

Η σχέση χρηματοοικονομικής ρύθμισης και ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών

Αργυρώ Ευαγ. Δημήτογλου

*Πανεπιστήμιο Μακεδονίας,
Τμήμα Εφαρμοσμένης Πληροφορικής*

Περίληψη

Η παρούσα εργασία προσπαθεί να διερευνήσει τη σημαντικότητα της ύπαρξης της ρύθμισης των χρηματοπιστωτικών συστημάτων και στα πλαίσια της ποσοτικής σύγκρισης των χρηματοπιστωτικών συστημάτων, να εξετάσει τη σχέση μεταξύ χρηματοοικονομικής ρύθμισης και του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών, όπου η χρηματοοικονομική ρύθμιση επηρεάζει το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών μέσω περιορισμού της ρευστότητας. Ειδικότερα διερευνούμε την ύπαρξη της σχέσης του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών και της χρηματοοικονομικής ρύθμισης, στα χρηματοοικονομικά συστήματα πέντε χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, την Γερμανία, την Ισπανία, την Γαλλία, την Ιταλία, και το Ηνωμένο Βασίλειο. Τα στοιχεία που χρησιμοποιήθηκαν στην έρευνα αυτή είναι ετήσια και καλύπτουν την περίοδο 1990-2010. Στην εργασία αυτή υιοθετούμε ένα υπόδειγμα VAR που εφαρμόζεται σε δεδομένα Panel. Ο σημαντικός ρόλος της ρύθμισης των χρηματοπιστωτικών συστημάτων, είναι ιδιαίτερα εμφανής σε περιόδους όπου εμφανίζονται ανισορροπίες του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών, και γίνεται αποδεκτό ότι η αντίδραση του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών είναι μεγαλύτερη και περισσότερο επίμονη σε μια χώρα με ένα χαμηλό βαθμό χρηματοπιστωτικής ρύθμισης, παρά σε μια χώρα με υψηλό βαθμό. Στα πλαίσια της εμπειρικής διερεύνησης της εργασίας, χρησιμοποιούμε τις ακόλουθες μεταβλητές, το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (Current Account Balance- CAB), την δημοσιονομική ισορροπία – έλλειμμα (Deficit- DEF), την μέτρηση της καθαρής απόδοσης (NET). Για την επίτευξη των στόχων της διερεύνησης, οι βασικότεροι έλεγχοι που χρησιμοποιούνται είναι οι έλεγχοι για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, οι έλεγχοι συνολοκλήρωσης και ο έλεγχος αιτιότητας. Για να ελέγξουμε αν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών για τις χώρες που μελετούμε, προχωρήσαμε στην ανάλυση συνολοκλήρωσης, των δεδομένων πάνελ με τους ελέγχους των Pedroni, Kao και Johansen. Επίσης διερευνήσαμε την σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος που εξετάζουμε με την μέθοδο του Granger.

1.Εισαγωγή

Η παρούσα εργασία διερευνά την σχέση της χρηματοοικονομικής ρύθμισης και του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών. Εξειδικεύοντας, εξετάζουμε την συγκεκριμένη σχέση στα χρηματοοικονομικά συστήματα πέντε χωρών της Ευρωπαϊκής Ένωσης, την Γερμανία, την Ισπανία, την Γαλλία, την Ιταλία, και το Ηνωμένο Βασίλειο.

Οι Borio και Disyatat (2011), θεωρούν ότι το πρόβλημα είναι η υπερβολική 'ελαστικότητα' στο διεθνές νομισματικό και χρηματοπιστωτικό σύστημα. Στην πραγματικότητα τα δεδομένα υποδεικνύουν ότι η αύξηση, σε απόλυτο μέγεθος, των ανισορροπιών του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών και η επιμονή τους προέκυψε στο πλαίσιο της χρηματοπιστωτικής απορρύθμισης τόσο στις χώρες του Ο.Ο.Σ.Α. όσο και στις αγορές των αναδυόμενων χωρών παρέχοντας άτυπη υποστήριξη για την υπόθεση της υπερβολικής ελαστικότητας. Υποστηρίζουν ότι η αντίδραση του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών εξαρτάται από το εσωτερικό χρηματοπιστωτικό και ρυθμιστικό πλαίσιο, κάθε χρηματοοικονομικού συστήματος. Σε περιόδους μάλιστα οικονομικών κρίσεων η αντίδραση του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών είναι μεγαλύτερη και περισσότερο επίμονη σε μια χώρα με ένα χαμηλό βαθμό χρηματοπιστωτικής ρύθμισης, παρά σε μια χώρα με υψηλό βαθμό. Θεωρούμε την χρηματοπιστωτική ρύθμιση ως ένα περιορισμό της ρευστότητας, διότι το αυστηρότερο χρηματοπιστωτικό ρυθμιστικό πλαίσιο σε μια οικονομία περιορίζει την δυνατότητα πρόσβασης στην αποταμίευση και τον δανεισμό. Η σκέψη είναι απλή: το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών αντανακλά τις αποταμιευτικές αποφάσεις των οικονομικών παραγόντων, ως απάντηση στους κλυδωνισμούς της καθαρής παραγωγής. Η συνεισφορά αυτής της εργασίας, είναι ότι ερευνά τις μακροχρόνιες σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζει, με την θεωρία της συνολοκλήρωσης και των υποδειγμάτων VAR που εφαρμόζονται σε δεδομένα Panel, και επιπλέον διατυπώνει τις αιτιακές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών με την βοήθεια της αιτιότητας Granger.

2 Εμπειρικά στοιχεία του υποδείγματος

2.1 Περιγραφή και παρουσίαση των μεταβλητών που συμμετέχουν στην έρευνα

Σε κάθε εμπειρική έρευνα η παρουσίαση των μεταβλητών είναι απαραίτητη ώστε να μπορεί ο κάθε αναγνώστης να ενημερωθεί για τις μεταβλητές αυτές. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιούμε στην εργασία είναι οι παρακάτω:

- Το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (Current Account Balance- CAB)
- Την δημοσιονομική ισορροπία – έλλειμμα (Deficit- DEF)
- Την μέτρηση της καθαρής απόδοσης (NET)

