

REAL ECONOMIC CONVERGENCE IN THE EUROPEAN UNION

ΒΛΑΧΟΣ ΙΩΑΝΝΗΣ

Επιβλέπουσα καθηγήτρια
Λέκτορας Χ. ΧΡΙΣΤΟΥ

ΕΠΙΤΡΟΠΗ ΑΞΙΟΛΟΓΗΣΗΣ

Αντζουλάτος Α.
Μαλλιαρόπουλος Δ.
Χρίστου Χ.

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

1) ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΚΑΙ ΣΚΟΠΟΣ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

2) ΕΙΔΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗΣ

3) ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

4) ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.1-ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΕΣ

4.2-ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ

4.3-ΜΟΝΑΔΙΑΙΕΣ ΡΙΖΕΣ

4.3.1 - UNIVARIATE UNIT ROOT TEST

4.3.2 - PANEL UNIT ROOT TEST

4.3.2.1- Levin and Lin Test (LL)

4.3.2.2- Im, Pesaran and Shin Test (IPS)

4.3.2.3- Pesaran Test (CADF)

4.3.2.4- Επιπρόσθετοι έλεγχοι

4.3.3- ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΚΑΙ ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΩΝ PANEL TESTS

5) ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

5.1) ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΚΑΙ ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ ΟΜΑΔΩΝ

5.2) ΑΕΠ/κεφαλή

5.2.1) ΑΕΠ/κεφαλή- Μ.Ο 24

5.2.2) ΑΕΠ/κεφαλή- Μ.Ο 14

5.2.3) ΑΕΠ/κεφαλή- Μ.Ο BEST 3

5.2.4) ΑΕΠ/κεφαλή- Μ.Ο ONE

5.2.5) ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΕΠ/κεφαλή

5.3) ΑΝΕΡΓΙΑ

5.3.1) ΑΝΕΡΓΙΑ- Μ.Ο 25

5.3.2) ΑΝΕΡΓΙΑ- Μ.Ο 15

5.3.3) ΑΝΕΡΓΙΑ- Μ.Ο BEST 3

5.3.4) ΑΝΕΡΓΙΑ- Μ.Ο ONE

5.3.5) ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΝΕΡΓΙΑΣ

5.4) ΔΕΙΚΤΗΣ ΗICP

5.4.1) ΗICP- Μ.Ο 25

5.4.2) ΗICP- Μ.Ο 15

5.4.3) ΗICP- Μ.Ο ONE

5.4.4) ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΗICP

6) ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

A) ΕΠΕΞΗΓΗΣΗ ΠΙΝΑΚΩΝ

B) ΑΝΑΛΥΣΗ BEST 3

7) REFERENCES

ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΗ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗ ΣΤΗΝ ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΕΝΩΣΗ

1) ΕΙΣΑΓΩΓΗ ΚΑΙ ΣΚΟΠΟΣ ΔΙΑΤΡΙΒΗΣ

Η Ευρωπαϊκή Ένωση από το 2002 έχει πλέον καταφέρει να εισάγει στους κόλπους της κοινό νόμισμα. Γεγονός που άλλαξε άρδην τις καταστάσεις και εξελίξεις σε οικονομικό και πολιτικό επίπεδο σε όλη τη Γηραιά Ήπειρο. Είναι κοινώς παραδεκτό ότι σε μια τέτοιας μορφής ένωση, πρέπει οι χώρες μέλη να παρουσιάζουν κάποιες κοινές οικονομικές δομές και μια κατεύθυνση προς ταυτοποίηση των πραγματικών και νομισματικών μεγεθών. Θα είναι λογικό δηλαδή τυχόν διαφορές σε βασικά οικονομικά μεγέθη να εξαλειφθούν, έτσι ώστε να γίνει εφικτή μια πραγματική σύγκλιση σε όλα τα επίπεδα. Μια από τις κύριες πολιτικές της Ευρωπαϊκής Ένωσης είναι η μείωση των αποκλίσεων του Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος κατά κεφαλή και των εισοδημάτων ανάμεσα στα μέλη της, με σκοπό να εξασφαλιστεί η ευημερία και η κοινή ανάπτυξη για όλους τους ευρωπαϊούς πολίτες. Η απαγκίστρωση από τις οικονομικές ανισότητες είναι προϋπόθεση για τη διαρκή ενδυνάμωση της Ένωσης και την προσέλκυση και άλλων χωρών σε αυτήν.

Σκοπός, λοιπόν, της παρούσης εργασίας είναι η εξέταση για την ύπαρξη ή μη, σύγκλισης των κατά κεφαλή ΑΕΠ των χωρών-μελών. Πιο συγκεκριμένα θα αναλυθεί αν υπήρξε σύγκλιση μετά την επίσημη ενοποίηση των 12 μελών το 1992, με τη συνθήκη του Μάαστριχτ και ως το 2004. Επιπλέον θα ελεγχθεί το αν και κατά πόσο συνέκλιναν τα ποσοστά ανεργίας των κρατών-μελών στην Ε.Ε , καθώς και ο εναρμονισμένος δείκτης των consumer prices(HICP). Η μελέτη θα στηριχτεί στη μέθοδο των panel unit root tests και ειδικότερα με βάση τα 2 πρώτα από τα τρία τεστ που παρουσιάζονται εν συνεχεία(Levin and Lin, Im-Pesaran-Shin, Pesaran). Επιπροσθέτως θα συμπεριληφθούν στην έρευνα και τα αποτελέσματα με βάση άλλα τρία panel unit root tests, έτσι ώστε να είναι πιο ευρεία η εικόνα που θα έχουμε και εφικτή μια σύγκριση όλων των τελικών αποτελεσμάτων , με σκοπό να αποκομιστούν χρήσιμα συμπεράσματα.

Στην έρευνα αυτή, λοιπόν, όπως ορθά αναφέρεται και σε παλαιότερες παρόμοιες προσπάθειες , η κύρια κατεύθυνση εστιάζεται στον έλεγχο αν οι πιο φτωχές χώρες αποκτούν κάποιο πλεονέκτημα ως προς τις πιο πλούσιες , που τις βοηθά στην οικονομική ανάπτυξη και στη κάλυψη του κενού με τις πλουσιότερες. Οι νέες τεχνολογίες δίνουν μεγαλύτερη

ώθηση για αύξηση της παραγωγικότητας και του υλικού πλούτου στις φτωχές χώρες από ότι στις πιο πλούσιες. Βέβαια σε κάποια αναπτυσσόμενα κράτη παρουσιάζεται έλλειψη κεφαλαίων και τεχνογνωσίας, η οποία αντιμετωπίζεται συνήθως με άμεσες ξένες επενδύσεις από τα πιο αναπτυγμένα.

Επιπρόσθετα η εκπαίδευση και η απόκτηση εμπειριών είναι σημαντικός παράγοντας για την υλοποίηση θετικού αποτελέσματος από τις άμεσες ξένες επενδύσεις. Όσο η σύγκλιση θα προχωρά, οι αναπτυσσόμενες χώρες θα πρέπει να κάνουν ένα καίριο βήμα και να μπουκ στην θέση των πρωτοπόρων οι ίδιες, κάτι που δεν επιτυγχάνεται πάντα και ως επακόλουθο έχουμε τη μείωση του ρυθμού σύγκλισης. Άρα το ευρύτερο κοινωνικό, οικονομικό και πολιτικό περιβάλλον των ασθενέστερων χωρών παίζει μείζονα ρόλο για τη ταχύτερη εξέλιξη τους και την πλήρη εξάλειψη των πιθανών διαφορών στα οικονομικά μεγέθη.

Στο πλαίσιο της ανάλυσης της σύγκλισης του ΑΕΠ, το πιο συχνό μοντέλο ανάπτυξης στο οποίο στηρίχτηκαν οι ερευνητές είναι το νεοκλασικό του Solow. Το συγκεκριμένο μοντέλο επικεντρώνεται στη κεφαλαιακή συσσώρευση σε σχέση με τις αποφάσεις αποταμίευσης. Υπήρξαν αρκετοί συνεχιστές του Solow που εντάσσονται όμως σε αυτή τη σχολή. Το γενικό μοντέλο στηρίζεται στη συνάρτηση παραγωγής $Y_t = A_t F(K_{t-1}, H_{t-1}, L_{t-1}, \xi_t)$ όπου στο αριστερό μέρος είναι το ΑΕΠ και στο δεξί τα στοιχεία από τα οποία προκύπτει. Ειδικότερα το A_t συμβολίζει το επίπεδο παραγωγικότητας, K_t και H_t το φυσικό και ανθρώπινο κεφάλαιο αντίστοιχα, L_t την εργασία και το ξ_t το παραγωγικό σοκ. Πιο συγκεκριμένα οι εξισώσεις προσδιορισμού για αυτά τα στοιχεία είναι οι ακόλουθες τρεις:

$$\text{για το φυσικό κεφάλαιο: } K_t = (1 - \delta_K) K_{t-1} + s_K Y_t$$

$$\text{για το ανθρώπινο κεφάλαιο } H_t = (1 - \delta_H) H_{t-1} + s_H Y_t$$

$$\text{για την εργασία } L_t = (1+n)^t L_0$$

με τα s_K και s_H να αποτελούν τα ποσοστά αποταμίευσης και δ_K και δ_H τα ποσοστά υποτίμησης αντίστοιχα. Με βάση και τις συνθήκες περιορισμού που ετέθησαν και είναι οι ακόλουθες δύο

$$\frac{\partial F(O, H, L, \xi)}{\partial K} = \frac{\partial F(K, O, L, \xi)}{\partial H} = \infty$$

Και

$$\frac{\partial F(\infty, H, L, \xi)}{\partial K} = \frac{\partial F(K, \infty, L, \xi)}{\partial H} = 0$$

καταλήγουμε στις μη αυξανόμενες αποδόσεις υπό κλίμακα . Δηλαδή η μακροπρόθεσμη συμπεριφορά της οικονομίας είναι ανεξάρτητη από τις αρχικές συνθήκες. Επομένως για κάθε οικονομία που ακολουθεί αυτό το μοντέλο θα ισχύει ότι το $\lim_{t \rightarrow \infty} \text{Prob} (A^{-1}, L^{-1}, Y_t / K_0, H_0, L_0)$ είναι ανεξάρτητο των K_0, H_0 και L_0 .

Οι πιο φτωχές κεφαλαιακά οικονομίες θα αναπτύσσονται ταχύτερα από τις πλουσιότερες με τελικό προορισμό την εξάλειψη των αρχικών διαφορών. Στα μέσα της δεκαετίας του 1980 εμφανίστηκαν οι υποστηρικτές της θεωρίας της « Νέας Ανάπτυξης », οι οποίοι στηρίχτηκαν στην ως τότε αποτυχημένη προσέγγιση των νεοκλασικών στο συγκεκριμένο θέμα εκ των αποτελεσμάτων. Επισήμαναν πως δεν υπήρξε κανένα ισχυρό στοιχείο σύγκλισης μεταξύ των αναπτυγμένων χωρών και αυτών του τρίτου κόσμου και μεταξύ των βιομηχανοποιημένων και των αναπτυσσομένων. Σε θεωρητικό επίπεδο τόνισαν πως η παρουσία ‘nonconvexities’ στη παραγωγή είναι ιδιαίτερα σημαντικός παράγοντας για την ανάπτυξη και έτσι μπορεί να υπάρξει μια ‘nondiminishing’ σχέση μεταξύ αρχικών καταστάσεων της οικονομίας και της μακροπρόθεσμης κατάληξής της. Οι διαφορές και διαφωνίες νεοκλασικών και υποστηρικτών της θεωρίας της « Νέας Ανάπτυξης » οδήγησαν στην ενδελεχή έρευνα και εμφάνιση ποικίλων ελέγχων για την υπόθεση της σύγκλισης . Πριν γίνει ανάλυση αυτών των εμπειρικών μεθόδων για την ύπαρξη ή μη σύγκλισης , θα γίνει μια αναφορά για την έννοια της σύγκλισης, τα είδη της και την πορεία της ως τώρα. Παραθέτουμε , λοιπόν, επτά ζεύγη ειδών σύγκλισης που σκιαγραφούν κατά σημαντικό τρόπο την έννοια αυτής.

2)ΕΙΔΗ ΣΥΓΚΛΙΣΗΣ

A) Σύγκλιση εντός μιας οικονομίας / Σύγκλιση μεταξύ οικονομιών

Η σύγκλιση εντός οικονομίας αφορά την έρευνα στο κατά πόσο παρατηρείται σε μια χώρα η τάση να επιτύχει μια σταθερή δυναμική ισορροπία, ανεξάρτητα από το αν το αρχικό κατά κεφαλή ΑΕΠ είναι μικρότερο ή μεγαλύτερο της ισορροπίας. Ενώ η σύγκλιση μεταξύ οικονομιών εστιάζεται στη σύγκριση των αντίστοιχων κατά κεφαλή ΑΕΠ των εκάστοτε υπό έρευνα χωρών.

B) Σύγκλιση σε όρους ρυθμού ανάπτυξης / Σύγκλιση σε ορούς εισοδηματικού επιπέδου.

Εδώ είναι αναγκαία η επέκταση της υπόθεσης του νεοκλασικού μοντέλου για τη τεχνολογία σε παγκόσμια κλίμακα. Συγκεκριμένα η ειδίκευση της τεχνολογικής προόδου βασίζεται στις ακόλουθες τρεις υποθέσεις: 1) δε χρειάζεται καμιά πηγή για να πραγματοποιηθεί τεχνολογική πρόοδος, 2) υπάρχει ισομερής ωφέλεια από αυτή για κάθε χώρα, 3) κανείς δε πληρώνει αντάλλαγμα για να έχει ωφέλεια. Επομένως κάθε χώρα λαμβάνει την ίδια ωφέλεια από τη τεχνολογική πρόοδο και είναι εφικτή η ανάπτυξη με τον ίδιο ρυθμό. Αυτή είναι και η λεγόμενη σύγκλιση σε όρους ρυθμού ανάπτυξης. Αν προστεθεί και η υπόθεση της ίδιας συνάρτησης παραγωγής, τότε όλες οι χώρες θα έχουν ταυτόσημο επίπεδο εισοδήματος (σύγκλιση σε όρους εισοδηματικού επιπέδου).

Γ) β-σύγκλιση / σ-σύγκλιση

Η β-σύγκλιση συνδυάζει τόσο αυτήν σε όρους ρυθμού ανάπτυξης όσο και σε εισοδηματικού επιπέδου. Σύμφωνα με την υπόθεση των diminishing returns, συνεπάγεται ότι οι κεφαλαιακά φτωχές χώρες έχουν υψηλότερη οριακή παραγωγικότητα κεφαλαίου. Δηλαδή όταν έχουμε ίδιο ποσοστό αποταμίευσης, οι φτωχότερες χώρες θα έχουν πιο γρήγορη ανάπτυξη, κάτι που τονίζει την αρνητική σχέση μεταξύ του ύψους αρχικού εισοδήματος και του ρυθμού ανάπτυξης. Αυτή η αρνητική σχέση θα αποτυπώνεται στο συντελεστή β των παλινδρομήσεων που θα πρέπει να γίνουν.

Η σ-σύγκλιση ορίζει πως η διαφορά στο πραγματικό κατά κεφαλή ΑΕΠ μεταξύ των group χωρών τείνει να μειώνεται μακροπρόθεσμα. Θα υπάρχει δηλαδή διαχρονικά η τάση να εξαλειφθούν οι διαφορές στα ΑΕΠ/κεφαλή και να συγκλίνουν προς μια τιμή.

Για να ελέγξουμε την σχέση αυτών των 2 συγκλίσεων παραθέτουμε αρχικά τους ορισμούς τους. Έτσι αν έχουμε ομάδα χωρών i , με βάση ετήσια π.χ δεδομένα, το ΑΕΠ/κεφαλή για κάθε οικονομία θα δίνεται από

$\log(y_{it}) = \alpha + (1-\beta) \log(y_{it-1}) + u_{it}$, όπου α, β σταθερές με $0 < \beta < 1$ και u_{it} να αποτελεί το διαταρακτικό όρο.

Η υπόθεση $\beta > 0$ υποδηλώνει τη β -σύγκλιση αφού ο ετήσιος ρυθμός ανάπτυξης $\log(Y_{it}/Y_{i,t-1})$ θα είναι αντίστροφος σχετικά με το $\log(y_{i,t1})$. Όσο πιο μεγάλος είναι ο συντελεστής β , τόσο πιο ισχυρή θα είναι η σύγκλιση. Ο διαταρακτικός όρος αφορά προσωρινές διαταραχές στη συνάρτηση παραγωγής, στο ποσοστό αποταμίευσης, ενώ προϋπόθεση είναι ότι έχει μέσο μηδέν, ίδια διακύμανση για κάθε χώρα και είναι ανεξάρτητος διαχρονικά μεταξύ των οικονομιών. Για να υπολογίσουμε τη σ -σύγκλιση λαμβάνουμε υπόψη τη διαφορά των εισοδημάτων, όπως προκύπτει αν $\sigma_t^2 \approx (1/n) \sum [\log(y_{it}) - \mu_i]^2$. Αν n είναι μεγάλο, τότε η δειγματική διακύμανση πλησιάζει τη πληθυσμιακή και έτσι ορίζεται ως $\sigma_t^2 \approx (1-\beta)^2 \sigma_{t-1}^2 \sigma_u^2$. Αυτή είναι μια first-order διαφορική εξίσωση, η οποία είναι 'stable' αν $0 < \beta < 1$. Αν δεν υπάρχει, λοιπόν, β -σύγκλιση ($\beta > 0$) τότε η cross sectional διακύμανση θα αυξάνεται διαχρονικά. Άρα η ύπαρξη β -σύγκλισης είναι αναγκαία συνθήκη για την ύπαρξη της σ -σύγκλισης μα όχι ικανή.

Δ) Δεσμευμένη και μη σύγκλιση

Μια ακόμη σύγκλιση, ιδιαίτερος σημαντική, είναι αυτή μεταξύ δεσμευμένης και μη σύγκλισης. Στηριζόμενοι στη συνάρτηση παραγωγής του Cobb-Douglas $Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}$ όπου Y, K, L και A είναι αντίστοιχα το output, το κεφάλαιο, η εργασία και η total factor productivity, το κατά κεφαλή εισόδημα Y^* δίνεται από

$Y^* = A_0 e^{* [s/(n+g+\delta)]^{\alpha(1-\alpha)}}$ με s : ποσοστό επενδύσεων, g και n είναι οι υποτιθέμενοι ρυθμοί ανάπτυξης αντίστοιχα των A_t και L_t .

Άρα το επίπεδο εισοδήματος εξαρτάται από τα εξής 6 στοιχεία $A_0, s, g, n, \delta, \alpha$, που μπορούν να απεικονιστούν και σε διάγραμμα θ . Η μη δεσμευμένη σύγκλιση προϋποθέτει ότι τα στοιχεία του διανύσματος είναι ίδια για κάθε χώρα (δηλαδή το β θα είναι αρνητικό ακόμα και αν δεν εμπεριέχεται καμιά άλλη μεταβλητή στο δεξί μέρος της εξίσωσης). Αντίθετα με βάση τη δεσμευμένη σύγκλιση πρέπει να υπάρχουν μεταβλητές και στο δεξί μέρος της Growth- initial level της παλινδρόμησης για να ελέγχονται οι διαφορές.

Ε) Μη Δεσμευμένη και 'club' σύγκλιση

Μια εκ των ιδιοτήτων του NCGT είναι η μοναδικότητα της ισορροπίας, ενώ η συνήθη έννοια της σύγκλισης προϋποθέτει τέτοια. Στην περίπτωση της μη δεσμευμένης σύγκλισης υπάρχει μόνο ένα επίπεδο ισορροπίας, στο οποίο όλες οι οικονομίες κατευθύνονται. Στη δεσμευμένη η ισορροπία διαφέρει ανάλογα με την οικονομία και έτσι κάθε μια προσεγγίζει τη δική της ισορροπία. Σε αντίθεση η έννοια της 'club' σύγκλισης στηρίζεται σε μοντέλο που αποφέρει πολλαπλή ισορροπία. Στο σε ποια εξ'αυτών θα

καταλήξει μια οικονομία, εξαρτάται το αρχικό επίπεδο και κάποια άλλα χαρακτηριστικά.

ΣΤ) Σύγκλιση σε όρους οικονομικού εισοδήματος και σε όρους TFP

Οι ερευνητές ασχολήθηκαν κυρίως με τη σύγκλιση σε όρους κατά κεφαλή εισοδήματος, όμως αυτό είναι αποτέλεσμα δυο στοιχείων, του 'capital deepening' και του 'technological catch up'. Και ενώ οι πιο πολλές μελέτες επικεντρώθηκαν στο πρώτο στοιχείο, υπήρξαν και κάποιες που εντράφησαν στο 'technological catch up'

όπως αυτές των Dowrick and Nguyen (1989), Dougherty and Jorgenson (1996) και Wollf (1991). Εκτοτε ο συνολικός τεχνολογικός παράγοντας (Total Factor Productivity) είναι ο συνήθης τρόπος μέτρησης της τεχνολογίας. Επομένως διάφορες έρευνες μέτρησης σύγκλισης σε όρους εισοδήματος έγιναν, βάσει των αρχικών TFP διαφορών και των μεταβολών τους κατά τη διάρκεια του χρόνου.

Ζ) Ντετερμινιστική και στοχαστική σύγκλιση

Ο πιο κοινός τρόπος προσδιορισμού σύγκλισης μεταξύ δύο οικονομιών ήταν η εξίσωση για το αν $\lim_{k \rightarrow \infty} E(Y_{i,t+k} - \alpha Y_{j,t+k} | I_t) = 0$. Όμως αυτή η συνθήκη είναι τέλεια για σύγκριση μόνο δυο οικονομιών, όταν αυξάνεται ο αριθμός των χωρών προκύπτουν προβλήματα. Αρκετοί προσπάθησαν να τα ξεπεράσουν ορίζοντας « χώρα αναφοράς» ως μέσο μέτρησης για τη σύγκλιση. Δηλαδή για το $Y_{j,t+k}$ έθεσαν $Y_{1,t+k}$ όπου αυτό είναι το κατά κεφαλή ΑΕΠ της « χώρα αναφοράς». Κάποιοι άλλοι εισήγαγαν αντί για τη χώρα αναφοράς, το δειγματικό μέσο, το μέσο όρο δηλαδή των ΑΕΠ/κεφαλή των υπό εξεταζόμενων χωρών. Οι χρονοσειρές οι οποίες χρησιμοποιούν μπορούν να σχετίσουν την σύγκλιση σε όρους δεσμευμένης και μη. Σε αυτό το πλαίσιο είναι εφικτή και η διάκριση σε ντετερμινιστική και stochastic σύγκλιση. Αυτή η διαφορά αναφέρεται στο είδος της τάσης που επιτρέπεται στον έλεγχο για τη μοναδιαία ρίζα στις σειρές απόκλισης.

Από χρονολογική σκοπιά η μελέτη της σύγκλισης ξεκίνησε με την έννοια της 'απόλυτης σύγκλισης' και έπειτα μεταφέρθηκε προς την 'conditional'. Και οι δύο αυτές έννοιες εξετάστηκαν μέσω της 'β σύγκλισης' ενώ αργότερα εμφανίστηκε η 'σ σύγκλιση'. Παράλληλα αναπτύχθηκαν η ιδέα των 'club convergence' και 'TFP convergence'. Φυσικά χρονολογική εξέλιξη είχαμε και από την 'informal cross section' στη 'formal cross section' και ακολούθως στη 'panel' προσέγγιση της έννοιας της σύγκλισης, ενώ οι 'timeseries' και 'distribution' ιδέες δημιουργήθηκαν παραπλεύρως με τις προηγούμενες.

3) ΑΝΑΣΚΟΠΗΣΗ ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑΣ

Το θέμα του αν και σε τι βαθμό το κατά κεφαλή ΑΕΠ διαφόρων χωρών ή περιοχών έχουν συγκλίνει ή πρόκειται να συγκλίνουν στο μέλλον, είναι από τα πιο σημαντικά στην πρόσφατη βιβλιογραφία για τη θεωρία ανάπτυξης και για την Ευρωπαϊκή Ολοκλήρωση. Έτσι πάρα πολλοί ερευνητές παρουσίασαν άρθρα και διατριβές με τις διάφορες μεθοδολογίες ελέγχου της ύπαρξης και του βαθμού σύγκλισης.

Μετά τη δημιουργία του νεοκλασικού μοντέλου ανάπτυξης από τον Solow το 1956, είχαμε ως αποτέλεσμα την διατύπωση της ακόλουθης πρότασης. Υπό τις ίδιες παραμέτρους, οι πιο φτωχές χώρες ενός group χωρών, δηλαδή αυτές με χαμηλότερο αρχικό κεφαλαιακό απόθεμα και εισόδημα (ΑΕΠ) θα παρουσιάζουν ταχύτερη ανάπτυξη από τις πλουσιότερες χώρες του group. Οι εμπειρικές έρευνες που έγιναν έχουν ανάμεικτα αποτελέσματα για την ύπαρξη σύγκλισης. Οι πρώτες ολοκληρωμένες μελέτες γύρω από το συγκεκριμένο θέμα εμφανίστηκαν στα μέσα της δεκαετίας του 1980.

Αρχικά ο **Abramovitz (1986)** χρησιμοποιώντας τη βάση δεδομένων χρονοσειρών του Maddison (1982) για τα επίπεδα παραγωγικότητας 16 χωρών τη χρονική περίοδο 1870 με 1979, βρήκε υποστήριξη της 'catch up' υπόθεσης. Στο ίδιο συμπέρασμα κατέληξε και ο **Baumol (1986)**, η έρευνα του οποίου θεωρείται η πιο γνωστή για τη μη δεσμευμένη σύγκλιση. Σε ένα δείγμα 16 χωρών του OECD παρατήρησε ένα σημαντικό αρνητικό συντελεστή στη μεταβλητή του αρχικού εισοδήματος σε μια growth-initial level παλινδρόμηση. Επίσης προσπάθησε να επεκτείνει αυτή τη σχέση σε δείγμα 72 χωρών με τελικά δε βρήκε ισχυρά στοιχεία σύγκλισης. Εισηγάγε δηλαδή την έννοια της 'club convergence' μέσω αυτής της διαφοράς των αποτελεσμάτων ανάλογα με το μέγεθος του δείγματος. Ο **De Long (1988)** επισήμανε πως ο ορισμός των «αναπτυγμένων» χωρών του Baumol υποφέρει από ένα ex post πρόβλημα και πως αν χρησιμοποιηθεί ένας ex ante ορισμός του 'developed' τότε η σύγκλιση εξαφανίζεται. Οι **Dowrick and Nguyen (1989)** εξέτασαν τη Total Factor Productivity (TFP) σύγκλιση διαμέσου της cross-section παλινδρόμησης. Η δική τους συμβολή επικεντρώνεται στην αποδέσμευση της υπόθεσης του κοινού capital-output ratio για όλες τις χώρες του δείγματος. Στη μελέτη τους τη μεταβλητή του αρχικού εισοδήματος τη συσχέτισαν με εκείνο των Η.Π.Α, της πιο αναπτυγμένης εκ των εξεταζόμενων χωρών. Αυτό τους επέτρεψε να ερμηνεύσουν τη μεταβλητή του αρχικού εισοδήματος της εξίσωσης ως δηλωτική της TFP σύγκλισης και τα αποτελέσματα στο δείγμα των 15 χωρών που ανάλυσαν να στηρίζουν την ύπαρξη της σύγκλισης.

