



ΠΑΝΤΕΙΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ
ΚΟΙΝΩΝΙΚΩΝ ΚΑΙ ΠΟΛΙΤΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ
Π.Μ.Σ «ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ»

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΔΙΕΘΝΕΙΣ ΔΙΑΣΥΝΔΕΣΕΙΣ ΣΤΗΝ ΠΑΓΚΟΣΜΙΑ
ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ: ΜΙΑ ΟΙΚΟΝΟΜΕΤΡΙΚΗ
ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ GVAR (1992-2012)

ΧΡΥΣΑΝΘΗ ΜΗΝΟΥ

ΕΠΙΒΛΕΠΩΝ

ΠΑΝΑΓΙΩΤΗΣ ΜΙΧΑΗΛΙΔΗΣ

Επίκουρος Καθηγητής ΕΜΠ

ΑΘΗΝΑ 2014

*Στη μητέρα μου, τον πατέρα μου
και στη μνήμη της γιαγιάς μου*

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Τις θερμότερες των ευχαριστιών μου οφείλω στον επιβλέποντα της Διπλωματικής Εργασίας, κ. Παναγιώτη Μιχαηλίδη, Επίκουρο Καθηγητή ΕΜΠ, για την άριστη και υποδειγματική συνεργασία που είχαμε καθ' όλη τη διάρκεια της εκπόνησης της εργασίας καθώς και στον κ. Κωνσταντίνο Κωνσταντάκη, Υποψήφιο Διδάκτορα ΕΜΠ, για τις καίριες επισημάνσεις του. Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω τη φίλη και συνάδελφο Μαρία Σδρέγα για τις παρατηρήσεις και την υποστήριξη που μου προσέφερε. Τέλος, χρωστάω ένα μεγάλο ευχαριστώ στην αδερφή μου Θεοδώρα και στους φίλους και συναδέλφους Ευτυχία, Λίνα και Φάνη που ήταν δίπλα μου.

“Ζούμε σ’ ένα νησί που περιβρέχεται από μια θάλασσα άγνοιας.

Καθώς το νησί της γνώσης μας μεγαλώνει,
το ίδιο συμβαίνει και με την ακτή της άγνοιάς μας.”

John Archibald Wheeler (1911-2008, Αμερικανός φυσικός)

Περίληψη

Στην παρούσα διπλωματική εργασία κατασκευάζουμε ένα Παγκόσμιο Αυτοπαλίνδρομο Διανυσματικό Υπόδειγμα (Global Vector Autoregression Model – GVAR) με σκοπό να μελετήσουμε τη μετάδοση διαταραχών (shocks) ανάμεσα στην ΕΕ17, τις ΗΠΑ και τις χώρες του συμπλέγματος BRICS (Βραζιλία, Ρωσία, Ινδία, Κίνα, Ν. Αφρική) και τις χώρες: Αυστραλία, Καναδά και Ιαπωνία ώστε να καλύψουμε όσο το δυνατό μεγαλύτερο ποσοστό της παγκόσμιας οικονομίας. Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν είναι τριμηνιαία και αφορούν την περίοδο από το 1992 έως το 2012 [1992(Q1) – 2012(Q3)]. Η μελέτη βασίζεται στις παγκόσμιες μεταβλητές του Εμπορίου (Trade) και της Πίστης (Credit) που δρουν ως κανάλια διάδοσης των διαταραχών μεταξύ των οικονομιών. Οι μακροοικονομικές μεταβλητές που εξετάζονται, ακολουθώντας τη διεθνή βιβλιογραφία, είναι το ΑΕΠ (GDP) και το Επιτόκιο (Interest rate), οι τιμές των οποίων είναι εκφρασμένες σε εκατομμύρια δολάρια σε σταθερές τιμές του 2005.

Η μελέτη έλαβε χώρα χρησιμοποιώντας κατάλληλες οικονομετρικές τεχνικές και η ανάλυση πραγματοποιήθηκε με το υπολογιστικό πακέτο EViews 7.1

Πίνακας περιεχομένων

1. Εισαγωγή	8
2. Θεωρητικό πλαίσιο μεθοδολογίας	11
2.1 Ανάλυση Χρονοσειρών	11
2.2 Στασιμότητα	12
2.3 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας.....	15
2.4 Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller	17
2.5 Συνολοκλήρωση	18
2.6 Αυτοπαλίνδρομα Διανυσματικά Υποδείγματα	22
2.7 Διανυσματικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφαλμάτων	25
2.8 Μοντελοποίηση του Υποδείγματος GVAR.....	26
2.9 Συναρτήσεις Απόκρισης	29
2.10 Ανάλυση Διάσπασης της Διακύμανσης	31
3. Εμπειρική Ανάλυση	32
3.1 Δεδομένα και Μεταβλητές	32
3.2 Αποτελέσματα	33
4. Συμπεράσματα	76
Βιβλιογραφία.....	79
Π.1 Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας	83
Π.2 Επιλογή χρονικών υστερήσεων	96
Π.3 Johansen Cointegration test	102

1. Εισαγωγή

Τις τελευταίες δύο δεκαετίες ο όρος “παγκοσμιοποίηση” έχει χρησιμοποιηθεί εκτενώς για να καταδείξει την αυξανόμενη ενσωμάτωση και αλληλεξάρτηση της παγκόσμιας οικονομίας. Η διεθνής συνεργασία και οι πρωτοβουλίες ελεύθερου εμπορίου έχουν ενισχύσει το φαινόμενο της παγκοσμιοποίησης. Συνεπώς, δημιουργείται μία όλο και μεγαλύτερη ανάγκη να μοντελοποιήσουμε τις περίπλοκες σχέσεις που εμφανίζονται ανάμεσα στις διάφορες οικονομίες προκειμένου να κατανοήσουμε πως οι οικονομικές συνθήκες σε μία γεωγραφική περιοχή μπορεί, άμεσα ή έμμεσα, να επηρεάζουν τις συνθήκες σε άλλες γεωγραφικές περιοχές.