2.2 Τα στοιχεία της έρευνας

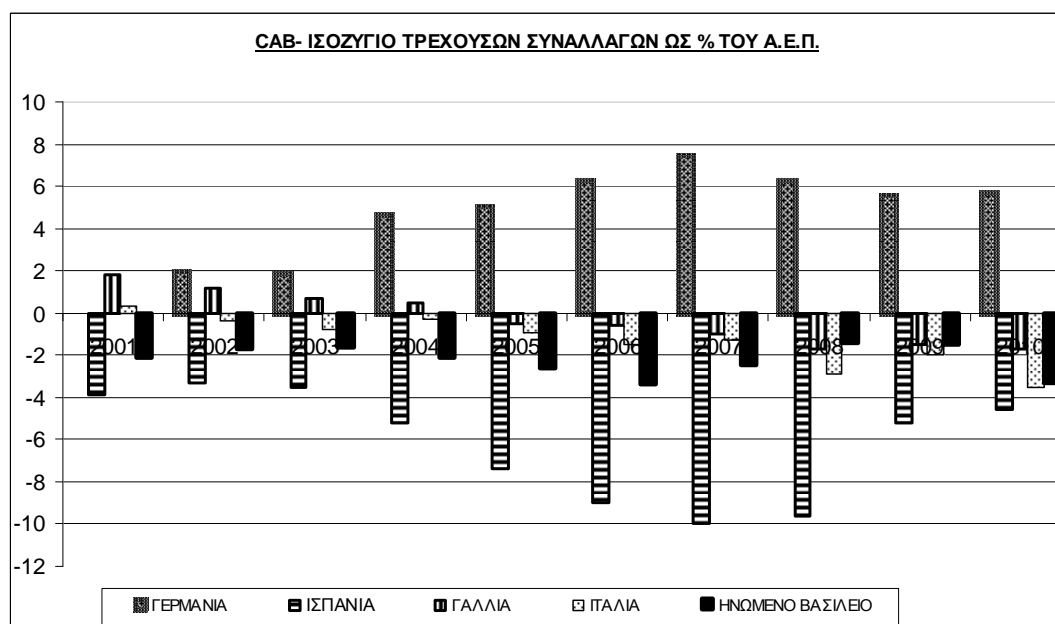
Τα στατιστικά δεδομένα των μεταβλητών του υποδείγματος που διαμορφώνουμε είναι ετήσια στοιχεία (*annual*) και καλύπτουν την χρονική περίοδο 1990-2010. Τα στοιχεία προέρχονται από την βάση δεδομένων της Στατιστικής Υπηρεσίας της Ευρωπαϊκής Ένωσης, Eurostat (2012). Στην έρευνά μας υιοθετούμε το υπόδειγμα VAR που εφαρμόζεται σε δεδομένα πάνελ (*panel*). Οι χώρες, των οποίων τα στοιχεία εξετάζονται, είναι: η Γερμανία (ενοποιημένα στοιχεία), η Ισπανία, η Γαλλία, η Ιταλία και το Ηνωμένο Βασίλειο.

2.3 Παρουσίαση των δεδομένων

2.3.1 Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών- (CAB)

Στο διάγραμμα 1, παρουσιάζονται τα ετήσια στοιχεία που αφορούν στο Ισοζύγιο Τρεχουσών Συναλλαγών-(CAB), των πέντε χωρών που έχουν επιλεγεί, Γερμανία, Ισπανία, Γαλλία, Ιταλία και Ηνωμένο Βασίλειο, για την περίοδο 2001-2010.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 1: ΙΣΟΖΥΓΙΟ ΤΡΕΧΟΥΣΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΩΣ ΠΟΣΟΣΤΟ ΕΠΙ ΤΟΙΣ % ΤΟΥ Α.Ε.Π.

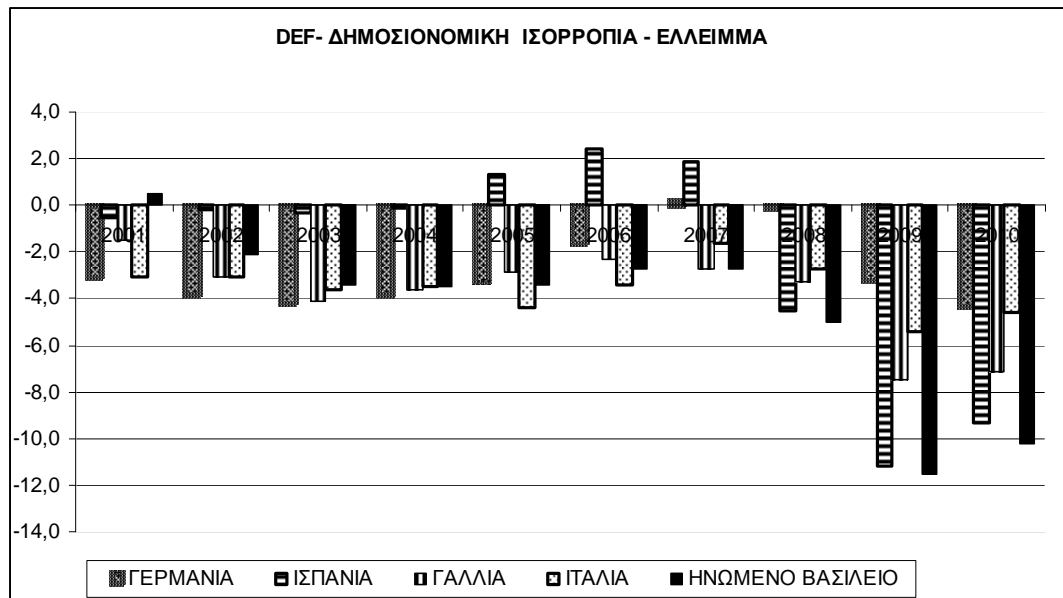


Πηγή: EUROSTAT (2012)

2.3.2 Δημοσιονομική ισορροπία – έλλειμμα (DEF)

Στο διάγραμμα 2, παρουσιάζονται τα ετήσια στοιχεία που αφορούν στο Έλλειμμα- (DEF), των πέντε χωρών που έχουν επιλεγεί, Γερμανία, Ισπανία, Γαλλία, Ιταλία και Ηνωμένο Βασίλειο, για την περίοδο 2001-2010, ως ποσοστό του ΑΕΠ.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2: ΕΛΛΕΙΜΜΑ ΩΣ ΠΟΣΟΣΤΟ ΕΠΙ ΤΟΙΣ % ΤΟΥ Α.Ε.Π.