Ο **Quah (1990)** παρουσίασε μια ανάλυση του κατά κεφαλή εισοδήματος (με αποκλίσεις από το αντίστοιχο των USA) για 114 χώρες από το 1970

μέχρι το 1985. Έχοντας ,λοιπόν, μεγάλο N και T , αναπτύσσει και προτείνει την συμπερασματική θεωρία για 'random field data' και αρνείται τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας. Παρόλο αυτά ήταν από τους πρώτους που δεν επέτρεψε για το δείγμα χωρών specific intercepts στην ανάλυσή των αποκλίσεων. Σύμφωνα με τη μελέτη του είναι περισσότερο υπόθεση μη δεσμευμένης σύγκλισης και δε τον εξέπληξε η μη στήριξη της , κάτι που επαναλαμβάνεται για μεγάλα N και στις άλλες μεθόδους. Ο **Barro (1991)** ήταν ένας από τους λίγους ερευνητές που εξέτασε το θέμα της σύγκλισης από τη σκοπιά των νέων θεωριών ανάπτυξης. (NGT) . Μελετώντας τη ταυτόχρονη πορεία της ανάπτυξης ,της επένδυσης και της fertility έτρεξε ξεχωριστά sets παλινδρομήσεων , ενώ δεν περιείχε το φυσικό και εργατικό κεφάλαιο ως επεξηγηματικές μεταβλητές στο βασικό μέρος της έρευνας του. Δε βρήκε στήριξη μη δεσμευμένης σύγκλισης σε ένα δείγμα 98 χωρών, κάτι που το εξέλαβε ως επιβεβαίωση των NGT και παρατήρησε πως αν συμπεριλάμβανε το φυσικό κεφάλαιο το β γινόταν σημαντικό και αρνητικό. Οι **Mankiw, Romer and Weil (1992)** χρησιμοποίησαν τα δεδομένα χρονοσειρών (για εισόδημα, δημόσια και ιδιωτική κατανάλωση) των Summers and Houston και προσπάθησαν να ελέγξουν τη δεσμευμένη σύγκλιση. Ελέγχοντας τις υποθέσεις του νεοκλασικού μοντέλου ανάπτυξης για ταυτόνομη τεχνολογία, αποταμίευση και πληθωρισμό , απέδειξαν τη στήριξη της conditional convergence. Ο **De Grauwe (1992)** εντρύφησε στο θέμα σύγκλισης των ποσοστών πληθωρισμού για την εισαγωγή σε μια οικονομική ή πολιτική ένωση. Κατέληξε ότι το 1991 ο βαθμός σύγκλισης αυτού του μεγέθους ανάμεσα στις χώρες του EMS ήταν στο ιστορικά υψηλότερο επίπεδό του και πως ακόμα μικρότερη απόκλιση των διαφορών θα ήταν άτοπη, ενώ τονίζει την υπερβολική αυστηρότητα αυτού του κριτηρίου. Το **1992** οι **Levin and Lin** μέσω των πλεονεκτημάτων των χαρακτηριστικών του panel data timeseries, πέτυχαν την αύξηση της δύναμης του στατιστικού ελέγχου. Οι **Bernard and Durlauf (1995)** κατάφεραν και έδωσαν ορισμό στην έννοια της σύγκλισης , γεγονός που βοήθησε σημαντικά τους μετέπειτα ερευνητές. Επίσης χρησιμοποίησαν τη νεότερη βάση δεδομένων Madisson(1989) ετήσιων PPP-adjusted επίπεδων ΑΕΠ/κεφαλή για 15 OECD χώρες από το 1900 ως το 1987. Βρήκαν ανίσχυρη ένδειξη σύγκλισης σε μακροπρόθεσμο ορίζοντα , μα αρκετά στοιχεία ύπαρξης common trends. Επισήμαναν τη διαφορά μεταξύ των cross sectional convergence tests και των timeseries tests και έτσι τόνισαν πως στη δεύτερη περίπτωση οι διαφορές των δυο χωρών δε μπορούν να περιέχουν unit root ή time trend. Το **1995** ο **Ben David** εφάρμοσε ένα άλλο τεστ βασισμένος στις αποκλίσεις των ΑΕΠ/κεφαλή κάθε χώρας από το μέσο όρο όλων των χωρών. Παραδέχθηκε σύγκλιση μεταξύ των πλουσιότερων χωρών και αντίστοιχα μεταξύ των πιο φτωχών. Οι **Deuhurst and Mutis-Gaitan (1995)** όρισαν ένα μοντέλο ποικίλων ποσοστών σύγκλισης των

ΑΕΠ/κεφαλή μεταξύ 63 επίσημων regions της Ευρωπαϊκής Ένωσης την περίοδο 1981-1991 και συμπέρανε πως για διάφορες υποομάδες παρατηρούνται κοινά ποσοστά ανάπτυξης. Ο **Armstrong (1995)** κατασκεύασε 3 σετ δεδομένων από 85 ευρωπαϊκές επαρχίες 12 χωρών για διαφορετικές περιόδους και παρατήρησε σύγκλιση ,αρκετά ισχυρότερη στο παρελθόν. Ο **Sala-i- Martin (1996)** έλεγξε για β και σ σύγκλιση μεταξύ των USA, Japan και 5 μεγάλων Ευρωπαϊκών χωρών, καθώς και των επαρχιών αυτών των χωρών. Το συμπέρασμά του ήταν η ύπαρξη σύγκλισης με ποσοστό 2%. Οι **Fagerberg and Verspagen (1996)** ανέλυσαν την επαρχιακή ανάπτυξη της μεταπολεμικής περιόδου για δείγμα 70 επαρχιών από 6 μέλη της Ε.Ε. Τα εμπειρικά τους αποτελέσματα έδειξαν πως σε αρκετά και σημαντικά μεγέθη υπήρξε απόκλιση. Οι **Evans and Karras (1996)** μέσω της unit root ανάλυσης pooled deviation δεδομένων από 56 χώρες . Τα αποτελέσματα έδειξαν άρνηση της μηδενικής υπόθεσης της unit root και επομένως στήριξη της σύγκλισης. Ανάλογα ήταν και τα συμπεράσματα του **Evans (1996)** για δείγμα 13 χωρών και περίοδο αρκετά μεγάλη, από το 1870 ως το 1989. Οι **Islam and Chowdhury (1997)** εξέτασαν την ιστορία της Asian-Pacific οικονομικής ανάπτυξης και την πορεία προς μια ολοκλήρωση, μέσα από το εμπόριο , τις άμεσες ξένες επενδύσεις και την εργατική μετανάστευση. Υποστήριξαν πως η κατεύθυνση προς την ένωση είναι απόρροια της δύναμης της αγοράς και όχι τόσο πολιτική απόφαση όπως στην Ευρώπη. Με δεδομένα από το 1960 ως το 1990 αναγνώρισαν τεράστια σημάδια ανάπτυξης , απεξάρτησης από την αμερικανική αγορά και βελτίωσης των συνθηκών ζωής ενώ παράλληλα ισχυρά στοιχεία ενίσχυσης της υποθεσης σύγκλισης. Οι **Greasley and Oxley (1997)** επεκτείνανε την ανάλυση των Bernard and Durlauf με τα ίδια data με εξετάζοντας bivariate subgroups. Βρήκαν στοιχεία ζευγαριών που συγκλίνουν τα outputs . Ο **Orlowski (1998)** σύγκρινε το ΑΕΠ/κεφαλή και άλλα βασικά μεγέθη της Πολωνίας σε σχέση με αυτά της Ε.Ε και είδε πως σε αρκετά υπάρχει σύγκλιση μα τόνισε πως χρειάζονται ριζικές δομικές αλλαγές για να αυξηθεί ο βαθμός σύγκλισης. Το **1999 o Veiga** χώρισε σε 2 περιόδους τα δεδομένα (ΑΕΠ/κεφαλή σε PPStandard) και έλεγξε για σ -σύγκλιση μεταξύ 15 χωρών. Διαπίστωσε πως την πρώτη περίοδο (1960-1970) ο βαθμός σύγκλισης ήταν υψηλότερος από τη δεύτερη, ενώ συνολικά φτάνει στο 2,45% και μετά τη συνθήκη του Μάαστριχτ εμφανίζει ίχνη πτώσης. Οι **Γιάννας, Λιάργκοβας και Μανολάς (1999)** αναζήτησαν σύγκλιση για τα μέλη της ΕΕ την περίοδο 1970-1990, ερευνώντας όχι μόνο οικονομικούς δείκτες μα και κοινωνικούς όπως μόλυνση, ποσοστό εγκληματικότητας, δημόσιες υπηρεσίες, υπηρεσίες υγείας κ.α. Το κύριο εργαλείο της μελέτης τους ήταν ο Coefficient of Variation (CV) για 8 οικονομικά και σχετικά με την ποιότητα ζωής κριτήρια σε κάθε υποομάδα εκ των τριών που χώρισαν τα 15 μέλη-κράτη. Με σκοπό να μελετήσουν τη σχετική θέση κάθε μέλους

σε σύγκριση με τα υπόλοιπα, τα κατέταξαν με βάση το σύνθετο δείκτη για την ποιοτική τους κατάσταση για διάφορα έτη. Έπειτα όρισαν και μέτρησαν τη σύγκλιση (ως το σταθμισμένο CV μέσο) και κατέληξαν πως την περίοδο 1970-75 εμφανίστηκε σύγκλιση, την 1980-85 απόκλιση και πάλι την επόμενη 5ετία σύγκλιση. Μια σημαντική μελέτη έκαναν και οι **Yin, Michelis and Zestos (2000)**, οι οποίοι για τις 15 χώρες της ΕΕ συν τις Αυστρία, Φιλανδία και Σουηδία εξέτασαν διάφορα μεγέθη με πρωτεύον το ΑΕΠ/κεφαλή. Το διάστημα που ασχολήθηκαν ήταν από το 1960 ως 1995 και το διαμέλισαν σε 7 υποπεριόδους. Κατέληξαν στην ύπαρξη σύγκλισης μείζονος σημασίας και ειδικότερα με διαφορετικούς ρυθμούς ανάλογα με το μέγεθος εξέτασης. Η **Οικονομική Επιτροπή της Ευρωπαϊκής Ένωσης** σε έρευνα των Ηνωμένων Εθνών το **2000** ασχολήθηκε με το ΑΕΠ/κεφαλή 19 ευρωπαϊκών χωρών σε σχέση με αυτό των ΗΠΑ σε 2 μεγάλες περιόδους, η μια 1950-1973 και η δεύτερη 1973-1998. Συμπέραναν πως την πρώτη περίοδο υπήρξε σύγκλιση, όμως παρατήρησαν ισχυρά στοιχεία απόκλισης κατά τη διάρκεια της δεύτερης. Οι **Boldrin and Canova (2000)** στη μελέτη τους για την ανισότητα στην Ευρωπαϊκή Ένωση, διαπίστωσαν ύπαρξη σύγκλισης (β και σ) όχι τόσο ισχυρή για το κατά κεφαλή εισόδημα. Ο **Estrin (2001)** έλεγξε αν συγκλίνουν οι πρώην κομμουνιστικές χώρες με τις δυτικές χρησιμοποιώντας το κατά κεφαλή ΑΕΠ για την περίοδο 1970-1998, δηλαδή πριν και μετά το μετασχηματισμό τους. Δε κατάφερε να αναδείξει αρκετά στοιχεία σύγκλισης. Παρόμοια ήταν και τα αποτελέσματα των **Rassekh, Panik and Kolluri (2001)** για τα 24 κράτη του OECD που εξέτασαν την περίοδο 1950-1990 για την ύπαρξη β ή σ σύγκλισης. Οι **Kocenda and Pappel (2001)** θέλησαν να δουν τις επιπτώσεις του Μηχανισμού Συναλλαγματικής Ισοτιμίας στην ΕΕ στη σύγκλιση στο ρυθμό πληθωρισμού. Χρησιμοποίησαν τη panel data analysis για τα έτη 1959-1994 και για διάφορα group χωρών και σε ορισμένες περιπτώσεις διαπίστωσαν σύγκλιση σημαντική. Οι **Μιχαήλ και Neaime (2001)** έψαξαν για β και σ σύγκλιση σε χώρες της Asian-Pacific περιοχής (34 χώρες) και είχαν θετικά αποτελέσματα για το διάστημα 1960-1990 και μη ισχυρή στήριξη για το συνολικό 1960-1999. Οι **Brada and Kutan (2002)** ερεύνησαν αν συγκλίνει η νομισματική πολιτική για 5 βαλκανικές, 3 βορειοευρωπαϊκές και 6 μεσογειακές χώρες με αυτήν της Γερμανίας. Διενήργησαν τον έλεγχο Phillips-Perron για τη συνολοκλήρωση και συμπέραναν πως όσα κράτη είναι μέλη της ΕΕ παρουσιάζουν συσχέτιση των νομισματικών πολιτικών με την αντίστοιχη της Γερμανίας, όπως επίσης και η Κύπρος με τη Μάλτα, ενώ οι υπόλοιπες έχουν αδύναμη σύγκλιση. Ο **Beyaert (2003)** εξέτασε την output σύγκλιση μέσω differentials και panel analysis και πραγματοποίησε 3 tests. Για τα 14 μέλη της ΕΕ (εκτός Λουξεμβούργου) για την περίοδο 1970-2000 διαπίστωσε απόλυτη σύγκλιση ως το 1970 και έπειτα μερική. Για τις Τσεχία, Πολωνία και Ουγγαρία σε σχέση με

την ΕΕ για το 1950-2002 εμφανίστηκαν στοιχεία σύγκλισης μόνο μετά το 1990. Οι **Luginbuhl and Koopman (2003)** ασχολήθηκαν με τη σύγκλιση σε GDP series για 5 κράτη (Γερμανία, Ιταλία, Γαλλία, Ισπανία και Ολλανδία) και παρατήρησαν σ-σύγκλιση και αρκετά ισχυρούς trend cycles. Ο **Brettell (2003)** στη μελέτη του έδειξε πως β και σ convergence δεν υπάρχει τόσο ισχυρή στις χώρες της ΕΕ για data 1980-2001, μα αντιθέτως εμφανίζονται όταν αναλύει τις regions ξεχωριστά.

Οι **Kutan and Yigit (2003)** στην έρευνά τους για τρέχουσα και πραγματική στοχαστική σύγκλιση μεταξύ των transition κρατών και της ΕΕ, εφάρμοσαν panel analysis για την περίοδο μετά το 1993 και με βάση τα κριτήρια των Im, Pesaran and Shin. Έτσι είδαν πως ο ρυθμός ανάπτυξης για τα μέλη της CEFTA και τις Βαλτικές χώρες δε συγκλίνει αξιοσημείωτα, ενώ τα πρώτα μέλη της ΕΕ παρουσιάζουν τεράστια πρόοδο στο θέμα της σύγκλισης , κάτι που δε συμβαίνει και με τα μετέπειτα μέλη. Στην ανάλυση της μεγέθυνσης της ΕΕ που έκαναν το **2003 οι Κουκουριτάκης και Μιχαηλίδης** βασίστηκαν σε στοιχεία από το 1993-2002 και προσπάθησαν να ελέγξουν ποια από τα μελλοντικά 10 νέα μέλη της ένωσης είναι έτοιμα για αυτό το βήμα. Ερευνώντας σχεδόν όλα τα κύρια δημοσιονομικά μεγέθη μέσω της συνολοκλήρωσης και των common trends διαπίστωσαν μερική σύγκλιση σε κάποια εξ αυτών και πλήρη στον ρυθμό πληθωρισμό, στα επιτόκια και στο ποσοστό του δημοσίου χρέους ως προς το ΑΕΠ. Οι **Giles and Feng (2003)** βρήκαν ισχυρή σύγκλιση (output) για 14 κράτη OECD μα αδύναμη για δείκτες σχετικούς με τη 'well-being' σύγκλιση. Το **2004 ο Kaitila** ερεύνησε για β και σ σύγκλιση μεταξύ της ΕΕ και των accession χωρών της Βαλτικής και της κεντροανατολικής Ευρώπης για το διάστημα 1960-2001. Ενώ δεν ανακάλυψε στοιχεία επιβεβαίωσης β σύγκλισης , βρήκε πως για τις περιόδους 1960-1973 και 1980-2001 υπάρχουν θετικές ενδείξεις για σ σύγκλιση. Τέλος το **2005 οι Σουκατζής και Castro** έλεγξαν πως τα κριτήρια του Μάαστριχτ επηρέασαν τη σύγκλιση (β και σ). Για το κατά κεφαλή εισόδημα τόνισαν πως υπήρχε κοινή κατεύθυνση με την απόφαση των κρατών να ακολουθήσουν τα κριτήρια, μα γενικά παρατηρήθηκε μικρότερος βαθμός σύγκλισης από ότι προηγουμένως. Επίσης θετικά επηρεάστηκε η παραγωγικότητα, ενώ αποκλίσεις υπάρχουν στην ανεργία, στις επενδύσεις και στον πληθωρισμό.

4) ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

4.1) ΑΝΑΛΥΣΗ ΜΕ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΕΣ

Οι χρονοσειρές οικονομικών στοιχείων και μεγεθών με τη βοήθεια της στατιστικής ανάλυσης είναι βασικό εργαλείο για την εκτίμηση των σχέσεων που ερευνώνται από τις διάφορες εμπειρικές οικονομετρικές μελέτες. Είναι γνωστό πως στην εξέταση των μοντέλων δυναμικών χρονοσειρών πρέπει οι διάφορες μεταβλητές να παρουσιάζουν στασιμότητα, δηλαδή process με μέσους και διακυμάνσεις σταθερούς μέσα στο χρόνο.

Συνήθως βέβαια βρίσκουμε μεταβλητές οι οποίες είναι μη στάσιμες (συγκεκριμένης τάξης) και εμφανίζουν σημαντικές στατιστικές και οικονομικές ιδιότητες : η διακύμανση αυξάνεται διαχρονικά και υπάρχει αλληλεξάρτηση μεταξύ διαδοχικών παρατηρήσεων. Αυτές οι ιδιότητες προέρχονται από την παρουσία μοναδιαίων ριζών (unit roots) που προκαλούν στοχαστικές τάσεις.

Αρκετοί ερευνητές προσπάθησαν να βρουν τρόπους και μεθόδους για να ελέγξουν την στασιμότητα. Ως σήμερα οι πιο βασικές μεθοδολογίες είναι η συνολοκλήρωση και οι έλεγχοι των μοναδιαίων ριζών. Εν συνέχεια θα αναφερθούμε σε αυτές τις μεθόδους μα κυρίως στη δεύτερη αφού αυτή θα μας χρησιμεύσει στην εμπειρική μας έρευνα.

4.2) ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗ

Θεωρούμε δυο χρονοσειρές y_t και x_t , οι οποίες μαζί είναι ανεξάρτητες. Γενικά κάθε γραμμικός συνδυασμός των y_t και x_t θα είναι επίσης ανεξάρτητος. Εάν παρόλο αυτά υπάρχει διάνυσμα $(1, -\beta)'$, τέτοιο ώστε ο συνδυασμός $z_t = y_t - \alpha - \beta x_t$ να είναι $I(d-\beta)$, $\beta > 0$, τότε όπως όρισαν οι Engel and Granger (1987) οι y_t και x_t σαν συνολοκληρωμένες τάξης $(d-\beta)$ [ή $(y_t, x_t) \sim CI(d, \beta)$] με το $(1, -\beta)'$ να λέγεται διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Σημειώνεται ότι ένας σταθερός όρος προστέθηκε με σκοπό να επιτρέψει την πιθανότητα το z_t να έχει μη μηδενικό μέσο.

Η έννοια της συνολοκλήρωσης προσπαθεί να παρουσιάσει την ύπαρξη μακροπρόθεσμης ισορροπίας, στην οποία ένα οικονομικό σύστημα συγκλίνει μες στο χρόνο. Ένα $(n \times 1)$ διάνυσμα χρονοσειρών y_t λέμε ότι συνολοκληρώνεται αν κάθε του στοιχείο *individually* ενοποιείται με τάξη 1 [$I(1)$], π.χ μη στασιμότητα με μια μοναδιαία ρίζα και θα υπάρχει ένα nonzero διάνυσμα α $(n \times 1)$ τέτοιο ώστε το $\alpha'y_t$ να είναι στάσιμο. Σε αυτή την περίπτωση το α ονομάζεται 'cointegrating vector'. Η συνολοκλήρωση σημαίνει ότι ένας ή περισσότεροι γραμμικοί συνδυασμοί των μεταβλητών είναι στάσιμοι ακόμα και αν *individually* δεν είναι.

4. 3) ΜΟΝΑΔΙΑΙΕΣ ΡΙΖΕΣ

Στη συγκεκριμένη έρευνα θα αναλύσουμε τη σύγκλιση των μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης στα τρία μεγέθη που αναφέρθηκαν στην εισαγωγή , εξετάζοντας τη στασιμότητα των differentials αυτών των μεγεθών.

Τα differentials προκύπτουν από τον ακόλουθο τύπο

$$Y_{it} - Y_{jt} = d_{ijt}$$

Όπου π.χ

Y_{it} και Y_{jt} είναι τα ΑΕΠ/ κεφαλή των χωρών i και j αντίστοιχα στο χρόνο t .

Επομένως, στόχος μας είναι μέσω των univariate και panel μεθόδων να ελέγξουμε αν και κατά πόσο συγκλίνουν για παράδειγμα τα κατά κεφαλή ΑΕΠ εντός της Ευρωπαϊκής Ένωσης , στηριζόμενοι στην ισχυρή στατιστική δύναμη των panel unit root test.

4.3.1) Univariate unit root test

Για τον έλεγχο στασιμότητας στις χρονοσειρές έχουν αναπτυχθεί διάφοροι στατιστικοί έλεγχοι για τις μοναδιαίες ρίζες. Ο πιο συνήθης είναι το αν μια AR(1) process έχει μοναδιαία ρίζα , το λεγόμενο και Dickey- Fuller statistic (1979).

Τότε προτάθηκαν οι τρεις ακόλουθες εναλλακτικές “data generating processes (DGP) “ μιας χρονοσειράς .

$$Y_t = \rho_n y_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = \mu_c + \rho_c y_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = \mu_{ct} + \gamma_t + \rho_{ct} y_{t-1} + e_t \quad \text{Όπου } e_t \sim \text{iid}(0, \sigma_e^2)$$

Οι έλεγχοι πραγματοποιούνται από την εκτίμηση των παρακάτω εξισώσεων

$$\Delta y_t = (\rho_n - 1) y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta y_t = \beta_{0c} + (\rho_c - 1) y_{t-1} + e_t \quad \text{με } \Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

$$\Delta y_t = \beta_{0ct} + \gamma_t + \beta_{1ct} t + (\rho_{ct} - 1) y_{t-1} + e_t$$

Η εφαρμογή των ελέγχων γίνεται μέσα από το γνωστό t-statistic στο

εκτιμηθέν $(\rho-1)$. Υπό την μηδενική υπόθεση αυτός ο στατιστικός έλεγχος δεν ακολουθεί τη τυπική t κατανομή, οι Dickey και Fuller υπολόγισαν τις κριτικές τιμές για το επιλεγμένο μέγεθος δείγματος. Αργότερα ο MacKinnon (1991,1994) κατάφερε να αποδώσει με μεγαλύτερη ακρίβεια τις κριτικές τιμές.

Οι έλεγχοι, λοιπόν, εστιάζονται στη t -ratio του $(\rho-1)$ και είναι γνωστοί ως Augmented Dickey Fuller (ADF). Οι κριτικές τιμές είναι ίδιες με αυτές των DF statistics, αφού η ασυμπτωτική κατανομή του t -statistic αν $(\rho-1)$ είναι ανεξάρτητη του αριθμού των lagged πρώτων διαφορών που περιλαμβάνονται στην ADF παλινδρόμηση.

4.3.2) PANEL UNIT ROOT TESTS

Ένα από τα πιο βασικά προβλήματα των univariate μοναδιαίων ριζών είναι ότι συχνά υπάρχει χαμηλής δύναμης έλεγχος σε μικρά δείγματα. Για να υπερπηδήσουμε αυτό το εμπόδιο θεωρούμε πως επιλέγουμε cross-section δεδομένα χρονοσειρών για τον έλεγχο της υπόθεσης της μοναδιαίας ρίζας.

Έτσι θα χρησιμοποιηθούν μέθοδοι ‘panel data’ με βάση τα δυο πιο σημαντικά ‘ panel unit root tests’ , τα οποία αναπτύχθηκαν από τους : Lenin και Lin (1993) , Im Pesaran και Shin (1997). Αυτά διαφέρουν στις υποθέσεις, τις ασυμπτωτικές και πεπερασμένες ιδιότητές τους. Ακολούθως παρουσιάζουμε αυτά τα δυο κριτήρια , δίνοντας τα βασικά στοιχεία τους , ενώ παρατίθεται και το πιο πρόσφατο unit root test, του Pesaran (2005), δίνοντας παράλληλα μια γενικότερη σύγκριση αυτών μαζί με τα τρία επιπρόσθετα τεστ , που θα μας βοηθήσουν να κατανοήσουμε και τα τελευταία βήματα της οικονομετρικής επιστήμης σχετικά με τους panel unit root ελέγχους.

4.3.2.1) Levin and Lin test

Σε πεπερασμένα δείγματα, οι διαδικασίες των univariate unit root ελέγχων έχουν περιορισμένη δύναμη έναντι στην εναλλακτική υπόθεση με υψηλή απόκλιση από την ισορροπία.

Ειδικότερα το πρόβλημα επικεντρώνεται όταν το δείγμα είναι μικρό.

Οι Levin και Lin προσπάθησαν μέσω της επιλογής cross-section δεδομένων χρονοσειρών να βρουν ένα τρόπο παραγωγής πιο ισχυρών τεστ. Για αυτό σχεδίασαν τη διαδικασία να εκτιμάται η μηδενική υπόθεση ότι κάθε μέλος του panel έχει integrated χρονοσειρές έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης πως όλες οι ξεχωριστές χρονοσειρές είναι στάσιμες. Δηλαδή εξετάζεται αν από κοινού όλες οι σειρές του panel ακολουθούν μια μοναδιαίας ρίζας process. Αυτή η από κοινού εξέταση μας προσφέρει έλεγχο με υψηλότερη δύναμη από όταν κάναμε ξεχωριστά για κάθε μέρος του panel. Επιπλέον επιτρέπει individual-specific intercepts και time trends, ενώ η διακύμανση των errors και το σχέδιο της υψηλότερης τάξης γραμμικής συσχέτισης μπορεί ελεύθερα να ποικίλει μεταξύ των individuals.

A) Model Specifications

Όταν εξετάζουμε μια στοχαστική ακολουθία (y_{it}) ενός panel όπου $i=1,2,3,\dots,N$ και $t=1,2,3,\dots,T$, ο σκοπός μας είναι να προσδιορίσουμε αν η ακολουθία είναι integrated για κάθε μέλος του panel. Και εδώ στις παλινδρομήσεις δύναται να υπάρχουν time trends και intercept. Η μοναδική υπόθεση είναι πως όλα τα μέρη του panel έχουν ταυτόνομη 1^{ns} τάξης μερική αυτοσυσχέτιση, μα όλοι οι παράμετροι στο διαταρακτικό όρο επιτρέπεται ποικίλουν μεταξύ των μελών.

1ⁿ υπόθεση

A) Έστω ότι η (y_{it}) δημιουργήθηκε από ένα από τα τρία ακολουθία μοντέλα:

$$\text{Model 1 : } \Delta y_{it} = \delta y_{t-1} + \zeta_{it}$$

$$\text{Model 2 : } \Delta y_{it} = a_{0i} + \delta y_{t-1} + \zeta_{it} \quad \text{όπου } -2 < \delta \leq 0 \text{ για}$$

Κάθε $i=1,2,3,\dots,N$

$$\text{Model 3 : } \Delta y_{it} = a_{0i} + a_{1it} + \delta y_{t-1} + \zeta_{it}$$

B) Ο διαταρακτικός όρος ζ_{it} κατανέμεται ανεξάρτητα μεταξύ των individuals και ακολουθεί μια στάσιμη αντίστροφη ARMA

process. $\zeta_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \zeta_{it-j} + \varepsilon_{it}$

Γ) Για κάθε $i=1,2,3,\dots,N$ και $t=1,2,\dots,T$

$$E(\zeta_{it}^4) < \infty, E(\varepsilon_{it}^2) \geq B_\varepsilon \geq 0 \text{ και } E(\zeta_{it} + \sum_{j=1}^{\infty} E(\zeta_{it} \zeta_{it-j})) < B_\zeta < \infty$$

Η υπόθεση 1 περιλαμβάνει 3 ακολουθίες παραγωγής δεδομένων. Στο 1^ο μοντέλο η διαδικασία του ελέγχου μοναδιαίας ρίζας στο panel ορίζει μηδενική υπόθεση $H_0: \delta=0$ έναντι στην εναλλακτική $H_1: \delta < 0$. Οι σειρές (y_{it}) έχουν ένα individual-specific μέσο στο 2^ο μοντέλο μα δεν υπάρχει time trend. Σε αυτή την περίπτωση η μηδενική υπόθεση είναι $H_0: \delta=0$ και $a_{0i}=0$ για κάθε i , ενώ $H_1: \delta < 0$ και $a_{0i} \in R$. Τέλος στο 3^ο μοντέλο προστίθεται και time trend και έχουμε μετατροπή των υποθέσεων σε $H_0: \delta=0$ και $a_{1i}=0$ για κάθε i έναντι στην $H_1: \delta < 0$ και $a_{1i} \in R$.