Στην παρούσα εργασία, ο κύριος στόχος είναι η εφαρμογή του υποδείγματος GVAR ώστε να προκύψουν οι διεθνείς διασυνδέσεις μεταξύ δέκα οικονομιών, οι οποίες είναι: η ΕΕ17, οι ΗΠΑ, η Αυστραλία, ο Καναδάς, η Ιαπωνία και οι πέντε οικονομίες του συμπλέγματος BRICS: Βραζιλία (Brazil), Ρωσία (Russia), Ινδία (India), Κίνα (China) και Νότια Αφρική (South Africa).

Στις αρχές της δεκαετίας του 2000, οι χώρες της Βραζιλίας, της Ρωσίας, της Ινδίας και της Κίνας, οι οποίες ανήκαν στις αναδυόμενες αγορές, παρουσίαζαν αλματώδη οικονομική ανάπτυξη, πολύ μεγαλύτερη από αυτή των μεγάλων οικονομιών. Παράλληλα, οι χώρες αυτές κάλυπταν μεγάλες εκτάσεις στον παγκόσμιο χάρτη, ενώ και ο συνολικός τους πληθυσμός κάλυπτε ένα μεγάλο ποσοστό του παγκόσμιου πληθυσμού της Γης. Αυτό οδήγησε στη δημιουργία ενός οικονομικού όρου για να περιγράψει τις οικονομίες των χωρών αυτών, ο οποίος φέρει το όνομα, BRIC¹. Η Νότια Αφρική ζήτησε την ένταξή της στο σύμπλεγμα BRIC κατά τη διάρκεια του 2010 και η διαδικασία για την επίσημη αποδοχή της ξεκίνησε ήδη από τον Αύγουστο του ίδιου έτους. Η Νότια Αφρική έγινε επίσημα δεκτή ως κράτος-μέλος στις 24 Δεκεμβρίου 2010, μετά από επίσημη πρόσκληση από την Κίνα και τις άλλες 3 χώρες να ενταχθεί στην ομάδα. Έτσι η ομάδα μετονομάστηκε σε BRICS, προσθέτοντας το γράμμα “S” στο υπάρχον αρκτικόλεξο (από το South Africa).

¹ Ο όρος «BRIC economies» εισήχθη από τους οικονομολόγους του Ινστιτούτου Ερευνών του αμερικανικού επενδυτικού ιδρύματος Goldman Sachs (Goldman Sachs Research Institute).

Πολλοί μελετητές έχουν επιδιώξει να αναπτύξουν οικονομετρικά υποδείγματα μεγάλης κλίμακας για να εκφράσουν ποσοτικά τις παγκόσμιες επιπτώσεις των πολιτικών, οι οποίες έχουν υιοθετηθεί από διάφορες οικονομίες.

Στο πλαίσιο αυτό, το υπόδειγμα VAR, και ειδικότερα, το GVAR παρέχει μία μέθοδο για την εκτίμηση παγκόσμιας κλίμακας οικονομικών διασυνδέσεων μεταξύ γεωγραφικών περιοχών και οικονομιών και, επιπλέον, μπορεί να αξιολογήσει τη μετάδοση των διαταραχών ανάμεσα σε αυτές. Το υπόδειγμα GVAR εισήχθη από τους Pesaran *et al.* (2004) και αναπτύχθηκε μέσα από θεωρητικές συνεισφορές, όπως των Pesaran and Smith (2006), των Dées *et al.* (2007b) Chudik and Pesaran (2011a), (2011b) καθώς και από εμπειρικές συνεισφορές, όπως των Dées *et al.* (2005), (2007a), Pesaran *et al.* (2006), Castren *et al.* (2011), Pesaran *et al.* (2007), Bussière *et al.* (2012).

Το υπόδειγμα GVAR είναι κατάλληλο για την εκτίμηση των σχέσεων μεταξύ οικονομιών, ενώ η μεθοδολογία του παρέχει ένα παγκόσμιο πλαίσιο μοντελοποίησης για την ποσοτική ανάλυση των διαφόρων διαταραχών και των μηχανισμών μετάδοσης αυτών. Πρακτικά, συνιστά ένα οικονομετρικό υπόδειγμα της παγκόσμιας οικονομίας, το οποίο έχει σχεδιαστεί ειδικά για να εκφράσει ρητά τις οικονομικές αλληλεξαρτήσεις, τόσο σε εθνικό όσο και σε διεθνές επίπεδο.

Πιο συγκεκριμένα, το GVAR συνδυάζει τα επιμέρους υποδείγματα όλων των οικονομιών σε ένα πλήρες οικονομετρικό υπόδειγμα. Το συγκεκριμένο υπόδειγμα GVAR που χρησιμοποιούμε περιλαμβάνει τις παγκόσμιες εξωγενείς μεταβλητές του Εμπορίου (Trade) και της Πίστης (Credit), που δρουν ως μηχανισμοί μετάδοσης των διαταραχών μεταξύ των οικονομιών, καθώς και τα επιμέρους VARX υποδείγματα όλων των οικονομιών, στα οποία οι εγχώριες μεταβλητές είναι το ΑΕΠ και το Επιτόκιο. Επιπλέον, οι εγχώριες μεταβλητές σχετίζονται με τις αλλοδαπές (foreign) που είναι σταθμισμένες με τα αντίστοιχα μερίδια. Το γεγονός αυτό, μας επιτρέπει να το χρησιμοποιήσουμε για να διερευνήσουμε το βαθμό αλληλεξάρτησης των οικονομιών μέσω της ανάλυσης των συναρτήσεων απόκρισης (Response Function).