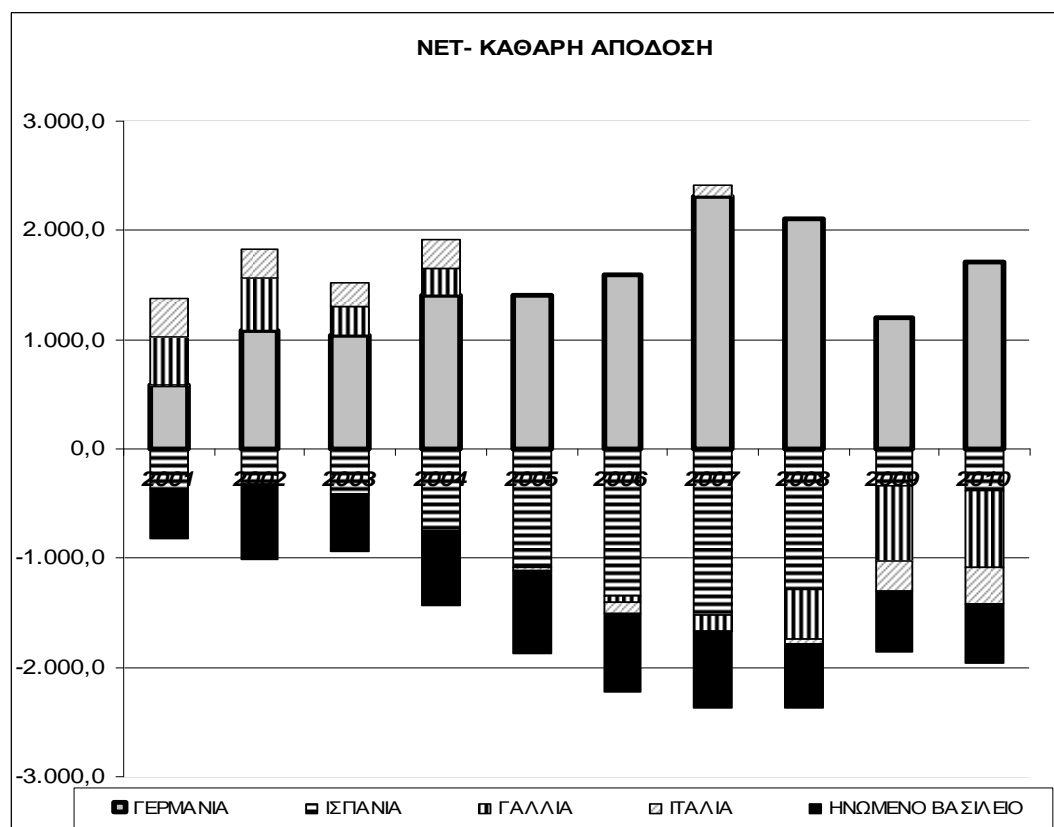
Πηγή:EUROSTAT(2012)

2.3.3 Μέτρηση της καθαρής απόδοσης (NET)

Στο διάγραμμα 3, παρουσιάζονται τα ετήσια στοιχεία που αφορούν στη μέτρηση της καθαρής απόδοσης ανα κάτοικο (NET), των πέντε χωρών που έχουν επιλεγεί, Γερμανία, Ισπανία, Γαλλία, Ιταλία και Ηνωμένο Βασίλειο, για την περίοδο 2001-2010.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3 : ΚΑΘΑΡΗ ΑΠΟΔΟΣΗ ΩΣ ΠΟΣΟΣΤΟ ΕΠΙ ΤΟΙΣ % ΤΟΥ Α.Ε.Π

Ποσά σε εκατομ. Euro (από.1.1.1999 έως 31.12.2010 / σε εκατομ. ECU έως 31.12.1998



Πηγή:EUROSTAT (2012)

3. Στασιμότητα των μεταβλητών του υποδείγματος

3.1 Έλεγχος της Στασιμότητας των μεταβλητών του υποδείγματος

Οι οικονομικές μεταβλητές στα επίπεδά τους συνήθως δεν είναι στάσιμες. Γιαυτό είναι προτιμότερο να εκτιμούμε τις μεταβλητές αυτές στις πρώτες διαφορές τους. Για τον έλεγχο της στασιμότητας των εξεταζόμενων μεταβλητών χρησιμοποιούνται τέσσεροι μέθοδοι ελέγχου μοναδιαίας ρίζας σε χρονικώς επαναλαμβανόμενα διαστρωματικά στοιχεία. Συγκεκριμένα χρησιμοποιούνται οι έλεγχοι LLC (Levin, Lin and Chu, 2002), IPS (Im, Pesaran και Shin, 2003), Fisher-ADF και Fisher-PP (Maddala and Wu, 1999). Εξετάζοντας την υπόθεση της ύπαρξης διαδικασιών μοναδιαίας ρίζας στις χρησιμοποιούμενες στη μελέτη μας μεταβλητές στο επίπεδο (Level), λαμβάνουμε τα κάτωθι αποτελέσματα:

ΠΙΝΑΚΑΣ 1: ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΣΤΑ ΕΠΙΠΕΔΑ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

	CAB		DEF		NET	
	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ
LLC	1.0619 (0.8559)	-0.13683 (0.4456)	-0.80506 (0.2104)	1.55114 (0.9396)	0.61767 (0.73160)	-0.92566 (0.1773)
IPS	0.9852 (0.8378)	0.05149 (0.5205)	-1.46816 (0.0710)*	0.08794 (0.5350)	1.51614 (0.9353)	-0.00709 (0.4972)
ADF-Fisher	5.8699 (0.8261)	8.65254 (0.5654)	15.4619 (0.1161)	10.8023 (0.3731)	3.53600 (0.9659)	10.8169 (0.3720)
PP-Fisher	8.0893 (0.6201)	15.0052 (0.1319)	11.2795 (0.3362)	4.95990 (0.8938)	2.44074 (0.9917)	5.48701 (0.8564)

Σημειώσεις : 1. Τα πάνελ περιλαμβάνουν όλες τις χώρες του υποδείγματος.

2. Στις παρενθέσεις είναι τα p-value

3. *a=10%, **a=5%, ***a=1%

4. H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (μη στάσιμες χρονολογικές σειρές)

5. τα probability στους ελέγχους Fisher χρησιμοποιούν ασυμπτωματική την χ^2 κατανομή, ενώ τα άλλα τεστ την κανονική κατανομή

6.Οι χρονικές υστερήσεις βασίζονται στο κριτήριο του Akaike

Τα αποτελέσματα του πίνακα 1 υποδεικνύουν ότι η ύπαρξη της μοναδιαίας ρίζας δεν μπορεί να απορριφθεί στα επίπεδα των μεταβλητών σε επίπεδο σημαντικότητας 5% και 10%. Άρα καμιά χρονική σειρά δεν είναι στάσιμη στα επίπεδα των μεταβλητών.

