_{yi} / \sigma_{\varepsilon i}$ καθώς και το μέσο όρο όλων των μελών με τους εκτιμητές τους. Επίσης

$$\hat{S}_{yi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^K w_{KL} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t=2+L}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right]$$

και

$$\hat{S}_{ei}^2 = \frac{1}{T - p_i - 1} \sum_{t=p_i+2}^T \left(\hat{e}_{it} - \hat{d}_i \hat{u}_{it-1} \right)^2$$

Η παράμετρος υπολογίζεται για παράδειγμα με τη μέθοδο Bartlett kernel ως $w_{KL} = 1 - (L / (K+1))$. Η εκτίμηση του δ γίνεται πλέον με το συνδυασμό όλων των παρατηρήσεων στην προσεγγιστική εξίσωση

$$\tilde{e}_{it} = d\tilde{u}_{it-1} + \tilde{e}_{it}$$

Υπό τη μηδενική υπόθεση αποδεικνύεται πως το t-statistic του panel για τον τελικό υπολογισμό του δ δίνεται από τη σχέση

$$t_d^* = \frac{t_d - N\tilde{T}\hat{S}_N \mathbf{S}_{\tilde{e}}^{-2} STD(\hat{d}) \mathbf{m}_{m\tilde{T}}^*}{\mathbf{S}_{m\tilde{T}}^*}$$

Καθώς τα N και T μεγαλώνουν η κατανομή του t-statistic αποδεικνύεται πως τείνει προς την κανονική. Επίσης πρέπει να σημειώσουμε πως αυτό είναι ένα προσαρμοσμένο t ως προς το μέσο όρο και την τυπική απόκλιση των οποίων οι σταθερές υπολογίζονται με την εξομοίωση Monte Carlo, δίνονται σε πίνακες και αντιστοιχούν στα τρία αρχικά μοντέλα που χρησιμοποιήσαμε.

Ε. ΣΤΟΙΧΕΙΑ - ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Τα στοιχεία που συγκεντρώσαμε προήλθαν από το IFS του Διεθνούς Νομισματικού Ταμείου και από τις Κεντρικές Τράπεζες των αντιστοίχων κρατών. Αφορούν σε μηνιαίες παρατηρήσεις από το 1991 μέχρι το 2002 και για την επεξεργασία τους χρησιμοποιήσαμε το EViews5.

Ερευνήσαμε επίσης, εκτός από τη συνολική σύγκλιση των δέκα χωρών σε σχέση με το κριτήριο του Μάαστριχτ, και τυχόν διαφοροποίηση της σύγκλισης ανάλογα και με άλλα κριτήρια όπως η γεωγραφική τους κατανομή και το κατά κεφαλήν ακαθάριστο εθνικό προϊόν ως ένδειξη του εισοδήματός τους. Έτσι συνολικά εξετάσαμε τις εξής ομάδες:

- Τα δέκα νεώτερα μέλη της ΕΕ
- Τις βαλτικές χώρες (Λιθουανία, Λετονία και Εσθονία)
- Τις χώρες της Κεντρικής Ευρώπης – CEFTA (Ουγγαρία, Τσεχία, Σλοβακία, Σλοβενία και Πολωνία)
- Τις χώρες με το υψηλότερο κατά κεφαλήν ΑΕΠ (μέση τιμή σε ευρώ) κατά την εξεταζόμενη περίοδο (Κύπρος 2.322,81 Μάλτα 1.865,84 Σλοβενία 1.946,84 Τσεχία 928,03 και Ουγγαρία 921,62)
- Τις χώρες με το χαμηλότερο κατά κεφαλήν ΑΕΠ (μέση τιμή σε ευρώ) κατά την εξεταζόμενη περίοδο (Σλοβακία 748,65 Πολωνία 737,91 Εσθονία 544,25 Λετονία 408,73 και Λιθουανία 348,73)

ενώ λόγω του υπερβολικά μικρού μεγέθους του δείγματος (N=2) δεν εξετάσαμε χωριστά τις μεσογειακές χώρες, Κύπρο και Μάλτα.

Για τον υπολογισμό των διαφορικών των επιτοκίων, χρησιμοποιήθηκε ο μέσος όρος των επιτοκίων της Γερμανίας, της Γαλλίας και της Ολλανδίας ανά χρονική περίοδο, μιας και αυτές ήταν οι τρεις χώρες με το χαμηλότερο πληθωρισμό στην ΕΕ για την εξεταζόμενη περίοδο.

Σημειώνουμε τέλος πως όλες οι παλινδρομήσεις έγιναν θεωρώντας ως εξωγενείς μεταβλητές τα ιδιαίτερα χαρακτηριστικά κάποιου μέλους του panel, ενώ οι επιλογές του αριθμού των χρονικών υστερήσεων σ' αυτές έγιναν με βάση το κριτήριο Schwarz. Κατά την εφαρμογή της μεθόδου LLC εφαρμόστηκε η μέθοδος Newey-West για την επιλογή του εύρους ζώνης και η Bartlett για την επιλογή του τύπου kernel.