Οι προσπάθειες μελέτης αλληλεξαρτήσεων μεταξύ οικονομιών είναι σχετικά περιορισμένες στη βιβλιογραφία και στο πλαίσιο αυτό, η συνεισφορά της παρούσας εργασίας είναι διττή: Πρώτον, διότι περιλαμβάνει οικονομίες οι οποίες δεν έχουν μοντελοποιηθεί ξανά σε ένα διεθνές υπόδειγμα και, δεύτερον, διότι το GVAR, για πρώτη φορά, αποτελείται από δύο κυρίαρχες οικονομίες (dominant economies), την ΕΕ17 και τις ΗΠΑ, σε αντίθεση με προηγούμενες εμπειρικές μελέτες που κάνουν χρήση το πολύ μίας κυρίαρχης οικονομίας.

2. Θεωρητικό πλαίσιο μεθοδολογίας

Η εξέταση οικονομικών φαινομένων, και κατ' επέκταση εξαγωγή συμπερασμάτων μέσω ανάλυσης χρονολογικών σειρών, ακολουθεί, συνήθως, μία τυπική διαδικασία που αποτελείται από συγκεκριμένα βήματα.

Αρχικά, γίνεται έλεγχος για το εάν οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες ή μη, έπειτα διεξάγεται διερεύνηση για το κατάλληλο εμπειρικό υπόδειγμα που θα κατασκευαστεί και εφαρμόζονται μέθοδοι συνολοκλήρωσης προκειμένου να εξεταστεί η μακροχρόνια σχέση των μεταβλητών μεταξύ τους.

2.1 Ανάλυση Χρονοσειρών

Μία χρονοσειρά (time series) είναι ένα σύνολο παρατηρήσεων μιας μεταβλητής, οι οποίες λαμβάνονται μεταξύ τους σε ίσα χρονικά διαστήματα και αποτελούν μέρος μιας στοχαστικής διαδικασίας.

Έστω Y η μεταβλητή που μελετάται και $t \in T$ τα ίσα χρονικά διαστήματα. Τότε η ακολουθία αυτών των τιμών:

$$Y_1, Y_2, \dots, Y_N \text{ ή } \{Y_t\}, t \in T = \{1, \dots, N\}$$

αποτελεί ένα δείγμα N παρατηρήσεων της χρονοσειράς Y_t . Βασικό χαρακτηριστικό μιας χρονοσειράς είναι η εξάρτηση μεταξύ των διαδοχικών παρατηρήσεων και οι σχέσεις τους με τις πληροφορίες που υπάρχουν σε παρελθούσες τιμές της χρονοσειράς (Δημέλη, 2013).

Συνεπώς, εκτός από τα υποδείγματα των οποίων οι παρατηρήσεις μεταβάλλονται ανεξάρτητα, υπάρχει κι ένα μεγάλο μέρος υποδειγμάτων τα οποία λαμβάνουν τη μορφή χρονοσειρών. Το σύνολο των τεχνικών που μελετούν αυτή τη μορφή υποδειγμάτων καλείται ανάλυση χρονοσειρών (time series analysis).

Τα τρία (3) κυριότερα στοιχεία της ανάλυσης χρονοσειρών είναι: η περιγραφή, η επεξήγηση και η πρόβλεψη των εξαρτημένων μεταβλητών. Η περιγραφή επιτυγχάνεται με τη χρήση γραφημάτων καθώς και περιγραφικών χαρακτηριστικών της χρονοσειράς. Η επεξήγηση επιτυγχάνεται με τη χρήση

υποδειγμάτων που προσπαθούν να αναπαραστήσουν την πραγματική διαδικασία αναπαραγωγής των δεδομένων, ενώ η πρόβλεψη επιτυγχάνεται με κατάλληλα υποδείγματα που μπορούν να προβλέψουν μελλοντικές τιμές της χρονοσειράς.

Η παρουσίαση της μεθοδολογίας ξεκινάει με την έννοια της στασιμότητας και τη σημασία της για την ανάλυση των μεταβλητών.

2.2 Στασιμότητα

Σύμφωνα με τους Brooks (2007) και Gujarati (2004), μια χρονοσειρά καλείται στάσιμη (stationary) όταν εμφανίζει: α) διαχρονικά σταθερό μέσο, β) σταθερή διακύμανση και γ) η συνδιακύμανσή της είναι συνάρτηση μόνο της υστερήσεως ή προηγήσεως και ανεξάρτητη από το χρόνο. Με απλά λόγια, στάσιμη είναι η χρονοσειρά της οποίας τα βασικά χαρακτηριστικά και ιδιότητες, δεν μεταβάλλονται με το χρόνο.

Το πρόβλημα της μη στασιμότητας υφίσταται στις χρονοσειρές επειδή συνοδεύονται από ύπαρξη τάσης (στοχαστικής ή ντετερμινιστικής), δηλαδή από μία συνεχή, διαχρονική αύξηση ή μείωση των τιμών της. Αυτό διαπιστώνεται από τη μεταβολή του μέσου και, ενδεχομένως, της διακύμανσης της μεταβλητής με το χρόνο. Μια σειρά με τα παραπάνω χαρακτηριστικά δεν είναι στάσιμη. Σύμφωνα με τον Χρήστου (2007), οι αξιολογήσεις των αποτελεσμάτων από την εκτίμηση μιας παλινδρόμησης, που γίνονται με βάση τα συνήθη στατιστικά κριτήρια, είναι αξιόπιστες και έγκυρες, μόνο όταν πληρούνται οι υποθέσεις της κλασσικής παλινδρόμησης, και οι μεταβλητές είναι στάσιμες. Αυτό σημαίνει ότι, με δεδομένη τη μη στασιμότητα των περισσότερων οικονομικών χρονοσειρών, η απλή κλασσική παλινδρόμηση που προσπαθεί να διερευνήσει πιθανές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών, θα αξιολογηθεί με αναξιόπιστες στατιστικές ελέγχου και, ενδεχομένως, να οδηγήσει σε αποδοχή αποτελεσμάτων και σχέσεων χωρίς οικονομική σημασία. Ο όρος που συχνά χρησιμοποιείται για το παραπάνω φαινόμενο είναι η “φαινομενική” ή “νόθος” ή “κίβδηλη” παλινδρόμηση (spurious

regression) και περιγράφει την παρατηρούμενη στατιστικά σημαντική σχέση μεταξύ των μεταβλητών, που οφείλεται σε ασυνέπεια των εκτιμητών και η οποία δεν συνεπάγεται υποχρεωτικά την ύπαρξη σχέσεως (Χρήστου, 2007).