Αν ένα ντετερμινιστικό στοιχείο είναι παρών μα δεν περιλαμβάνεται στη διαδικασία παλινδρόμησης τότε ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας θα είναι μη συνεπής. Από την άλλη μεριά αν περιλαμβάνεται στην παλινδρόμηση ενώ δεν υφίσταται τότε μειώνεται σημαντικά η δύναμη του ελέγχου. Η β) υπόθεση είναι συνήθης, οι individual χρονοσειρές μπορεί να εμφανίζουν γραμμική συσχέτιση. Τέλος στη γ) υπόθεση οι συνθήκες ασφαλίζουν πως όσο μεγάλο και αν γίνεται το cross section κάθε μέλος του panel θα παραμένει περιορισμένο.

B) Test Procedures

Η κύρια υπόθεση που γίνεται είναι

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{it} \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Και τα διαφορετικά μοντέλα που ελέγχονται:

MODEL 1 (m=1) - d1t = (0)

Χωρίς ντετερμινιστικό όρο

$$H_0: \delta=0$$

$$H_1: \delta < 0$$

MODEL 2 (m=2) - d2t = (1)

Με Individual specific σταθερό μα χωρίς time trend

$$H_0: \delta=0 \text{ και } a_{0i}=0$$

$$H_1: \delta < 0 \text{ και } a_{0i} \in R. \text{ Για κάθε } i$$

MODEL 3 (m=3) - d3t= (1,t)

Με Individual specific σταθερό και time trend

$H_0: \delta=0$ και $a_{1i}=0$ για κάθε i

$H_1: \delta < 0$ και $a_{1i} \in R$.

Παρόλο που το p_i (ο αριθμός των lags) είναι άγνωστος , ακολουθώντας μια διαδικασία τριών βημάτων είναι εφικτή η ολοκλήρωση του ελέγχου

ΒΗΜΑ 1⁰ :παρουσίαση ADF παλινδρομήσεων και παραγωγή orthogonalized καταλοίπων

Για κάθε i εφαρμόζουμε την ADF παλινδρόμηση

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{it} \Delta y_{it-L} + a_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m=1,2,3$$

Το lag order p_i επιτρέπεται να ποικίλει ανάμεσα στα individuals. Οι Campbell and Perron (1991) συνιστούν τη μέθοδο που πρότεινε ο Hall (1990) για την επιλογή της κατάλληλης lag order: για ένα δείγμα T , πρέπει να διαλέξουμε τη p_{max} και έπειτα να χρησιμοποιήσουμε το t-statistic του $\hat{\theta}_{iL}$ για να προσδιορίσουμε εάν ένα μικρότερο lag θα προτιμάται. Αυτά τα t-statistics έχουν τυπική κανονική κατανομή υπό την μηδενική υπόθεση ($\theta_{iL}=0$) όταν μαζί $\delta_i=0$ και όταν $\delta_i < 0$.

Έχοντας προσδιορίσει το p_i , τρέχουμε δυο βοηθητικές παλινδρομήσεις για την παραγωγή των orthogonalized καταλοίπων. Παλινδρομούμε το Δy_{it} και y_{it-1} έναντι Δy_{it-L} ($L=1,2,\dots,p_i$) και οι κατάλληλες ντετερμινιστικές μεταβλητές, d_{mt} , εν συνεχεία κρατάμε τα κατάλοιπα ε_{it} και u_{it-1} από αυτές τις παλινδρομήσεις . Ειδικότερα

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

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

Για να ελέγξουμε για ετερογένεια ανάμεσα στα individuals ,

Προχωρούμε σε normalization των ε_{it} και u_{it-1} και θα πάρουμε $e_{it} = \varepsilon_{it} / \sigma_{\varepsilon i}$ και $u_{it-1} = u_{it-1} / \sigma_{\varepsilon i}$ όπου $\sigma_{\varepsilon i}$ είναι η τυπική απόκλιση της παλινδρόμησης της (1).

ΒΗΜΑ 2⁰ Εκτίμηση της αναλογίας της μακροπρόθεσμης προς την βραχυπρόθεσμη τυπική απόκλιση

Κάτω από τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας, η μακροπρόθεσμη διακύμανση για το 1^ο μοντέλο μπορεί να εκτιμηθεί ως εξής:

$$\sigma_{\pi}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{i=2}^T \Delta y_{it}^2 + 2 \sum_{L=1}^K w_{KL} \left[\frac{1}{T-1} \sum_{i=2+L}^T \Delta y_{it} \Delta y_{it-L} \right]$$

Αντικαθιστούμε Δy_{it} με $\Delta y_{it} - \Delta y_{it}$ στην

Όπου Δy_{it} είναι η μέση τιμή των Δy_{it} για κάθε individual.

Αν έχω το 3^ο μοντέλο πρώτα θα απαλείψω το time trend.

Για κάθε individual i ορίζεται η αναλογία της μακροπρόθεσμης προς την βραχυπρόθεσμη τυπική απόκλιση $s_i = \sigma_{yi} / \sigma_{ei}$

Η εκτίμηση της s_i προκύπτει από την $s_i = \sigma_{yi} / \sigma_{ei}$. Αν η μέση τυπική απόκλιση είναι

$$S_N = (1/N) \sum_{i=1}^N s_i \text{ και ο εκτιμητής } S_N = (1/N) \sum_{i=1}^N s_i .$$

ΒΗΜΑ 3^ο Υπολογισμός του panel στατιστικού ελέγχου.

Επιλέγοντας όλα τα cross sectional και τις παρατηρήσεις των χρονοσειρών για εκτίμηση : $e_{it} = \delta u_{it-1} + \varepsilon_{it}$

Βασιζόμενοι στο σύνολο των NT παρατηρήσεων, όπου $T = T - p - 1$ είναι ο μέσος αριθμός των παρατηρήσεων ανά μέλος του panel και $p = (1/N) \sum_{i=1}^N p_i$ είναι το μέσο lag order για κάθε individual ADF παλινδρομήσεις. Η συμβατική regression t-statistic για τον έλεγχο της $\delta = 0$ δίνεται από $t_{\delta} = \delta / \text{STD}(\delta)$ με

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{u}_{it-1} \tilde{\varepsilon}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T \tilde{u}_{it-1}^2}$$

$$\text{STD}(\delta) = \sigma_{\varepsilon} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2+p_i}^T u_{it-1} \right]^{-1/2}$$

4.3.2.2) Im , Pesaran and Shin Test

Η εργασία των Im , Pesaran and Shin πρότεινε μια εναλλακτική διαδικασία ελέγχου , η οποία βασίζεται στον averaging individual στατιστικό έλεγχο μοναδιαίας ρίζας για panels ,με τον οποίο χαλαρώνουν την υπόθεση των ταυτόνομων πρώτης τάξης αυτοπαλίνδρομων συντελεστών των Levin και Lin .

Συγκεκριμένα πρότειναν ένα τεστ στηριγμένο στο μέσο των Dickey-Fuller statistics υπολογισμένο για κάθε ομάδα του panel ,το οποίο αναφέρεται ως t-bar test. Όπως και στη διαδικασία των Levin and Lin , το προτεινόμενο τους τεστ επιτρέπει την γραμμική συσχέτιση των καταλοίπων και την ετερογένεια των δυναμικών και error διακυμάνσεων μεταξύ των ομάδων. Σε γενικό πλαίσιο φαίνεται πως αυτό το statistic συγκλίνει in probability σε μια τυπική κανονική παραλλαγή επακόλουθη με $T \sim \infty$, που τη διαδέχεται $N \sim \infty$. Μια διαγώνια σύγκλιση απορρέει με T και $N \sim \infty$ ενώ $N/T \rightarrow \kappa$, και το κ είναι μια πεπερασμένη μη αρνητική σταθερά.

Στην ειδική περίπτωση που τα errors στις DF παλινδρομήσεις είναι γραμμικώς ασυσχέτιστα, μια άλλη μορφή του t-bar statistic ορίζεται από $Z_{t\text{-bar}}$, η οποία κατανέμεται ως τυπική κανονική με $N \sim \infty$ για ένα σταθερό T , μεγαλύτερο του 5 όταν υπάρχουν intercepts και μεγαλύτερο του 6 όταν υφίστανται και time trends. Ένα ακριβές σταθερό N και T τεστ επίσης αναπτύχθηκε μέσω της χρησιμοποίησης του απλού μέσου του DF statistic. Βασισμένο σε στοχαστικές simulations δείχνει ότι το standardized t-bar statistic εξασφαλίζει μια θαυμάσια προσέγγιση σε ένα ακριβή έλεγχο, ακόμη και για μικρά N .

A) THE BASIC FRAMEWORK

Θεωρούμε ένα δείγμα N cross section μελών παρατηρημένο σε T χρονικές περιόδους. Υποθέτουμε πως η στοχαστική ακολουθία $\{y_{it}\}$, δημιουργήθηκε από την first-order αυτοπαλίνδρομη process: $y_{it} = (1-\phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ $i=1 \dots N, t=1 \dots T$.

Δεδομένων των αρχικών y_{i0} , μας ενδιαφέρει να ελέγξουμε τη μηδενική υπόθεση των unit roots $\phi_i = 0$ για κάθε i , κάτι που εκφράζεται ως :

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

όπου $\alpha_i = (1-\phi_i)\mu_i$, $\beta_i = - (1-\phi_i)$ και $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$

Έτσι η μηδενική υπόθεση γίνεται $H_0 : \beta_i = 0$ για κάθε i

Και εναλλακτικά $H_1: \beta_i < 0, i=1 \dots N1, \beta_i = 0, i= N1, N2 \dots N$

Αυτή η μορφή της εναλλακτικής επιτρέπει στο β_i να διαφέρει μεταξύ των ομάδων και επομένως να είναι πιο γενικό από την υπόθεση της ομοιογένειας που συναντήσαμε στην έρευνα των Levin and Lin. Επιπρόσθετα επιτρέπει την ύπαρξη μοναδιαίων ριζών σε μερικές και όχι όλες individual σειρές υπό την H_0 . Τέλος υποθέτουμε πως υπό την εναλλακτική υπόθεση το κλάσμα των individual processes που είναι μη στάσιμο, είναι και μη μηδενικό κυρίως αν $\lim_{N \rightarrow \infty} (N_1/N) = \delta$, $0 < \delta \leq 1$. Αυτή η συνθήκη είναι αναγκαία μα όχι ικανή για τη συνέπεια του panel unit root test.

B) UNIT ROOT TEST ΓΙΑ ΕΤΕΡΟΓΕΝΗ PANEL ME SERIALLY ΣΥΣΧΕΤΙΣΜΕΝΑ ERRORS

Εδώ θεωρούμε πως τα errors μπορεί να είναι γραμμικώς συσχετισμένα, πιθανόν με διαφορετική μορφή ανάμεσα στις ομάδες, μα με T και N σαφώς μεγάλα.

Έστω ότι η $\{y_{it}\}$, δημιουργήθηκε από την ακόλουθη finite-order AR(p_i+1) processes.

$$y_{it} = \mu_i \varphi_i(1) + \sum_{j=1}^{p_i+1} \varphi_{ij} y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad \text{με } i=1 \dots N \text{ και } t=1 \dots T.$$

η οποία μπορεί μέσω ADF regressions να γραφεί ως εξής

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad \text{με } i=1 \dots N \text{ και } t=1 \dots T.$$

$$\text{Όπου } \varphi_i(1) = 1 - \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij}, \quad \alpha_i = \mu_i \varphi_i(1), \quad \beta_i = - (1 - \varphi_i) \text{ και } \rho_{ij} = \sum_{h=j+1}^{p_i+1} \varphi_{ih}$$

Γράφοντας τις ADF regressions για κάθε i στον πίνακα θα έχουμε: $\Delta y_{it} = \beta_i y_{i,t-1} + Q_i \gamma_i + \varepsilon_i$ όπου $Q_i = T \tau$, $\Delta y_{i,-1}$, $\Delta y_{i,-2}$, $\Delta y_{i,-p_i}$ και $\gamma_i = (\alpha_i, \rho_{i1}, \rho_{i2}, \dots, \rho_{ip_i})$

Σημαντικές είναι και οι ακόλουθες υποθέσεις :

ΥΠΟΘΕΣΗ 1: Όλες οι ρίζες του $\varphi_i(Z) = \sum_{j=1}^{p_i+1} \varphi_{ij} Z^j = 0$, $i=1 \dots N$ πέφτουν πάνω ή εκτός του unit circle, ενώ οι αντίστοιχες του $\rho_i(Z) = \sum_{j=1}^{p_i} \rho_{ij} Z^j = 0$, $i=1 \dots N$ πέφτουν αυστηρά εκτός.

ΥΠΟΘΕΣΗ 2: Τα ε_{it} με $i=1 \dots N$ και $t=1 \dots T$ κατανέμονται ανεξάρτητα σαν κανονικές variates με μέσο μηδέν και πεπερασμένες ετερογενείς

διακυμάνσεις σ_i^2 και αρχικές τιμές $y_{i0}, y_{i,1}, \dots, y_{i,p_i}$ δεδομένες (είτε σταθερές είτε στοχαστικές).

Ο t-bar statistic μετατρέπεται σε απλό μέσο των individuals t statistic για τον έλεγχο $\beta_i = 0$ ως εξής :

$$t\text{-bar}_{NT} = (1/N) \sum_{i=1}^N t_{iT}(p_i, \rho_i) \quad \text{όπου } t_{iT}(p_i, \rho_i) \text{ δίνεται από}$$

$$t_{iT}(p_i, \rho_i) = \frac{\sqrt{T-p_i-2} (y'_{i,-1} M_{Q_i} y_i)}{(y'_{i,-1} M_{Q_i} y_{i,-1})^{1/2} (\Delta y'_i M_X \Delta y_i)^{1/2}}$$

$$\rho_i = (\rho_{i1}, \rho_{i2}, \dots, \rho_{ip_i}), \quad M_{Q_i} = I_T - Q_i (Q'_i Q_i)^{-1} Q'_i \\ M_{X_i} = I_T - Q_i (X'_i X_i)^{-1} X'_i \quad \text{και } X_i = (y_{i,-1}, Q_i)$$

Όταν το T είναι σταθερό οι individuals ADF statistics $t_{iT}(p_i, \rho_i)$ θα εξαρτώνται από τις παραμέτρους θορύβου $\rho_i, i=1 \dots p_i$ ακόμα και υπό την $\beta_i = 0$. Έτσι η τυποποίηση με $E[t_{iT}(p_i, \rho_i)]$ και $\text{Var}[t_{iT}(p_i, \rho_i)]$ δε θα είναι πρακτική. Μα όταν T και N είναι ικανοποιητικώς μεγάλα, είναι πιθανόν να αναπτυχθεί ασυμπτωτικά valid t-bar τύπο panel unit root tests, τα οποία είναι ελεύθερα από τις παραμέτρους θορύβου.

Το τελικό βήμα είναι η μεταφορά της τυποποίησης του t-bar statistic χρησιμοποιώντας τους μέσους και διακυμάνσεις του $t_{iT}(p_i, 0)$, όπως υπολογίστηκαν υπό την $\beta_i = 0$. Αυτό θα αποδώσει καλύτερες προσεγγίσεις, από τη στιγμή $E[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]$, για παράδειγμα, κάνει χρήση της πληροφορίας που περιέχεται στο ρ_i καθώς $E[t_{iT}(0, 0) | \beta_i = 0]$ δεν κάνει. Υπό αυτή την σκοπιά η limiting κατανομή της τυποποιημένης t statistic δίνεται ως έχει παρακάτω:

$$W_{t\text{bar}}(p, \rho) = \frac{\sqrt{N} \{t\text{-bar}_{NT} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]\}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]}} \Rightarrow N(0,1)$$

Η ανάλυση αυτή δύναται να επεκταθεί και σε μη ισοροπημένα panel ή δυναμικά με intercepts και γραμμικά time trends. Για αυτό το λόγο οι ερευνητές υπολόγισαν τα $E[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]$ και $\text{Var}[t_{iT}(p_i, 0) | \beta_i = 0]$ για διάφορες τιμές των T και ρ (lag length) μέσω στοχαστικών προσομοιώσεων με 50000 replications όταν η παλινδρόμηση εκτιμάται με και χωρίς μια γραμμική time trend.

4.3.2.3) Pesaran Test (CADF TEST)

Μια νέα μορφή αντιμετώπισης του προβλήματος της cross sectional εξάρτησης δόθηκε από τον Pesaran (2003, revised 2005) , ο οποίος πρότεινε ένα απλό εναλλακτικό unit root test, CADF test , το οποίο στοχεύει στη γενίκευση του t-bar test που είχαν νωρίτερα προτείνει οι Im, Pesaran and Shin. Ουσιαστικά αποτελεί μια cross sectional augmented μορφή του IPS ελέγχου.

Ειδικότερα αντί της στήριξης των μοναδιαίας ρίζας ελέγχων στις αποκλίσεις από τους εκτιμηθέντες παράγοντες, επαυξάνονται οι τυπικές DF παλινδρομήσεις με τους cross section μέσους των lagged levels και τις πρώτες διαφορές των individual σειρών. Οι τυπικοί panel unit root έλεγχοι μπορούν τώρα να βασιστούν στους απλούς μέσους των individual cross sectional επαυξημένα ADF statistics (δηλώνεται ως CADF) ή με τις ανάλογες μετατροπές των σχετικών πιθανοτήτων απόρριψης.

Τα individual CADF statistics ή οι πιθανότητες απόρριψης μπορούν εν συνεχεία να χρησιμοποιηθούν για τη δημιουργία τροποποιημένων μορφών του t-bar test των (IPS). Μια μορφή του ελέγχου με περικοπές, όπου τα individual CADF statistics δέχονται μειώσεις ώστε να αποφευχθούν επιρροές με εμφάνιση extreme αποτελέσματα, τα οποία ίσως προκύψουν αν το T είναι μικρό. Νέα ασυμπτωτικά αποτελέσματα αναφέρθηκαν και για τα individual CADF statistics και για τους απλούς μέσους τους.

Δυστυχώς λόγω της πολύ πρόσφατης δημοσίευσης αυτού του ελέγχου (Γενάρης 2005) , δε κατέστη δυνατή η πρακτική ενασχόλησή μας με αυτόν και η εφαρμογή του στο εμπειρικό τμήμα της παρούσας διατριβής.

A) ΑΠΛΟ ΔΥΝΑΜΙΚΟ PANEL ME CROSS-SECTION ΕΞΑΡΤΗΣΗ

Αν y_{it} είναι η παρατήρηση στην i^{th} cross section unit το χρόνο t και υποθέτοντας ότι δημιουργήθηκε σύμφωνα με το ακόλουθο απλό δυναμικό γραμμικό ετερογενές panel data μοντέλο

$$y_{it} = (1-\phi_i) \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T$$

όπου οι αρχικές τιμές y_{i0} δίνονται και ο διαταρακτικός όρος u_{it} προκύπτει από $u_{it} = \gamma_i f_i + \varepsilon_{it}$ στην οποία το f_i είναι το μη παρατηρηθέν common effect και το ε_{it} είναι το individual-specific σφάλμα. Οι παραπάνω εξισώσεις

δύναται να γραφτούν και ως εξής : $\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_i + \varepsilon_{it}$ με $\alpha_i = (1-\phi_i)\mu_i$, $\beta_i = -(1-\phi_i)$ και $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$. Η unit root υπόθεση ενδιαφέροντος, $\phi_i = 1$, εκφράζεται ως

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ για κάθε } i$$

Έναντι των πιθανών ετερογενών εναλλακτικών

$$H_1: \beta_i < 0, i=1, \dots, N, \beta_i = 0 \text{ } i=N_1+1, N_1+2, \dots, N$$

Μια αναγκαία υπόθεση είναι να έχουμε N_1/N , το κλάσμα των individual processes που είναι στάσιμες, μη μηδενικό και τείνει σε μια σταθερά δ με $0 < \delta \leq 1$ όσο $N \rightarrow \infty$. Όπως σημειώθηκε και στην έρευνα των Im, Pesaran and Shin αυτή η συνθήκη είναι αναγκαία για την συνέπεια των panel unit root tests.

Οι ακόλουθες υποθέσεις έγιναν επίσης :

ΥΠΟΘΕΣΗ 1: Οι διαταραχές ε_{it} , $i=1, \dots, N$, $t=1, \dots, T$ είναι ανεξάρτητα κατανομημένες μεταξύ των i και t , έχουν μηδενικό μέσο διακυμάνσεις σ_i^2 , και finite τέταρτης τάξης ροπές.

ΥΠΟΘΕΣΗ 2: Ο κοινός παράγοντας, f_i , είναι συνεχώς ασυσχέτιστος με μέσο μηδέν, σταθερή διακύμανση και finite τέταρτης τάξης ροπές.

ΥΠΟΘΕΣΗ 3: Τα ε_{it} , f_i και γ_i είναι ανεξάρτητα κατανομημένα για κάθε i . Η cross section ανεξαρτησία των ε_{it} είναι standard σε μονοπαραγοντικά μοντέλα, αν και η εγκυρότητά του σε γενικές γραμμές ίσως χρειάζεται ειδίκευση σε περισσότερους από έναν παράγοντες. Οι υποθέσεις 1 και 2 μαζί υποδηλώνουν ότι το σύνθετο σφάλμα u_{it} είναι συνεχώς ασυσχέτιστο. Αυτός ο περιορισμός μπορεί να χαλαρώσει θεωρώντας στάσιμες ακολουθίες σφαλμάτων του τύπου
$$u_{it} = \sum_{j=1}^p \rho_{ij} u_{i,t-1} + \gamma_i f_i + \varepsilon_{it}$$

B) CADF PANEL UNIT ROOT TEST

Δεδομένου ότι η null κατανομή των individual CADF statistics είναι ασυμπτωτικά ανεξάρτητη των παραμέτρων θορύβου, τα ποικίλα panel unit root tests που αναπτύχθηκαν στη βιβλιογραφία για την περίπτωση των cross sectional ανεξάρτητων σφαλμάτων μπορούν επίσης να απεικονιστούν στην παρούσα πιο γενική μορφή. Εδώ στηρίζομαστε στη γενίκευση του t-bar ελέγχου που προτάθηκε από τους IPS και θεωρείται μια cross sectional επαυξημένη μορφή των IPS ελέγχου που θεμελιώνεται στο

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T)$$

Όπου $t_i(N, T)$ είναι cross sectional επαυξημένο ADF statistic για το i_{th}

cross section unit που δίνεται από t-ratio του συντελεστή του $y_{i,t-1}$ στην CADF παλινδρόμηση.

Οι μέσες αποκλίσεις υπολογίζονται ως εξής :

$$D(N,T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N [t_i(N,T) - \text{CADF}_{if}],$$

με το CADF_{if} να αποτελεί το στοχαστικό όριο του $t_i(N,T)$ καθώς N και T τείνουν σε infinity έτσι ώστε $N/T \rightarrow k$ ($0 < k < \infty$). Φαίνεται λογικό να αναμένουμε πως $D(N,T) \rightarrow 0_p(1)$ για N και T ικανοποιητικώς μεγάλα. Αυτή η εικασία θα ισχύει στην περίπτωση που $t_i(N,T)$ έχει finite ροπές για όλα τα N και T άνω των δεδομένων τιμών, έστω N_0 και T_0 . Παρόλο αυτά τέτοιες συνθήκες ροπών είναι δύσκολο να υπάρξουν ακόμα και υπό cross section ανεξαρτησία.

Μια πιθανή μέθοδο λύσης αυτών των τεχνικών δυσκολιών θα ήταν να θεμελιώσουμε το t-bar test σε μια μορφή με περικοπές των CADF statistics. Μετά τη διεξαγωγή των simulations έχει προταθεί ότι η τυποποιημένη μορφή αυτών των στατιστικών είναι πολύ κοντά στη τυπική Normal κατανομή με finite πρώτες και δεύτερες ροπές. Άρα για το σκοπό του panel unit root test θα ήταν ισοδύναμα έγκυρο να βασίσουμε τον έλεγχο σε ένα μέσο των truncated μορφών των $t_i(N,T)$, έστω $t_i^*(N,T)$,

Όπου

$$\begin{aligned} t_i^*(N,T) &= t_i(N,T) && \text{αν } -K_1 < t_i(N,T) < K_2 \\ t_i^*(N,T) &= -K_1, && \text{αν } t_i(N,T) < -K_1 \\ t_i^*(N,T) &= K_2, && \text{αν } t_i(N,T) > K_2 \end{aligned}$$

με K_1 και K_2 να είναι θετικές σταθερές, ικανοποιητικά μεγάλες έτσι ώστε $\Pr[-K_1 < t_i(N,T) < K_2]$ να είναι εξίσου ικανοποιητικά μεγάλο., ως και παραπάνω από 0.99999. Χρησιμοποιώντας τη κανονική προσέγγιση του $t_i(N,T)$ ως crude benchmark θα έχουμε

$$K_1 = -E(\text{CADF}_{if}) - \Phi^{-1}(\varepsilon/2) \sqrt{\text{var}(\text{CADF}_{if})}$$

$$K_2 = E(\text{CADF}_{if}) + \Phi^{-1}(1-\varepsilon/2) \sqrt{\text{var}(\text{CADF}_{if})}$$

Όπου ε αποτελεσματική μικρή θετική σταθερά, αν $\varepsilon = 1 \times 10^{-6}$ για παράδειγμα στην περίπτωση των μοντέλων χωρίς intercept ή τάση, θα έχουμε $K_1 = 6.12$ και $K_2 = 4.16$. Αν υπάρχει intercept τότε $K_1 = 6.19$ και $K_2 = 2.61$ και τέλος αν υπάρχει γραμμική τάση $K_1 = 6.42$ και $K_2 = 1.7$.

Το σχετικό truncated panel unit root test θα δίνεται από την σχέση που έπεται $\text{CIPS}^*(N,T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i^*(N,T)$

$$i=1$$

Αφού εκ κατασκευής όλες οι ροπές του t_i (N,T) υπάρχουν, συνεπάγεται ότι :

$$CIPS^*(N,T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_{if}^* + o_p(1)$$

$$\begin{aligned} \text{με} \quad CADF_{if}^* &= CADF_{if}, & \text{αν} \quad -K_1 < CADF_{if} < K_2 \\ CADF_{if}^* &= -K_1, & \text{αν} \quad CADF_{if} < -K_1 \\ CADF_{if}^* &= K_2, & \text{αν} \quad CADF_{if} > K_2 \end{aligned}$$

Οι κατανομές των μέσων CADF statistic ή των μορφών τους με τις περικοπές $\overline{CADF^*} = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_{if}^*$, είναι μη τυπικές ακόμη και για αποτελεσματικώς μεγάλα N . Αυτό οφείλεται στην εξάρτηση των individual $CADF_{if}$ variates στη κοινή process W_f που καθιστά άκυρη τη θεωρία του κεντρικού οριακού θεωρήματος στο \overline{CADF} ή $\overline{CADF^*}$ και έρχεται σε αντίθεση με τα αποτελέσματα που είχαμε από τους IPS υπο cross section ανεξαρτησία όπου η τυποποιημένη μορφή του $\overline{CADF} = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_{if}^*$ κατανέμεται κανονικά για μεγάλα N . Είναι πιθανό να αποδειχθεί ότι το $\overline{CADF^*}$ συγκλίνει σε μια κατανομή καθώς $N \rightarrow \infty$ χωρίς καμία ανάγκη για περαιτέρω κανονικοποίηση. Τα παραπάνω μας οδηγούν στο ότι το $\overline{CADF^*}$ συγκλίνει σχεδόν σίγουρα σε μια κατανομή που εξαρτάται στα K_1 και K_2 και W_f . Η κατανομή δε φαίνεται αναλυτικά tractable μα μπορεί να προσομοιωθεί. Μέσω της simulation της κατανομής του $CIPS^*$ καθορίζοντας τα $N=100$ και $T=500$ και χρησιμοποιώντας 50000 replications υπό τις ακόλουθες περιπτώσεις

1) μοντέλα χωρίς intercept ή τάση (I) , με $K_1 = 6.12$ και $K_2=4.16$

2) μοντέλα με intercept μόνο (II), με $K_1 =6.19$ και $K_2=2.61$

3) μοντέλα με τάση (III) , με $K_1 =6.42$ και $K_2=1.7$.

Οι κριτικές τιμές για 1%,5% και 10% των CADF και $CADF^*$ εάν χρειαστεί θα δοθούν στη συνέχεια και κατά τη διάρκεια της εμπειρικής μας ανάλυσης.

4.3.2.4) ΕΠΙΠΡΟΣΘΕΤΟΙ ΕΛΕΓΧΟΙ

Εκτός των τριών βασικών ελέγχων που θα μας απασχολήσουν και αναλύσαμε προηγουμένως, στην έρευνα θα χρησιμοποιήσουμε και ακόμα 3 τεστ , που είναι παλαιότερα και είναι τα εξής : Hadri, ADF και PP.