Τα αποτελέσματα φαίνονται στους παρακάτω Πίνακες (1 έως 5), όπου παρουσιάζονται για κάθε ομάδα χωρών αντίστοιχα, τα στοιχεία από τις ενδιάμεσες ADF παλινδρομήσεις για κάθε χώρα: ο συντελεστής σύγκλισης φ (2nd stage coefficient της μεθόδου LLC), ο ρυθμός μεταβολής των διαφορικών $\rho = \varphi + 1$ και το statistic και η πιθανότητα της μεθόδου IPS). Στο κάτω μέρος κάθε πίνακα φαίνονται το statistic και η πιθανότητα που δίνει κάθε μέθοδος για όλη την ομάδα συνολικά.

Τέλος, στα Παραρτήματα φαίνονται αναλυτικά τα αποτελέσματα των ελέγχων όπως προέκυψαν από το Eviews5, ενώ παρατίθενται επίσης για λόγους αναφοράς και πληρέστερης ενημέρωσης και τα αποτελέσματα των υπολοίπων μεθόδων στις οποίες έγινε αναφορά στο τμήμα Γ.

Πίνακας 1 – Σύνολο χωρών

Σύνολο χωρών		φ	ρ	t-stat	prob.
Κύπρος		-0,03676	0,96324	-0,9990	0,7492
Τσεχία		-0,03462	0,96538	-1,4069	0,5766
Εσθονία		-0,09092	0,90908	-1,8205	0,3688
Ουγγαρία		-0,08362	0,91638	-2,0300	0,2736
Λετονία		-0,10749	0,89251	-3,3657	0,0144
Λιθουανία		-0,39900	0,60100	-4,4399	0,0005
Μάλτα		-0,03386	0,96614	-1,9579	0,3051
Πολωνία		-0,02996	0,97004	-1,9389	0,3135
Σλοβακία		-0,10371	0,89629	-2,2503	0,1903
Σλοβενία		-0,03678	0,96322	-1,2667	0,6411
IPS	t-stat	-2.2972			
	prob.	0.0108			
LLC	stat	-2.69291			
	prob.	0.0035			

Στον πίνακα αυτόν παρατηρούμε ότι η Λιθουανία, η Λετονία και η Σλοβακία παρουσιάζουν το μεγαλύτερο βαθμό απόρριψης της μηδενικής υπόθεσης για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας και αντίστοιχα, τόσο ο συντελεστής σύγκλισης φ όσο και ο ρυθμός μεταβολής των διαφορικών ρ , όπως ορίστηκαν παραπάνω, δείχνουν ισχυρή σύγκλιση. Στο άλλο άκρο του φάσματος, με αντίθετα χαρακτηριστικά, βρίσκονται χώρες όπως η Κύπρος, η Σλοβενία, η Μάλτα που παρουσιάζουν σαφή αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης, με τις υπόλοιπες χώρες να βρίσκονται ενδιάμεσα. Τό σύνολο των χωρών πάντως, και με τις δύο μεθόδους δείχνει ικανοποιητική σύγκλιση.

Πίνακας 2 – Βαλτικές χώρες

Βαλτικές χώρες		φ	ρ	t-stat	prob.
Εσθονία		-0,09092	0,90908	-1,8205	0,3688
Λετονία		-0,10749	0,89251	-3,3657	0,0144
Λιθουανία		-0,39900	0,60100	-4,4399	0,0005
IPS	t-stat	-3,37219			
	prob.	0.0004			
LLC	stat	-3,46269			
	prob.	0.0003			

Εδώ τα πράγματα είναι πολύ πιο ξεκάθαρα αφού η ομάδα αυτή παρουσιάζει ισχυρή απόρριψη της μοναδιαίας ρίζας και ισχυρή σύγκλιση και με τις δύο μεθόδους, πράγμα που την καθιστά πρώτη ομάδα στον τομέα αυτό, ενώ στην επιμέρους ανάλυση φαίνεται πως η Εσθονία υστερεί σε σχέση με τις άλλες δύο στο θέμα αυτό, με τη Λιθουανία να κρατάει τα πρωτεία.

Πίνακας 3 – Κ.Ευρώπη CEFTA

Κ.Ευρώπη CEFTA		φ	ρ	t-stat	prob.
Τσεχία		-0,03462	0,96538	-1,4069	0,5766
Ουγγαρία		-0,08362	0,91638	-2,0300	0,2736
Πολωνία		-0,02996	0,97004	-1,9389	0,3135
Σλοβακία		-0,10371	0,89629	-2,2503	0,1903
Σλοβενία		-0,03678	0,96322	-1,2667	0,6411
IPS	t-stat	-0.65176			
	prob.	0.2573			
LLC	stat	-1.85692			
	prob.	0.0317			

Η Κεντρική Ευρώπη παρουσιάζει σχετική διασπορά στις επιδόσεις με όλες τις χώρες να τείνουν όμως προς την αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης με οποιαδήποτε μέθοδο. Η σύγκλιση εδώ δεν είναι τόσο εμφανής, ενώ μόνο η Σλοβακία παρουσιάζει, συγκριτικά με τις άλλες χώρες της ομάδας, μεγαλύτερο συντελεστή σύγκλισης και ρυθμό μεταβολής των επιτοκίων.