Η στασιμότητα ορίζεται είτε με την αυστηρή έννοια, είτε με την ασθενέστερη που είναι και η επικρατούσα (Δημέλη, 2013). Μια στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται ως αυστηρά στάσιμη (strictly stationary) όταν οι στατιστικές της ιδιότητες δεν επηρεάζονται από μία μεταβολή στο χρόνο, παραμένουν δηλαδή χρονικά αμετάβλητες. Ειδικότερα, μία στοχαστική διαδικασία $\{Y_t\}$ θεωρείται αυστηρά στάσιμη εάν η από κοινού κατανομή πιθανότητας των $\{Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+N-1}\}$ είναι ίδια με την από κοινού κατανομή του συνόλου $\{Y_{t+k}, Y_{t+k+1}, \dots, Y_{t+k+N-1}\}$ για οποιαδήποτε επιλογή του χρόνου t , του πλήθους N και των υστερήσεων/προηγέσεων k .

Παρόμοιος είναι και ο ορισμός της ασθενούς στασιμότητας. Ο ορισμός αυτός απαιτεί στασιμότητα μόνο στις στατιστικές ροπές πρώτης τάξης (δηλαδή του μέσου) και δεύτερης τάξης (δηλαδή των διακυμάνσεων και συνδιακυμάνσεων). Έτσι, μια χρονολογική σειρά είναι ασθενώς στάσιμη (weakly stationary) εάν ο μέσος και η διακύμανσή της δεν μεταβάλλονται με το χρόνο και η συνδιακύμανση μεταξύ των τιμών της, σε δύο χρονικά σημεία, εξαρτάται μόνο από την απόσταση ανάμεσα σε αυτά τα χρονικά σημεία και όχι από τον ίδιο το χρόνο.

Μαθηματικά, θα ισχύουν οι εξής συνθήκες:

$$(1) E(Y_t) = \mu_y, \forall t \in T$$

$$(2) \text{var}(Y_t) = E[Y_t - E(Y_t)]^2 = \sigma_y^2, \forall t \in T$$

$$(3) \text{cov}(Y_y, Y_{y+k}) = \text{cov}(Y_{t+m}, Y_{t+m+k}) = \gamma_k, \forall t \in T, k \in Z, m \neq 0$$

Όπου μ_y συμβολίζει το σταθερό μέσο της Y_t , το σ_y^2 συμβολίζει τη σταθερή διακύμανσή της και το γ_k τη συνδιακύμανση μεταξύ δύο οποιονδήποτε τιμών της Y_t που απέχουν k χρονικές περιόδους. Η τελευταία σχέση θα ονομάζεται αυτοδιακύμανση (autocovariance) και ορίζεται ως:

$$\gamma_k = \text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[Y_t - E(Y_t)][Y_{t+k} - E(Y_{t+k})]$$

Η πρώτη συνθήκη υποδηλώνει σταθερό μέσο και η δεύτερη σταθερή διακύμανση για οποιαδήποτε χρονική στιγμή. Η τρίτη δηλώνει ότι η συνδιακύμανση μεταξύ δύο οποιονδήποτε τιμών της Y_t που απέχουν k περιόδους είναι συνάρτηση μόνο του k , δηλαδή της χρονικής υστέρησης ή προήγησης των δύο αυτών τιμών. Επιπλέον, δοθέντος ότι η αυτοδιακύμανση μηδενικής υστέρησης ($k=0$) είναι η διακύμανση, δηλαδή:

$$\gamma_0 = \text{cov}(Y_t, Y_t) = \text{var}(Y_t) = \sigma_y^2$$

Τότε, μπορούμε να ενοποιήσουμε τις δύο τελευταίες συνθήκες και να διατυπώσουμε πιο συνοπτικά τις συνθήκες στασιμότητας ως εξής:

1. Σταθερός μέσος $\forall t \in T$.
2. Συνδιακυμάνσεις γ_k ανεξάρτητες του χρόνου t , για οποιοδήποτε ακέραιο k .

Συνήθως, η οικονομικής φύσεως μη στάσιμες μεταβλητές γίνονται στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, μιας και εμφανίζουν παρόμοια συμπεριφορά με αυτήν του τυχαίου περιπάτου². Όταν μία χρονοσειρά είναι μη στάσιμη στα επίπεδά της και μετατρέπεται σε στάσιμη στις πρώτες διαφορές των επιπέδων της τότε αυτή καλείται ολοκληρωμένη (integrated) πρώτου βαθμού και συμβολίζεται $I(1)$. Έτσι, εάν έχουμε μία χρονοσειρά $\{y_t\}_{t=1}^n$, τότε ο μετασχηματισμός πρώτων διαφορών είναι της μορφής $x_t = y_t - y_{t-1}$. Εάν η καινούρια χρονοσειρά $\{x_t\}_{t=1}^{n-1}$ δεν είναι στάσιμη, τότε παίρνουμε δεύτερες διαφορές $x'_t = x_t - x_{t-1}$. Γενικεύοντας, αν χρειαστούν d διαφορές προκειμένου να γίνει στάσιμη μία σειρά, τότε η συνάρτηση καλείται ολοκληρωμένη d βαθμού (Συριόπουλος και Φίλιππας, 2010).