Στην εμπειρική μελέτη και παρουσίαση των αποτελεσμάτων που θα γίνει, θα υπάρχει εκτενής αναφορά και σύγκριση των results αυτών των τριών unit root tests. Εν συνεχεία ακολουθεί μια παράθεση των κυριότερων χαρακτηριστικών των τριών ελέγχων.

HADRI

Ο έλεγχος που κατασκευάστηκε από το Hadri στηρίχτηκε πάνω στον προγενέστερό του KPSS και έχει μηδενική υπόθεση μη ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας σε κάθε σειρά του panel. Βασίζεται στα κατάλοιπα από την individual OLS παλινδρόμηση των y_{it} είτε με σταθερά μόνο είτε με σταθερά και τάση. Δηλαδή στην περίπτωση που συμπεριλάβουμε και σταθερά και τάση θα παίρνουμε εκτιμήσεις από το κάτωθι μοντέλο :

$$y_{it} = \delta_i + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (H 1)$$

Δεδομένων των καταλοίπων $\hat{\varepsilon}_{it}$ από τις individual παλινδρομήσεις σχηματίζεται το LM statistic $LM1 = 1/N [\sum_{t=1}^n (\sum_t Si(t)^2 / T^2) / f_0]$ (H 2)

όπου $Si(t) = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{it}$ (H 3) τα συγκεντρωτικά αθροίσματα των καταλοίπων και

$$f_0 = \sum_{t=1}^N f_{t0} / N \quad (H4)$$
 ο μέσος όρος των individual εκτιμητών στο φάσμα

των καταλοίπων με συχνότητα μηδέν. Μια εναλλακτική μορφή του LM statistic , που επιτρέπει ετεροσκεδαστικότητα μεταξύ των i είναι

$$LM2 = 1/N [\sum_{i=1}^n (\sum_t Si(t)^2 / T^2) / f_{i0}] \quad (H 5)$$

Ο Hadri έδειξε υπό ήπιες προϋποθέσεις ότι $Z = N(LM - \xi) / \zeta \rightarrow N(0, 1)$ Όπου $\xi = 1/6$, και $\zeta = 1/45$ αν το μοντέλο έχει μόνο σταθερά και $\xi = 1/15$ και $\zeta = 11/6300$ αν έχει και τάση.

Επομένως το Hadri τεστ χρειάζεται τον προσδιορισμό της μορφής των OLS regressions : είτε δηλαδή την αποδοχή και εισαγωγή individual specific σταθερών όρων είτε μαζί με αυτά , την εισαγωγή και trend terms.

Fisher-ADF and Fisher PP

Δύο εναλλακτικές και παρεμφερείς προσεγγίσεις στο πεδίο των panel unit root tests είναι αυτές των Fisher-Augmented Dickey Fuller και Fisher-Phillips/ Perron . Και οι δύο στηρίζονται και χρησιμοποιούν τα αποτελέσματα του Fisher (1932) και ορίζουν ελέγχους συνδυάζοντας τα p-values από individual tests μοναδιαίων ριζών. Αυτές οι ιδέες αντίστοιχα έχουν προταθεί από τους Maddala και Wu και από τον Choi.

Αν , λοιπόν, οριστεί το π_i ως το p-value από οποιαδήποτε individual unit root test και για κάθε cross section i , τότε υπό την μηδενική υπόθεση για

μοναδιαία ρίζα σε όλα τα N cross sections ,έχουμε το ασυμπτωτικό αποτέλεσμα

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2N}$$

Σε αντίθεση ο Choi υποστήριξε πως $Z=1/\sqrt{N} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(\pi_i) \rightarrow N(0,1)$

Όπου Φ^{-1} είναι η αντίστροφη της τυπικής κανονικής κατανομής.

Παρουσιάζονται μαζί και τα ασυμπτωτικά χ^2 και τα τυπικά normal statistics που χρησιμοποιούν οι ADF και Phillips- Perron individual unit root έλεγχοι. Και για τα 2 τεστ θα πρέπει να συγκεκριμενοποιείται η εξωγενής μεταβλητή, δηλαδή αν θα περιλαμβάνεται εξωγενείς regressors, individual effects και trends.

4.3.3)ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΚΑΙ ΚΡΙΤΙΚΗ ΤΩΝ PANEL TESTS

Καταρχάς συγκρίνοντας τα τεστ παρατηρούμε κάποια **κοινά** χαρακτηριστικά. **Πρώτον** σε όλα ο αριθμός των groups είναι infinite. Χωρίς αυτή τη συνθήκη δε θα υφίσταται η ασυμπτωτική κανονικότητα των ελέγχων. Ειδικότερα για εκείνα τα test που $N, T \rightarrow \infty$, χρειάζεται να υποθέσουμε πως $N/T \rightarrow 0$ όπως στους LL και IPS , με το N να απεικονίζει τον αριθμό των ομάδων και T τον αριθμό των κοινών χρονοσειρών σε όλες τις ομάδες. Αυτές οι υποθέσεις για τον αριθμό των ομάδων συνεπάγουν επίσης ότι θα πρέπει να είναι και αρκετά μικρός σχετικά με τον αριθμό των χρονοσειρών. Ένα πρακτικό αποτέλεσμα είναι πως τα τεστ μπορούν να μη κρατούν nominal μέγεθος είτε το N είναι μικρό είτε όταν είναι μεγάλο σχετικά με το T . Τα εμπειρικά τεστ των IPS έδειξαν πως τα δικά τους και των LL test έχουν πιο σημαντικές παραμορφώσεις καθώς το N γίνεται μεγάλο σχετικά με το T . Έτσι επισημαίνεται η ανάγκη για τα unit root tests να μην χρειάζονται τέτοιες υποθέσεις και περιορισμούς για τα N και T .

Δεύτερον, όλοι οι έλεγχοι υπέθεταν ίδιο αριθμό χρονοσειρών για τον αριθμό των ομάδων. Παρόλο αυτά, ανάλογα με τις περιστάσεις , είναι πιθανό τα spans των χρονοσειρών να είναι διαφορετικά για κάθε ομάδα. Βέβαια όπως οι IPS εμφάνισαν στη μελέτη τους , κάτι τέτοιο φέρνει δυσκολίες στον υπολογισμό των ροπών.

Εκτός από τις ομοιότητες υπάρχουν και **διαφορές** μεταξύ των ελέγχων. **Ξεκινώντας** από τις βασικές υποθέσεις παρατηρείται ότι ο LL test,

καθώς και ο Hadri, επιβάλλουν ένα identical first order autoregressive συντελεστή για όλες τις σειρές στο panel και η άρνηση της μηδενικής υπόθεσης στέκεται μόνο αν οι πραγματικές υπό κρίση μεταβλητές σε όλες τις οικονομίες βαδίζουν με τον ίδιο ρυθμό, ενώ τα άλλα τεστ επιτρέπουν ετερογενείς first order συντελεστές άρα και διαφορετικούς ρυθμούς για τις real μεταβλητές. Αυτό αποδεικνύεται από το γεγονός πως οι IPS επέτρεψαν στο β_i να διαφέρει ανάμεσα στις ομάδες ενώ οι LL όρισαν ομοιογενή εναλλακτική υπόθεση, $\beta_i = \beta < 0$ για κάθε i .

Δεύτερη διαφορά είναι οι ανόμοιες μηδενικές και εναλλακτικές υποθέσεις. Και ενώ όλα τα τεστ, πλην Hadri συμφωνούν στη μηδενική υπόθεση της ύπαρξης unit root, στις εναλλακτικές οι διαφοροποιήσεις είναι αρκετές. Για τους LL η εναλλακτική θεωρεί πως καμία από τις χώρες δεν έχει μοναδιαία ρίζα ενώ στα IPS, Pesaran (CADF), ADF και PP τεστ ότι σε κάποιες υπάρχει μοναδιαία ρίζα και σε άλλες όχι. Τέλος ο Hadri έχει ως εναλλακτική την εμφάνιση μοναδιαίας ρίζας.

Ως συνέπεια του παραπάνω προκύπτει η **τρίτη** διαφορά, πως οι έλεγχοι IPS και CADF είναι λιγότερο περιοριστικοί, επιτρέποντας ετερογένεια στις παραμέτρους. Επιπρόσθετα στη serial συσχέτιση και στην ετερογένεια στην generating data process, τα αποτελέσματα των IPS έδειξαν πως εάν επιλεγεί μεγάλο lag order για τις ADF παλινδρομήσεις, τότε το finite sample performance του t-bar test είναι καλύτερο από εκείνο των LL. **Τέταρτο**, ο LL έλεγχος υποθέτει ότι όλα τα groups έχουν τον ίδιο τύπο μη στοχαστικών μεταβλητών, δηλαδή αν ένα group εξειδικεύεται να έχει linear time trend και τα άλλα αυτόματα προϋποθέτουν το ίδιο, κάτι που συμβαδίζει με ένα από τα 3 επιπρόσθετα test, με το Hadri. Αντίθετα στα άλλα δυο (ADF, PP) παρατηρείται ότι και στα βασικά IPS, CADF, ειδικότερα συναντάμε διαφορετικό τύπο στοχαστικών μεταβλητών για κάθε ομάδα. Επιτρέπεται επομένως το ρ_i να ποικίλλει ανάμεσα στα cross-sections. **Τέλος** μόνο ο CADF έλεγχος λαμβάνει υπόψη του την cross section εξάρτηση που υπάρχει μεταξύ των κρατών ενός panel και δεν υπολογίζεται στα τεστ των LL και IPS, κάτι που σαφώς προσδίδει μια υπεροχή του CADF ελέγχου στο τομέα της ασφάλειας και της γενικότερης ολοκληρωμένης παρουσίας.

5) ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

5.1) Εισαγωγή και διαχωρισμός ομάδων

Ακολούθως θα παρουσιαστούν τα τρία μεγέθη που εξετάστηκαν και οι πηγές άντλησης των δεδομένων, καθώς και τα αναλυτικά αποτελέσματα από την εφαρμογή των panel unit root tests . Η έρευνα έγινε σε διάφορες ομάδες χωρών ανάλογα με κάποια κριτήρια. Έτσι εκτός από τα 3 βασικά groups των 25 μελών της Ε.Ε , των παλαιών 15 μελών και των νέων 10 που πρόσφατα εισήχθησαν στην Ένωση, δημιουργήθηκαν και ορισμένα άλλα.

Το πρώτο κριτήριο είναι το γεωγραφικό, σύμφωνα με το οποίο προέκυψαν δέκα υποομάδες χωρών. Αυτές είναι οι εξής :

- 1) Νότιες – Ελλάδα, Ισπανία, Ιταλία, Πορτογαλία
- 2) Βόρειες Ε.Ε 15 – Δανία, Γερμανία, Ιρλανδία, Φινλανδία, Σουηδία, Ην. Βασίλειο.
- 3) Κάτω Χώρες – Βέλγιο, Ολλανδία, Λουξεμβούργο
- 4) Κεντρικές Ε.Ε 15 – Βέλγιο, Γερμανία, Γαλλία, Ολλανδία, Αυστρία, Λουξεμβούργο,
- 5) Σκανδιναβικές– Φινλανδία, Σουηδία
- 6) Μεσογειακές – Ελλάδα, Ισπανία, Ιταλία, Κύπρος, Μάλτα
- 7) Βόρειες Ε.Ε 25– Δανία, Γερμανία, Ιρλανδία, Φινλανδία, Σουηδία, Ην. Βασίλειο, Εσθονία, Λετονία, Λιθουανία
- 8) Ιβηρικές – Ισπανία, Πορτογαλία
- 9) Αίμος – Ελλάδα, Τσεχία, Σλοβενία, Σλοβακία
- 10) Κεντροανατολικές (Νέες 10) – Τσεχία, Σλοβενία, Σλοβακία, Ουγγαρία, Πολωνία

Το δεύτερο κριτήριο εστιάζεται στις γεωπολιτικές σχέσεις μεταξύ των χωρών και περιέχει 7 groups.

- 1) Αγγλόφωνες – Ιρλανδία, Ην. Βασίλειο.
- 2) Βαλτικές – Εσθονία, Λετονία, Λιθουανία
- 3) Νησιά (Νέες) – Κύπρος, Μάλτα
- 4) Πρώην Ανατολικό Μπλοκ– Τσεχία, Σλοβενία, Σλοβακία, Ουγγαρία, Πολωνία, Εσθονία, Λετονία, Λιθουανία
- 5) Γερμανόφωνες– Γερμανία, Αυστρία
- 6) Κάτω Χώρες 2– Βέλγιο, Ολλανδία
- 7) Ελληνόφωνες – Ελλάδα, Κύπρος

Τελευταίο κριτήριο διαχωρισμού των μελών σε υποομάδες είναι το πολιτικοοικονομικό, με βάση το οποίο κατασκευάστηκαν τα ακόλουθα 7 groups:

- 1) 3 Leaders – Γερμανία, Γαλλία, Ην. Βασίλειο.

- 2) Χώρες ONE– Βέλγιο, Ολλανδία, Λουξεμβούργο, Γερμανία, Ιρλανδία, Γαλλία Φινλανδία, Ελλάδα, Ισπανία, Ιταλία, Πορτογαλία, Αυστρία
- 3) Εκτός ONE – Δανία, Σουηδία, Ην. Βασίλειο.
- 4) Εκ διάσπασης – Τσεχία, Σλοβενία, Σλοβακία, Εσθονία, Λετονία, Λιθουανία
- 5) Πρώην ενιαίες – Τσεχία, Σλοβακία
- 6) Οικ. Επιδόσεις 1– Ελλάδα, Ισπανία, Πορτογαλία
- 7) Οικ. Επιδόσεις 2– Ελλάδα, Ισπανία

Η έρευνα για ύπαρξη σύγκλισης στα υπό εξέταση μεγέθη επικεντρώνεται στα 27 groups χωρών που προηγήθηκαν και φυσικά θα γίνει με βάση τα 5 panel unit root tests. Να επισημανθεί βέβαια πως στα **groups με 2 χώρες** η αξιοπιστία των αποτελεσμάτων δεν είναι τόσο ισχυρή λόγω του ότι για τα panel tests χρειαζόμαστε N μεγάλα. Παρόλο αυτά αποφασίσαμε την εισαγωγή και ομάδων με 2 μέλη για ερευνητικούς λόγους. Επιπρόσθετα να επεξηγήσουμε πως όπου στους πίνακες εμφανίζονται τα t-statistics και τα probabilities **με αστερίσκο ***, ο έλεγχος έγινε με **individual effects only**, ενώ όπου **δεν αναφέρεται έγινε με individual effects and linear trends**.

5.2) ΚΑΤΑ ΚΕΦΑΛΗ ΑΕΠ

Στην οικονομική θεωρία το κατά κεφαλή ΑΕΠ αναγνωρίζεται ως ένας από τους βέλτιστους δείκτες ανάλυσης της οικονομικής ευημερίας σε μια χώρα. Η χρησιμοποίησή του κάνει εφικτή την σύγκριση μεταξύ των επιδόσεων των κρατών αναιρώντας τα εμπόδια που τίθενται στην περίπτωση εξέτασης του κλασικού ΑΕΠ. Εδώ πρόκειται για το πραγματικό ΑΕΠ σε σταθερές τιμές του 1995 διαιρεμένο με τον αντίστοιχο πληθυσμό της χώρας για κάθε έτος εξέτασης. Η πλειοψηφία των δεδομένων τόσο για το πραγματικό ΑΕΠ όσο και για τον πληθυσμό προέρχεται από την Eurostat (επίσημη στατιστική υπηρεσία της Ε.Ε). Ειδικότερα για κάποιες ελλείψεις στα πληθυσμιακά data αντλήθηκαν στοιχεία από τον Ο.Η.Ε (United Nations) ενώ για τις αντίστοιχες στο πραγματικό ΑΕΠ, υπήρξε συμπλήρωση από τις κεντρικές τράπεζες των χωρών που εμφάνιζαν πρόβλημα. Σε κάθε περίπτωση τα data ήταν εναρμονισμένα με τα βασικά από την Eurostat ή όπου χρειάστηκε έγιναν οι απαραίτητες διορθώσεις και μετατροπές.

Η περίοδος αναφοράς είναι από το 1992 ως και το 2004 και πρόκειται για τριμηνιαία στοιχεία (quarterly data). Για όλο το εύρος της περιόδου υπάρχουν δεδομένα για 13 κράτη ενώ από το 1993 αρχίζει η συλλογή data για τις Σουηδία, Εσθονία και Σλοβακία. Για την Αυστρία, Πορτογαλία, Τσεχία, Κύπρο, Λιθουανία, Ουγγαρία και Πολωνία υπάρχουν στοιχεία από το 1995, για τη Μάλτα από το 1996 και τέλος από το 1997 για την Ιρλανδία. Καθόλου δεν εμφανίζονται data για το Λουξεμβούργο.

Αφού υπολογίστηκαν οι μέσοι όροι για το σύνολο των 24 μελών, για τις παλαιές 14 χώρες στην ΕΕ, για τα κράτη που συμμετέχουν στην ΟΝΕ και για τις 3 χώρες που κάθε τρίμηνο παρουσιάζουν το υψηλότερο ΑΕΠ/κεφαλή , εν συνεχεία βρέθηκαν τα differentials για κάθε μια ως προς τους 4 προαναφερθέντες μέσους όρους. Αφαιρέθηκαν δηλαδή π.χ από το ΑΕΠ/κεφαλή της Ελλάδας το πρώτο τρίμηνο του 1992 οι αντίστοιχοι 4 μέσοι όροι και προέκυψαν 4 differentials για την συγκεκριμένη περίοδο.

Για την καλύτερη και πιο εμπειριστατωμένη παρουσίαση των αποτελεσμάτων, θα γίνεται αναφορά τμηματική ανάλογα με το είδος των differentials και το κριτήριο δημιουργίας των ομάδων.

5.2.1) ΑΕΠ/ κεφαλή - Μ.Ο 24

Στην εφαρμογή των panel unit root tests στο κατά κεφαλή ΑΕΠ συναντήσαμε κάποια εμπόδια σε σχέση με την επιλογή που έπρεπε να υπάρξει αν στα differentials προκύπτουν εκτός από individual effects και linear trend. Επειδή ένα μειονέκτημα στη panel ανάλυση είναι ότι μπορεί π.χ τα differentials σε μια χώρα να έχουν trend ενώ στις άλλες υπό εξέταση χώρες να μην έχουν, επιλέχθηκε η λύση να ελεγχθούν τα δεδομένα και με trend και χωρίς όπου υπήρχε ανάγκη. Έτσι θα είναι ευκαιρία να συγκριθούν τα αποτελέσματα και να αποκομίσουμε χρήσιμα συμπεράσματα για τυχόν αποκλίσεις σημαντικού βαθμού.

* ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ*

GDP PER CAPITA		M.O 24				
ΚΡΙΤΗΡΙΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
ΕΕ 24	t-stat.	-1,67	2,05	24,14	31,21	16,9
	prob	0,047	0,98	0,9984	0,9711	0
	t-stat.*	-5,41	-2	66,23	85,34	17,97
	prob*	0	0,0223	0,0416	0,0007	0
ΕΕ 14	t-stat.	-3,01	1,38	14,02	10,41	13,62
	prob	0,0013	0,9168	0,987	0,999	0
	t-stat.*	-5,21	-2,04	45,34	60,46	14,48
	prob*	0	0,0205	0,0204	0,0004	0
ΝΕΕΣ 10	t-stat.	1,11	1,53	10,12	20,8	8,89
	prob	0,8674	0,9374	0,9659	0,4092	0
	t-stat.*	-2,39	-0,71	20,89	24,88	7,68
	prob*	0,0084	0,2374	0,4037	0,2059	0

Καταρχάς παρατηρείται ότι υπάρχουν σημαντικές αποκλίσεις ανάλογα με το αν υφίσταται ή όχι individual trend . Ειδικότερα όταν δεν υπάρχει trend (results with *) επισημαίνεται σημαντική σύγκλιση για το σύνολο των 24 μελών και για τις παλαιές 14 (δε περιέχεται το Λουξεμβούργο) , αφού 4 έλεγχοι συμφωνούν υπέρ της σύγκλισης και αυτοί είναι οι LL, IPS, ADF και PP, ενώ απορρίπτει ο Hadri. Στην περίπτωση όμως που εμφανίσουμε και trend στην ανάλυση, τότε για τα ίδια groups μόνο ο LL test δείχνει σύγκλιση. Για την ομάδα των νέων 10 κρατών- μελών, δεν υπάρχουν ισχυρά στοιχεία σύγκλισης των differentials τους με το μέσο

όρο των 24 χωρών, μιας και μόνο ο LL test υπό έλλειψη τάσης αποφάνθηκε θετικά στο ερώτημα της ύπαρξης σύγκλισης.

*** ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ***

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ	ΜΟ 24	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	-1,81	0,62	3,97	2,73	6,95
	prob	0,0351	0,7316	0,8595	0,95	0
	t-stat.*	-0,46	0,04	11,93	13,01	5,29
	prob*	0,3205	0,5143	0,1543	0,1114	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 15	t-stat.	-1,75	0,62	7,36	6,01	8,61
	prob	0,0403	0,7325	0,8326	0,9156	0
	t-stat.*	-4,06	-1,51	17,89	25,04	10,09
	prob*	0	0,0656	0,119	0,0146	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	-1,79	1,4	3,21	1,98	8,58
	prob	0,0368	0,919	0,9761	0,9965	0
	t-stat.*	-4,17	-2,21	19,11	26,31	8,34
	prob*	0	0,0134	0,0388	0,0033	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	-0,2	0,68	1,48	1,25	4,66
	prob	0,4204	0,751	0,8295	0,8706	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-1,07	0,8	5,81	15,17	7,72
	prob	0,1432	0,7875	0,8309	0,1259	0
	t-stat.*	-2,47	-1,18	13,9	21,83	5,81
	prob*	0,0068	0,1185	0,1775	0,016	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-1,69	0,68	11,84	8,46	9,96
	prob	0,0453	0,7517	0,8554	0,971	0
	t-stat.*	-3,27	-1,65	26,23	31,63	11,74
	prob*	0,0001	0,0493	0,0945	0,0243	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-1,61	0,57	1,64	0,81	5,41
	prob	0,0532	0,7176	0,8014	0,9361	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-0,13	1,02	3,86	3,51	5,82
	prob	0,4485	0,8458	0,8695	0,8981	0
	t-stat.*	-1,68	-0,96	10,87	10,21	5,39
	prob*	0,0459	0,1683	0,2092	0,1422	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	1,55	1,47	3,07	5,62	6,61
	prob	0,9395	0,9295	0,9798	0,8462	0
	t-stat.*	-2,42	-0,63	10,58	9,48	6,38
	prob*	0,0077	0,2632	0,3914	0,4872	0

Στα γεωγραφικά κριτήρια βλέπουμε πως τα unit root tests βγάζουν αρκετά συγκεχυμένα αποτελέσματα. Έτσι οι Σκανδιναβικές και οι

Ιβηρικές δεν έχουν στοιχεία σύγκλισης , ενώ οι Αίμος και Κεντροανατολικές εμφανίζουν να συγκλίνουν κατά τον έλεγχο LL μόνο, υπό individual effects . Όμοια είναι και η κατάσταση στις Νότιες 15 , αφού μόνο ο LL και κανένα άλλο τεστ δε δείχνει στήριξη σύγκλισης αλλά όταν υπάρχει τάση. Στις Μεσογειακές, LL και PP ταυτίζονται υπό έλλειψη τάσης και δείχνουν σύγκλιση, κάτι που ισχύει και για τις Βόρειες 15. Διαφέρουν όμως όταν εισάγουμε τάση και ενώ καμία σύγκλιση δεν έχουμε στις Μεσογειακές , ο Βόρειες 15 συγκλίνουν κατά τον έλεγχο LL. Πιο περιοριστική είναι ,για την εμφάνιση σύγκλισης , η κατάσταση στις Νότιες 15 αφού μόνο αν υπάρχει και trend ο LL test τις χαρακτηρίζει ως συγκλίνουσες. Καλύτερα αποτελέσματα φαίνεται πως έχουν οι Βόρειες 25 αφού κατά τον LL είτε με τάση είτε χωρίς φέρονται να συγκλίνουν, ενώ στη δεύτερη περίπτωση συμφωνούν με αυτόν και οι IPS και PP. Την ισχυρότερη σύγκλιση στα γεωγραφικά κριτήρια ως προς το μέσο όρο των 24 ,την έχουν οι Κεντρικές 15 με 4 ελέγχους (LL, IPS, ADF, PP) να δείχνουν σύγκλιση εάν δεν υπάρξει trend και αν εμφανιστεί , με τον LL test.

* ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ*

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ	MO 24	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-2,55	-0,82	6,16	11	5,29
	prob	0,0054	0,2059	0,1873	0,0266	0
	t-stat.*	-1,98	-0,61	4,89	4,1	4,77
	prob*	0,0237	0,2697	0,2989	0,3922	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	-0,44	0,3	4,47	2,45	4,52
	prob	0,3288	0,6189	0,6128	0,874	0
	t-stat.*	-0,74	-0,73	8,34	6,59	2,23
	prob*	0,2308	0,2324	0,2143	0,3605	0,0128
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	0,7	0,71	2,58	12,72	3,79
	prob	0,7595	0,7603	0,6307	0,0127	0,0001
	t-stat.*	0,19	0,28	1,97	8,81	4,26
	prob*	0,574	0,6112	0,7407	0,0659	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	0,99	1,36	7,54	8,09	7,96
	prob	0,8394	0,9131	0,9613	0,9468	0
	t-stat.*	-2,44	-0,95	18,91	16,07	6,81
	prob*	0,0074	0,1719	0,273	0,4481	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,12	0,89	1,17	0,75	5,34
	prob	0,1304	0,8131	0,8831	0,9452	0
	t-stat.*	-2,68	-1,51	8,15	11,23	5,21
	prob*	0,0036	0,0649	0,0863	0,0241	0

ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	-0,99	1,09	1,11	0,63	5,61
	prob	0,1591	0,8627	0,892	0,9601	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,99	-0,47	4,19	3,88	3,67
	prob	0,159	0,3183	0,3805	0,423	0,0001
	t-stat.*	-1,13	-0,29	4,4	4,28	4,09
	prob*	0,1286	0,3849	0,354	0,3693	0

Στο τμήμα των ομάδων που προήλθαν από γεωπολιτικά κριτήρια , παρατηρείται σημαντική αδυναμία στήριξης σύγκλισης στα πιο πολλά groups. Εκ των 7 ομάδων, οι τρεις (Βαλτικές, Κάτω χώρες 2, Ελληνόφωνες) δεν εμφανίζουν κανένα ίχνος σύγκλισης. Υπό την έλλειψη τάσης , σύγκλιση έχουν κατά τον έλεγχο LL το Ανατολικό μπλοκ, οι Αγγλόφωνες και οι Γερμανόφωνες, ενώ κατά τον PP μόνο οι τελευταίες. Αν εμφανίζεται trend τότε συγκλίνουν κατά τον PP οι Αγγλόφωνες και τα Νησιά και κατά LL μόνο οι πρώτες.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ	MO 24	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-1,64	0,63	2,73	1,99	6,08
	prob	0,0503	0,7367	0,8416	0,92	0
	t-stat.*	-3,21	-1,87	12,35	16,83	6,09
	prob*	0,0006	0,0307	0,0546	0,0099	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-2,91	1,2	11,4	8,11	12,32
	prob	0,0018	0,8844	0,9685	0,9969	0
	t-stat.*	-3,99	-1,39	33,34	44,32	12,77
	prob*	0	0,082	0,0571	0,0032	0
ΕΚΤΟΣ ONE (ΕΕ 15)	t-stat.	-0,96	0,7	2,62	2,31	5,94
	prob	0,1684	0,7571	0,8547	0,8896	0
	t-stat.*	-3,47	-1,75	11,99	16,13	6,79
	prob*	0,0003	0,0397	0,0621	0,0131	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-0,19	1,1	6,64	4,44	6,92
	prob	0,4266	0,8634	0,8804	0,974	0
	t-stat.*	-1,45	-0,9	15,42	15,01	5,4
	prob*	0,0723	0,1839	0,2192	0,2408	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	0,79	1,38	1,11	1,23	3

	prob	0,7845	0,9162	0,8935	0,8733	0,0013
	t-stat.*	-0,63	0,18	2,58	2,64	2,73
	prob*	0,2656	0,5728	0,6302	0,6194	0,0032
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-1,7	0,39	3,33	2,34	5,87
	prob	0,0446	0,6501	0,7658	0,8861	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-1,21	0,14	2,59	2,05	4,79
	prob	0,1137	0,5537	0,628	0,7266	0
	t-stat.*	-2,19	-1,45	7,83	8,85	4,21
	prob*	0,0143	0,0731	0,0978	0,065	0

Η εξέταση για σύγκλιση ως προς το μέσο όρο των 24 , κλείνει με την παρουσίαση των ομάδων των πολιτικοοικονομικών κριτηρίων. Και εδώ τα αποτελέσματα δεν είναι αρκετά αξιόλογα για τη στήριξη σύγκλισης.