Στην συνέχεια οι χρονικές σειρές μετασχηματίζονται σε πρώτες διαφορές και κάνουμε ξανά τους ελέγχους της στασιμότητας. Παρατηρώντας τα p-values για κάθε εξεταζόμενη μεταβλητή έχουμε την ύπαρξη της στατιστικά σημαντικής μοναδιαίας ρίζας στο επίπεδο τόσο για το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB), όσο και για τις μεταβλητές που απεικονίζουν τη δημοσιονομική ισορροπία- έλλειμμα (DEF) αλλά και την καθαρή απόδοση (NET). Εξάιρεση αποτελεί η περίπτωση του ελέγχου στασιμότητας με τη μέθοδο των Im, Pesaran και Shin (2003) (IPS) για την μεταβλητή DEF και με τη χρήση σταθερού όρου και τάσης, όπου η μηδενική υπόθεση της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$. Εφαρμόζοντας τους προαναφερθέντες ελέγχους στασιμότητας στις

πρώτες διαφορές (1stDifference) των χρονικώς επαναλαμβανόμενων διαστρωματικών (panel) δεδομένων μας προκύπτει ο ακόλουθος πίνακας:

ΠΙΝΑΚΑΣ 2: ΕΛΕΓΧΟΙ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΣΤΙΣ ΠΡΩΤΕΣ ΔΙΑΦΟΡΕΣ

	CAB		DEF		NET	
	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ
LLC	-0.23810 (0.4059)	0.25002 (0.5987)	-4.93982 (0.0000)***	-3.41994 (0.0003)***	-3.68530 (0.0001)***	-3.75422 (0.0001)***
IPS	-2.3550 (0.0093)***	-1.57690 (0.0574)*	-3.83021 (0.0001)***	-2.71691 (0.00330)***	-3.51019 (0.0002)***	-3.55901 (0.0002)***
ADF- Fisher	21.8177 (0.0161)***	17.1649 (0.0708)*	33.9109 (0.0002)***	24.7700 (0.0058)***	31.5641 (0.0005)***	31.6438 (0.0005)***
PP-Fisher	51.7353 (0.0000)***	42.0394 (0.0000)***	45.6995 (0.0000)***	33.7626 (0.0002)***	48.9443 (0.0000)***	56.3220 (0.0000)***

- Σημειώσεις : 1. Τα πάνελ περιλαμβάνουν όλες τις χώρες του υποδείγματος.
 2. Στις παρενθέσεις είναι τα p-value
 3. *a=10%, **a=5%, ***a=1%
 4. H₀: Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας (μη στάσιμες χρονολογικές σειρές)
 5. Τα probability στους ελέγχους Fisher χρησιμοποιούν ασυμπτωματική την χ^2 κατανομή, ενώ τα άλλα τεστ την κανονική κατανομή
 6. Οι χρονικές υστερήσεις βασίζονται στο κριτήριο του Akaike

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 2 παρατηρούμε ότι οι χρονικές σειρές όταν μετασχηματίζονται σε πρώτες διαφορές γίνονται στάσιμες και κατά συνέπεια οι μεταβλητές μπορούν να χαρακτηριστούν ως ολοκληρωμένες πρώτης τάξης I(1).

4. Έλεγχοι συνολοκλήρωσης

Στο κεφάλαιο αυτό ελέγχουμε αν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών για τις χώρες που μελετούμε. Για την ανάλυση συνολοκλήρωσης των μεταβλητών της έρευνας ώστε να διαπιστωθεί η ύπαρξη ή όχι μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας ανάμεσα στις τρεις εξεταζόμενες μεταβλητές, χρησιμοποιούμε τρεις διαφορετικές τεχνικές συνολοκλήρωσης σε panel data. Οι δυο πρώτες βασίζονται στον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Engle και Granger (1987), και παρουσιάστηκαν από τους Pedroni (1999) και Kao (1999), ενώ η τρίτη αφορά τον έλεγχο συνολοκλήρωσης που στηρίζεται στην τεχνική που ανέπτυξε ο Johansen (1988).

4.1 Έλεγχος συνολοκλήρωσης Pedroni

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης του Pedroni (1999) βασίζεται στη στασιμότητα των καταλοίπων που πρωτοδιατύπωσαν οι Engle και Granger (1987) και χρησιμοποιεί επτά διαφορετικές τεχνικές συνολοκλήρωσης μέσω της στασιμότητας των καταλοίπων.

ΠΙΝΑΚΑΣ 3: ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΤΟΥ Pedroni

	CAB-DEF-NET		DEF-CAB-NET		NET-DEF-CAB	
	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ
Panel v-Statistic	1.305107 (0.0959) *	-0.195982 (0.5777)	-0.424801 (0.6645)	-1.751201 (0.9600)	-0.053340 (0.5213)	0.904833 (0.1828)
Panel rho-Statistic	-1.816034 (0.0347) **	-0.592205 (0.2769)	0.717039 (0.7633)	1.604317 (0.9457)	-0.856059 (0.1960)	0.344272 (0.6347)
Panel PP-Statistic	-4.876752 (0.0000)***	-4.739206 (0.0000) ***	0.534071 (0.7034)	1.364315 (0.9138)	-3.687351 (0.0001) ***	-2.699285 (0.0035) ***
Panel ADF-Statistic	-0.792511 (0.2140)	-0.268197 (0.3943)	0.299066 (0.6176)	1.304298 (0.9039)	0.283100 (0.6114)	-2.476909 (0.0066) ***
Group rho-Statistic	-0.413005 (0.3398)	0.719850 (0.7642)	1.483706 (0.9311)	1.973046 (0.9758)	-0.060455 (0.4759)	1.110896 (0.8667)
Group PP-Statistic	-4.304452 (0.0000)***	-4.126159 (0.000) ***	0.955738 (0.8304)	1.450375 (0.9265)	-2.872348 (0.0020) ***	-3.895488 (0.0000) ***
Group ADF-Statistic	-0.961150 (0.1682)	-0.750099 (0.2266)	0.844924 (0.8009)	1.366402 (0.9141)	0.037687 (0.5150)	-1.854397 (0.0318) **

Σημειώσεις : 1. H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας- (Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης)

2.*a=10%, **a=5%, ***a=1% 3.Στις παρενθέσεις είναι τα p-value

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 3, παρατηρούμε ότι υπάρχει συνολοκληρωμένο διάνυσμα διότι οι τέσσερις (4) από τους επτά (7) στατιστικούς ελέγχους του Pedroni είναι στατιστικά σημαντικοί σε επίπεδο σημαντικότητας 10%.