Προκειμένου να διαγνωστούν και να αντιμετωπιστούν τα παραπάνω προβλήματα πρέπει εξ αρχής να γίνει έλεγχος στασιμότητας των υπό χρήση

² Η αυτοπαλίνδρομη διαδικασία $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ όπου u_t είναι λευκός θόρυβος, δηλαδή και $V(u_t) = \sigma^2$ και $E(u_t) = 0$ (Χρήστου, 2007).

χρονοσειρών. Στην παρούσα εργασία, για την ανεύρεση του βαθμού ολοκλήρωσης μιας μεταβλητής, θα χρησιμοποιηθεί ο επαυξημένος έλεγχος Dickey - Fuller (Augmented Dickey - Fuller test – ADF) (Dickey and Fuller, 1979, Dickey and Fuller, 1981) διότι είναι η πιο δημοφιλής στη διεθνή βιβλιογραφία.

2.3 Έλεγχος Μοναδιαίας Ρίζας (Unit-Root Test)

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας αφορά στον έλεγχο για τη μη στασιμότητα μιας χρονοσειράς. Μια χρονολογική σειρά που ακολουθεί το AR(1) υπόδειγμα (AR, αυτοπαλίνδρομες διαδικασίες), $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ θα είναι στάσιμη αν ο συντελεστής ρ είναι μικρότερος της μονάδας. Αν ο συντελεστής ρ είναι πολύ κοντά στη μονάδα ή είναι ίσος με τη μονάδα, τότε η σειρά θεωρείται μη στάσιμη ή, αλλιώς, λέμε ότι εμφανίζει μοναδιαία ρίζα. Σύμφωνα με τον Gujarati (2004), η ιδέα πίσω από τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας είναι να γίνει μια παλινδρόμηση του Y_t στο Y_{t-1} , ώστε να εκτιμηθεί η τιμή του ρ και στη συνέχεια να γίνουν οι απαραίτητοι έλεγχοι. Επειδή ο έλεγχος με τη γνωστή κατανομή t δεν είναι έγκυρος, για το λόγο αυτό επαναπροσδιορίζεται το AR(1) υπόδειγμα αφού αφαιρεθεί το Y_{t-1} και από τις δύο πλευρές,

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t, \text{ ώστε να προκύψει:}$$

$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$, όπου $\delta = (\rho - 1)$ και Δ ο τελεστής πρώτων διαφορών. Έτσι, ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας εφαρμόζεται σε αυτό το υπόδειγμα και η H_0 είναι ότι $\delta = 0$, άρα το $\rho = 1$, ότι δηλαδή υπάρχει μοναδιαία ρίζα και η χρονολογική σειρά δεν είναι στάσιμη. Αν $\delta \neq 0$, τότε $\Delta Y_t = u_t$ όπου u_t ο λευκός θόρυβος, άρα στάσιμη σειρά. Με λίγα λόγια, λαμβάνοντας πρώτες διαφορές μιας χρονοσειράς, αυτή μπορεί να γίνει στάσιμη. Όπως επισημαίνει ο Brooks (2007), και είδαμε προηγουμένως, σε μια μη στάσιμη χρονοσειρά, εάν εφαρμοστεί ο τελεστής διαφορών d φορές μέχρι να γίνει στάσιμη η διαδικασία, τότε καλείται ολοκληρωμένη χρονοσειρά τάξης d και συμβολίζεται με $I(d)$. Για $d=1$ ή $d=2$ σημαίνει ότι η χρονοσειρά έχει αντίστοιχα 1 και 2 μοναδιαίες ρίζες κι έτσι πρέπει να εφαρμοστούν οι αντίστοιχες πρώτες και δεύτερες διαφορές έτσι ώστε να

γίνει $I(0)$, δηλαδή στάσιμη. Σύμφωνα με τον Gujarati (2004), για τη μηδενική υπόθεση, αν το $\delta=0$ (δηλαδή αν στη χρονοσειρά υπάρχει μοναδιαία ρίζα αφού $\rho=1$), δεν ακολουθείται η t στατιστική, αλλά οι Dickey-Fuller (1979), χρησιμοποίησαν μια διαφορετική κατανομή την τ , όπου ανάλογα με την πραγματική διαδικασία που ακολουθούν τα δεδομένα, δηλαδή εάν υπάρχει τάση ή σταθερός όρος ή και τα δύο μαζί, υπάρχουν διαφορετικές τιμές της τ στατιστικής (Πίνακας Dickey-Fuller). Οι τρεις διαφορετικές περιπτώσεις που εξετάζουν είναι:

i) $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t$ έλεγχος μοναδιαίας ρίζας

ii) $\Delta y_t = a + \delta y_{t-1} + u_t$ έλεγχος μοναδιαίας ρίζας με κλίση

iii) $\Delta y_t = a + b_t + \delta y_{t-1} + u_t$ έλεγχος μοναδιαίας ρίζας με κλίση και χρονική τάση

όπου τα κατάλοιπα, u_t , πληρούν τις ιδιότητες του λευκού θορύβου.

Η μορφή του στατιστικού ελέγχου είναι ίδια και για τις τρεις περιπτώσεις:

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_1 : \delta < 0$$

Υπό τη μηδενική υπόθεση και τα τρία υποδείγματα είναι μη στάσιμα. Απόρριψη της H_0 συνεπάγεται ότι στην πρώτη περίπτωση η χρονολογική σειρά είναι στάσιμη με μηδενικό μέσο, στη δεύτερη περίπτωση στάσιμη με σταθερό όρο και στην τρίτη περίπτωση είναι στάσιμη γύρω από μια ντετερμινιστική τάση.