Οι Εκ διάσπασης, Πρώην Ενιαίες και Οικονομικές επιδόσεις 1 δεν έχουν κανένα σημάδι σύγκλισης ενώ οι Οικονομικές επιδόσεις 2 μόνο κατά LL και υπό individual effects συγκλίνουν. Κάτω από αυτή την υπόθεση οι 3 leaders και οι Εκτός ONE φέρονται ως συγκλίνουσες προς το μέσο όρο των 24 , όπως οι έλεγχοι LL, IPS και PP δείχνουν. Τέλος οι χώρες της ONE αν έχουμε τάση συγκλίνουν κατά LL και αν δεν υπάρχει κατά PP και LL.

5.2.2) ΑΕΠ/κεφαλή – Μ.Ο 14

Στη συνέχεια παρατίθενται οι πίνακες που εξετάσαμε αν συγκλίνουν οι ομάδες των χωρών με το μέσο όρο των παλαιών 14 μελών. Δεν εμπεριέχεται το Λουξεμβούργο λόγω έλλειψης δεδομένων. Η ανάλυση γίνεται τμηματικά και αντίστοιχα με τη διάκριση των groups.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

GDP PER CAPITA		MO 14				
ΚΡΙΤΗΡΙΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
EE 24	t-stat.	0,85	1,55	39,8	38,21	12,55
	prob	0,8016	0,9392	0,7943	0,843	0
	t-stat.*	-2,04	1,67	30,61	31,5	19,66
	prob*	0,0207	0,9526	0,9761	0,9685	0
EE 14	t-stat.	0,23	1,23	20,57	21,54	11,18
	prob	0,5914	0,8913	0,8427	0,8021	0
	t-stat.*	-0,56	1,05	21,81	22,06	14,83
	prob*	0,2879	0,8529	0,7898	0,7781	0
NEΕΣ 10	t-stat.	1,02	0,94	19,22	16,67	5,86
	prob	0,8481	0,8274	0,5074	0,674	0
	t-stat.*	-2,14	1,34	8,79	9,42	12,85
	prob*	0,0163	0,9102	0,9851	0,9774	0

Η επίτευξη σύγκλισης με το μέσο όρο των 14 παλαιών μελών κρίνεται πιο δύσκολη σε σχέση με αυτή όλων των 24 χωρών, ίσως και για αυτό τα αποτελέσματα είναι άκρως αποθαρρυντικά για την πραγματική σύγκλιση εντός της Ένωσης. Έτσι βλέπουμε πως η μοναδική περίπτωση σύγκλισης που στηρίζεται είναι από τον έλεγχο LL και υπό individual effects, για τις EE 24 και Νέες 10.

* ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ*

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ	MO 14	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	0,01	0,94	3,48	3,94	4,8
	prob	0,5026	0,7142	0,9005	0,8623	0
	t-stat.*	1,83	2,39	2,56	2,99	7,64
	prob*	0,9664	0,9915	0,9587	0,9345	0
ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-0,78	-0,25	12,86	13,76	6,79
	prob	0,2186	0,403	0,3794	0,3161	0
	t-stat.*	-1,47	0,38	9,51	9,51	10,31
	prob*	0,707	0,6473	0,659	0,6587	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	1,14	1,72	4,95	4,71	7,78
	prob	0,8731	0,9575	0,8948	0,9095	0
	t-stat.*	-0,88	-0,4	10,13	9,9	5,81
	prob*	0,1901	0,346	0,4289	0,4491	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	0,02	-0,35	3,86	4,35	2,51
	prob	0,5103	0,3632	0,4248	0,3606	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-0,1	0,94	6,32	13,8	5,33
	prob	0,4617	0,8251	0,788	0,1823	0
	t-stat.*	0,03	1,23	3,92	6,17	7,78
	prob*	0,5148	0,89	0,9509	0,8007	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	0,07	0,69	14,13	15,18	6,96
	prob	0,5274	0,7542	0,7203	0,6494	0
	t-stat.*	-1,51	1,1	10,87	10,8	12,95
	prob*	0,0647	0,865	0,8998	0,9028	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-0,51	0,13	2,55	2,51	3,91
	prob	0,3016	0,5499	0,6364	0,6421	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	0,87	0,7	8,3	2,77	3,91
	prob	0,8041	0,7591	0,4044	0,9481	0
	t-stat.*	-1,13	0,38	5,01	5,18	7,66
	prob*	0,1294	0,6475	0,7559	0,7374	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	0,76	0,09	13,72	4,13	4,64
	prob	0,7752	0,5353	0,1859	0,9413	0
	t-stat.*	-2,06	0,37	6,07	4,97	8,62
	prob*	0,0195	0,6447	0,809	0,8935	0

Τα αποτελέσματα εδώ φαίνεται πως ταυτίζονται για όλες τις ομάδες του πίνακα. Παρατηρείται πως σε καμία περίπτωση δεν υπάρχει σύγκλιση , με εξαίρεση τις Κεντροανατολικές , οι οποίες μόνο αν δεν εμφανίζεται τάση και αποκλειστικά κατά τον έλεγχο LL δείχνουν να συγκλίνουν.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ	MO 14	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,61	-1,29	8,1	8,29	3,54
	prob	0,0542	0,098	0,0881	0,0814	0,0002
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	1,03	1,53	1,28	1,42	2,15
	prob	0,848	0,9372	0,973	0,9646	0,0157
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	-0,45	0,2	4,22	11,12	3,23
	prob	0,3275	0,5778	0,3769	0,0252	0,0006
	t-stat.*	-0,4	0,73	1,36	3,17	4,68
	prob*	0,345	0,7674	0,8509	0,5287	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	1,22	0,96	15	5,55	5,05
	prob	0,8892	0,831	0,5246	0,9923	0
	t-stat.*	-2,07	1,13	7,44	6,25	11,71
	prob*	0,0191	0,8714	0,9639	0,9852	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	0,21	1,12	0,98	1,13	4,66
	prob	0,5849	0,8694	0,9125	0,8902	0
	t-stat.*	-0,73	0,26	2,81	2,78	5,17
	prob*	0,2315	0,6038	0,5896	0,5944	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	1,32	1,86	1,79	1,41	5,26
	prob	0,9059	0,9683	0,7745	0,8421	0
	t-stat.*	-0,4	-0,12	3,2	2,99	2,5
	prob*	0,3442	0,4521	0,5249	0,5582	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,6	0,06	4,33	5,11	1,76
	prob	0,2738	0,5268	0,3637	0,2763	0,0396

Και σε αυτή την περίπτωση είναι σχεδόν καθολική η πορεία των ομάδων μακριά από τη σύγκλιση, αφού μόνο ο PP test με ύπαρξη trends για τα Νησιά και ο LL για το Ανατολικό μπλοκ χωρίς όμως τάση, στηρίζουν τη σύγκλιση προς το μέσο όρο των 14 παλαιών μελών.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ	MO14	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	0,002	0,16	4,04	4,2	3,81
	prob	0,501	0,5645	0,6715	0,6495	0,0001
	t-stat.*	-0,55	-0,67	8,23	8,19	3,92
	prob*	0,2895	0,2494	0,2216	0,2243	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	0,17	0,97	17,82	18,73	9,75

	prob	0,5682	0,833	0,7161	0,6615	0
	t-stat.*	0,47	1,63	14,16	14,61	13,26
	prob*	0,6811	0,9491	0,8955	0,8784	0
ΕΚΤΟΣ ΟΝΕ (ΕΕ 15)	t-stat.	0,03	0,81	2,75	2,8	5,38
	prob	0,5132	0,7922	0,8401	0,8331	0
	t-stat.*	-2,01	-0,86	7,65	7,46	6,6
	prob*	0,022	0,1905	0,2649	0,2806	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	1,07	1,16	9,36	3,3	4,3
	prob	0,8588	0,8766	0,6715	0,993	0
	t-stat.*	-1,23	1,28	5,05	4,68	10,36
	prob*	0,109	0,9005	0,9562	0,9679	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	0,6	0,01	7,06	0,91	2,4
	prob	0,7269	0,5066	0,1326	0,9236	0,0082
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	0,15	0,8	2,76	3,4	3,55
	prob	0,5594	0,7879	0,8381	0,7578	0,0002
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	0,46	0,98	1,37	2,12	2,9
	prob	0,6755	0,8334	0,8488	0,7119	0,0018
	t-stat.*	-0,38	0,11	2,43	2,92	4,6
	prob*	0,3538	0,5425	0,6576	0,5705	0

Καμία σημαντική διαφοροποίηση των αποτελεσμάτων δεν υπάρχει ούτε σε αυτό το σύνολο των ομάδων, αφού υπάρχει καθολική έλλειψη στοιχείων στήριξης της σύγκλισης. Μοναδική διαφορετική συμπεριφορά έχει η ομάδα των Εκτός ΟΝΕ , όταν δεν υπάρχει τάση και μόνο κατά τον LL test.

5.2.3) ΑΕΠ/κεφαλή – M.O Best 3

Η προσπάθεια για εύρεση σύγκλισης σε σχέση με το μέσο όρο των καλύτερων 3 χωρών κάθε τρίμηνο (μέγιστο ΑΕΠ/κεφαλή) είναι αρκετά σημαντική αφού δείχνει εάν υπάρχουν ομάδες χωρών που να ακολουθούν ανοδική πορεία και να καλύπτουν την απόσταση που τις χωρίζει από τις βέλτιστες. Το ποιες είναι αυτές οι τρεις βέλτιστες κάθε χρονική στιγμή αποτυπώνετε στο παράρτημα της παρούσας έρευνας.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

GDP PER CAPITA	MO BEST3	ΚΡΙΤΗΡΙΑ				
		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
EE 24	t-stat.	-0,52	0,19	59,97	67,73	11,92
	prob	0,3004	0,5737	0,1151	0,0318	0
	t-stat.*	-2,44	2,08	34,69	35,2	21,44
	prob*	0,0073	0,9814	0,9249	0,9154	0
EE 14	t-stat.	-1,52	-1,44	48,81	48,2	10,04
	prob	0,064	0,0749	0,0088	0,0102	0
	t-stat.*	0,02	1,77	25,12	22,43	16,28
	prob*	0,5092	0,9618	0,6209	0,7609	0
NEΕΣ 10	t-stat.	0,58	1,93	11,17	19,53	6,96
	prob	0,7191	0,9734	0,9418	0,4876	0
	t-stat.*	-2,98	1,14	9,57	12,77	13,89
	prob*	0,0014	0,8719	0,9754	0,8871	0

Η σύγκλιση προς το μέσο όρο των τριών βέλτιστων μελών θα είναι ιδιαίτερα σημαντική αν και σε τι βαθμό παρατηρείται, αφού θα δείχνει τη μείωση των ανισοτήτων στο συγκεκριμένο μέγεθος και πεδίο.

Παρατηρούμε πως αν εισαχθεί η υπόθεση των 'individual effects and linear trends' τόσο οι EE 24 συγκλίνουν (PP test) όσο και οι EE 14 (ADF, PP), ενώ καμία στήριξη δεν έχουν οι Νέες 10.

Όταν η υπόθεση μετατρέπεται σε 'individual effects' οι Νέες 10 συγκλίνουν κατά LL όπως και οι EE 24.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ	MO BEST3	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
NOTIES 15	t-stat.	-0,05	-0,02	10,26	10,65	5,89
	Prob	0,4786	0,4928	0,247	0,222	0
	t-stat.*	1,36	2,94	2,46	2,68	9,4
	prob*	0,9135	0,9984	0,9634	0,9528	0
ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-2,99	-2,51	27,57	26,86	5,32
	prob	0,0014	0,006	0,0064	0,0081	0
	t-stat.*	-0,96	1,09	9,4	7,08	10,54
	prob*	0,1674	0,8614	0,6687	0,523	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	-0,27	-0,74	20,2	19,29	6,58
	prob	0,3925	0,2292	0,0274	0,0368	0
	t-stat.*	-1,01	-0,41	13,61	12,93	9,18
	prob*	0,1547	0,3417	0,1915	0,2272	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	-1,57	-1,84	9,71	9,44	1,06
	prob	0,0579	0,0326	0,0457	0,0509	0,1447
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-0,39	-0,09	12,85	21,46	6,03
	prob	0,3481	0,4649	0,2321	0,0181	0
	t-stat.*	-0,31	1,58	3,72	6,66	9,96
	prob*	0,3769	0,9429	0,9592	0,7567	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-1,09	-0,68	28,06	27,61	6,76
	prob	0,1377	0,2478	0,0611	0,0683	0
	t-stat.*	-2,45	0,96	13,93	11,27	13,61
	prob*	0,0072	0,8312	0,7331	0,8825	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	1,08	-0,03	3,81	4,41	0,93
	prob	0,8605	0,4865	0,4323	0,3536	0,1772
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-0,5	1,05	6,12	4,76	5,39
	prob	0,3091	0,8546	0,6337	0,7829	0
	t-stat.*	-1,63	0,7	3,82	5,11	8,78
	prob*	0,0507	0,7585	0,8724	0,7453	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-0,41	0,68	7,64	7,53	4,73
	prob	0,3425	0,7524	0,6642	0,6743	0
	t-stat.*	-1,92	1	3,77	4,59	9,42
	prob*	0,0273	0,8414	0,9571	0,9167	0

Η εξέταση των ομάδων των γεωγραφικών κριτηρίων μας δίνει αρκετά χρήσιμα αποτελέσματα. Έτσι αν υπάρχει τάση φέρονται ως ισχυρά συγκλίνουσες οι Βόρειες 15 μιας και οι 4 πρώτοι έλεγχοι αποφαινόνται θετικά (LL, IPS ,ADF , PP) , ενώ λιγότερη στήριξη εμφανίζεται για τις Κεντρικές 15 (ADF, PP) και Σκανδιναβικές (IPS, ADF) και τέλος

αδύναμη είναι η σύγκλιση στις Μεσογειακές αφού μόνο ο PP test στηρίζει τη συγκλίνουσα κατεύθυνση.

Αν αφαιρέσουμε τα trend effects βλέπουμε εξαφανίζονται όλα τα προηγούμενα θετικά αποτελέσματα και πως εμφανίζεται σύγκλιση κατά LL στις Βόρειες 25 και Κεντροανατολικές. Επίσης να επισημανθεί πως ουδεμία συγκλίνουσα πορεία αποτυπώνεται στις Νότιες 15, Ιβηρικές και τις χώρες του Αίμου.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ	MO BEST3	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,55	-1,41	8,27	8,29	3,4
	prob	0,0601	0,0788	0,0821	0,0816	0,0003
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	1,28	2,38	0,5	0,75	4,03
	prob	0,8991	0,9913	0,9979	0,9934	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	0,48	0,41	3,03	11,25	3,05
	prob	0,6854	0,6603	0,5523	0,0239	0,0011
	t-stat.*	-0,07	0,79	1,26	3,99	4,79
	prob*	0,4718	0,7847	0,869	0,4079	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	0,71	2,25	8,27	16,57	6,81
	prob	0,7618	0,9878	0,9744	0,553	0
	t-stat.*	-3,01	0,85	9,26	12,63	13,23
	prob*	0,0013	0,8032	0,9533	0,8129	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,35	-1,35	9,86	9,31	2,62
	prob	0,0882	0,0887	0,043	0,0537	0,0043
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	0,88	0,07	9,11	9,08	4,54
	prob	0,8103	0,5298	0,0584	0,0592	0
	t-stat.*	-0,09	-0,65	8,57	8,28	1,51
	prob*	0,4646	0,2587	0,0729	0,0817	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,03	0,76	2,98	3,17	4,3
	prob	0,4875	0,7764	0,5619	0,5299	0

Αρκετά αποθαρρυντικά και εδώ τα αποτελέσματα , αφού μόνο για τα Νησιά (PP) και Γερμανόφωνες (ADF) όταν υπάρχει τάση και για το Ανατολικό μπλοκ (LL) όταν δεν υπάρχει αντίστοιχα, έχουμε σημάδια σύγκλισης.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ	ΜΟ BEST3	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-1,67	-1,41	12	11,37	3,98
	prob	0,0476	0,0787	0,0618	0,0775	0
	t-stat.*	-0,88	0,62	3,07	2,62	8,3
	prob*	0,1889	0,7313	0,7997	0,8545	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-1,41	-1,62	43,56	42,76	8,93
	prob	0,0786	0,0525	0,004	0,0051	0
	t-stat.*	0,37	1,93	18,65	17,58	14,5
	prob*	0,644	0,9731	0,6665	0,7308	0
ΕΚΤΟΣ ONE (ΕΕ 15)	t-stat.	-0,46	-0,001	5,25	5,44	4,58
	prob	0,3224	0,4995	0,5123	0,4886	0
	t-stat.*	-0,85	0,12	6,47	4,86	7,1
	prob*	0,1988	0,5486	0,3723	0,5624	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	0,48	1,82	6,54	5,3	5,39
	prob	0,6846	0,9655	0,8864	0,9471	0
	t-stat.*	-2,63	0,78	6,46	7,13	11,3
	prob*	0,0042	0,7816	0,8913	0,8489	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-0,32	0,89	2,47	1,04	3,12
	prob	0,3747	0,8124	0,6498	0,9037	0,009
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	1,03	0,99	3,89	4,61	5,31
	prob	0,8489	0,8387	0,692	0,5941	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	0,49	0,65	3,44	4,17	4,48
	prob	0,687	0,743	0,4868	0,3836	0
	t-stat.*	-1,02	0,3	2,4	2,68	6,5
	prob*	0,1535	0,6176	0,6618	0,613	0

Εξίσου αρνητικά σε σχέση με τη σύγκλιση ως προς το μέσο όρο των BEST 3 κρατών , είναι και τα results μας στα πολιτικοοικονομικά groups, με τις πιο πολλές ομάδες να αποκλίνουν. Διαφορετικά είναι τα αποτελέσματα για 3 μόνο ομάδες.

Έτσι όταν υφίσταται ‘ individual effects and linear trends’ οι Χώρες ONE και οι 3 leaders συγκλίνουν αντίστοιχα κατά ADF, PP και LL. Τέλος όταν δεν υπάρχει trend , οι Εκ διάσπασης συγκλίνουν μα μόνο σύμφωνα με τον έλεγχο LL.

5.2.4) ΑΕΠ/ κεφαλή- Μ.Ο ONE

Ένα σημαντικό κομμάτι της ανάλυσης για το ΑΕΠ κατά κεφαλή αφορά το κατά πόσο υπάρχει σύγκλιση των groups και ειδικότερα των differentials αυτών με το μέσο όρο των χωρών που αποτελούν το πυρήνα της Ευρωπαϊκής Ένωσης, τις χώρες της Οικονομικής και Νομισματικής Ένωσης (ONE). Όπως προκύπτει από τον πίνακα παραπάνω τα αποτελέσματα είναι άκρως εντυπωσιακά μα και απογοητευτικά για όσους πιστεύουν ότι η ευρωπαϊκή ολοκλήρωση και η επίτευξη του στόχου της πραγματικής σύγκλισης είναι άμεσα εφικτοί.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

GDP PER CAPITA MO ONE

ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΣΥΝΟΛΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
EE 24	t-stat.	0,3	1,64	37,58	35,55	13,78
	prob	0,6187	0,9491	0,8604	0,9085	0
	t-stat.*	-2,91	1,01	37,69	38,8	18,82
	prob*	0,0018	0,843	0,8575	0,8258	0
EE 14	t-stat.	-0,69	1,07	19,7	19,51	12,07
	prob	0,2449	0,8581	0,8751	0,8817	0
	t-stat.*	-1,88	0,35	27,21	27,82	14,38
	prob*	0,03	0,638	0,5067	0,4735	0
NEΕΣ 10	t-stat.	1,06	1,25	17,88	16,04	6,44
	prob	0,8564	0,8952	0,5952	0,7142	0
	t-stat.*	-2,23	1,13	10,47	10,97	12,15
	prob*	0,013	0,8709	0,9586	0,947	0

Ξεκινώντας την παράθεση των αποτελεσμάτων, επισημαίνεται πως στις συνολικές ομάδες , ουσιαστικά δεν εμφανίζονται ίχνη σύγκλισης παρά μόνο κατά τον έλεγχο LL και όταν δεν παρουσιάζονται trend effects.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ	MO ONE	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
NOTIES 15	t-stat.	-0,58	0,36	4,9	4,33	5,33
	prob	0,2814	0,6391	0,7687	0,8261	0
	t-stat.*	1,69	2,03	2,94	3,66	6,13
	prob*	0,9549	0,9787	0,9381	0,8866	0
ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-1,12	-0,05	11,99	12,34	7,41
	prob	0,1319	0,4785	0,4466	0,4189	0

	t-stat.*	-2,11	-0,02	12,61	12,71	10,2
	prob*	0,0173	0,4922	0,3977	0,3905	0
KENTRIKES 15	t-stat.	0,5	1,94	3,19	3,19	8,3
	prob	0,6929	0,9739	0,9766	0,9765	0
	t-stat.*	-2,19	-0,88	12,14	12	6,2
	prob*	0,0141	0,19	0,2753	0,2847	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	0,15	0,12	2,55	2,7	3,34
	prob	0,563	0,5474	0,6353	0,6086	0,0004
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-0,65	0,66	6,92	13,04	5,91
	prob	0,2572	0,7469	0,7326	0,2211	0
	t-stat.*	0,12	0,95	4,51	7,08	6,08
	prob*	0,5486	0,8302	0,9214	0,7177	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-0,29	0,96	13,38	13,94	7,8
	prob	0,387	0,8323	0,7685	0,7328	0
	t-stat.*	-1,78	0,89	13,89	13,93	12,57
	prob*	0,0371	0,8141	0,7362	0,7331	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-0,7	-0,06	3,18	2,97	4,61
	prob	0,2411	0,474	0,5286	0,5637	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	0,71	0,42	7,87	2,87	4,17
	prob	0,7625	0,6614	0,4462	0,9421	0
	t-stat.*	-1,16	0,28	5,71	6,06	6,91
	prob*	0,1212	0,6094	0,6802	0,6402	0
KENTP/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	0,82	0,33	12,2	3,61	5,06
	prob	0,7935	0,6287	0,2718	0,9633	0
	t-stat.*	-2,31	0,03	7,62	6,31	8,18
	prob*	0,0104	0,5152	0,666	0,7885	0

Όμοια σε μεγάλο βαθμό είναι και η κατάσταση σε αυτό το πεδίο με τις πιο πολλές ομάδες να αποκλίνουν με βάση την πλειονότητα των data. Εξαιρέση αποτελούν οι Βόρειες 15, οι Κεντρικές 15, οι Βόρειες 25 και οι Κεντροανατολικές όπως υποστηρίζεται από το LL test και υπό την προϋπόθεση ότι δεν υπάρχουν trend effects.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ	MO ONE	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,88	-1,49	8,75	8,99	3,79
	prob	0,0309	0,0674	0,0676	0,0614	0,0001
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	0,98	1,75	1,39	1,6	2,55
	prob	0,8373	0,9598	0,9664	0,9523	0,0054

ΝΗΣΙΑ	t-stat.	-0,43	0,26	4,29	10,82	3,44
	prob	0,3339	0,6033	0,3684	0,0286	0,0003
	t-stat.*	-0,58	0,57	1,58	3,43	4,56
	prob*	0,2841	0,7143	0,8117	0,4885	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	1,39	1,27	13,59	5,21	5,62
	prob	0,918	0,8986	0,629	0,9946	0
	t-stat.*	-2,13	0,98	8,89	7,54	11,05
	prob*	0,0166	0,8364	0,9177	0,9614	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,07	1,26	0,75	0,7	5,06
	prob	0,4733	0,8967	0,9446	0,9517	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	0,81	1,8	1,04	0,97	5,53
	prob	0,7912	0,9637	0,9039	0,9144	0
	t-stat.*	-1,37	-0,56	4,3	3,74	3,37
	prob*	0,0858	0,2874	0,3674	0,4423	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,42	-0,7	5,35	5,28	1,47
	prob	0,0785	0,2432	0,2528	0,2601	0,0704

Και στην περίπτωση έρευνας αν οι ομάδες των γεωπολιτικών κριτηρίων συγκλίνουν προς το μέσο όρο των χωρών της ΟΝΕ δεν υπάρχουν επαρκή και ισχυρά στοιχεία στήριξης. Βλέπουμε πως Γερμανόφωνες , Βαλτικές και Κάτω χώρες 2 αποκλίνουν ολοκληρωτικά από το μέσο όρο της ΟΝΕ. Οι Αγγλόφωνες , τα Νησιά και οι Ελληνόφωνες υπό την ύπαρξη τάσης, συγκλίνουν αντίστοιχα κατά LL, PP και Hadri. Ενώ αν εξαλειφθεί η υπόθεση της τάσης συγκλίνουν με βάση το LL test οι χώρες του Ανατολικού μπλοκ. Αξιοσημείωτη είναι η πρώτη στήριξη σύγκλισης στην εργασία μας από τον έλεγχο Hadri.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ	ΜΟ ΟΝΕ	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-0,48	0,5	3,25	3,36	4,69
	prob	0,3143	0,6931	0,7769	0,7625	0
	t-stat.*	-1,43	-0,85	8,96	9,13	3,05
	prob*	0,0769	0,1962	0,1758	0,1661	0,0011
ΧΩΡΕΣ ΟΝΕ	t-stat.	-0,41	0,9	16,67	16,49	10,82
	prob	0,3415	0,8167	0,7816	0,791	0
	t-stat.*	-0,58	1,22	15,91	17,19	12,86
	prob*	0,2796	0,8889	0,82	0,7526	0

ΕΚΤΟΣ ΟΝΕ (ΕΕ 15)	t-stat.	-0,6	0,59	3,04	3,02	5,44
	prob	0,2736	0,721	0,804	0,8602	0
	t-stat.*	-2,91	-1,57	11,3	10,63	6,45
	prob*	0,0018	0,0582	0,0796	0,1003	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	1,16	1,47	8,11	3,54	4,81
	prob	0,8787	0,93	0,7765	0,9904	0
	t-stat.*	-1,16	1,22	6,08	5,67	9,64
	prob*	0,1224	0,8882	0,9119	0,9318	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	0,9	0,31	5,67	0,96	2,48
	prob	0,8169	0,6219	0,2255	0,9159	0,0065
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-0,54	0,04	4,33	3,9	3,97
	prob	0,2947	0,5156	0,632	0,6902	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-0,28	0,35	2,07	1,79	3,3
	prob	0,3907	0,6353	0,7227	0,7747	0,0005
	t-stat.*	0,08	0,03	2,72	3,49	2,2
	prob*	0,5306	0,5115	0,6052	0,4793	0,014

Ακόμη πιο αρνητικά για την εμφάνιση σύγκλισης είναι τα όσα παρατηρούμε στις ομάδες των πολιτικοοικονομικών κριτηρίων, μιας και τα results είναι στην ουσία εντελώς αποκαρδιωτικά. Καμία από τις 7 ομάδες δεν έχει κατεύθυνση σύγκλισης με το μέσο όρο της ΟΝΕ, με μοναδική εξαίρεση τις Εκτός ΟΝΕ κατά το LL test και πάντα με τη μη παρουσία τάσης.

5.2.5) ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΑΕΠ/κεφαλή

Στη σύγχρονη οικονομική ανάλυση, το ΑΕΠ κατά κεφαλή χρησιμοποιείται ως επί το πλείστον για τη σύγκριση των επιπέδων ευημερίας μεταξύ των χωρών. Έτσι και στην παρούσα εργασία για τη σύγκλιση στην Ευρωπαϊκή Ένωση επιλέχθηκε ως το κύριο μέγεθος εκ των τριών που εξετάστηκαν. Η παρουσίαση των αποτελεσμάτων των unit root tests έδωσε κάποια ενδιαφέροντα αξία αναφοράς συμπεράσματα μα και αρκετές αντιφάσεις σχετικές με την επιλογή υπόθεσης στο ερευνητικό μοντέλο.

Ειδικότερα παρατηρείται μια παρεμφερή συμπεριφορά σχεδόν όλων των ομάδων στο θέμα της σύγκλισης με τις ΕΕ 14 και με την ΟΝΕ. Η πλειονότητα αυτών αποκλίνει απόλυτα, ενώ ορισμένες εμφανίζουν σύγκλιση μα μόνο βάσει ενός ελέγχου, κυρίως του LL.