Πίνακας 4 – Χώρες με Υψηλό ΑΕΠ

Υψηλό ΑΕΠ		φ	ρ	t-stat	prob.
Κύπρος		-0,03676	0,96324	-0,9990	0,7492
Τσεχία		-0,03462	0,96538	-1,4069	0,5766
Ουγγαρία		-0,08362	0,91638	-2,0300	0,2736
Μάλτα		-0,03386	0,96614	-1,9579	0,3051
Σλοβενία		-0,03678	0,96322	-1,2667	0,6411
IPS	t-stat	-0,0249			
	prob.	0,4901			
LLC	stat	-0,91907			
	prob.	0.1790			

Η ομάδα των χωρών με το υψηλότερο ΑΕΠ είναι αυτή που παρουσιάζει τις ισχρότερες τάσεις αποδοχής της μηδενικής υπόθεσης για την ύπαρξη της μοναδιαίας ρίζας και ανυπαρξίας στασιμότητας στο panel. Μόνο η Ουγγαρία (η χώρα με το χαμηλότερο ΑΕΠ από αυτές) εμφανίζει συγκριτικά καλύτερες επιδόσεις σύγκλισης, ενώ στο άλλο άκρο βρίσκεται η Κύπρος, με το υψηλότερο ΑΕΠ όχι μόνο στην ομάδα αλλά και στο σύνολο των δέκα χωρών. Στην ομάδα αυτή ακόμα και τα αποτελέσματα των δύο μεθόδων παρουσιάζουν κάποιες διαφορές μεταξύ τους, με τη γενική τάση να παραμένει ίδια.

Πίνακας 5 – Χώρες με Χαμηλό ΑΕΠ

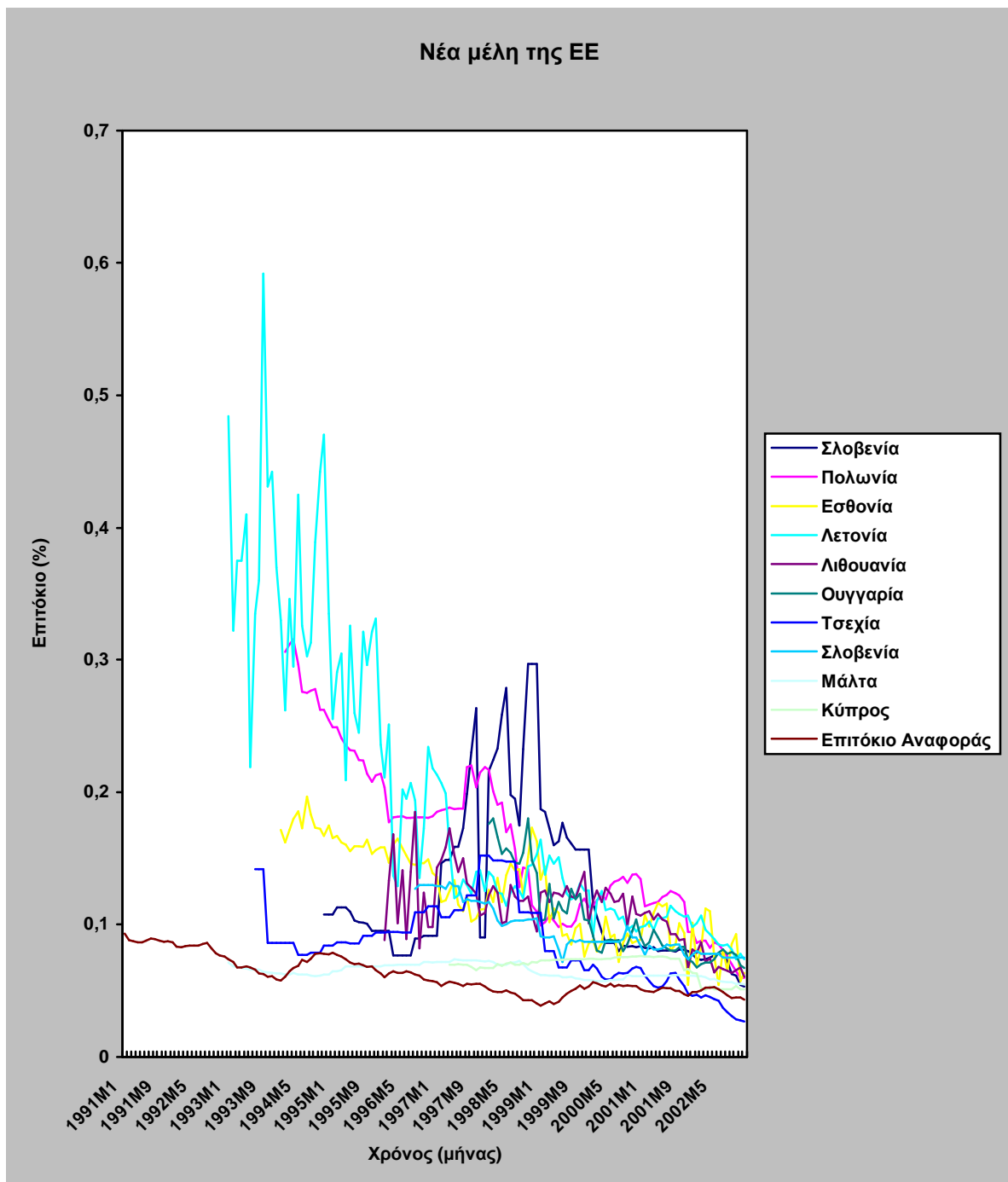
Χαμηλό ΑΕΠ		φ	ρ	t-stat	prob.
Εσθονία		-0,09092	0,90908	-1,8205	0,3688
Λετονία		-0,10749	0,89251	-3,3657	0,0144
Λιθουανία		-0,39900	0,60100	-4,4399	0,0005
Πολωνία		-0,02996	0,97004	-1,9389	0,3135
Σλοβακία		-0,10371	0,89629	-2,2503	0,1903
IPS	t-stat	-3,21361			
	prob.	0.0007			
LLC	stat	-3,08431			
	prob.	0.0010			