Συγκεκριμένα, θέτοντας σαν εξαρτημένη μεταβλητή το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB), προκύπτει σχέση συνολοκλήρωσης με τη χρήση της στατιστικής ρ (within dimensions), χωρίς τη χρήση προσδιοριστικής τάσης στα δεδομένα (p -value=0,347), και με τη χρήση της μεθοδολογίας μοναδιαίας ρίζας των Phillips-Perron (1988) (within και between dimensions), τόσο χωρίς τη χρήση τάσης όσο και με αυτή, όπου τα προκύπτοντα p -values είναι μηδενικά επιτρέποντας μας να απορρίψουμε τη μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης ανάμεσα στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB), τη δημοσιονομική ισορροπία (DEF) και την καθαρή απόδοση (NET). Θέτοντας σαν εξαρτημένη μεταβλητή, τη δημοσιονομική ισορροπία (DEF), παρατηρούμε υψηλού βαθμού σαφήνεια στα αποτελέσματα μας καθώς η μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης συνολοκλήρωσης δεν μπορεί να απορριφτεί σε καμιά περίπτωση με το p -value όλων των χρησιμοποιηθέντων στατιστικών να υπερβαίνει τα επίπεδα σημαντικότητας 10%, 5% και 1% σηματοδοτώντας την μη ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας των εξεταζόμενων μεγεθών. Τέλος, θέτοντας σαν εξαρτημένη μεταβλητή την καθαρή απόδοση (NET), εξάγονται ανάλογα αποτελέσματα με την πρώτη ελεγχθείσα υπόθεση καθώς η χρήση του PP-statistic (within και between dimensions), παρουσιάζει την ύπαρξη σχέσης συνολοκλήρωσης σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=0,01$ με τα αντίστοιχα p -values να είναι εξαιρετικά χαμηλά τόσο με τη χρήση προσδιοριστικής τάσης όσο και χωρίς την ύπαρξη αυτής. Παράλληλα, παρατηρούμε ότι ανάλογα είναι τα αποτελέσματα που λαμβάνουμε χρησιμοποιώντας την τεχνική

συνολοκλήρωσης που βασίζεται στον επαυξημένο έλεγχο των Dickey και Fuller (1981) (within και between dimensions με p -value=0,0066 και 0,0318 αντιστοίχως), με τη χρήση προσδιοριστικής τάσης στις σειρές μας, απορρίπτοντας την μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης.

4.2 Έλεγχος συνολοκλήρωσης Kao

Χρησιμοποιώντας την τεχνική συνολοκλήρωσης του Kao (1999) που ελέγχει την μηδενική υπόθεση της μη ύπαρξης σχέσης συνολοκλήρωσης βάση της στατιστικής t του Επαυξημένου ελέγχου των Dickey και Fuller (1981). Ουσιαστικά, ο έλεγχος βασίζεται και σε αυτή την περίπτωση στη μεθοδολογία των Engle και Granger για στασιμότητα των καταλοίπων που αντιστοιχεί με ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών που εξετάζουμε. Η διαφορά του συγκεκριμένου ελέγχου είναι ότι δεν επιτρέπει τη χρήση προσδιοριστικής τάσης στα δεδομένα, αλλά μόνο την παρουσία σταθερού όρου.

ΠΙΝΑΚΑΣ 4: ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ ΤΟΥ Kao

	CAB-DEF-NET	DEF-CAB-NET	NET-DEF-CAB
ADF	-2.089023 (0.0184) **	-1.460271 (0.0721) *	-1.917140 (0.0276) **

Σημειώσεις : 1. H_0 : Ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας- (Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης)

2. * $a=10\%$, ** $a=5\%$, *** $a=1\%$

3. Στις παρενθέσεις είναι τα p -value

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης του Kao, παρουσιάζεται στον πίνακα 4. Από τα αποτελέσματα του πίνακα 4 παρατηρούμε ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάνυσμα. Τα αποτελέσματα που λαμβάνουμε διαφοροποιούνται από αυτά της τεχνικής συνολοκλήρωσης του Pedroni, καθώς και στις τρεις ελεγχόμενες περιπτώσεις, προκύπτει σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας με τη διαφοροποίηση ότι αυτή καθίσταται στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ όταν σαν εξαρτημένη μεταβλητή τίθεται το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB), και την καθαρή απόδοση (NET) (p -value= 0,0184 και 0,0276 αντίστοιχα) και σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ όταν σαν εξαρτημένη μεταβλητή τίθεται η δημοσιονομική ισορροπία (DEF).

4.3 Έλεγχοι συνολοκλήρωσης Johansen

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης του Johansen (1988) προτείνει δύο διαφορετικές προσεγγίσεις, η πρώτη είναι μέσω του ίχνους του λόγου πιθανοφάνειας, ενώ η δεύτερη μέσω της μέγιστης ιδιοτιμής, για να προσδιοριστεί η παρουσία διανυσμάτων συνολοκλήρωσης και κατά συνέπεια η ύπαρξη μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας στις εξεταζόμενες σειρές. Η ύπαρξη ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης υπονοεί πως οι σειρές δεν μπορούν να κινηθούν για μεγάλο χρονικό διάστημα ξεχωριστά και αν οι σειρές ολοκληρώνονται, το διάνυσμα

συνολοκλήρωσης πρέπει να είναι [1,-1]. Στη συγκεκριμένη εργασία ερμηνεύουμε τα συμπεράσματα μέσω του ίχνους του λόγου πιθανοφάνειας.

ΠΙΝΑΚΑΣ 5: ΕΛΕΓΧΟΙ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ JOHANSEN

	CAB-DEF-NET		DEF-CAB-NET		NET-DEF-CAB	
	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ	ΣΤΑΘΕΡΑ	ΣΤΑΘΕΡΑ ΚΑΙ ΤΑΣΗ
None	37.29 (0.0001) ***	37.02 (0.0001) ***	37.29 (0.0001)***	37.02 (0.0001) ***	37.29 (0.0001) ***	37.02 (0.0001) ***
At most 1	20.70 (0.0233) **	16.79 (0.0790) *	20.70 (0.0233)**	16.79 (0.0790) *	20.70 (0.0233) **	16.79 (0.0790) *
At most 2	25.50 (0.0045) ***	9.567 (0.4792)	25.50 (0.0045)***	9.567 (0.4792)	25.50 (0.0045)***	9.567 (0.4792)

*Η ελεγχόμενη υπόθεση απορρίπτεται για $\alpha=10\%$

**Η ελεγχόμενη υπόθεση απορρίπτεται για $\alpha=5\%$

***Η ελεγχόμενη υπόθεση απορρίπτεται για $\alpha=1\%$

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 5 παρατηρούμε ότι υπάρχει ένα συνολοκληρωμένο διάλυμα.

5. Αιτιότητα

Η διατύπωση των αιτιακών σχέσεων αποτελεί ένα σημαντικό αντικείμενο μελέτης ενός ερευνητή. Το είδος της αιτιάδους σχέσης μπορεί να διαφέρει καθώς οι μεταβολές μιας μεταβλητής μπορεί να προηγούνται ή να έπονται ή να είναι ταυτόχρονες των μεταβολών μιας άλλης μεταβλητής. Η διαπίστωση της προηγίσεως είναι ο σκοπός της ανάλυσης αιτιότητας γνωστής ως αιτιότητα κατά Granger (Granger Causality).

5.1 Αιτιότητα κατά Granger (Granger Causality).