Πρέπει να σημειωθεί ότι οι παράμετροι του σταθερού όρου, της χρονικής τάσης ή και των δύο μαζί, δεν έχουν κάποιο ενδιαφέρον στον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, απλώς επιτρέπονται για καλύτερη προσαρμογή στην πραγματική διαδικασία αναπαραγωγής των δεδομένων. Σε κάθε περίπτωση υπολογίζεται η τ στατιστική και συγκρίνεται με την αντίστοιχη τ κρίσιμη τιμή. Εφόσον η υπολογισμένη $|\tau|$ δεν ξεπερνά την κρίσιμη τιμή, τότε η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται, άρα η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη. Οι παραπάνω έλεγχοι είναι έγκυροι με την προϋπόθεση ότι τα κατάλοιπα u_t είναι λευκός θόρυβος. Επιπλέον, θα πρέπει τα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται μεταξύ τους. Στην

πραγματικότητα μια χρονοσειρά περιγράφεται καλύτερα με υψηλότερο βαθμό υστερήσεων αν οι διαταρακτικοί όροι συσχετίζονται μεταξύ τους με αποτέλεσμα να μην ισχύει η υπόθεση της στασιμότητας των u_t και να μην είναι έγκυρος ο έλεγχος των Dickey-Fuller. Για το λόγο αυτό, χρησιμοποιείται ο επαυξημένος έλεγχος (Augmented Dickey-Fuller), ο οποίος εκτελείται σε ένα υπόδειγμα που έχουν προστεθεί υστερήσεις της Y_t μέχρι τα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται.

2.4 Επαυξημένος Έλεγχος Dickey-Fuller (ADF)

Αφού, λοιπόν, δεν μπορούν να αναπαρασταθούν όλες οι διαδικασίες με ένα AR(1) υπόδειγμα αλλά χρειάζονται και παραπάνω υστερήσεις, σύμφωνα με τον Enders (1995), έστω το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα με p υστερήσεις, AR(p):

$$Y_t = \rho_o + \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \dots + \rho_{p-2} Y_{t-p+2} + \rho_{p-1} Y_{t-p+1} + \rho_p Y_{t-p} + u_t$$

Στην παραπάνω εξίσωση προστίθεται και αφαιρείται ο όρος $\rho_p Y_{t-p+1}$ και η εξίσωση γίνεται:

$$Y_t = \rho_o + \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \dots + \rho_{p-2} Y_{t-p+2} + (\rho_{p-1} + \rho_p) Y_{t-p+1} + \rho_p Y_{t-p} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

Στη συνέχεια προστίθενται και αφαιρούνται οι όροι:

$$(\rho_{p-1} + \rho_p) Y_{t-p+2}, (\rho_{p-2} + \rho_{p-1} + \rho_p) Y_{t-p+3}, (\rho_{p-3} + \rho_{p-2} + \rho_{p-1} + \rho_p) Y_{t-p+4} \text{ κ.ο.κ}$$

Έτσι, η εξίσωση θα πάρει τη μορφή:

$$\Delta y_t = \rho_o + \alpha Y_{t-1} + \rho_2^* \Delta y_{t-1} + \rho_3^* \Delta y_{t-2} + \dots + \rho_{p-1}^* \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

όπου $\alpha = (\rho_1 + \rho_2 + \rho_3 + \dots + \rho_p) - 1$ και $\rho_i^* = \sum_{j=i}^p \rho_j$.

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας εξετάζεται μέσω της παραμέτρου α όπου ελέγχεται η μηδενική υπόθεση ότι η χρονοσειρά δεν είναι στάσιμη (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας) έναντι της εναλλακτικής ότι δεν υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Δηλαδή $H_0 : \alpha=0$, έναντι $H_1 : \alpha<0$. Ο έλεγχος γίνεται με τα κριτήρια Dickey-Fuller, αφού έχει γίνει

σωστή εξειδίκευση του υποδείγματος. Ο αριθμός των υστερήσεων πρέπει να είναι τέτοιος ώστε τα κατάλοιπα να μην αυτοσυσχετίζονται, με στόχο να είναι έγκυροι οι έλεγχοι. Το πλήθος των υστερήσεων σε κάθε VAR, VEC υπόδειγμα επιλέγεται εξωγενώς. Στη βιβλιογραφία υπάρχουν πολλά κριτήρια επιλογής, όπως το FPE (Final prediction error), το AIC (Akaike information criterion), το HQ (Hannan-Quinn information criterion) κ.α. Στην παρούσα εργασία κάνουμε χρήση του SBIC (Schwarz-Bayes information criterion) (1978), που θα παραθέσουμε ακολούθως. Συνεπώς, το αποτέλεσμα που επιτυγχάνεται από τον έλεγχο Dickey-Fuller είναι ότι η ασυμπτωτική κατανομή της t-στατιστικής για το α είναι ανεξάρτητη από τον αριθμό των υστερήσεων των πρώτων διαφορών που περιλαμβάνονται στην εξίσωση παλινδρόμησης του ελέγχου ADF (Augmented Dickey-Fuller)(Dickey-Fuller, 1979).

Το κριτήριο ελαχιστοποίησης του Schwarz-Bayes (1978), ορίζεται ως εξής:

$$BIC = n \cdot \ln \left(\hat{\sigma}_e^2 \right) + k \cdot \ln(n)$$

όπου n: πλήθος παρατηρήσεων

k: πλήθος παραμέτρων

$\hat{\sigma}_e^2$: η διακύμανση του σφάλματος

2.5 Συνολοκλήρωση (Cointegration)

Όταν τα δεδομένα που χρησιμοποιούνται σε ένα υπόδειγμα, δεν προέρχονται από στάσιμες χρονοσειρές εμφανίζεται, όπως είπαμε και παραπάνω, το πρόβλημα της “φαινομενικής” παλινδρόμησης. Το πρόβλημα αυτό μπορεί, επίσης, να εμφανιστεί όταν δύο χρονοσειρές σε μία παλινδρόμηση έχουν υψηλή συσχέτιση, ενώ δεν έχουν καμία πραγματική σχέση μεταξύ τους. Η υψηλή συσχέτιση μπορεί να οφείλεται στην ύπαρξη χρονικών τάσεων και στις δύο χρονικές σειρές.