Η ομάδα αυτή είναι η δεύτερη καλύτερη σε επιδόσεις σύγκλισης, πράγμα που δεν είναι τυχαίο αφού στις χώρες με το χαμηλότερο ΑΕΠ ανήκουν και οι τρεις βαλτικές χώρες. Η συνολική απόδοση της ομάδας δείχνει ισχυρή αποδοχή της μηδενικής υπόθεσης ενώ στις επιμέρους χώρες υπάρχει σχετική διασπορά με τη Λιθουανία στο άκρο της εμφάνισης τάσεων ισχυρής σύγκλισης και την Πολωνία με την Εσθονία στο άλλο άκρο.

Από τα αποτελέσματα βλέπουμε πως όταν εξετάζουμε τις χώρες με χαμηλό ΑΕΠ καθώς και τις βαλτικές χώρες, υπάρχουν ισχυρές ενδείξεις σύγκλισης, καθώς η μοναδιαία ρίζα απορρίπτεται επειδή παρουσιάζουν υψηλά αρνητικά t-stat και άρα υπάρχει στασιμότητα στα panels αυτά. Οι ενδείξεις αυτές είναι πιο αδύνατες στην περίπτωση του συνόλου των δέκα χωρών. Υπάρχουν επίσης περιπτώσεις ισχυρής σύγκλισης μεμονομένων κρατών όπως είναι κυρίως η Λετονία, η Λιθουανία και η Σλοβακία των οποίων οι ρυθμοί μεταβολής ρ των διαφορικών των επιτοκίων είναι αρκετά μικρότεροι από τη μονάδα, ιδιαίτερα σε σχέση με άλλες χώρες. Αυτό σημαίνει πως σε κάθε χρονική στιγμή η διαφορά των επιτοκίων τους από το επιτόκιο αναφοράς είναι αρκετά μικρότερη από την αντίστοιχη την προηγούμενη χρονική στιγμή. Αντίθετα, χώρες όπως η Κύπρος, η Μάλτα κλπ, με υψηλό ΑΕΠ παρουσιάζουν ρ πολύ κοντά στη μονάδα - σε κάθε περίπτωση όμως μικρότερο από αυτήν - πράγμα που σημαίνει πως τα διαφορικά των επιτοκίων τους μένουν σχεδόν σταθερά με την πάροδο του χρόνου, εμφανίζοντας ελάχιστη μείωση.

Γενικά λοιπόν παρατηρούμε ισχυρές ενδείξεις απόρριψης της μοναδιαίας ρίζας και άρα ισχυρής σύγκλισης σε χώρες με λιγότερο ανεπτυγμένη οικονομία, αντίθετα ίσως με ότι θα περίμενε κανείς εκ πρώτης όψεως. Αυτό όμως είναι φυσιολογικό καθώς η σύγκλιση θα πρέπει να είναι ισχυρότερη στις χώρες που απέχουν περισσότερο από την εκπλήρωση των κριτηρίων του Μάαστριχτ, καθώς ο δρόμος που έχουν να διανύσουν είναι μεγαλύτερος και τα αρχικά τουλάχιστον αποτελέσματα είναι θεαματικά. Αντίθετα, στις χώρες που βρίσκονται πιο κοντά στην εκπλήρωση των κριτηρίων τα περιθώρια βελτίωσης είναι μικρά και οι ρυθμοί σύγκλισης χαμηλοί. Στη γενική περίπτωση τιμές του ρ κοντά στη μονάδα δείχνουν δυσκολία περαιτέρω σύγκλισης πράγμα που μπορεί να οφείλεται είτε σε επιλογή της χώρας ή και τυχόν πραγματικών προβλημάτων που μπορεί να αντιμετωπίζει, είτε στο γεγονός ότι έχει ήδη συγκλίνει, έχει φτάσει δηλαδή σε ένα σημείο «κορεσμού» όπου περαιτέρω πρόοδος είναι αδύνατη. Αυτό το τελευταίο ισχύει στην περίπτωση χωρών όπως η Κύπρος και η Μάλτα, πράγμα που φαίνεται και από το παρακάτω σχήμα που δείχνει

τις μεταβολές των επιτοκίων των δέκα χωρών με την πάροδο του χρόνου. Βλέπουμε πως οι χώρες που παρουσιάζουν υψηλή σύγκλιση ξεκινούν από μεγαλύτερες τιμές επιτοκίων τα οποία ελαττώνονται πολύ πιο απότομα από τα επιτόκια των άλλων χωρών.