Με βάση τα έως τώρα αποτελέσματα και τις υποθέσεις της εργασίας, προχωρούμε σε έλεγχο αιτιότητας κατά Granger σε τέσσερις (4) περιπτώσεις. Οι μηδενικές υποθέσεις που ελέγχονται είναι:

1. Το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB) δεν αιτιάζει δημοσιονομική ισορροπία (DEF)
2. Το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB) δεν αιτιάζει την καθαρή απόδοση (NET)
3. Η δημοσιονομική ισορροπία (DEF) δεν αιτιάζει το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB)
4. Η δημοσιονομική ισορροπία (DEF) δεν αιτιάζει την καθαρή απόδοση (NET)
5. Η καθαρή απόδοση (NET) δεν αιτιάζει το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB)
6. Η καθαρή απόδοση (NET) δεν αιτιάζει την δημοσιονομική ισορροπία (DEF)

Συνεπώς εφαρμόζοντας Granger causality test για τις ελεγχόμενες περιπτώσεις λαμβάνουμε τα κάτωθι αποτελέσματα.

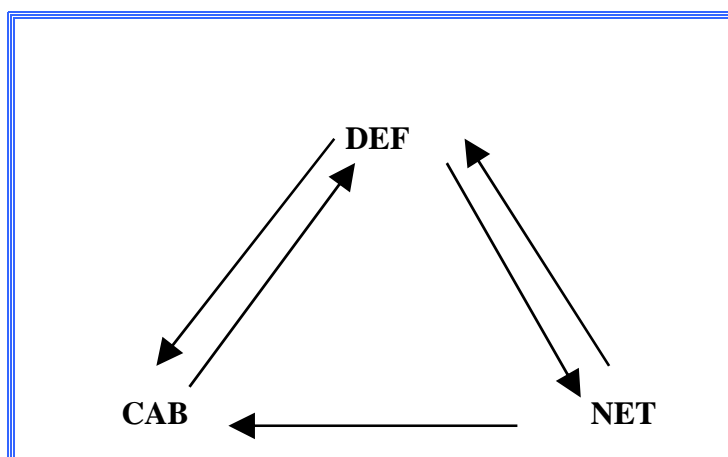
ΠΙΝΑΚΑΣ 6: ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER

Granger Causality Tests		
Sample: 1990 - 2010		
Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
CAB does not Granger Cause DEF	6.34234	0.0134**
CAB does not Granger Cause NET	0.16168	0.6885
DEF does not Granger Cause CAB	6.68229	0.0112**
DEF does not Granger Cause NET	7.18548	0.0086***
NET does not Granger Cause CAB	12.4251	0.0006***
NET does not Granger Cause DEF	6.26713	0.0140**

**Η ελεγχόμενη υπόθεση απορρίπτεται για $\alpha=5\%$

***Η ελεγχόμενη υπόθεση απορρίπτεται για $\alpha=1\%$

Από τα αποτελέσματα του πίνακα 6 παρατηρούμε την ύπαρξη αμφίδρομης αιτιότητας κατά Granger του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών (CAB) και της μεταβλητής της δημοσιονομικής ισορροπίας (DEF), (p -value=0,0134 και 0,0112) σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, ενώ παράλληλα, δεν σκιαγραφείται η ύπαρξη αιτιώδους σχέσης του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών (CAB) προς την καθαρή απόδοση (NET) (p -value=0,6885). Αντίθετα παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική αντίστροφη σχέση αιτιότητας καθώς η υπόθεση της μη ύπαρξης αιτιότητας της καθαρή απόδοση (NET) προς το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB) απορρίπτεται για $\alpha=1\%$ (p -value=0,0006). Τέλος αμφίδρομη είναι η σχέση αιτιότητας κατά Granger για $\alpha=5\%$, που προκύπτει ανάμεσα στις μεταβλητές που απεικονίζουν την καθαρή απόδοση (NET) δεν αιτιάζει την δημοσιονομική ισορροπία (DEF) με τα p -values να ισούνται με 0,0140 και 0,0086 αντίστοιχα. Οι σχέσεις αιτιότητας των τριών μεταβλητών που εξετάζουμε απεικονίζονται στο διάγραμμα που ακολουθεί:

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 4: ΣΧΕΣΕΙΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ CAB-DEF-NET

Από το διάγραμμα 4 προκύπτουν οι εξής σχέσεις για τις μεταβλητές που εξετάζουμε:

- Μονόδρομη σχέση αιτιότητας από την NET προς την CAB, και
- Αμφίδρομη σχέση αιτιότητας μεταξύ των CAB και DEF, NET και DEF.

6. Συμπεράσματα

Οι παγκόσμιες ανισορροπίες του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών και της χρηματοπιστωτικής ρύθμισης ήταν στην πρώτη γραμμή της οικονομικής πολιτικής από συζητήσεις για την παγκόσμια οικονομική κρίση που ξέσπασε στα τέλη του 2008.. Η παρούσα εργασία παρέχει εμπειρικά στοιχεία που υποστηρίζουν την ύπαρξη σύνδεσης μεταξύ της χρηματοπιστωτικής ρύθμισης και του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών. Έχουμε εισαγάγει περιορισμούς ρευστότητας, ως υποκατάστατο για την εγχώρια χρηματοοικονομική ρύθμιση, και υιοθετήσαμε μια προσέγγιση με ένα υπόδειγμα VAR. Διενεργήσαμε ελέγχους μοναδιαίας ρίζας σε επίπεδο μεταβλητών και στις πρώτες διαφορές. Τα αποτελέσματά μας δείχνουν ότι όλες οι μεταβλητές των χωρών που μελετάμε παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα στα επίπεδά τους, ενώ όταν μετασχηματίζονται στις πρώτες διαφορές γίνονται στάσιμες. Στη συνέχεια ελέγξαμε αν υπάρχουν μακροχρόνιες σχέσεις ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών για τις χώρες που μελετούμε. Για την ανάλυση συνολοκλήρωσης των μεταβλητών της εργασίας, ώστε να διαπιστωθεί η ύπαρξη ή όχι μακροχρόνιας σχέσης ισορροπίας ανάμεσα στις τρεις εξεταζόμενες μεταβλητές, χρησιμοποιούμε τρεις διαφορετικές τεχνικές συνολοκλήρωσης σε δεδομένα πάνελ(panel data). Οι δυο πρώτες βασίζονται στον έλεγχο συνολοκλήρωσης των Engle και Granger (1987), και παρουσιάστηκαν από τους Pedroni (1999) και Kao (1999), ενώ η τρίτη αφορά τον έλεγχο συνολοκλήρωσης που στηρίζεται στην τεχνική που ανέπτυξε ο Johansen (1988). Τα συμπεράσματα που προκύπτουν μέσω της χρήσης διαφορετικών τεχνικών εκτίμησης δείχνουν ότι υπάρχει συνολοκληρωμένο διάνυσμα,δηλαδή μακροχρόνια σχέση ισορροπίας. Τα αποτελέσματά μας διαφοροποιούνται κατά τη διαδικασία του ελέγχου συνολοκλήρωσης με τη μέθοδο του Johansen, όπου συμπεριλαμβάνεται η τάση στις εξισώσεις συνολοκλήρωσης. Συγκεκριμένα, ενώ η υπόθεση της μη ύπαρξης σχέσεων συνολοκλήρωσης μεταξύ του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών (CAB), της δημοσιονομικής ισορροπίας (DEF) αλλά και της καθαρής απόδοσης (NET), απορρίπτεται δε συμβαίνει το ίδιο και στην περίπτωση του ελέγχου ύπαρξης μιας σχέσης μακροχρόνιας ισορροπίας σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ και $\alpha=1\%$, όπου η συγκεκριμένη υπόθεση δεν μπορεί να απορριφτεί. Παράλληλα, όμοια είναι τα αποτελέσματά μας στην περίπτωση της ύπαρξης δυο διανυσμάτων συνολοκλήρωσης για επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$