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης (cointegration) αποτελεί μία από τις ευρέως χρησιμοποιούμενες μεθόδους για την εξέταση των μακροχρόνιων σχέσεων μεταξύ χρονοσειρών. Το φαινόμενο της συνολοκλήρωσης παρατηρείται όταν ο γραμμικός συνδυασμός δύο ή περισσότερων π.χ $I(1)$ χρονοσειρών είναι μία στάσιμη χρονοσειρά, δηλαδή $I(0)$. Ο στάσιμος αυτός γραμμικός συνδυασμός ονομάζεται εξίσωση συνολοκλήρωσης και μπορεί να ερμηνευτεί ως μια μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.

Έστω δύο χρονολογικές σειρές, Y_t και X_t . Λέμε ότι είναι συνολοκληρωμένες τάξεως (d, b) , όπου $0 \leq b \leq d$, εάν και οι δύο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες τάξεως d , και υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός από τις δύο αυτές χρονολογικές σειρές, έστω $\alpha_1 Y_t + \alpha_2 X_t$, που είναι ολοκληρωμένος τάξεως $(d-b)$, (Engle and Granger, 1987). Πρέπει να αναφερθεί ότι η ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ δύο χρονολογικών σειρών, συνεπάγεται μια μακροχρόνιου τύπου ισορροπία μεταξύ αυτών, χωρίς όμως να αποκλείεται η βραχυχρόνια απόκλιση από τη σχέση. Με άλλα λόγια, ένα σύνολο συνολοκληρωμένων χρονολογικών σειρών μπορεί βραχυχρόνια να αποκλίνει, αλλά μακροχρόνια επανέρχεται στο σημείο ισορροπίας, αποδεικνύοντας με αυτόν τον τρόπο τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Ένας πιο αυστηρός ορισμός της συνολοκλήρωσης είναι ο ακόλουθος:

Έστω, $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$ ένα $n \times 1$ διάνυσμα χρονοσειρών ολοκληρώσιμου βαθμού 1, $(I(1))$. Η Y_t είναι συνολοκληρώσιμη (cointegrated) αν υπάρχει ένα $n \times 1$ διάνυσμα $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)'$ τέτοιο ώστε:

$$\beta' Y_t = \beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt} \rightarrow I(0).$$

Ο γραμμικός συνδυασμός, $\beta' Y_t$, συμβολίζει τη μακροχρόνια σχέση των $Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{n,t}$ μεταβλητών. Πιο συγκεκριμένα, καθώς το $t \rightarrow \infty$, οι χρονοσειρές συγκλίνουν στη σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας $\beta' Y_t$.

Όταν οι χρονοσειρές, $Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{n,t}$, συμβολίζουν οικονομικά μεγέθη, η σχέση συνολοκλήρωσης αποτελεί τη μακροχρόνια ισορροπία όπου οι οικονομικές

δυνάμεις (π.χ. νομισματική πολιτική, επίπεδο παραγωγής, συμπεριφορά καταναλωτών) οδηγούν τα μεγέθη αυτά.

Κάθε $\{Y_t\}_{n \times 1}$ σύνολο χρονοσειρών μπορεί να έχει $0 < r < n$ γραμμικά ανεξάρτητα διανύσματα συνολοκλήρωσης. Επίσης, κάθε γραμμικός συνδυασμός αυτών είναι ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Συνεπώς, το β' δεν είναι μοναδικό με αποτέλεσμα να μην είναι μοναδική και η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας. Το πρόβλημα αυτό λύνεται με την κανονικοποίηση του β' .

Έτσι, η εξίσωση μετασχηματίζεται ως:

$$Y_{1t} = \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt} + u_t, \text{ όπου } u_t \rightarrow I(0)$$

που η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας έχει τη μορφή: $Y_{1t} = \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt}$. Για να είναι συνεπής η σχέση μακροχρόνιας ισορροπίας θα πρέπει να χρησιμοποιούνται μεγάλες χρονοσειρές μικρής συχνότητας (μηνιαίες, τριμηνιαίες κτλ).

Στη βιβλιογραφία χρησιμοποιούνται κυρίως δύο έλεγχοι συνολοκλήρωσης. Η μέθοδος Engle και Granger (1987) και η μέθοδος Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990), Johansen (1995). Η μέθοδος των Engle και Granger (1987) αποτελείται από δύο βήματα, ελέγχοντας την ύπαρξη τουλάχιστον ενός διανύσματος συνολοκλήρωσης και βασίζεται στον έλεγχο των καταλοίπων παλινδρόμησης. Από την άλλη πλευρά, η μέθοδος Johansen (1988) αποτελείται από δύο βήματα και εξετάζει την ύπαρξη ενός ή περισσότερων διανυσμάτων συνολοκλήρωσης βασισμένη πάνω στη μεγιστοποίηση της πιθανοφάνειας. Στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιηθεί η μέθοδος του Johansen, διότι υποδεικνύει απ' ευθείας το πλήθος των σχέσεων συνολοκλήρωσης που υφίστανται.

2.5.1 Μέθοδος Johansen

Η μέθοδος του Johansen κάνει χρήση των διανυσματικών αυτοπαλινδρομών υποδειγμάτων τάξεως p , VAR(p), και έχει τη μορφή:

$$Y_t = \mu + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + u_t, \text{ όπου}$$

y_t είναι ένα διάνυσμα $n \times 1$ μεταβλητών βαθμού ολοκλήρωσης ένα $I(1)$ και u_t είναι ένα $n \times 1$ διάνυσμα καταλοίπων. Το παραπάνω VAR(ρ) μπορεί να γραφεί μέσω του τελεστή διαφορών στην ακόλουθη μορφή:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t, \text{ όπου}$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_i - I \text{ και } \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^{\rho} A_j.$$

Αν ο επαυξημένος πίνακας Π έχει βαθμό $r \leq n$, τότε υπάρχουν πίνακες α , β τέτοιοι ώστε $\Pi = \alpha\beta'$ και $\beta' y_t$ να είναι στάσιμη διαδικασία. Τότε, το r είναι ο βαθμός συνολοκλήρωσης, το α καλείται παράμετρος προσαρμογής ή ταχύτητα σύγκλισης και κάθε στήλη του β είναι ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης.