Τέλος, αξίζει να σημειώσουμε στο σημείο αυτό και τις εγγενείς αδυναμίες της μεθόδου LLC σχετικά με την IPS, που οπωσδήποτε επηρέασαν τα αποτελέσματα και καθιστούν τη μέθοδο συγκριτικά με τη δεύτερη λιγότερο αξιόπιστη. Τρεις βασικές αδυναμίες, που αποτελούν και αιτία απόρριψής της από αρκετούς ερευνητές είναι:

- Η αυστηρή, σε σχέση με την IPS, εναλλακτική της υπόθεση H_1
- Το t-bar statistic της IPS ακολουθεί ασυμπτωτικά μια κανονική κατανομή καθώς τα N και T τείνουν στο άπειρο με N / T να τείνει προς μία πεπερασμένη θετική σταθερά, πράγμα που είναι λιγότερο περιοριστικό από την απαίτηση της LLC ο λόγος αυτός να τείνει στο μηδέν
- Η εξομοίωση Monte Carlo έδειξε πως η μέθοδος IPS παρουσιάζει καλύτερες ιδιότητες μεγέθους και ισχύος από την LLC, για πεπερασμένα τουλάχιστον δείγματα

ΣΤ. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Στην εργασία αυτή μελετήσαμε το κατά πόσον τα δέκα νεώτερα μέλη της ΕΕ βρίσκονται σε πορεία εκπλήρωσης εκείνου του κριτηρίου του Μάαστριχτ που αφορά στα επιτόκια. Χρησιμοποιήσαμε τη σύγχρονη μέθοδο ανάλυσης στοιχείων σε panel, σύμφωνα με τα συνηθέστερα υποδέγματα των Levin, Lin και Chu και Im, Pesaran και Shin.

Τα αποτελέσματα έδειξαν ισχυρότερη σύγκλιση στις χώρες με λιγότερο ανεπτυγμένη οικονομία καθώς αυτές με την ισχυρότερη οικονομία έχουν ήδη φτάσει κοντά στο στόχο τους και τα περιθώρια βελτίωσης έχουν στενέψει πολύ. Γενικά όμως πρέπει να έχουμε υπόψη μας πως η πορεία σύγκλισης επηρεάζεται και από άλλους παράγοντες όπως είναι τα διαφορετικά σημεία εκκίνησης της κάθε χώρας, όσον αφορά όχι μόνο στον οικονομικό τομέα (συναλλαγματικές ισοτιμίες και γενικότερα νομισματική πολιτική) αλλά και στον κοινωνικό, πολιτικό κλπ.

Σε τελική ανάλυση δεν πρέπει να ξεχνάμε ότι αν η εγχώρια οικονομική πολιτική αποτελεί μία αναγκαία συνθήκη για την επίτευξη της σύγκλισης, τότε η πολιτική βούληση λαών και κυβερνήσεων για τη συμμετοχή σε μία ευρεία νομισματική ένωση στην Ευρώπη αποτελεί μία ικανή συνθήκη για τη σύγκλιση αυτή.

Βιβλιογραφία

Baltagi B. Kao C.: Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey (Center for Policy Research, Working Paper no 16, March 2000)

Baun M.: The Maastricht Treaty as High Politics: Germany, France and European Integration (Political Science Quarterly, vol 110, no 4 (Winter 1995-1996), 605-624)

Ben-David G.: Trade and Convergence Among Countries (CERP Discussion Paper, no 1126, February 1993 – Journal of International Economics, 40, 279-298, 1996)

Bernard A. Durlauf S.: Convergence in international output (Journal of Applied Econometrics 10 (1995) 97-108)

Bernard A. Durlauf S.: Interpreting tests of the convergence hypothesis (Journal of Econometrics 71 (1996) 161-173)

Bessler W. Norsworthy J.: Cointegration of German and United States interest rates

Brada J. Kutan A.: Balkan and Mediterranean Candidates for European Union Membership: The Convergence of their Monetary Policy with that of the European Central Bank (William Davidson Working Paper Number 456, April 2002)

Frankel J.: Real Convergence and Euro Adoption in Central and Eastern Europe: Trade and Business Cycle Correlations as Endogenous Criteria for Joining EMU (Paper for Conference on Euro Adoption in the Accession Countries – Opportunities and Challenges, Czech National Bank, Prague, 2-3 FEB 2004)

Hadri K.: Testing for stationarity in heterogeneous panel data (Econometrics Journal 2000, vol 3, pp. 148-161)

Holmes M.: Exchange Rate Policy and Economic Convergence in the European Union (Loughborough University, Department of Economics, Research Paper 2000/3)

Holmes M.: Does long-run real interest parity hold among EU countries? Some new panel data evidence (The Quarterly Review of Economics and Finance, Vol 42 Issue 4, 2002, p.733-746)

Holtemöler O.: Uncovered Interest Rate Parity and Analysis of Monetary Convergence of Potential EMU Accession Countries

Honohan P.: How Interest Rates Changed under Financial Liberalization: A Cross-Country Review (Development Research Group

Im K. Pesaran H. Shin Y.: Testing for unit roots in heterogeneous panels (2002)

Katsimbris G. Miller S.: Interest Rate Linkages Within the European Monetary System: Further Analysis (Journal of Money, Credit and Banking, vol.25, no 4 (Nov 1993), 771-779)

Kaempfer S.: Real and nominal convergence in the European Union (23 April 2004)