Μελετώντας την διερεύνηση της σχέσης αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών μας, παρατηρούμε την ύπαρξη αμφίδρομης σχέσης αιτιότητας κατά Granger του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών (CAB) και της μεταβλητής της δημοσιονομικής ισορροπίας-

έλλειμμα (DEF), σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, ενώ παράλληλα, δεν διαπιστώνεται η ύπαρξη αιτιώδους σχέσης του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών (CAB) προς την καθαρή απόδοση (NET). Αντίθετα παρουσιάζεται στατιστικά σημαντική αντίστροφη σχέση αιτιότητας καθώς η υπόθεση της μη ύπαρξης αιτιότητας της καθαρή απόδοση (NET) προς το ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών (CAB) απορρίπτεται για $\alpha=1\%$. Τέλος αμφίδρομη είναι η σχέση αιτιότητας κατά Granger για $\alpha=5\%$, που προκύπτει ανάμεσα στις μεταβλητές που απεικονίζουν την καθαρή απόδοση (NET) και την δημοσιονομική ισορροπία- έλλειμμα (DEF). Τα αποτελέσματα αυτής της εργασίας δείχνουν ότι η εγχώρια χρηματοπιστωτική μεταρρύθμιση έχει σημαντικό αντίκτυπο για το μέγεθος και τη δυναμική του ισοζυγίου τρεχουσών συναλλαγών. Αυτή η εικόνα δεν θεωρούμε ότι αποτελεί το καθοριστικό ζήτημα της τρέχουσας παγκόσμιας χρηματοπιστωτικής συζήτησης για τη μεταρρύθμιση, αλλά τα ευρήματά μας δείχνουν ότι αυτό θα μπορούσε να έχει σημαντικές συνέπειες για τη λειτουργία του διεθνούς νομισματικού συστήματος. Αλλαγές στο χρηματοοικονομικό ρυθμιστικό καθεστώς μπορεί να έχει σημαντική επίδραση στο ισοζύγιο τρεχουσών συναλλαγών και θα μπορούσε να είναι ένα εργαλείο που θα συμβάλλει στην άμβλυνση των ατελειών του διεθνούς νομισματικού συστήματος.

The relationship between financial regulation and the current account balance

Argiro E. Dimitoglou

*Department of Applied Informatics,
University of Macedonia, Greece*

Abstract

The aim of this paper is to explore the significance of the existence of regulation of the financial system and in the quantitative comparison of the financial system, to examine the relationship between financial regulation and the current account balance, where the financial arrangements affecting the current account by reducing liquidity. In particular we investigate the existence of the relationship of the current account balance and financial regulation, financial systems in five countries of the European Union, Germany, Spain, France, Italy, and the United Kingdom. The data used in this study are annual and cover the period 1990-2010. In our study we adopt an approach panel VAR. The important role of regulating financial systems, is particularly evident in periods showing imbalances in the current account, and accepted that the reaction of the current account deficit is larger and more persistent in a country with a low degree of financial regulation, rather than a country with high degree. Within the empirical investigation of this paper we use the following variables, current

account (Current Account Balance-CAB), the fiscal balance - deficit (Deficit-DEF), measuring the net yield (NET). To achieve the objectives of this paper, the major tests used are the unit root tests in levels of variables, and the corresponding controls in the first differences. To check the long term equilibrium relationship among the variables by country, we analyze the cointegration of panel data using Pedroni, Kao and Johansen methods. We also investigate the causal relationship between variables, and we observe the existence of bidirectional Granger causality of variables.

Βιβλιογραφία

- Borio, C. and Disyatat, P. (2011). Global imbalances and the financial crisis: Link or no link?, *BIS Working Papers 346, Bank for International Settlements*.
- Dickey D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49 (4), 1057-72.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error-Correction: Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Levin, A., Lin, C.F. and Chu, J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 98, 1-24.
- Maddala, G.S and Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 631-652.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 4, 653-670.
- Phillips, P.C.B., and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ: Πίνακες (πρωτογενών) στοιχείων των μεταβλητών του υποδείγματος

ΠΙΝΑΚΑΣ 1: CAB- ΙΣΟΖΥΓΙΟ ΤΡΕΧΟΥΣΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΩΣ % ΤΟΥ Α.Ε.Π.(2001-2010)

ΧΩΡΑ/ΕΤΟΣ	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	0	2	1,9	4,7	5,1	6,3	7,5	6,3	5,6	5,7
ΙΣΠΑΝΙΑ	-3,9	-3,3	-3,5	-5,2	-7,4	-9	-10	-9,6	-5,2	-4,6
ΓΑΛΛΙΑ	1,8	1,2	0,7	0,5	-0,5	-0,6	-1	-1,7	-1,5	-1,7
ΙΤΑΛΙΑ	0,3	-0,4	-0,8	-0,3	-0,9	-1,5	-1,3	-2,9	-2	-3,5
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	-2,1	-1,7	-1,6	-2,1	-2,6	-3,4	-2,5	-1,4	-1,5	-3,3

Πηγή: EUROSTAT, 2012

ΠΙΝΑΚΑΣ 2 : DEF- ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΗ ΙΣΟΡΟΠΙΑ- ΕΛΛΕΙΜΜΑ.(2001-2010)

ΧΩΡΑ/ΕΤΟΣ	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	-3,1	-3,8	-4,2	-3,8	-3,3	-1,6	0,2	-0,1	-3,2	-4,3
ΙΣΠΑΝΙΑ	-0,5	-0,2	-0,3	-0,1	1,3	2,4	1,9	-4,5	-11,2	-9,3
ΓΑΛΛΙΑ	-1,5	-3,1	-4,1	-3,6	-2,9	-2,3	-2,7	-3,3	-7,5	-7,1
ΙΤΑΛΙΑ	-3,1	-3,1	-3,6	-3,5	-4,4	-3,4	-1,6	-2,7	-5,4	-4,6
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	0,5	-2,1	-3,4	-3,5	-3,4	-2,7	-2,7	-5,0	-11,5	-10,2