Αρνητικά σε απόλυτο ή τουλάχιστον σε μεγάλο βαθμό είναι και τα αποτελέσματα στα differentials των μέσων όρων των ΕΕ 24 και Best 3. Ομάδες όπως οι Νέες 10, οι Νότιες 15, οι Ιβηρικές, ο Αίμος, οι Κεντροανατολικές, οι Βαλτικές, τα Νησιά, το Ανατολικό μπλοκ, οι Κάτω χώρες 2, οι Ελληνόφωνες, οι Εκ διάσπασης, οι Οικ. Επιδόσεις 1 και 2 παρουσιάζουν μηδενική ή και απλά μη ικανοποιητική σύγκλιση και για τα δυο είδη differentials.

Ορισμένα groups εμφανίζουν λίγο πιο ισχυρά σημάδια σύγκλισης. Για παράδειγμα οι Γερμανόφωνες και οι Αγγλόφωνες αποτιμώνται ως συγκλίνουσες προς τις ΕΕ 24 βάσει δυο ελέγχων. Κάτι που επαληθεύεται υπό συγκεκριμένες προϋποθέσεις για τις Εκτός ΟΝΕ και 3 Leaders (3 tests). Οι χώρες της ΟΝΕ φέρονται να συγκλίνουν προς το μέσο όρο των 24 και των βέλτιστων 3 μα μόνο σύμφωνα με δυο ελέγχους.

Σημαντικό είναι το συμπέρασμα για τις Σκανδιναβικές που δείχνουν σύγκλιση με τις Best 3 (IPS, ADF), ενώ οι Βόρειες 25 με το μέσο όρο των ΕΕ 24 αν και υπάρχουν αντιθέσεις ανάλογα με την υπόθεση ύπαρξης trends.

Οι Κεντρικές 15 έχουν ισχυρότερη στήριξη σύγκλισης για το μέσο όρο των ΕΕ 24 από ότι για τις βέλτιστες 3 υπό διαφορετικές υποθέσεις.

Τα πιο μεγάλα βήματα στο δρόμο της σύγκλισης του ΑΕΠ/ κεφαλή έχουν κάνει οι Βόρειες 15, ειδικά προς τις Best 3 (LL, IPS, ADF, PP) και σε μικρότερο βαθμό προς το μέσο όρο των 24 μελών.

Τέλος όταν δεν υπάρχουν trends οι ΕΕ 24 και οι ΕΕ 14 συγκλίνουν σχεδόν απόλυτα προς το μέσο όρο των 24, κάτι αναμενόμενο βέβαια, όχι όμως ικανοποιητικά ισχυρά με τις Best 3. Αν όμως υπάρχουν individual linear trends τότε παρατηρείται για τις ΕΕ 14 σύγκλιση με τις Best 3 με τρία εκ των πέντε τεστ, μα σε μικρότερο βαθμό με τις ΕΕ 24.

5.3) ΑΝΕΡΓΙΑ (% επί του εργατικού δυναμικού)

Η ανεργία αποτελεί ένα από τα μεγαλύτερα προβλήματα σε πολλές χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης και επομένως η μελέτη για το αν παρατηρείται σύγκλιση και μεταξύ ποιων κρατών-μελών είναι ουσιώδης σημασίας. Κι αυτό διότι σε μια οικονομική ένωση όπως η ευρωπαϊκή, που έχει και πολιτικές προεκτάσεις, αναμένεται σε τέτοιου είδους μεγέθη να υπάρξουν σημαντικά βήματα στη σύγκλιση μεταξύ των μελών αλλά και μεταξύ διαφόρων ομάδων.

Στην παρούσα έρευνα, λοιπόν, στηριζόμαστε στο κλασικό ορισμό της ανεργίας, δηλαδή στο λόγο των ανέργων ως προς το σύνολο του εργατικού δυναμικού.

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν έχουν μηνιαία συχνότητα (περίοδος 1/1992 ως 12/2004) και προέρχονται εξολοκλήρου από τα επίσημα στοιχεία της Eurostat. Για τα 14 εκ των 15 παλαιών μελών (πλην Αυστρίας -1/1993) τα δεδομένα καλύπτουν το σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου. Αντίθετα για τα νέα δέκα μέλη υπάρχουν διαφορές στην ημερομηνία έναρξης, έτσι Ουγγαρία και Σλοβενία εμφανίζουν data από το 1996, Εσθονία και Πολωνία από το 1997, Τσεχία, Λιθουανία και Λετονία από το 1998, Σλοβακία από το 1999 και τέλος Κύπρος και Μάλτα από το 2000.

Με βάση αυτά τα data κατασκευάστηκαν τέσσερα διαφορετικά είδη differentials. Καταρχάς υπολογίστηκαν οι μέσοι όροι για κάθε μήνα του συνόλου των 25 μελών, των παλαιών 15, των χωρών της ONE και τέλος των 3 χωρών με τις καλύτερες επιδόσεις σε αυτό το τομέα, εν προκειμένω δηλαδή με το χαμηλότερο ποσοστό ανεργίας. Ακολούθως για κάθε χώρα προκύπτουν τα differentials της αν από το αντίστοιχο π.χ ποσοστό ανεργίας της το μήνα Μάη του 1992 αφαιρέσουμε κάθε φορά έναν από τους 4 μέσους όρους που αναφέραμε παραπάνω για τον ίδιο μήνα. Επομένως υπάρχουν 4 πεδία έρευνας στην εργασία μας, αντίστοιχα με τον τρόπο σχηματισμού των differentials, δηλαδή σε σχέση με τους μέσους όρους των 25 μελών, των 15, των μελών της ONE και των καλύτερων τριών.

Και σε αυτό το μέγεθος υπάρχουν στους πίνακες δυο είδη αποτελεσμάτων, όπου αυτό κρίθηκε απαραίτητο. Δηλαδή είτε με 'individual effects' είτε με 'individual effects and linear trend'. Το πρώτο είδος των results αποτυπώνεται στους πίνακες που ακολουθούν με την παρουσία αστερίσκου στα αντίστοιχα t-statistics και probabilities.

Τέλος τονίζεται η μικρή αξιοπιστία των συμπερασμάτων για τις ομάδες με 2 μέλη.

5.3.1) ΑΝΕΡΓΙΑ – Μ.Ο 25

Ξεκινώντας την έρευνα για σύγκλιση στο τομέα της ανεργίας , θα ασχοληθούμε με το αν παρατηρούνται ίχνη σύγκλισης ως προς το μέσο όρο του συνόλου των κρατών της Ευρωπαϊκής Ένωσης.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

UNEMPLOYMENT RATES

ΚΡΙΤΗΡΙΑ		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ Μ.Ο 25				
		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
ΕΕ 25	t-stat.	-0,17	4,71	26,66	27,32	20,64
	prob	0,4324	1	0,9973	0,9963	0
ΕΕ 15	t-stat.	-0,55	3,50	16,19	16,63	15,63
	prob	0,2896	0,9998	0,981	0,9767	0
	t-stat.*	-2,13	1,83	21,19	18,47	26,14
	prob*	0,0165	0,9661	0,8818	0,9503	0
ΝΕΕΣ 10	t-stat.	0,05	3,16	10,46	10,69	13,55
	prob	0,5219	0,9992	0,9589	0,9539	0
	t-stat.*	-2,40	-0,13	22,93	26,86	15,31
	prob*	0,083	0,4478	0,2924	0,1393	0

Αρχικά, λοιπόν, επισημαίνεται πως κανένα από τα μεγάλα groups που εξετάζουμε (ΕΕ25, ΕΕ15, Νέες 10) δε συγκλίνει προς το μέσο όρο των 25. Μοναδική εξαίρεση αποτελεί η ομάδα ΕΕ 15 για την περίπτωση που δεν υπάρχει τάση. Τότε , λοιπόν, ο LL test δείχνει ότι συγκλίνουν τα μέλη αυτού του group.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ	ΜΟ 25	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	-1,68	1,07	4,6	3,55	7,95
	prob	0,0468	0,8576	0,7992	0,8955	0
	t-stat.*	-0,26	0,99	2,74	1,24	12,03
	prob*	0,3982	0,8411	0,9496	0,9963	0
ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-0,74	1,53	9,83	10,56	10,4
	prob	0,2286	0,9375	0,6307	0,5667	0
	t-stat.*	-3,38	-0,77	1,74	13,93	18,03
	prob*	0,0004	0,222	0,2562	0,3047	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ	t-stat.	1,54	3,14	1,07	0,67	6,53

	prob	0,9377	0,9992	0,9827	0,9951	0
	t-stat.*	2,33	2,67	3,07	2,21	7,34
	prob*	0,9901	0,9962	0,8001	0,8997	0
KΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	1,95	3,59	2,01	2,84	7,83
	prob	0,9741	0,9998	0,9994	0,9966	0
	t-stat.*	2,54	3,3	3,98	3,41	10,92
	prob*	0,9944	0,9995	0,9838	0,9919	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	-2,59	-1,53	9,1	9,85	3,83
	prob	0,0047	0,0625	0,0585	0,0429	0
	t-stat.*	-0,44	0,08	2,43	2,12	8,18
	prob*	0,3315	0,5332	0,6572	0,7133	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-1,86	2,36	4,58	3,62	9,47
	prob	0,0312	0,991	0,9174	0,9628	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-0,31	2,24	11,75	11,88	13,02
	prob	0,3796	0,9876	0,8599	0,8532	0
	t-stat.*	-2,94	0,21	16,19	14,76	19,65
	prob*	0,0016	0,5866	0,5796	0,6786	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-1,50	0,16	3,94	3,26	4,08
	prob	0,0662	0,5645	0,4145	0,5147	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-1,48	0,09	8,37	9,37	8,05
	prob	0,0695	0,5358	0,3986	0,3115	0
	t-stat.*	-1,05	-1,25	14,88	22,54	8,78
	prob*	0,1476	0,1062	0,0614	0,004	0
KΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-0,36	1,17	8,38	9,21	9,14
	prob	0,359	0,8789	0,5914	0,5124	0
	t-stat.*	-2,9	-1,95	19,7	23,91	13,16
	prob*	0,0018	0,0258	0,0323	0,0078	0

Στην έρευνα μας αν με βάση τα γεωγραφικά κριτήρια , υπάρχουν κάποιες ομάδες που να συγκλίνουν προς το μέσο όρο των 25 μελών, δεν καταφέρνουμε να καταλήξουμε σε ένα γενικό συμπέρασμα. Παρατηρούμε 3 groups με μηδαμινά στοιχεία σύγκλισης, τα οποία είναι τα ακόλουθα: Κάτω χώρες , Κεντρικές 15, Ιβηρικές. Αντίθετα μόνο οι Κεντροανατολικές έχουν κάποια επαρκή ίχνη σύγκλισης με βάση 4 ελέγχους (LL,IPS, ADF, PP) μα και αυτές μόνο όταν δεν υφίσταται trend. Σε αυτή την περίπτωση της μη ύπαρξης τάσης , θετικά αποφαίνονται για τη σύγκλιση των Βορείων 15, Βορείων 25 και Αίμου , αντίστοιχα οι έλεγχοι LL για τις 2 πρώτες ομάδες και ο PP για τη Τρίτη. Όταν έχουμε ‘individual effects and linear trends’ , ως συγκλίνουσες φέρονται οι Νότιες 15 κατά LL, οι Σκανδιναβικές κατά LL και PP και τέλος οι Μεσογειακές κατά LL.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ	MO 25	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,31	2,76	0,16	0,18	8,16
	prob	0,9054	0,9971	0,9969	0,9962	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	0,38	1,72	1,92	1,32	7,77
	prob	0,6463	0,9571	0,9271	0,9705	0
	t-stat.*	0,79	1,46	1,45	0,82	4,18
	prob*	0,7849	0,9279	0,9628	0,9916	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.*	0,4	0,99	1,78	2,13	1,36
	prob*	0,6561	0,8379	0,776	0,712	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	-0,07	1,97	10,30	10,53	12,17
	prob	0,4737	0,9759	0,8504	0,8376	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	0,87	1,21	0,83	1,94	2,35
	prob	0,8071	0,8876	0,9341	0,7476	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.*	-0,67	-0,07	3,07	2,21	4,87
	prob*	0,2504	0,4715	0,5463	0,6978	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,15	3,06	0,19	0,22	6,64
	prob	0,8756	0,9989	0,9957	0,9943	0

Κοινή συμπεριφορά έχουν όλες οι ομάδες των γεωπολιτικών κριτηρίων. καμία υπό οποιαδήποτε υπόθεση και με οποιοδήποτε έλεγχο δεν εμφανίζει να συγκλίνει προς το μέσο όρο της ανεργίας του συνόλου των κρατών .

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ	MO 25	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	1,08	2,40	0,49	0,72	5,82
	prob	0,8602	0,9918	0,9979	0,994	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-0,37	3,29	14,09	13,88	13,11
	prob	0,3569	0,9995	0,9446	0,9493	0
ΕΚΤΟΣ ONE (ΕΕ 15)	t-stat.	-0,61	1,26	2,10	2,75	8,62
	prob	0,2695	0,8953	0,9098	0,839	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-1,02	0,77	10,10	10,47	10,46
	prob	0,1528	0,7784	0,6076	0,5742	0
	t-stat.*	-0,21	-0,28	15,86	22,87	5,24
	prob*	0,4155	0,3906	0,1979	0,0289	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-2,84	-1,49	7,89	8,65	5,23
	prob	0,0023	0,0687	0,0956	0,0705	0

	t-stat.*	-2,15	-2,52	13,60	20,64	1,35
	prob*	0,0071	0,0059	0,0087	0,0004	0,0883
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-1,29	0,87	4,13	3,48	5,64
	prob	0,099	0,8071	0,6597	0,7462	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-1,80	0,17	3,94	3,40	4,81
	prob	0,036	0,5691	0,414	0,4936	0

Σχεδόν ίδιου επιπέδου έλλειψη συγκλινουσών ομάδων έχουμε και στα πολιτικοοικονομικά κριτήρια , με μόνες εξαιρέσεις τις Πρώην Ενιαίες και τις Οικονομικές επιδόσεις 2. Η δεύτερη παρουσιάζει σύγκλιση σύμφωνα με το LL test και υπό individual effects and linear trends, κάτι που συμβαίνει και με την πρώτη. Όμως όπως φαίνεται υπό individual effects η ‘Πρώην Ενιαίες’ συγκλίνουν με όλα τα unit root tests, ακόμα και με αυτό του Hadri που δύσκολα ως τώρα συναντήσαμε να δίνει θετικά αποτελέσματα υπέρ της σύγκλισης.

5.3.2) ΑΝΕΡΓΙΑ- Μ.Ο 15

Εδώ γίνεται προσπάθεια να προσδιοριστούν οι ομάδες , των οποίων τα differentials συγκλίνουν προς το μέσο όρο των παλαιών 15 μελών. Μέσα από τη τμηματική παρουσίαση θα προσπαθήσουμε να αναδείξουμε ποιες ομάδες έχουν ισχυρότερα στοιχεία σύγκλισης από κάποιες άλλες.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

UNEMPLOYMENT RATES

ΚΡΙΤΗΡΙΑ		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ Μ.Ο 15				
		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
ΕΕ 25	t-stat.	-3,02	1,7	58,01	49,66	23,14
	prob	0,0013	0,9558	0,2038	0,487	0
ΕΕ 15	t-stat.	-3,43	0,12	44,24	37,96	17,31
	prob	0,0003	0,546	0,0453	0,1508	0
	t-stat.*	-2,86	0,32	34,42	25,63	26,51
	prob*	0,0021	0,6248	0,2642	0,694	0
ΝΕΕΣ 10	t-stat.	-1,65	1,27	17,18	13,68	14,85
	prob	0,049	0,8974	0,6413	0,8464	0
	t-stat.*	-3,57	-1,34	29,74	24,39	13,58
	prob*	0,0002	0,909	0,0743	0,2256	0

Η σύγκλιση με το μέσο όρο των παλαιών 15 μελών θα είναι σχετικά πιο δύσκολη σε σύγκριση με αυτή των ΕΕ 25, παρόλο αυτά στις συνολικές ομάδες φαίνονται κάποια σημαντικά στοιχεία.

Αρχικά να τονίσουμε πως οι ΕΕ 15 συγκλίνουν κατά το LL test ανεξαρτήτως ύπαρξης τάσης ενώ όταν εμφανίζεται trend συμφωνεί προς τη σύγκλιση και ο ADF. Ίδια συμπεριφορά ως προς το LL test έχουν και οι Νέες 10 χώρες ενώ και οι ΕΕ 25 συγκλίνουν όπως μόνο ο LL υποστηρίζει.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

UNEMPLOYMENT RATES

DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ Μ.Ο 15

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	-2,15	0,7	8,85	6,8	8,6
	prob	0,0157	0,7571	0,3545	0,5587	0
	t-stat.*	-0,75	0,77	5,51	1,36	12,61
	prob*	0,2264	0,7788	0,7015	0,9948	0
ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-2,31	-0,78	19,71	19,77	11,20
	prob	0,0105	0,2172	0,0728	0,0716	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ	t-stat.	-2,59	-0,57	14,72	10,66	8,11
	prob	0,0048	0,2835	0,0225	0,0993	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	-1,36	0,38	17,12	15,11	10,79
	prob	0,0864	0,6469	0,1449	0,2355	0
	t-stat.*	0,87	2,32	6,17	3,99	18,72
	prob*	0,8069	0,9897	0,9074	0,9836	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	-2,64	-2,64	14,95	14,54	3,59
	prob	0,0042	0,0041	0,0048	0,0057	0
	t-stat.*	-1,02	-1,26	7	7,62	6,48
	prob*	0,1547	0,1047	0,1356	0,1063	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-2,39	1,91	8,83	6,76	9,84
	prob	0,0085	0,9717	0,5479	0,7476	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-1,89	0,44	20,96	20,65	14,25
	prob	0,0296	0,669	0,2814	0,2972	0
	t-stat.*	-3,71	-0,95	25,27	21,22	16,63
	prob*	0,0001	0,17	0,1176	0,2685	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-2,48	-0,75	8,25	6,70	4,00
	prob	0,0065	0,228	0,0827	0,1527	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-1,07	1,37	8,77	8,78	8,46
	prob	0,1414	0,9147	0,3618	0,3609	0
	t-stat.*	-1,98	-1,58	15,72	20,25	9,96
	prob*	0,0237	0,057	0,0466	0,0094	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-1,3	0,39	12,28	10,55	10,46
	prob	0,0976	0,6499	0,2669	0,3939	0

Πιο σύνθετη είναι η κατάσταση στα γεωγραφικά groups μα όχι τόσο ικανοποιητική για όσους ανέμεναν ιδιαιτέρως θετικά αποτελέσματα. Υπό την υπόθεση της συνύπαρξης individual effects και trends , οι Σκανδιναβικές είναι η ομάδα με την πιο δυνατή στήριξη σύγκλισης, με 4 unit root tests να αποφαίνονται υπέρ της συγκλίνουσας πορείας (LL,

ADF, IPS, PP) . Μόνο με την στήριξη από τον LL παρουσιάζονται οι Νότιες 15, οι Βόρειες 15 , οι Κάτω χώρες , οι Μεσογειακές, οι Βόρειες 25 και οι Ιβηρικές. Αντίθετα όταν απαλείφεται η τάση , μόνο οι χώρες του Αίμου συγκλίνουν κατά τρία τεστ , τα LL, ADF και PP.

Όπως φαίνεται εξάλλου απόκλιση εμφανίζουν οι Κεντρικές 15 και οι Κεντροανατολικές.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ	MO15	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,06	1,78	0,85	0,81	8,82
	prob	0,475	0,9625	0,9316	0,9376	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	-0,23	1,88	1,25	0,88	8,44
	prob	0,4079	0,9699	0,9743	0,9896	0
	t-stat.*	0,51	1,39	2,04	0,88	3,28
	prob*	0,6964	0,9175	0,9155	0,9899	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	1,19	2,79	0,24	0,27	4,71
	prob	0,8831	0,9974	0,9934	0,9918	0
	t-stat.*	-0,82	-0,54	4,2	2,07	1,74
	prob*	0,2048	0,2938	0,3796	0,7224	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	-1,17	1,45	13,53	11,43	13,53
	prob	0,1195	0,9267	0,6338	0,782	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	0,20	0,17	2,31	4,20	4,44
	prob	0,5798	0,5681	0,679	0,3794	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	0,19	1,3	2,99	0,68	6,57
	prob	0,5761	0,903	0,5592	0,9541	0
	t-stat.*	-0,78	0,05	3,79	2,62	5,39
	prob*	0,2187	0,52	0,4349	0,6226	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,62	3,37	0,06	0,1	5,8
	prob	0,948	0,9996	0,9995	0,9987	0

Όπως και στην προηγούμενη ανάλυση για το μέσο όρο των 25 μελών έτσι και εδώ με το μέσο όρο των ΕΕ 15 , οι ομάδες που προήλθαν από τα γεωπολιτικά κριτήρια ακολουθούν απόλυτα κοινή πορεία. Σε καμία , λοιπόν, δεν παρατηρείται ίχνος σύγκλισης ανεξαρτήτως υπόθεσης για την τάση.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ	MO15	LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-0,17	1,17	2,35	4,76	7,37
	prob	0,4343	0,8788	0,8849	0,575	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-2,43	0,45	37,46	31,78	14,67
	prob	0,0075	0,6735	0,0394	0,1324	0
ΕΚΤΟΣ ONE (EU15)	t-stat.	-2,76	-0,64	6,79	6,17	9,02
	prob	0,0029	0,2597	0,3406	0,4038	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-1,39	1,66	9,70	9,58	11,58
	prob	0,0829	0,9512	0,6186	0,6531	0
	t-stat.*	-1,27	0,63	17,33	20,66	4,27
	prob*	0,1027	0,2631	0,1375	0,0556	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-3,45	-1,66	8,71	8,67	5,87
	prob	0,0003	0,0484	0,0686	0,0696	0
	t-stat.*	-2,46	-2,29	12,36	18,22	1,28
	prob*	0,0068	0,0111	0,0148	0,0011	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-1,81	0,51	8,31	6,79	5,95
	prob	0,0349	0,6933	0,2164	0,3406	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-2,36	-0,15	8,05	6,49	5,04
	prob	0,0091	0,4401	0,0899	0,1653	0

Στα πολιτικοοικονομικά κριτήρια βρίσκουμε ένα group με μια από τις ισχυρότερες στηρίξεις σύγκλισης που συναντήσαμε ως τώρα. Αυτό είναι οι Πρώην Ενιαίες , που όταν δεν υπάρχει τάση συγκλίνουν κατά τέσσερις ελέγχους (LL, ADF, IPS ,PP), ενώ όταν εισαχθεί η υπόθεση της τάσης οι LL και IPS στηρίζουν τη σύγκλιση. Με αυτή την υπόθεση εμφανίζονται ως συγκλίνουσες με το μέσο όρο των παλαιών 15 μελών , οι χώρες της ONE, οι Εκτός ONE και εκείνες των Οικ. Επιδόσεων 1 και 2, σύμφωνα με τον έλεγχο LL. Τέλος για τις χώρες της ONE θετικά αποτιμά την ύπαρξη σύγκλισης και ο ADF.

5.3.3) ΑΝΕΡΓΙΑ – M.O Best 3

Πολύ σημαντικό είναι το αποτέλεσμα που θα προκύψει από την ανάλυση του παρόντος τμήματος μιας και αν υπάρχουν ισχυρά στοιχεία σύγκλισης των ομάδων με το μέσο όρο των Best 3 κρατών , τότε είναι φανερό πως η πραγματική σύγκλιση εντός της Ένωσης θα είναι καθοδόν .

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

UNEMPLOYMENT RATES

		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ M.O BEST 3				
ΚΡΙΤΗΡΙΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
ΕΕ 25	t-stat.	-2,52	1,98	60,57	48,09	22,67
	prob	0,006	0,9763	0,1454	0,5505	0
ΕΕ 15	t-stat.	-2,83	0,65	43,84	34,40	16,61
	prob	0,0023	0,7426	0,0494	0,2651	0
	t-stat.*	-0,85	1,57	17,57	13,08	27,18
	prob*	0,1982	0,9413	0,9651	0,9961	0
ΝΕΕΣ 10	t-stat.	-1,21	2,33	16,73	13,68	15,11
	prob	0,1123	0,9902	0,6701	0,8461	0
	t-stat.*	-1,68	1,25	13,69	11,26	13,35
	prob*	0,0468	0,8942	0,8459	0,9391	0

Τα αποτελέσματα για την ύπαρξη σύγκλισης των συνολικών ομάδων ως προς το μέσο όρο των 3 βέλτιστων χωρών δεν είναι τόσο ενθαρρυντικά. Οι ΕΕ 25 παρουσιάζουν σύγκλιση μόνο κατά LL υπό την εμφάνιση τάσης ,κάτι που ισχύει και για τις Νέες 10 μα όταν δεν υπάρχει τάση. Οι ΕΕ 15 δε φέρονται ως συγκλίνουσες υπό ‘individual effects only’ , αντίθετα όταν προστεθεί και η επίδραση των trends έχουν θετικά δεδομένα με βάση τους ελέγχους LL και ADF.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	-2,4	0,85	12,17	8,13	9,41
	prob	0,0082	0,8019	0,1438	0,4211	0
	t-stat.*	0,29	0,81	4,29	2,81	11,9
	prob*	0,6149	0,7897	0,83	0,9459	0

ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-2,21	-0,75	22,46	18,50	9,12
	prob	0,0136	0,2266	0,0327	0,1014	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ	t-stat.	-0,63	0,15	8,23	6,85	7,58
	prob	0,2658	0,5587	0,2215	0,3347	0
	t-stat.*	-0,22	0,96	3,17	2,17	10,08
	prob*	0,4139	0,8314	0,7874	0,9036	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	-0,05	1,06	10,73	8,6	11,04
	prob	0,4801	0,8546	0,5524	0,7369	0
	t-stat.*	-0,18	1,06	8,29	5,58	13,28
	prob*	0,4268	0,8558	0,7618	0,9356	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	-4,07	-3,47	19,8	16,59	3,93
	prob	0	0,0003	0,0005	0,0023	0
	t-stat.*	-0,04	0,1	2,68	2,13	8,5
	prob*	0,4841	0,5394	0,6122	0,7125	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-2,09	2,47	11,42	7,70	10,86
	prob	0,0183	0,9932	0,3255	0,6579	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-1,59	0,46	23,8	19,52	13,19
	prob	0,0564	0,6768	0,1615	0,3606	0
	t-stat.*	-0,59	1,62	10,29	6,55	19,48
	prob*	0,2784	0,9477	0,922	0,9934	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-3,80	-1,72	12,09	8,08	4,24
	prob	0,0001	0,0428	0,0167	0,0886	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-1,8	0,88	11,92	10,71	9,28
	prob	0,0358	0,8105	0,1545	0,2185	0
	t-stat.*	-0,63	-0,29	6,98	8,78	6,06
	prob*	0,2556	0,384	0,5384	0,3613	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-1,44	-0,01	15,27	12,46	10,43
	prob	0,0754	0,4948	0,1225	0,2555	0
	t-stat.*	-2,62	-0,65	10,95	9	11,56
	prob*	0,0044	0,2575	0,3614	0,5325	0

Ελάχιστα είναι τα groups που φέρονται να συγκλίνουν στα ποσοστά ανεργίας με το μέσο όρο των 3 best κρατών και στο τμήμα των γεωγραφικών κριτηρίων.