Kazemi H. Warotamasikhhadit D. Nageswaran A.: International convergence of short-term and long-term interest rates: theory and empirical tests (Global Finance Journal 8(2) 239-256, 1997)

Kocenda E. Papell D.: Inflation Convergence Within the European Union: A Panel Data Analysis

Konya L.: Panel Data Unit Root Tests with an Application (2/2001)

Kutan A. Yigit T.: Nominal and Real Stochastic Convergence Within the Transition Economies and to the European Union: Evidence from Panel Data (2003)

Kutan A. Yigit T.: Nominal and real stochastic convergence of transition economies (Journal of Comparative Economics 32 (2004) 23-36)

Levin A. Lin C. Chu C.: Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties (Journal of Econometrics 108 (2002) 1-24)

Lothian J.: The internationalisation of money and finance and the globalization of financial markets (Journal of International Money and Finance 21 (2002) 699-724)

Mishkin F.: Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions (The Journal of Finance, vol 39, no 5, December 1984)

Mishkin F.: The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study (The Canadian Journal of Economics, vol 17, no 2 (May 1984), 283-311)

Piggot C.: International Interest Rate Convergence: A Survey of the Issues and Evidence (Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, Winter 1993)

Schweikert R.: The Integration of Accession Countries into EMU – Concerns about Convergence (Presentation prepared for the ACE-Phare seminar “Monetary and Exchange Rate Strategies Related to the Current European Union’s Enlargement”, Warsaw 15-16 Feb 2002)

Siklos P Wohar M.: Convergence in interest rates and inflation rates across countries and over time (Review of International Economics 5(1), 129-141, 1997)

Stracca L.: Economics and politics: interest rate convergence in Europe and EMU (ECB)

Tongur C.: A study of power and size properties of some panel unit root tests (Uppsala University, Department of Information Science Statistics Division, 26 May 2005)

Παράρτηματα

1. LLC

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)							
Date: 09/30/05 Time: 12:16							
Sample: 1991M01 2005M12							
Series: CYPRUS, CZECH, ESTONIA, HUNGARY, LATVIA, LITHUANIA, MALTA, POLAND, RESID, SLOVAK, SLOVENIA							
Exogenous variables: Individual effects							
Automatic selection of maximum lags							
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11							
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel							
Total number of observations: 932							
Cross-sections included: 10 (1 dropped)							
Method				Statistic		Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*				-2.69291		0.0035	
** Probabilities are computed assuming asymptotic normality							
Intermediate results on ALL10							
Series	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
CYPRUS	-0.03676	7.E-06	1.E-05	0	10	4.0	68
CZECH	-0.03462	6.E-05	7.E-05	0	12	4.0	113
ESTONIA	-0.09092	0.0002	6.E-05	1	12	16.0	106
HUNGARY	-0.08362	0.0001	4.E-05	0	10	10.0	59
LATVIA	-0.10749	0.0006	0.0003	11	12	11.0	108
LITHUANIA	-0.39900	0.0004	0.0002	0	11	2.0	83
MALTA	-0.03386	3.E-06	8.E-06	3	12	6.0	116
POLAND	-0.02996	8.E-05	9.E-05	0	12	5.0	106
RESID		Dropped from Test					
SLOVAK	-0.10371	0.0008	0.0004	0	11	18.0	97
SLOVENIA	-0.03678	2.E-05	1.E-05	0	11	6.0	76
Pooled	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*		Obs
	-0.04842	-5.687	1.013	-0.519	0.780		932

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)

Date: 09/30/05 Time: 12:23

Sample: 1991M01 2005M12

Series: ESTONIA, LATVIA, LITHUANIA

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Total number of observations: 297

Cross-sections included: 3

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-3.46269	0.0003

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on BALTIC

Series	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
ESTONIA	-0.09092	0.0002	6.E-05	1	12	16.0	106
LATVIA	-0.10749	0.0006	0.0003	11	12	11.0	108
LITHUANIA	-0.39900	0.0004	0.0002	0	11	2.0	83
	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*		Obs
Pooled	-0.12572	-5.026	1.017	0.518	0.777		297

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
Date: 09/30/05 Time: 12:26
Sample: 1991M01 2005M12
Series: CZECH, HUNGARY, POLAND, SLOVAK, SLOVENIA
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic selection of lags based on SIC: 0
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel
Total number of observations: 451
Cross-sections included: 5

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-1.85692	0.0317

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on CEFTA

Series	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
CZECH	-0.03462	6.E-05	7.E-05	0	12	4.0	113
HUNGARY	-0.08362	0.0001	4.E-05	0	10	10.0	59
POLAND	-0.02996	8.E-05	9.E-05	0	12	5.0	106
SLOVAK	-0.10371	0.0008	0.0004	0	11	18.0	97
SLOVENIA	-0.03678	2.E-05	1.E-05	0	11	6.0	76

	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*	Obs
Pooled	-0.04017	-3.636	1.004	0.520	2	451

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)

Date: 09/30/05 Time: 12:29

Sample: 1991M01 2005M12

Series: CZECH, CYPRUS, HUNGARY, MALTA, SLOVENIA

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 3

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Total number of observations: 432