Πηγή: EUROSTAT,2012

ΠΙΝΑΚΑΣ 3 : ΝΕΤ-ΚΑΘΑΡΗ ΑΠΟΛΟΣΗ .(2001-2010)

ΧΩΡΑ/ΕΤΟΣ	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	578,5	1.084,9	1.037,0	1.406,7	1.402,0	1.599,4	2.306,4	2.100,9	1.207,3	1.713,6
ΙΣΠΑΝΙΑ	-365,1	-316,1	-407,9	-744,9	-1.086,7	-1.348,0	-1.523,7	-1.294,7	-334,8	-375,0
ΓΑΛΛΙΑ	443,3	477,0	269,7	251,2	-1,7	-63,8	-148,0	-441,6	-693,0	-706,4
ΙΤΑΛΙΑ	348,5	266,0	212,7	256,4	-26,2	-96,5	106,5	-49,0	-270,8	-335,1
ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ	-449,7	-697,0	-527,9	-689,3	-759,7	-712,4	-700,3	-584,9	-564,5	-538,3

Πηγή: EUROSTAT,2012

ΠΙΝΑΚΑΣ 4: CAB- ΙΣΟΖΥΓΙΟ ΤΡΕΧΟΥΣΩΝ ΣΥΝΑΛΛΑΓΩΝ ΩΣ % ΤΟΥ Α.Ε.Π.(1990-2010)

ΕΤΟΣ/ΧΩΡΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΙΣΠΑΝΙΑ	ΓΑΛΛΙΑ	ΙΤΑΛΙΑ	ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ
1990	3	-3.5	0.4	-1.5	-3.8
1991	-1.3	-3.6	0.3	-2	-1.8
1992	-1.1	-3.6	0.3	-2.4	-2.1
1993	-0.9	-1.1	0.4	0.9	-1.9
1994	-1.4	-1.3	0.5	1.2	-1
1995	-1.2	-0.3	0.7	2.2	-1.2
1996	-0.6	-0.2	1.3	3.1	-0.8
1997	-0.5	-0.1	2.7	2.8	-0.1
1998	-0.7	-1.2	2.8	1.8	-0.4
1999	-1.3	-2.9	3.1	1	-2.3
2000	-1.7	-4	1.5	-0.2	-2.6
2001	0	-3.9	1.8	0.3	-2.1
2002	2	-3.3	1.2	-0.4	-1.7
2003	1.9	-3.5	0.7	-0.8	-1.6
2004	4.7	-5.2	0.5	-0.3	-2.1
2005	5.1	-7.4	-0.5	-0.9	-2.6
2006	6.3	-9	-0.6	-1.5	-3.4
2007	7.5	-10	-1	-1.3	-2.5
2008	6.3	-9.6	-5.2	-2.9	-1.4
2009	5.6	-5.2	-1.5	-2	-1.5
2010	5.7	-4.6	-1.7	-3.5	-3.3

Πηγή: EUROSTAT,2012

ΠΙΝΑΚΑΣ 5 : DEF- ΔΗΜΟΣΙΟΝΟΜΙΚΗ ΙΣΟΡΟΠΙΑ- ΕΛΛΕΙΜΜΑ. (1990-2010)

ΕΤΟΣ/ΧΩΡΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΙΣΠΑΝΙΑ	ΓΑΛΛΙΑ	ΙΤΑΛΙΑ	ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ
1990	-1.8	-5.8	-5.2	-7.5	-5.6
1991	-1.9	-6.1	-4.9	-8.1	-5.8
1992	-2.1	-6.2	-5.1	-8.5	-6.1

1993	-2.2	-6.5	-5.2	-8.9	-6.5
1994	-2.3	-6.8	-5.5	-9.1	-6.8
1995	-9.5	-7.2	-5.5	-7.4	-5.9
1996	-3.4	-5.5	-4.0	-7.0	-4.3
1997	-2.8	-4.0	-3.3	-2.7	-2.2
1998	-2.3	-3.0	-2.6	-2.7	-0.1
1999	-1.6	-1.2	-1.8	-1.9	0.9
2000	1.1	-0.9	-1.5	-0.8	3.6
2001	-3.1	-0.5	-1.5	-3.1	0.5
2002	-3.8	-0.2	-3.1	-3.1	-2.1
2003	-4.2	-0.3	-4.1	-3.6	-3.4
2004	-3.8	-0.1	-3.6	-3.5	-3.5
2005	-3.3	1.3	-2.9	-4.4	-3.4
2006	-1.6	2.4	-2.3	-3.4	-2.7
2007	0.2	1.9	-2.7	-1.6	-2.7
2008	-0.1	-4.5	-3.3	-2.7	-5.0
2009	-3.2	-11.2	-7.5	-5.4	-11.5
2010	-4.3	-9.3	-7.1	-4.6	-10.2

Πηγή: EUROSTAT,2012

ΠΙΝΑΚΑΣ 6:ΝΕΤ-ΚΑΘΑΡΗ ΑΠΟΔΟΣΗ ΩΣ % ΤΟΥ Α.Ε.Π.-ΕΤΗΣΙΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ (1990-2010)

ΕΤΟΣ/ΧΩΡΑ	ΓΕΡΜΑΝΙΑ	ΙΣΠΑΝΙΑ	ΓΑΛΛΙΑ	ΙΤΑΛΙΑ	ΗΝΩΜΕΝΟ ΒΑΣΙΛΕΙΟ
1990	33.3	-280.8	27.1	86.2	-288.1
1991	76.1	-294.9	4.5	99.7	-152.8
1992	-88.0	-255.6	85.2	61.4	-124.1
1993	-27.1	-81.3	81.6	494.2	-15.1
1994	54.9	22.6	251.4	578.9	118.8
1995	242.6	43.8	389.5	693.4	179.4
1996	215.1	102.8	286.9	867.0	109.8
1997	370.0	141.0	589.4	806.1	261.2
1998	496.0	25.2	729.8	678.1	-3.6
1999	324.0	-188.5	614.0	467.7	-186.5
2000	284.1	-422.0	474.7	271.4	-351.0
2001	578.5	-365.1	443.3	348.5	-449.7
2002	1,084.9	-316.1	477.0	266.0	-697.0
2003	1,037.0	-407.9	269.7	212.7	-527.9
2004	1,406.7	-744.9	251.2	256.4	-689.3
2005	1,402.0	-1,086.7	-1.7	-26.2	-759.7
2006	1,599.4	-1,348.0	-63.8	-96.5	-712.4
2007	2,306.4	-1,523.7	-148.0	106.5	-700.3
2008	2,100.9	-1,294.7	-441.6	-49.0	-584.9
2009	1,207.3	-334.8	-693.0	-270.8	-564.5
2010	1,713.6	-375.0	-706.4	-335.1	-538.3

Πηγή:EUROSTAT,2012