Κανένα στοιχείο σύγκλισης δεν συναντάμε στις Κάτω χώρες, Κεντρικές 15 και Βόρειες 25. Στην περίπτωση που έχουμε trend effects και μόνο σύμφωνα με το LL test συγκλίνουν οι Νότιες 15, οι Μεσογειακές και οι χώρες του Αίμου. Πέραν του LL οι Βόρειες 15 αποτιμώνται ως συγκλίνουσες από τον ADF και οι Ιβηρικές από IPS και ADF. Τη πιο ισχυρή στήριξη σύγκλισης έχουν οι Σκανδιναβικές με τα πρώτα τεστ να εμφανίζουν results σύγκλισης. Τέλος αν δεν υπάρχει τάση οι Κεντροανατολικές συγκλίνουν κατά τον έλεγχο Levin and Lin.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,03	2,00	0,35	0,51	7,37
	prob	0,8488	0,9775	0,986	0,9725	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	-0,22	1,86	1,35	1,02	8,53
	prob	0,4123	0,9684	0,9689	0,9848	0
	t-stat.*	1,61	2,44	0,77	0,33	4,94
	prob*	0,9459	0,9927	0,9928	0,9993	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	1,36	2,95	0,11	0,2	4,99
	prob	0,9127	0,9984	0,9984	0,9951	0
	t-stat.*	0,12	0,86	1,97	1,94	4,46
	prob*	0,5463	0,8052	0,7419	0,7469	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	-1,29	1,13	16,62	13,48	13,59
	prob	0,0979	0,87	0,4106	0,6374	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,27	1,43	1,55	0,92	5,31
	prob	0,8975	0,9238	0,8169	0,9212	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	-0,26	1,36	2,06	1,25	6,24
	prob	0,3961	0,9136	0,7232	0,8703	0
	t-stat.*	-0,65	0,05	3,04	2,11	7,44
	prob*	0,2592	0,5206	0,5506	0,7152	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,77	3,42	0,04	0,04	7,10
	prob	0,9612	0,9997	0,9998	0,9998	0

Όπως και στα differentials με τους μέσους όρους των 25 και παλαιών 15 μελών , έτσι και εδώ οι ομάδες των γεωπολιτικών κριτηρίων δεν εμφανίζουν απολύτως ούτε ίχνος σύγκλισης , ανεξάρτητα από υποθέσεις που αφορούν την ύπαρξη τάσης.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-0,441	0,718	2,742	2,114	7,43
	prob	0,3293	0,7637	0,8404	0,9089	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-2,509	0,847	36,08	27,74	14,56
	prob	0,006	0,8016	0,0538	0,2708	0
ΕΚΤΟΣ ONE (EU15)	t-stat.	-1,3	-0,23	7,75	6,65	8,01
	prob	0,0968	0,4061	0,257	0,3542	0

ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-1,87	1,1	13,25	11,7	11,71
	prob	0,037	0,8652	0,3513	0,4701	0
	t-stat.*	0,84	1,3	7	8,31	6,17
	prob*	0,7994	0,9033	0,8573	0,7604	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-4,23	-2,19	11,89	10,66	5,98
	prob	0	0,014	0,0182	0,037	0
	t-stat.*	-0,89	-0,67	4,9	7,93	1,29
	prob*	0,1866	0,2527	0,2975	0,0941	0,0992
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-2,917	-0,088	12,115	8,116	6,54
	prob	0,0018	0,4647	0,0594	0,2297	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-3,012	-0,363	11,255	7,486	5,59
	prob	0,0013	0,3581	0,0238	0,1123	0

Ισορροπημένη είναι και η κατάσταση στις ομάδες των πολιτικοοικονομικών κριτηρίων τις 3 leaders και τις Εκτός ONE να αποκλίνουν βάση όλων των ελέγχων και μόνο τις Πρώην Ενιαίες να φέρονται ισχυρά συγκλίνουσες σύμφωνα με όλους τους ελέγχους πλην Hadri όταν υπάρχει τάση και μόνο με αυτόν όταν δεν υπάρχει trend . Επιπλέον υπό individual effects and linear trends και όπως υποστηρίζει ο LL test συγκλίνουν οι Χώρες ONE , οι Εκ διάσπασης και οι Οικονομικές επιδόσεις 1, ενώ επιπρόσθετα του LL και ο ADF δείχνει σύγκλιση τα μέλη των Οικονομικών επιδόσεων 2.

5.3.4) ΑΝΕΡΓΙΑ – Μ.Ο ΟΝΕ

Τελευταίο κομμάτι της ανάλυσης της ανεργίας , είναι η εξέταση για σύγκλιση ως προς το μέσο όρο των χωρών της ΟΝΕ .

Εντυπωσιακό είναι το ότι και στην προκειμένη περίπτωση, οι ομάδες των γεωπολιτικών κριτηρίων ουδεμία στήριξη σύγκλισης εμπεριέχουν, κάτι που συμβαίνει στην πλειοψηφία των ομάδων γενικότερα.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

UNEMPLOYMENT RATES

DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ Μ.Ο ΟΝΕ

ΚΡΙΤΗΡΙΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
ΕΕ 25	t-stat.	-2,31	2,43	53,89	49,34	23,04
	prob	0,0103	0,9925	0,3277	0,4998	0
ΕΕ 15	t-stat.	-2,51	1,11	39,61	37,74	17,16
	prob	0,006	0,8662	0,1126	0,1565	0
	t-stat.*	-2,07	0,95	30,13	24,31	26,52
	prob*	0,0193	0,828	0,459	0,7572	0
ΝΕΕΣ 10	t-stat.	-1,29	2,48	14,28	11,60	15,01
	prob	0,0978	0,9935	0,8158	0,9292	0
	t-stat.*	-3,65	1,15	29,15	23,51	26,52
	prob*	0,0001	0,1242	0,0848	0,2644	0

Αρκετά αδύναμα είναι τα αποτελέσματα για τη στήριξη της σύγκλισης προς το μέσο όρο των χωρών της ΟΝΕ, αφού μόνο κατά LL test έχουμε θετικά results και για τις 3 ομάδες. Βέβαια όπως παρατηρούμε στον πίνακα οι ΕΕ 15 συγκλίνουν ανεξαρτήτως υπόθεσης ενώ οι ΕΕ25 και Νέες 10 αντίστοιχα όταν υπάρχει τάση και όταν απαλείφεται.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

UNEMPLOYMENT RATES

DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ Μ.Ο ΟΝΕ

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	-1,08	1,24	8,21	7,57	8,6
	prob	0,1393	0,8934	0,4131	0,476	0

	t-stat.*	-0,4	1,02	4,16	1,25	12,72
	prob*	0,344	0,8453	0,8427	0,9961	0
ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-2,06	-0,04	20,16	19,59	11,24
	prob	0,0198	0,3384	0,0641	0,0753	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ	t-stat.	-2,29	0,02	10,82	9,31	8,78
	prob	0,011	0,5097	0,0942	0,1566	0
	t-stat.*	2,91	2,48	3,68	3,17	12,12
	prob*	0,9982	0,9934	0,7196	0,7865	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	1,5	1,52	13,03	14,25	14,29
	prob	0,5584	0,9357	0,3667	0,285	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	-3,32	-2,72	15,28	14,61	3,17
	prob	0,0004	0,0032	0,0041	0,0056	0
	t-stat.*	-0,73	-1,01	6,15	7,2	6,96
	prob*	0,2318	0,1553	0,1886	0,1256	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-1,03	2,68	8,03	7,38	9,45
	prob	0,1521	0,9963	0,6256	0,689	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-1,65	0,74	21,44	20,47	14,25
	prob	0,0499	0,7714	0,258	0,3072	0
	t-stat.*	-3,42	-0,69	23,22	19,34	16,7
	prob*	0,0003	0,2442	0,1822	0,371	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-2,26	-0,68	7,95	7,27	3,87
	prob	0,012	0,2474	0,0932	0,1224	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-1,08	1,38	8,94	8,52	8,32
	prob	0,1398	0,9162	0,347	0,3838	0
	t-stat.*	-1,96	-1,54	15,49	15,59	9,53
	prob*	0,0249	0,0621	0,0502	0,012	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-1,44	0,32	12,76	10,43	10,45
	prob	0,0753	0,6256	0,2374	0,4039	0
	t-stat.*	-4,08	-2,62	23,84	20,67	12,21
	prob*	0	0,0042	0,008	0,235	0

Στις γεωγραφικές ομάδες οι Σκανδιναβικές παρουσιάζουν τη μέγιστη σύγκλιση, όταν υπάρχουν trend effects, με τα 4 unit root tests (LL, IPS, ADF, PP) . Ακολουθούν οι Κεντροανατολικές με σύγκλιση κατά LL, IPS και ADF μα όταν απουσιάζουν τα trend effects. Κάτω από αυτή την προϋπόθεση συγκλίνουν και οι χώρες του Αίμου σύμφωνα με τον έλεγχο LL και PP και οι Βόρειες 25 κατά LL. Οι τελευταίες έχουν το ίδιο αποτέλεσμα ακόμα και όταν υπάρχει τάση, ενώ τότε και οι Βόρειες 15, οι Ιβηρικές και οι Κάτω χώρες συγκλίνουν κατά τον έλεγχο LL.

*** ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ ***

UNEMPLOYMENT RATES

DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ Μ.Ο ONE

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,03	2,62	0,58	0,61	8,87
	prob	0,8488	0,9956	0,9657	0,9619	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	-0,25	1,88	1,27	0,88	8,42
	prob	0,403	0,9699	0,973	0,9897	0
	t-stat.*	0,57	1,43	1,97	0,86	3,23
	prob*	0,716	0,9237	0,9225	0,9903	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	1,17	2,73	0,25	0,29	4,59
	prob	0,8791	0,9968	0,9929	0,9905	0
	t-stat.*	-0,48	-0,17	3,33	1,98	1,86
	prob*	0,3156	0,4326	0,5034	0,7401	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	-1,29	1,40	14,04	11,31	13,52
	prob	0,0979	0,9193	0,596	0,7901	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	0,62	0,45	2,21	4,93	3,50
	prob	0,7322	0,6725	0,6969	0,2949	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	0,75	1,55	2,45	0,85	7,01
	prob	0,774	0,9392	0,6541	0,9312	0
	t-stat.*	-0,72	-0,09	3,68	3,17	5,07
	prob*	0,2362	0,4633	0,4508	0,5291	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	1,58	3,29	0,07	0,11	5,52
	prob	0,9424	0,9995	0,9994	0,9985	0

Η απόκλιση στο μέγεθος της ανεργίας προς το μέσο όρο της ONE στις ομάδες των γεωπολιτικών κριτηρίων είναι καθολική χωρίς να επηρεάζεται από τις υποθέσεις για την ύπαρξη τάσης .

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

UNEMPLOYMENT RATES

DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ Μ.Ο ONE

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-0,433	0,876	2,65	4,668	7,289
	prob	0,3325	0,8097	0,8513	0,587	0

ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-1.499	1,523	32,786	31,434	14,49
	prob	0,0668	0,9362	0,1087	0,1416	0
ΕΚΤΟΣ ONE (EU15)	t-stat.	-2,51	-0,56	6,82	6,3	8,92
	prob	0,006	0,2865	0,3373	0,3897	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-1,39	1,68	10,16	9,31	11,57
	prob	0,0829	0,9536	0,6019	0,6765	0
	t-stat.*	-1,21	-0,57	17,03	19,98	4,22
	prob*	0,114	0,2848	0,1484	0,0675	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-3,51	-1,69	8,88	8,41	5,87
	prob	0,0002	0,045	0,0641	0,0774	0
	t-stat.*	-2,48	-2,28	12,38	17,58	1,25
	prob*	0,0065	0,0112	0,0148	0,0015	0,1049
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-1,59	0,533	8,013	7,366	5,73
	prob	0,0559	0,7031	0,2371	0,2883	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-2,134	-0,133	7,762	7,089	4,797
	prob	0,0164	0,4469	0,1007	0,1313	0

Ο πίνακας των αποτελεσμάτων στην ύπαρξη σύγκλισης των πολιτικοοικονομικών groups με το μέσο όρο της ανεργίας στην ONE σε γενικές γραμμές είναι αρνητικός απέναντι σε αυτή. Οι τέσσερις ομάδες (3 Leaders, Χώρες ONE, Εκ διάσπασης, Οικ. Επιδόσεις 1) δεν έχουν καμία στήριξη σύγκλισης ενώ μόνο κατά τον έλεγχο LL οι Εκτός ONE και οι Οικ. Επιδόσεις 2 φέρονται να συγκλίνουν. Το πιο εντυπωσιακό και θετικό είναι όμως η απόλυτη σύγκλιση (ταύτιση και των 5 ελέγχων) για τις Πρώην Ενιαίες όταν έχουμε individual effects only και κατά LL και IPS όταν προστίθεται και η επίδραση των trends .

5.3.5) ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ ΓΙΑ ΑΝΕΡΓΙΑ

Η Ευρωπαϊκή Ένωση αντιμετωπίζει αυτή την περίοδο αρκετά προβλήματα οικονομικού και πολιτικού χαρακτήρα. Ένα από τα πιο μεγάλα και σημαντικά είναι η σχετικά αυξανόμενη ανεργία που μαστίζει πολλές χώρες μέλη της .

Στην ανάλυση που προηγήθηκε ερευνήθηκαν η ύπαρξη σύγκλισης των διαφόρων groups που έχουν σχηματιστεί, με τους μέσους όρους των 25 μελών, των παλαιών 15, των βέλτιστων τριών και της ONE. Ενώ έγινε αναφορά τμηματική για το ποιες ομάδες και με ποιο είδος differentials συγκλίνουν ή όχι, εδώ θα γίνει προσπάθεια να παρουσιαστεί ένα γενικότερο πλάνο συμπερασμάτων.

Η σύγκλιση, λοιπόν, στην ανεργία δεν έχει προχωρήσει σε τέτοιο βαθμό σύμφωνα με τα υπό εξέταση unit root tests που να ικανοποιείται η ευρύτερη απαίτηση για πραγματική ενοποίηση. Ελάχιστα είναι τα groups που εμφανίζουν ισχυρή σύγκλιση και με τους τέσσερις μέσους όρους-σημεία αναφοράς - .

Το πιο γενικευμένο συμπέρασμα που αποκομίζουμε είναι η ομοιόμορφη συμπεριφορά των ομάδων των γεωπολιτικών κριτηρίων , οι οποίες στο σύνολό τους αποκλίνουν από κάθε μέσο όρο. Επιπλέον και στα πολιτικοοικονομικά κριτήρια τα αποτελέσματα δεν είναι τόσο ενισχυτικά για την σύγκλιση. Ομάδες όπως οι 3 Leaders , οι Εκ διάσπασης και οι Εκτός ONE αποκλίνουν σχεδόν απόλυτα και για όλα τα είδη differentials. Αδύναμη παρουσιάζεται η σύγκλιση προς το μέσο όρο των ΕΕ 15 και των Best 3 για τις χώρες τις ONE και αυτές των Οικονομικών επιδόσεων 1 και 2 .

Στα γεωγραφικά κριτήρια ,επίσης υπάρχουν groups με ολοκληρωτική απόκλιση για όλα τα differentials (Κεντρικές 15) μα και για την πλειονότητα των ελέγχων (Κάτω χώρες, Νότιες 15, Μεσογειακές, Βόρειες 25). Ουσιαστικά ανίσχυρη είναι και η στήριξη της σύγκλισης στις Βόρειες 15 , αφού μόνο με το μέσο όρο των βέλτιστων 3 δείχνουν να συγκλίνουν μα και τότε σύμφωνα με δυο ελέγχους. Επιπρόσθετα οι χώρες του Αίμου κατά περίσταση φέρονται ως συγκλίνουσες μα η πλειοψηφία των ελέγχων ταυτίζεται μόνο όταν ερευνούμε σε σχέση με το μέσο όρο των παλαιών 15 μελών. Ακόμα πιο αμφιλεγόμενη η κατάσταση για τις Ιβηρικές που αποκλίνουν από το μέσο όρο των 25 και 15 μα δείχνουν πως κινούνται προς το μέσο όρο των Best 3.

Πριν αναφέρουμε τα συμπεράσματα για τις συνολικές ομάδες , να επισημάνουμε πως από τα υπόλοιπα κριτήρια διαχωρισμού των ομάδων , υπάρχουν τρεις ομάδες με αρκετά ισχυρή σύγκλιση. Πρόκειται για τις Σκανδιναβικές που συγκλίνουν κυρίως με την ONE , τις ΕΕ 15 μα και τις Best 3 με βάση τους 4 από τους 5 ελέγχους. Ακολουθούν οι Κεντροανατολικές με σύγκλιση προς το μέσο όρο των 25 και της ONE

και τέλος για τις Πρώην Ενιαίες , οι οποίες φέρεται πως κάνουν τα πιο μεγάλα βήματα στο δρόμο προς τη σύγκλιση για την ανεργία. Ειδικότερα παρουσιάζονται να συγκλίνουν μα κάθε είδος differentials και μάλιστα σχεδόν με όλα τα τεστ να συμφωνούν.

Εξετάζοντας τώρα τις συνολικές ομάδες (EE 25 , EE 15, Νέες 10) το ενδιαφέρον επικεντρώνεται στον έλεγχο LL , ο οποίος είναι και ο μοναδικός που αποτιμά θετικά την πορεία των ομάδων προς τη σύγκλιση με το μέσο όρο των EE 15 , ONE και Best 3, ενώ πιο λίγες είναι οι ανάλογες περιπτώσεις για τον ADF test.

5.4) Harmonized index of consumer prices (HICP)

Ο εναρμονισμένος δείκτης των consumer prices είναι ένα από τα σημαντικότερα μεγέθη με τα οποία μπορούμε να συγκρίνουμε τη σύγκλιση εντός της Ευρωπαϊκής Ένωσης . Στηρίζεται στο κλασικό δείκτη μεταβολής των τιμών του καταναλωτή (CPI) και ουσιαστικά αποτελεί μέτρο για διεθνή σύγκριση των τιμών και θεμελιώδη παράγοντα στην αναζήτηση σύγκλισης σε επίπεδο πληθωρισμού. Ειδικότερα θα ασχοληθούμε με το δείκτη που περιλαμβάνει όλα τα αγαθά (all items HICPs) και παρουσιάζει μηνιαία συχνότητα παρατηρήσεων. Η άντληση των δεδομένων έγινε από την επίσημη ιστοσελίδα Στατιστικών της Ευρωπαϊκής Ένωσης (Eurostat) και καλύπτουν την περίοδο 1/1992 ως και 12/2004. Για το σύνολο της εξεταζόμενης περιόδου υπάρχουν πλήρη στοιχεία για έντεκα μέλη εκ των 15 παλαιών, ενώ τα υπόλοιπα 4 εμφανίζουν τα πρώτα δεδομένα το 1995, όπως και οι Τσεχία, Εσθονία, Λιθουανία, Ουγγαρία, Σλοβενία και Σλοβακία. Τέλος το 1996 αρχίζει και η παρουσίαση data για τις Κύπρο, Μάλτα, Λετονία και Πολωνία.

Σύμφωνα με τους μέσους όρους των 25 μελών, των παλαιών 15 και αυτών της ONE σχηματίσαμε τα υπό εξέταση differentials αφαιρώντας κάθε φορά από το μέγεθος μιας χώρας το αντίστοιχο μέσο όρο για κάθε μια εκ των 3 περιπτώσεων. Επομένως υπάρχουν τρεις σειρές differentials για κάθε κράτος ,οι οποίες θα ελεγχθούν ανάλογα με τα κριτήρια διαχωρισμού σε υποομάδες για την ύπαρξη σύγκλισης. Εν συνεχεία παρατίθενται οι πίνακες αποτελεσμάτων από την εφαρμογή των panel unit root tests και αναλύονται μεμονωμένα για κάθε είδος differential. Να υπενθυμίσουμε ότι τα groups με 2 μέλη πάσχουν από έλλειψη αξιοπιστίας λόγω της αναγκαιότητας στα unit root test για μεγαλύτερο αριθμό χωρών στην panel ανάλυση.

5.4.1) HICP – M.O 25

Το πρώτο τμήμα ενασχόλησής μας με το δείκτη HICP αφορά την εξέταση για το αν συγκλίνουν τα differentials των groups με το μέσο όρο του συνόλου των κρατών μελών της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Και σε αυτό το μέγεθος η ανάλυση παρουσιάζεται τμηματικά και ανάλογα με το κριτήριο δημιουργίας των ομάδων ενώ στην πλειοψηφία τους αναλύονται Υπό ‘individual effects and linear trends’.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ MO 25				
ΚΡΙΤΗΡΙΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
ΕΕ 25	t-stat.	-5,41	-0,4	57,24	88,77	23,21
	prob	0	0,344	0,2241	0,0006	0
ΕΕ 15	t-stat.	-2,79	0,42	21,54	38,14	15,14
	prob	0,0026	0,6616	0,87	0,1463	0
ΝΕΕΣ 10	t-stat.	-5	-1,14	35,7	50,64	15,72
	prob	0	0,1264	0,0167	0,0002	0

Εξετάζοντας αρχικά τις συνολικές ομάδες παρατηρείται πως όλες εμφανίζουν στοιχεία σύγκλισης μα σε διαφορετικό βαθμό. Έτσι οι ΕΕ 25 Συγκλίνουν σύμφωνα με τους LL και PP, ενώ οι ΕΕ 15 μόνο με τον πρώτο έλεγχο. Στις Νέες 10 βλέπουμε ταύτιση υπέρ της σύγκλισης των 3 από τα 5 unit root test (LL, ADF, PP).

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ MO 25				
ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	-1,26	0,39	7,53	23,32	7,1
	prob	0,1031	0,3488	0,4801	0,003	0

ΒΟΡΕΙΕΣ15	t-stat.	-2,25	0,37	8,8	7,75	10,81
	prob	0,0124	0,6441	0,7197	0,8043	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ	t-stat.	-0,41	0,7	2,73	4,58	6,87
	prob	0,3422	0,7581	0,8423	0,5992	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	-0,8	1,36	5,26	7,5	9,27
	prob	0,2118	0,9128	0,9488	0,8229	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	-1,32	-0,18	3,29	3,37	4,22
	prob	0,1288	0,4307	0,511	0,4976	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	1,53	-0,59	9,63	44,17	8,25
	prob	0,9377	0,2779	0,4735	0	0
	t-stat.*	2,09	0,63	9,44	23,62	12,32
	prob*	0,9818	0,7345	0,4911	0,0087	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-6,84	-1,28	34,78	30,36	14,16
	prob	0	0,1006	0,0101	0,0341	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-1,35	-0,19	3,63	3,75	4,14
	prob	0,0886	0,4259	0,4596	0,4409	0
	t-stat.*	0,06	0,46	1,83	2,02	5,61
	prob *	0,5244	0,6768	0,7673	0,7308	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-1,63	-0,39	7,39	22,56	8,53
	prob	0,0512	0,348	0,4949	0,004	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-1,45	1,02	4,84	4,37	11,48
	prob	0,0736	0,8463	0,9018	0,9291	0

Στις ομάδες των γεωγραφικών κριτηρίων, δεν εμφανίζεται ιδιαίτερη θετική έκβαση υπέρ της ύπαρξης σύγκλισης. Αν εξαιρεθεί η ομάδα των Βόρειων 25 , η οποία είναι η μόνη που βάσει 3 ελέγχων ((LL, ADF, PP) Φέρεται να συγκλίνει με το μέσο όρο των 25 , οι υπόλοιπες απογοητεύουν με τα αποτελέσματά τους.

Ειδικότερα όταν εμφανίζεται και τάση στην ανάλυσή μας, οι Νότιες 15 , οι Ιβηρικές και οι Μεσογειακές δείχνουν να συγκλίνουν σύμφωνα με τον PP , ενώ οι Βόρειες 15 με τον LL. Οι Μεσογειακές έχουν το ίδιο result και στην περίπτωση που δε λαμβάνεται υπόψη το trend effect.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ ΜΟ 25				
ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-2,54	-0,51	4,06	2,45	8,01
	prob	0,0055	0,3063	0,3979	0,6543	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	-7,04	-2,77	25,98	22,61	8,38
	prob	0	0,0028	0,0002	0,0009	0
	t-stat.*	-3,49	-1,63	16,41	27,23	6,85
	prob *	0,0002	0,0519	0,0117	0,0001	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	12,83	-0,81	4,88	23,66	2,8
	prob	1	0,2069	0,2994	0,0001	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	-6	-0,86	30,81	26,98	14,16
	prob	0	0,1938	0,0142	0,041	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,5	1,21	1,73	2,09	5,58
	prob	0,3082	0,8864	0,7858	0,7198	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	-0,03	0,31	2,37	3,69	4,15
	prob	0,4878	0,6218	0,6681	0,4501	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,09	-1,02	5,65	29,87	4,85
	prob	0,4664	0,1534	0,2269	0	0

Αντιφατικά αποτελέσματα συναντάμε σε αυτό το πεδίο αφού οι μεν Γερμανόφωνες και Κάτω χώρες 2 αποκλίνουν σε απόλυτο βαθμό ενώ οι Βαλτικές ανεξαρτήτως ύπαρξης trend χαρακτηρίζονται ως ισχυρά συγκλίνουσες. Πιο συγκεκριμένα οι Βαλτικές με την εμφάνιση τάσης παρουσιάζουν σύγκλιση μα τα τέσσερα πρώτα τεστ ενώ όταν δεν υπάρχει τάση με τα LL, ADF και PP , ενώ και ο IPS βρίσκεται πολύ κοντά στο όριο επιλογής .

Με individual effects and trend είναι τα θετικά αποτελέσματα που βλέπουμε στις Ελληνόφωνες (PP) , τα Νησιά (PP) και τις Αγγλόφωνες (LL) . Τέλος οι χώρες του Ανατολικού μπλοκ συγκλίνουν όπως συμφωνούν οι έλεγχοι LL, ADF και PP.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-0,75	1,27	2,38	2,83	8,14
	prob	0,2281	0,8984	0,8819	0,8302	0

ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-2,42	0,47	17,36	33,8	13,33
	prob	0,0077	0,679	0,833	0,0882	0
ΕΚΤΟΣ ONE (EU15)	t-stat.	-1,36	-0,002	4,19	4,33	7,15
	prob	0,0869	0,4992	0,6509	0,632	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-7,08	-1,93	30,37	26,55	11,42
	prob	0	0,0267	0,0025	0,009	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-1,94	-0,04	3,17	2,55	6,14
	prob	0,026	0,4823	0,5297	0,6355	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-0,82	-0,62	6,62	22,38	5,02
	prob	0,2067	0,2652	0,357	0,001	0
	t-stat.*	0,28	-0,46	7	14,42	6,62
	prob*	0,6102	0,3215	0,3201	0,0253	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	0,13	-0,31	3,84	19,57	4,31
	prob	0,5497	0,3754	0,4286	0,0006	0
	t-stat.*	0,45	-0,6	5,77	13,05	5,76
	prob*	0,675	0,2744	0,2171	0,011	0

Πιο σπάνια φαίνεται πως είναι η στήριξη της συγκλίνουσας πορείας στις ομάδες των πολιτικοοικονομικών κριτηρίων. Από τις 7 ομάδες οι ακόλουθες δυο αποκλίνουν μα βάση όλα τα τεστ: 3 Leaders, Εκτός ONE.

Ανεξάρτητα από την υπόθεση για την εμφάνιση τάσης ο έλεγχος PP κρίνει τις χώρες των Οικ. Επιδόσεων 1 και 2 ως συγκλίνουσες με το μέσο όρο των 25 μελών. Με την προϋπόθεση της ‘individual effects and trends’ να εισέρχεται στην ανάλυση ο LL χαρακτηρίζει θετική την απάντηση στο ερώτημα της σύγκλισης για τις χώρες της ONE και τις Πρώην Ενιαίες.

Το πιο επιτυχές στοιχείο το αποκομίζουμε από την έρευνα για το group ‘Εκ διάσπασης’, το οποίο σύμφωνα με τους 4 ελέγχους (LL, ADF, IPS, PP) φέρεται να συγκλίνει αρκετά.

5.4.2) HICP – M.O 15

Εδώ παρατίθενται οι πίνακες με την ανάλυση των differentials και της ύπαρξης σύγκλισης με το μέσο όρο των παλαιών 15 μελών της Ένωσης . Όλα τα groups ελέγχθηκαν με την υπόθεση της ύπαρξης intercepts και trends .

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ ΜΟ 15				
ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΣΥΝΟΛΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΕΕ 25	t-stat.	-4,72	-0,94	64,65	152,53	26,13
	prob	0	0,173	0,0797	0	0
ΕΕ 15	t-stat.	-2,01	-0,26	25,43	99,18	20,18
	prob	0,022	0,3972	0,7038	0	0
ΝΕΕΣ 10	t-stat.	-4,63	-1,17	39,21	53,33	16,52
	prob	0	0,1203	0,0063	0,0001	0

Παρατηρείται ότι οι έλεγχοι IPS και Hadri δείχνουν απόκλιση και για τα τρία groups ενώ αντιθέτως οι LL και PP ταυτίζονται προς την ύπαρξη σύγκλισης. Τέλος ο ADF κρίνει ως συγκλίνουσα μόνο την ομάδα των Νέων 10 .