Cross-sections included: 5

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-0.91907	0.1790

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on HIGHT

Series	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
CZECH	-0.03462	6.E-05	7.E-05	0	12	4.0	113
CYPRUS	-0.03676	7.E-06	1.E-05	0	10	4.0	68
HUNGARY	-0.08362	0.0001	4.E-05	0	10	10.0	59
MALTA	-0.03386	3.E-06	8.E-06	3	12	6.0	116
SLOVENIA	-0.03678	2.E-05	1.E-05	0	11	6.0	76
Pooled	-0.03867	-3.403	1.002	0.520	5	0.78	432

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)							
Date: 09/30/05 Time: 12:31							
Sample: 1991M01 2005M12							
Series: ESTONIA, LATVIA, LITHUANIA, POLAND, SLOVAK							
Exogenous variables: Individual effects							
Automatic selection of maximum lags							
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11							
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel							
Total number of observations: 500							
Cross-sections included: 5							
Method				Statistic		Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*				-3.08431		0.0010	
** Probabilities are computed assuming asymptotic normality							
Intermediate results on LOW							
	2nd Stage	Variance	HAC of		Max	Band-	
Series	Coefficient	of Reg	Dep.	Lag	Lag	width	Obs
ESTONIA	-0.09092	0.0002	6.E-05	1	12	16.0	106
LATVIA	-0.10749	0.0006	0.0003	11	12	11.0	108
LITHUANIA	-0.39900	0.0004	0.0002	0	11	2.0	83
POLAND	-0.02996	8.E-05	9.E-05	0	12	5.0	106
SLOVAK	-0.10371	0.0008	0.0004	0	11	18.0	97
	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*		Obs
Pooled	-0.06023	-4.716	1.022	0.518	0.776		500

2. IPS

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)							
Date: 09/30/05 Time: 12:17							
Sample: 1991M01 2005M12							
Series: CYPRUS, CZECH, ESTONIA, HUNGARY, LATVIA, LITHUANIA, MALTA, POLAND, RESID, SLOVAK, SLOVENIA							
Exogenous variables: Individual effects							
Automatic selection of maximum lags							
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11							
Total number of observations: 932							
Cross-sections included: 10 (1 dropped)							
Method		Statistic			Prob.**		
Im, Pesaran and Shin W-stat		-2.29720			0.0108		
** Probabilities are computed assuming asymptotic normality							
Intermediate ADF test results							
Series	t-Stat	Prob.	E(t)	E(Var)	Lag	Max Lag	Obs
CYPRUS	-0.9990	0.7492	-1.523	0.739	0	10	68
CZECH	-1.4069	0.5766	-1.532	0.735	0	12	113
ESTONIA	-1.8205	0.3688	-1.530	0.745	1	12	106
HUNGARY	-2.0300	0.2736	-1.520	0.750	0	10	59
LATVIA	-3.3657	0.0144	-1.456	0.818	11	12	108
LITHUANIA	-4.4399	0.0005	-1.527	0.736	0	11	83
MALTA	-1.9579	0.3051	-1.512	0.761	3	12	116
POLAND	-1.9389	0.3135	-1.532	0.735	0	12	106
RESID	Dropped from Test						
SLOVAK	-2.2503	0.1903	-1.531	0.735	0	11	97
SLOVENIA	-1.2667	0.6411	-1.526	0.736	0	11	76
Average	-2.1476		-1.519	0.749			
Warning: for some series the expected mean and variance for the given lag and observation are not covered in IPS paper							

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Date: 09/30/05 Time: 12:22

Sample: 1991M01 2005M12

Series: ESTONIA, LATVIA, LITHUANIA

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11

Total number of observations: 297

Cross-sections included: 3

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.37219	0.0004

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate ADF test results

Series	t-Stat	Prob.	E(t)	E(Var)	Lag	Max Lag	Obs
ESTONIA	-1.8205	0.3688	-1.530	0.745	1	12	106
LATVIA	-3.3657	0.0144	-1.456	0.818	11	12	108
LITHUANIA	-4.4399	0.0005	-1.527	0.736	0	11	83
Average	-3.2087		-1.504	0.766			

Warning: for some series the expected mean and variance for the given lag and observation are not covered in IPS paper

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)							
Date: 10/05/05 Time: 18:48							
Sample: 1991M01 2005M12							
Series: CZECH, HUNGARY, POLAND, SLOVAK, SLOVENIA							
Exogenous variables: Individual effects							
Automatic selection of maximum lags							
Automatic selection of lags based on SIC: 0							
Total number of observations: 451							
Cross-sections included: 5							
Method		Statistic			Prob.**		
Im, Pesaran and Shin W-stat		-0.65176			0.2573		
** Probabilities are computed assuming asymptotic normality							
Intermediate ADF test results							
Series	t-Stat	Prob.	E(t)	E(Var)	Lag	Max Lag	Obs
CZECH	-1.4069	0.5766	-1.532	0.735	0	12	113
HUNGARY	-2.0300	0.2736	-1.520	0.750	0	10	59
POLAND	-1.9389	0.3135	-1.532	0.735	0	12	106
SLOVAK	-2.2503	0.1903	-1.531	0.735	0	11	97
SLOVENIA	-1.2667	0.6411	-1.526	0.736	0	11	76
Average	-1.7786		-1.528	0.738			

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)							
Date: 09/30/05 Time: 12:29							
Sample: 1991M01 2005M12							
Series: CZECH, CYPRUS, HUNGARY, MALTA, SLOVENIA							
Exogenous variables: Individual effects							
Automatic selection of maximum lags							
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 3							
Total number of observations: 432							
Cross-sections included: 5							
Method		Statistic			Prob.**		
Im, Pesaran and Shin W-stat		-0.02490			0.4901		
** Probabilities are computed assuming asymptotic normality							
Intermediate ADF test results							
Series	t-Stat	Prob.	E(t)	E(Var)	Lag	Max Lag	Obs
CZECH	-1.4069	0.5766	-1.532	0.735	0	12	113
CYPRUS	-0.9990	0.7492	-1.523	0.739	0	10	68
HUNGARY	-2.0300	0.2736	-1.520	0.750	0	10	59
MALTA	-1.9579	0.3051	-1.512	0.761	3	12	116
SLOVENIA	-1.2667	0.6411	-1.526	0.736	0	11	76
Average	-1.5321		-1.522	0.744			

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)							
Date: 09/30/05 Time: 12:30							
Sample: 1991M01 2005M12							
Series: ESTONIA, LATVIA, LITHUANIA, POLAND, SLOVAK							
Exogenous variables: Individual effects							
Automatic selection of maximum lags							
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11							
Total number of observations: 500							
Cross-sections included: 5							
Method		Statistic			Prob.**		
Im, Pesaran and Shin W-stat		-3.21361			0.0007		
** Probabilities are computed assuming asymptotic normality							
Intermediate ADF test results							
						Max	
Series	t-Stat	Prob.	E(t)	E(Var)	Lag	Lag	Obs
ESTONIA	-1.8205	0.3688	-1.530	0.745	1	12	106
LATVIA	-3.3657	0.0144	-1.456	0.818	11	12	108
LITHUANIA	-4.4399	0.0005	-1.527	0.736	0	11	83
POLAND	-1.9389	0.3135	-1.532	0.735	0	12	106
SLOVAK	-2.2503	0.1903	-1.531	0.735	0	11	97
Average	-2.7631		-1.515	0.754			
Warning: for some series the expected mean and variance for the given lag and observation are not covered in IPS paper							

3. Όλες οι μέθοδοι

Group unit root test: Summary				
Date: 09/30/05 Time: 12:15				
Sample: 1991M01 2005M12				
Series: CYPRUS, CZECH, ESTONIA, HUNGARY, LATVIA, LITHUANIA, MALTA, POLAND, RESID, SLOVAK, SLOVENIA				
Exogenous variables: Individual effects				
Automatic selection of maximum lags				
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11				
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel				
Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-2.69291	0.0035	10	932
Breitung t-stat	-0.99681	0.1594	10	922
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.29720	0.0108	10	932
ADF - Fisher Chi-square	38.7548	0.0072	10	932
PP - Fisher Chi-square	40.4506	0.0044	10	947
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	16.2554	0.0000	10	957
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Group unit root test: Summary
Date: 09/30/05 Time: 12:23
Sample: 1991M01 2005M12
Series: ESTONIA, LATVIA, LITHUANIA
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-3.46269	0.0003	3	297
Breitung t-stat	-0.42971	0.3337	3	294
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.37219	0.0004	3	297
ADF - Fisher Chi-square	25.5822	0.0003	3	297
PP - Fisher Chi-square	28.0674	0.0001	3	309
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	11.1194	0.0000	3	312
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi -square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Group unit root test: Summary

Date: 09/30/05 Time: 12:26

Sample: 1991M01 2005M12

Series: CZECH, HUNGARY, POLAND, SLOVAK, SLOVENIA

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-1.85692	0.0317	5	451
Breitung t-stat	-0.67828	0.2488	5	446
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.65176	0.2573	5	451
ADF - Fisher Chi-square	10.2209	0.4213	5	451
PP - Fisher Chi-square	9.65442	0.4713	5	451
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	7.54534	0.0000	5	456

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Group unit root test: Summary
Date: 09/30/05 Time: 12:28
Sample: 1991M01 2005M12
Series: CZECH, CYPRUS, HUNGARY, MALTA, SLOVENIA
Exogenous variables: Individual effects
Automatic selection of maximum lags
Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 3
Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.91907	0.1790	5	432
Breitung t-stat	-0.79422	0.2135	5	427
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.02490	0.4901	5	432
ADF - Fisher Chi-square	7.53437	0.6742	5	432
PP - Fisher Chi-square	7.48411	0.6791	5	435
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	6.44817	0.0000	5	440
** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.				

Group unit root test: Summary

Date: 09/30/05 Time: 12:31

Sample: 1991M01 2005M12

Series: ESTONIA, LATVIA, LITHUANIA, POLAND, SLOVAK

Exogenous variables: Individual effects

Automatic selection of maximum lags

Automatic selection of lags based on SIC: 0 to 11

Newey-West bandwidth selection using Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-3.08431	0.0010	5	500
Breitung t-stat	-0.65709	0.2556	5	495
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.21361	0.0007	5	500
ADF - Fisher Chi-square	31.2205	0.0005	5	500
PP - Fisher Chi-square	32.9665	0.0003	5	512
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	12.1098	0.0000	5	517

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.