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΝΟΤΙΕΣ 15	t-stat.	-1,6	-1,17	10,39	20,62	10,1
	prob	0,0545	0,12	0,2388	0,0082	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 15	t-stat.	-1,87	0,07	8,69	22,85	12,33
	prob	0,0309	0,5293	0,7288	0,029	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ	t-stat.	-0,69	0,06	4,09	51,38	10,32
	prob	0,2457	0,5232	0,6649	0	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	0,57	0,39	7,99	74,31	14,05
	prob	0,7157	0,652	0,7863	0	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	0,36	0,61	2,28	1,74	4,89
	prob	0,6389	0,7299	0,6836	0,784	0

ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-0,13	-2,38	21,15	39,19	10,43
	prob	0,448	0,0086	0,0201	0	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-6,17	-1,14	31,38	43,56	15,47
	prob	0	0,1281	0,026	0,0007	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	0,22	-0,33	3,28	12,6	4,19
	prob	0,5887	0,3702	0,5124	0,0134	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-0,93	-0,06	8,46	11,01	9,1
	prob	0,1757	0,4768	0,3896	0,2009	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-1,09	1,34	4,3	3,91	11,89
	prob	0,1383	0,911	0,9328	0,9512	0

Στις ομάδες των γεωγραφικών κριτηρίων η ζυγαριά γέρνει προς το μέρος της απόκλισης στο μεγαλύτερο μέρος αυτών. Συγκεκριμένα απόκλιση με όλα τα τεστ υπάρχει στις Σκανδιναβικές, στον Αίμο και στις Κεντροανατολικές .

Στήριξη για την σύγκλιση παρατηρούμε σύμφωνα μόνο με τον έλεγχο PP για τις Νότιες 15, Κεντρικές 15 και τις Ιβηρικές. Μαζί με τον PP για τις Βόρειες 15 συμφωνεί και ο LL.

Την πιο ισχυρή στήριξη έχουν οι Μεσογειακές και οι Βόρειες 25 με τρία από τα 5 unit root tests να αποδέχονται εμφάνιση σύγκλισης. Ειδικότερα οι πρώτες φέρονται ως συγκλίνουσες κατά τους ADF, PP, IPS και οι δεύτερες κατά LL, ADF και PP.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ ΜΟ				
		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ						
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-2,45	-0,24	3,24	1,25	8,43
	prob	0,0071	0,404	0,5191	0,8696	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	-6,47	-2,07	22,69	20,71	8,94
	prob	0	0,0192	0,0009	0,0021	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	7,06	-2,21	12,23	28,7	4
	prob	1	0,0134	0,0157	0	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	-5,39	-0,19	26,99	24,63	14,85
	prob	0	0,4262	0,0416	0,0766	0

ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	0,66	-0,51	3,81	21,07	8,17
	prob	0,7454	0,3064	0,4316	0,0003	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	-0,99	-0,43	3,67	48,51	8,92
	prob	0,1621	0,3326	0,4523	0	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,56	-2,72	14,46	26,63	5,96
	prob	0,0596	0,0033	0,006	0	0

Αρκετά ενθαρρυντικά είναι τα ερευνητικά δεδομένα που προέκυψαν για τις χώρες των γεωπολιτικών κριτηρίων, γεγονός που δείχνει τη πορεία τους προς σύγκλιση με το μέσο όρο των ΕΕ 15. Πρωτοπόρες οι Βαλτικές, οι οποίες βάσει των 4 πρώτων ελέγχων φέρονται να συγκλίνουν. Παρόμοια είναι η κατάσταση και στις Ελληνόφωνες και τα Νησιά με τρία τεστ να αποτιμούν θετικά την ύπαρξη σύγκλισης (IPS, ADF, PP) Ακολουθεί η ομάδα του Ανατολικού μπλοκ με στήριξη σύγκλισης από δυο τεστ, τα LL και ADF. Τέλος μόνο με ένα unit root test να αποφαίνεται υπέρ της ύπαρξης σύγκλισης, εμφανίζονται οι Αγγλόφωνες (LL), οι Γερμανόφωνες (PP) και οι Κάτω χώρες 2 (PP).

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
3 LEADERS	t-stat.	-0,72	0,59	3,5	20,72	10,96
	prob	0,2346	0,7245	0,7444	0,0021	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-1,02	-0,08	20,05	96,79	17,78
	prob	0,1535	0,4665	0,694	0	0
ΕΚΤΟΣ ONE (ΕΕ 15)	t-stat.	-2,04	-0,42	5,38	3,12	9,56
	prob	0,0205	0,3366	0,4957	0,7936	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-6	-0,92	26,28	24,18	12,21
	prob	0	0,1776	0,0098	0,0192	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-1,81	-0,04	3,47	3,02	6,59
	prob	0,0353	0,4821	0,4826	0,5531	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	0,03	-1,06	8,14	20,15	7,29
	prob	0,5129	0,1439	0,2277	0,0026	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-0,67	-1,19	6,68	10,02	6,38
	prob	0,2504	0,1159	0,1541	0,0401	0

Στο τελευταίο τμήμα ανάλυσης των differentials ως προς το μέσο όρο των 15 παλαιών μελών θα ασχοληθούμε με τις ομάδες των πολιτικοοικονομικών κριτηρίων.

Στις πέντε εξ αυτών ο έλεγχος PP κρίνει ότι υπάρχει σύγκλιση. Αυτές είναι οι ομάδες των 3 Leaders, των χωρών της ONE , της Εκ διάσπασης και των Οικ. Επιδόσεων 1 και 2. Ειδικά οι Εκ διάσπασης φέρονται να συγκλίνουν με βάση και τους LL και ADF .

Τέλος ο LL test αποφαίνεται υπέρ της ύπαρξης σύγκλισης για τις Εκτός ONE και τις Πρώην Ενιαίες.

5.4.3) HICP- M.O ONE

Εν συνεχεία ακολουθεί η παράθεση των αποτελεσμάτων της έρευνας για σύγκλιση με το μέσο όρο της ONE. Σε όλα τα groups η υπόθεση που υιοθετήθηκε ήταν αυτή των ‘individual effects and linear trends’.

ΣΥΝΟΛΙΚΕΣ ΟΜΑΔΕΣ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ ΜΟ ONE				
		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΚΡΙΤΗΡΙΑ						
ΣΥΝΟΛΙΚΑ						
EE 25	t-stat.	-5,5	-1,25	65,49	144,85	26,44
	prob	0	0,1061	0,0697	0	0
EE 15	t-stat.	-2,22	-0,27	24,29	92,17	20,5
	prob	0,0132	0,3939	0,7586	0	0
NEES 10	t-stat.	-5,45	-1,64	41,2	52,68	16,72
	prob	0	0,050	0,0035	0,0001	0

Τα αποτελέσματα στις συνολικές ομάδες χαρακτηρίζονται ως ιδιαίτερα ισχυρά υπέρ της σύγκλισης για τις Νέες 10 , αφού πλην του Hadri , όλα τα άλλα τεστ δείχνουν πως υπάρχει σύγκλιση με το μέσο όρο της ONE. Τα άλλα δύο groups , EE25 και EE 15, συγκλίνουν σύμφωνα με τους LL και PP.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ ΜΟ ONE				
		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΑ						
NOTIES 15	t-stat.	-1,97	-1,69	10,79	20,08	10,66
	prob	0,0246	0,0991	0,2139	0,0101	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 15	t-stat.	-1,66	0,33	7,72	19,33	12,43
	prob	0,0489	0,6285	0,8067	0,0809	0
ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ	t-stat.	-0,3	0,14	3,45	48,44	9,93
	prob	0,3838	0,5559	0,7513	0	0
ΚΕΝΤΡΙΚΕΣ 15	t-stat.	0,07	0,23	7,39	68,49	13,78

	prob	0,5268	0,5904	0,8308	0	0
ΣΚΑΝΔΙΝΑΒΙΚΕΣ	t-stat.	0,49	0,75	2,09	1,49	5,17
	prob	0,6881	0,772	0,7195	0,8287	0
ΜΕΣΟΓΕΙΑΚΕΣ	t-stat.	-0,61	-2,41	21,26	37,37	11,19
	prob	0,27	0,0078	0,0194	0	0
ΒΟΡΕΙΕΣ 25	t-stat.	-6,17	-0,98	30,78	40,73	15,58
	prob	0	0,1638	0,0305	0,0017	0
ΙΒΗΡΙΚΕΣ	t-stat.	-0,71	-0,58	4,03	12,29	4,73
	prob	0,2376	0,2807	0,4019	0,0153	0
ΑΙΜΟΣ	t-stat.	-1,24	-0,05	8,52	10,85	9,44
	prob	0,1075	0,4794	0,3847	0,2108	0
ΚΕΝΤΡ/ΚΕΣ NEW10	t-stat.	-2,15	0,76	5,79	3,81	12,06
	prob	0,0158	0,7769	0,8327	0,9554	0

Παρόμοια με τα προηγούμενα results, συναντάμε και στα γεωγραφικά κριτήρια σε σχέση με το μέσο όρο της ONE. Δύο groups, Σκανδιναβικές και Αίμος, αποκλίνουν σύμφωνα με όλα τα τεστ, ενώ τέσσερα συγκλίνουν με μόνο κατά ένα τεστ. Αυτά είναι οι Βόρειες 15 και Κεντροανατολικές κατά LL και οι Κάτω χώρες και Κεντρικές κατά PP.

Οι Νότιες είναι η μοναδική ομάδα που στηρίζεται η υπόθεση της σύγκλισης της από 2 ελέγχους (LL, PP). Την ισχυρότερη μορφή σύγκλισης την παρουσιάζουν οι Μεσογειακές (IPS, ADF, PP) και οι Βόρειες 25 (LL, ADF, PP) με 3 εκ των 5 συνολικά τεστ να ταυτίζονται στο αποτέλεσμά τους υπέρ της συγκλίνουσας πορείας προς το μέσο όρο των μελών της ONE.

ΟΜΑΔΕΣ ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

ΓΕΩΠΟΛΙΤΙΚΑ		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΑΓΓΛΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-2,25	-0,14	2,95	1,17	8,5
	prob	0,0121	0,4447	0,5666	0,8834	0
ΒΑΛΤΙΚΕΣ	t-stat.	-6,56	-2,16	23,06	21,4	9,01
	prob	0	0,0154	0,0008	0,0016	0
ΝΗΣΙΑ	t-stat.	6,09	-2,25	12,34	27,47	4,76
	prob	1	0,0121	0,0149	0	0
ΑΝΑΤΟΛΙΚΟ ΜΠΛΟΚ	t-stat.	-6,19	-0,7	28,85	25,21	15,01
	prob	0	0,2432	0,025	0,0661	0
ΓΕΡΜΑΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-0,56	-0,47	3,69	17,53	9,2
	prob	0,2867	0,3204	0,4495	0,0015	0

ΚΑΤΩ ΧΩΡΕΣ 2	t-stat.	-0,53	-0,13	2,77	44,38	8,62
	prob	0,2972	0,4502	0,5978	0	0
ΕΛΛΗΝΟΦΩΝΕΣ	t-stat.	-1,76	-2,68	14,24	25,89	6,3
	prob	0,0391	0,0037	0,0066	0	0

Σημαντικά βήματα για την επίτευξη της σύγκλισης φαίνεται πως έχουν πραγματοποιήσει οι ομάδες των γεωπολιτικών κριτηρίων. Ειδικότερα οι Βαλτικές και οι Ελληνόφωνες έχουν αρκετά ισχυρά στοιχεία σύγκλισης μιας και πλην του Hadri, οι υπόλοιποι έλεγχοι αποφάνθηκαν θετικά στο ερώτημα αν υπάρχει σύγκλιση με το μέσο όρο της ONE.

Ο PP test κρίνει ως συγκλίνουσες και τις ομάδες Νησιά, Γερμανόφωνες και Κάτω χώρες 2, ενώ ο ADF μόνο το Ανατολικό μπλοκ και τα Νησιά.

Τέλος ο έλεγχος LL δείχνει ότι Αγγλόφωνες και Ανατολικό μπλοκ συγκλίνουν αρκετά ισχυρά.

ΟΜΑΔΕΣ ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΩΝ ΚΡΙΤΗΡΙΩΝ

HICP		DIFFERENTIALS ΩΣ ΠΡΟΣ ΜΟ ONE				
		LL	IPS	ADF	PP	Hadri
ΠΟΛΙΤΙΚΟΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ						
3 LEADERS	t-stat.	-1	0,34	3,35	18,44	10,99
	prob	0,1578	0,6347	0,7632	0,0052	0
ΧΩΡΕΣ ONE	t-stat.	-1,46	-0,23	19,8	89,68	17,98
	prob	0,0717	0,4082	0,7076	0	0
ΕΚΤΟΣ ONE (EU15)	t-stat.	-1,81	-0,13	4,85	2,5	9,75
	prob	0,0356	0,0403	0,6114	0,8689	0
ΕΚ ΔΙΑΣΠΑΣΗΣ	t-stat.	-6,18	-1	26,84	24,77	12,4
	prob	0	0,1588	0,0081	0,0159	0
ΠΡΩΗΝ ΕΝΙΑΙΕΣ	t-stat.	-2,07	-0,19	3,69	3,04	6,83
	prob	0,0188	0,4223	0,4488	0,5497	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 1	t-stat.	-0,81	-1,24	8,76	19,77	7,81
	prob	0,2115	0,1066	0,1874	0,003	0
ΟΙΚ.ΕΠΙΔΟΣΕΙΣ 2	t-stat.	-1,38	-1,27	6,88	9,58	6,78
	prob	0,0836	0,101	0,1423	0,048	0

Και στα πολιτικοοικονομικά κριτήρια οι πιο πολλές ομάδες χαρακτηρίζονται ως συγκλίνουσες από τον έλεγχο PP, συγκεκριμένα αυτές είναι οι ακόλουθες: 3 leaders, χώρες ONE, Εκ διάσπασης, Οικ. Επιδόσεις 1 και 2. Με τρεις ομάδες έπεται ο LL test, τις Εκτός ONE, Εκ διάσπασης και Πρώην Ενιαίες. Μόνο για ένα group παρουσιάζουν

αποτέλεσμα σύγκλισης οι ADF και IPS , για τις Εκτός ONE και Εκ διάσπασης αντιστοίχως. Όπως και σε κάθε άλλη περίπτωση στην ανάλυση του δείκτη HICP ο Hadri δεν κατέληξε σε κανένα θετικό result για οποιοδήποτε group.

5.4.4) ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ HICP

Η επιλογή του HICP έγινε αφού θεωρείται από τους πιο κατάλληλους δείκτες τιμών καταναλωτών , με σκοπό τη διεθνή σύγκριση. Στην έρευνα για το αν υπάρχουν βήματα προς την επίτευξη της ενοποίησης σε πραγματικούς όρους, ο δείκτης HICP είναι αρκετά χρήσιμος και μείζονος σημασίας. Η εφαρμογή των panel unit root tests στα τρία είδη differentials του δείκτη μας έδωσε ποικίλα αποτελέσματα.

Καταρχάς να τονίσουμε την ισχυρή και προς τους τρεις υπό εξέταση μέσους όρους (EE 25, EE15, ONE) των Νέων 10 χωρών με βάση τα περισσότερα κριτήρια- ελέγχους . Ενώ οι ομάδες EE 25 και EE 15 δεν παρουσιάζουν το ίδιο δυνατή στήριξη στη σύγκλιση αφού μόνο οι LL και PP έλεγχοι αποφαίνονται θετικά.

Εξίσου ικανοποιητική είναι και η πρόοδος που δείχνουν οι Βαλτικές στη σύγκλιση, κυρίως με το μέσο όρο των EE 15 και ONE. Ως προς τον αντίστοιχο μέσο όρο των 25 μελών με μεγαλύτερη ισχύ φέρονται να συγκλίνουν οι Εκ διάσπασης και το Ανατολικό μπλοκ .

Σταθερή σύγκλιση συναντάμε και στις Βόρειες 25 ανεξαρτήτως differentials , σύμφωνα με 3 unit root tests (LL, ADF, PP). Ακολουθώντας , ας αναφερθούμε ξεχωριστά για κάθε differential στη συμπεριφορά των ομάδων που υπολείπονται.

Πρώτον για τα differentials του μέσου όρου των 25 μελών , ουσιαστικά δεν υπάρχει άλλη ομάδα άξια αναφοράς που να εμφανίζει σύγκλιση. Συγκεκριμένα είτε κάποιες ομάδες παρουσιάζουν ένα έλεγχο που να δηλώνει σύγκλιση είτε κάποιες άλλες αποκλίνουν απόλυτα. Εν συνεχεία σχετικά με τη σύγκλιση ως προς το μέσο όρο των παλαιών 15 μελών, τα groups Νησιά , Ελληνόφωνες και Μεσογειακές έχουν θετικά results για την σύγκλιση με 3 εκ των 5 ελέγχων. Με πιο μικρή στήριξη έπονται οι Βόρειες 15 (LL, PP) , ενώ με εξαίρεση τις Σκανδιναβικές, του Αίμου και τις Κεντροανατολικές , οι υπόλοιπες μόνο κατά 1 τεστ φέρονται να συγκλίνουν.

Τρίτον, για τη σύγκλιση με το μέσο όρο της ONE μόνο οι Ελληνόφωνες έχουν εντυπωσιακά αποτελέσματα, ενώ ισχυρή στήριξη έχουν και οι Μεσογειακές , Νότιες 15 και οι Εκτός ONE. Όπως και στα 2 προηγούμενα differentials η πλειονότητα των ομάδων αποκλίνουν σύμφωνα με τα πιο πολλά unit root tests ή ακόμα και με όλα (Σκανδιναβικές ,Αίμος).

6) ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

A) ΕΠΕΞΗΓΗΣΗ ΠΙΝΑΚΩΝ

Οι πίνακες που παρουσιάζονται στην εργασία αναφέρονται στα αποτελέσματα που προέκυψαν από τα πέντε unit root tests . Υπάρχουν τρία μεγέθη που ερευνούμε (ΑΕΠ/κεφαλή, Ανεργία, ΗΙCΡ) και για κάθε ένα εξ αυτών εμφανίζονται 4 υποπεριπτώσεις, αφού ερευνούμε τα differentials συγκριτικά με τέσσερα διαφορετικά είδη μέσων όρων(ΕΕ 25, ΕΕ 15, ΒΕSΤ 3, ΟΝΕ). Όπως αναφέρεται και στα εμπειρικά αποτελέσματα έγινε διαχωρισμός ανάλογα με κάποια κριτήρια και έτσι για κάθε μέγεθος και differential υπάρχουν 26 ομάδες χωρών που εξετάζουμε.

Σε κάθε πίνακα, λοιπόν, αναγράφονται οι πέντε έλεγχοι –ως στήλες --, οι οποίοι είναι οι εξής κατά σειρά εμφάνισής τους :

- 1) LL: Levin and Lin test
- 2) IPS : Im , Pesaran And Shin test
- 3) ADF: Augmented Dickey- Fuller test (based on Fisher)
- 4) PP: Phillips and Perron test (based on Fisher)
- 5) Hadri test

Επίσης για κάθε ομάδα δίνονται δυο αποτελέσματα για κάθε έλεγχο.

Το πρώτο είναι το γνωστό μας t-statistic και το δεύτερο είναι το probability. Όπως τονίστηκε και κατά την παρουσίαση των results , όταν τα t-statistic και probability αναγράφονται χωρίς αστερίσκο σημαίνει ότι για τη διενέργεια των panel unit root test επιλέχθηκε η υπόθεση της συνύπαρξης individual intercept effects και linear trends. Αντίθετα αν υπάρχει αστερίσκος * , τότε η υπόθεση είναι “ individual effects only”.

Η διαφοροποίηση αυτή έγινε λόγω της έλλειψης επαρκών στοιχείων ή και της αμφιλεγόμενης κατάστασης στα γραφήματα , που μας αποκλείει κάθε δυνατότητα σε ορισμένα groups να αποφασίσουμε με ακρίβεια την εμφάνιση τάσης.

Επιπρόσθετα να τονιστεί ότι τα τέσσερα πρώτα τεστ έχουν μηδενική υπόθεση παρόμοια, δηλαδή υποθέτουν την ύπαρξη unit root και για αυτό για να επισημανθεί η στήριξη στη σύγκλιση χρειαζόμαστε το probability να είναι κάτω του 0,05. Στους πίνακες τα groups που εμφανίζουν σύγκλιση και για όποια τεστ είναι αυτή , παρουσιάζουν με bold γραφή τα αποτελέσματα του probability. Αντίθετα, ο έλεγχος Hadri δέχεται ως μηδενική υπόθεση τη μη ύπαρξη unit root , άρα όταν έχουμε μεγέθη άνω του 0,05 στα probabilities , δεχόμαστε πως η ομάδα συγκλίνει με τον ανάλογο μέσο όρο.

B) ΑΝΑΛΥΣΗ BEST 3

Στην έρευνά μας χρησιμοποιήθηκαν για την κατασκευή κάποιων differentials οι μέσοι όροι των τριών καλύτερων χωρών ανάλογα με το μέγεθος και τη χρονική στιγμή. Ειδικότερα υπολογίσαμε ποιες είναι κάθε φορά οι βέλτιστες τρεις χώρες για το κατά κεφαλή ΑΕΠ και την ανεργία. Για τη μεν ανεργία ως καλύτερες χώρες λαμβάνονταν αυτές που κάθε μήνα (μηνιαία data) είχαν το μικρότερο ποσοστό ανεργίας, ενώ για το ΑΕΠ/κεφαλή κάθε τρίμηνο (quarterly data) αυτές με το υψηλότερο κατά κεφαλή ΑΕΠ. Στα αντίστοιχα υπό εξέταση χρονικά διαστήματα είναι απολύτως λογικό να παρατηρήθηκαν ανά άτακτα διαστήματα κάποιες αλλαγές στη δομή των εκάστοτε τριών βέλτιστων χωρών.

Παρακάτω παραθέτουμε για κάθε μέγεθος και περίοδο τη σύνθεση των Best 3.

ΑΕΠ /κεφαλή

Q1 1992-Q4 1999 : ΔΑΝΙΑ- ΑΥΣΤΡΙΑ- ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Q1 2000-Q4 2000 : ΔΑΝΙΑ- ΑΥΣΤΡΙΑ- ΣΟΥΗΔΙΑ

Q1 2001-Q2 2001 : ΔΑΝΙΑ- ΑΥΣΤΡΙΑ- ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Q3 2001-Q4 2004 : ΔΑΝΙΑ- ΑΥΣΤΡΙΑ- ΣΟΥΗΔΙΑ

Ανεργία

M1 1992-M5 1992 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ - ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ- ΣΟΥΗΔΙΑ

M6 1992-M1 1993 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ- ΟΛΛΑΝΔΙΑ

M2 1993-M4 1994 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ-ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ

M5 1994-M4 1995 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ- ΟΛΛΑΝΔΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ

M5 1995 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ-ΦΙΛΑΝΔΙΑ –ΑΥΣΤΡΙΑ

M6 1995-M2 2002 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ- ΟΛΛΑΝΔΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ

M3 2002-M12 2002 :ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ- ΟΛΛΑΝΔΙΑ-ΚΥΠΡΟΣ

M1 2003-M8 2004 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ- ΟΛΛΑΝΔΙΑ-ΑΥΣΤΡΙΑ

M9 2004-M12 2004 : ΛΟΥΞΕΜΒΟΥΡΓΟ- ΟΛΛΑΝΔΙΑ-ΙΡΛΑΝΔΙΑ

7) REFERENCES

Abramovitz, M. "Catching up, Forging ahead and Falling behind" *Journal of Economic History*,46,(1986) :385-406

Barro, R "Economic growth in across section of countries" *Quarterly Journal of Economics*,106,(1991):407-443

Barro, R. and Xavier Sala-i-Martin "Convergence across state and regions" *Brookings Papers on Economic Activity*,(1991):107-182

Barro, R. and Xavier Sala-i-Martin "Economic growth" New York:McGraw-Hill,1995

Baumol,W. "Productivity Growth, Convergence and Welfare:What the long-run data show;" *American Economic Review*,76, (1986):1072-1085

Ben-David, D. "Measuring economic convergence: An alternative test" working paper , University of Houston(1995a)

Ben-David, D. "Convergence clubs and diverging economies" Foerder Institute working paper No.40-95,(1995b)

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

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

Beyart A. "OUTPUT CONVERGENCE: the case of current and forthcoming members of the E.U" working paper, Universidad de Murcia and Centra

Boldrin M. and Canova F. " Inequality and convergence: reconsidering European Regional Policies" Panel meeting of economic policy.

Brada S. and Kutan Y. " Balkan and Mediterranean Canditation for EU membership convergence of their Monetary Policy with this of the European Central Bank" Working paper No.456 W.Davidson Institute

Brandl M. "On the role of economic history in convergence debate"
Economic and business historical society meeting

Brettell S. " Education beta- will economic growth and convergence quicken in a Europe of inequality diverse" Society of Business economics, 2003

Castro V. and Soukiazis E. "How the Maastricht criteria and the Stability and Growth pact affected real convergence in the E.U" Journal of Policy Modeling

DeLong B. "Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment" American Economic Review, 78, (1997): 20-72

Dickey D. and Fuller N. "Distribution of the estimators for autoregressive series with a unit root" Journal of the American Statistical Association 74, : 427-431

Dougherty C. and Jorgenson D. " International comparison of sources of growth" American Economic Review, 86, : 25-29

Dowrick D. and Nguyen DT. " OECD Comparative Economic Growth 1950-1985: Catch up and convergence" American Economic Review, 79: 1010-1030

Evans P. "Using cross-country variances to evaluate growth theories"
Journal of Economic Dynamics and Control. 20, (1996): 1027-1049

Evans P. and Karras G. "Convergence revisited" Journal of Monetary Economics 37, (1996): 249-265

Evans P. and Karras G. "Do economies converge?" Review of Economics and Statistics 78, (1996) : 384-388

Fagerberg J. and Verspagen "Heading for divergence? Regional growth in Europe reconsidered" Journal of Common Market (1996)

Giles . and Feng C. " Testing for convergence in output and well-being in industrialized countries" Working paper EWPO32

Giovannini A. " Policy panel on economic convergence in new member states" (2004)

Hall/ Robertson/ Wickers “ Measuring economic convergence”
Int.J.Fin.Econ.vol 2, :131-143, 1997

Im, Pesaran and Shin “Testing for unit root in heterogeneous panels”
Journal of Economics 115, (2003): 53-74

Islam N. “Growth empirics: a panel data approach” Quarterly Journal of
Economics 110, 1127-1170

Islam N. “What have we learnt from the convergence debate?” Journal
of Economics Surveys vol.17 No3

Kaitila V. “ Convergence of real GDP per capita in the EU15” Working
paper No.25 /Jan 2004

Kocenda E. and Pappel D. “Inflation convergence within the European
Union”

Kolluri S./ Panik C./ Russek R. “A test of convergence
hypothesis:OECD experience 1950-1990” International Review of
Economics and Finance 10,(2001) :147-157

Koopman S. and Luginbuhl R. “Convergence in European GDP series”
Ti.2003-031/4 Tinbergen Institute

Koukouritakis M. and Michelis K. “EU Enlargemeng:Are the new
countries ready to join the EMU?” Discussion paper 2003-06, University
of Cyprus

Kutan Y. and Yigit “Nominal and real stochastic convergence of
transition economies” Journal of Comparative Economics32:23-36

Levin A.and Lin CF. “ Unit root tests in panel data: Asymptotic and
finite-sample properties” Discussion paper No.92-23, University of
California

Mankiw G., Romer D.and Weil D. “A contribution to the empirics of
Economic Growth” Quarterly Journal of Economics 107,(1992):407-437

Michelis K. Yin and Zestos “ Economic convergence in EU” working
paper, University of Cyprus

Michelis K. and Neaime A. “Income convergence in the Asian-Pacific
region” Working paper, University of Cyprus

Orlowski P. “ Poland and the EU. Conditions for the real convergence”
Research bulletin vol7.1998, No 4, : 43-56

Pesaran H. “A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence” Working paper 2005

Pesaran H. “ A pair-wise approach to testing for output and growth convergence” Working paper 2003

Quah D. “ Galton’s fallacy and tests of the convergence hypothesis”
Scandinavian Journal of Economics 95.(1993a) :427-443

Quah D. “ Empirical cross-section dynamics in economic growth”
European Economic Review 37,(1993b) :426-434

Sestito P. “Economic convergence across and within EE countries”
working paper , Ministry of economics of Italy

Solow R. “ A contribution to the theory of Economic Growth” Quarterly
Journal of Economics LXX (1956) , 65-94

Veiga JF. “ Real convergence in the EU” Working paper

Wolff E. “Capital Formation and Productivity Convergence” American
Economic Review 81: 565-579

Xavier Sala-i-Martin “ The classical approach to convergence” The
Economic Journal 106, :1019-1036

Xavier Sala-i-Martin “Regional cohesion : Evidence and theories of
regional growth and convergence” European Economic Review 40,(1996)
1325-1352

Banque de France “ The impact of enlargement on convergence in the
EU” No.119-Nov.2003