Ο Johansen (1988) πρότεινε δύο διαφορετικούς ελέγχους πιθανοφάνειας βασισμένους πάνω στο βαθμό του επαυξημένου πίνακα Π , τον έλεγχο ίχνους (trace test) και τον έλεγχο μέγιστης ιδιοτιμής (maximum eigenvalue test) με τους αντίστοιχους τύπους στατιστικής συνάρτησης ελέγχου:

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{Στατιστική συνάρτηση ελέγχου ίχνους}$$

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad \text{Στατιστική συνάρτηση ελέγχου μέγιστης ιδιοτιμής}$$

όπου T είναι το μέγεθος του δείγματος και $\hat{\lambda}_i$ είναι η i μεγαλύτερη ιδιοτιμή (χαρακτηριστική ρίζα) της μήτρας Π . Στον έλεγχο ίχνους η μηδενική υπόθεση έχει τη μορφή $H_0: r \leq \rho$, ενώ στον έλεγχο ιδιοτιμής η μηδενική τιμή έχει τη μορφή $H_0: r = \rho$, όπου ρ είναι ο αριθμός διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Άρα, ο έλεγχος ίχνους ελέγχει την ύπαρξη το πολύ ρ διανυσμάτων συνολοκλήρωσης, ενώ ο έλεγχος ιδιοτιμής ελέγχει την ύπαρξη ακριβώς ρ διανυσμάτων συνολοκλήρωσης. Ο έλεγχος ίχνους εφαρμόζεται διαδοχικά για τιμές του $\rho=0, 1, \dots, r-1$. Αποδοχή της H_0 δηλώνει τη διακοπή της διαδικασίας. Διαφορετικά, συνεχίζουμε μέχρι την τιμή του r για την οποία αποδεχόμαστε την H_0 . Οι

προσεγγιστικές κρίσιμες τιμές που χρησιμοποιούνται είναι αυτές από τους πίνακες των Johansen and Juselius (1990).

2.6 Αυτοπαλίνδρομα Διανυσματικά Υποδείγματα (Vector Autoregressive Models-VAR)

Τα VAR υποδείγματα αρχικά χρησιμοποιούνταν στα Οικονομικά για να προβλέψουν, να εξάγουν στατιστικά συμπεράσματα και να περιγράψουν τις διαδικασίες που ακολουθούν τα δεδομένα ώστε να βοηθούν στη χάραξη οικονομικής πολιτικής.

Αυτό συνέβη εξαιτίας της αποτυχίας των διάφορων μοντέλων και των κλασσικών υποδειγμάτων συστημάτων ταυτόχρονων εξισώσεων (simultaneous equations models) των δεκαετιών του '50 και του '60 να κάνουν προβλέψεις και να ερμηνεύσουν σωστά τις οικονομικές μεταβλητές. Αποδείχτηκε ότι η αύξηση του αριθμού των μεταβλητών και των εξισώσεων, δεν οδηγεί απαραίτητως σε καλύτερες προβλέψεις και συμπεράσματα, αφού δε λαμβάνει υπ' όψιν τις αλληλεπιδράσεις μεταξύ των μεταβλητών του συστήματος. Όμως, δύο δεκαετίες αργότερα ο Sims (1980) υιοθέτησε ένα καινούριο οικονομετρικό εργαλείο, τα VAR μοντέλα, των οποίων οι μεταβλητές ερμηνεύονται από τις δικές τους υστερήσεις, αλλά, επίσης, θεωρούνται όλες οι μεταβλητές ενδογενείς και πιθανόν η μία να επηρεάζει την άλλη. Βέβαια, με βάση τον Lutkepohl (2004), τα σύγχρονα υποδείγματα δεν μπορούν να αναλυθούν και να ερμηνευτούν σωστά χωρίς τον έλεγχο και την πιθανή χρήση περιορισμών σύμφωνα με την οικονομική θεωρία.

Έστω ένα διμεταβλητό VAR υπόδειγμα με τις μεταβλητές X_t και Y_t .

Η συμπεριφορά των δύο αυτών μεταβλητών θα περιγράφεται από το σύστημα:

$$\begin{aligned} X_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}X_{t-1} + \alpha_{12}X_{t-2} + \beta_{11}Y_{t-1} + \beta_{12}Y_{t-2} + u_{t1} \\ Y_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}X_{t-1} + \alpha_{22}X_{t-2} + \beta_{21}Y_{t-1} + \beta_{22}Y_{t-2} + u_{t2} \end{aligned}$$

Όπου έχουν θεωρηθεί δύο υστερήσεις για κάθε ενδογενή μεταβλητή.

Το σύστημα σε διανυσματική μορφή θα είναι:

$$Z_t = \delta + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + u_t, \text{ όπου}$$

Z_t είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών, δ το διάνυσμα των σταθερών όρων, $A_i (i=1,2)$ είναι οι μήτρες των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών χρονικής υστέρησης και u_t το διάνυσμα των καταλοίπων. Η παραπάνω εξίσωση είναι ένα AR(2) υπόδειγμα στο διμεταβλητό διάνυσμα. Το υπόδειγμα μπορεί να γενικευτεί έτσι ώστε να περιλαμβάνει περισσότερες από δύο υστερήσεις. Στη γενική μορφή ενός αριθμού ρ υστερήσεων, το VAR(ρ), θα έχει τη μορφή:

$$Z_t = \delta + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_\rho Z_{t-\rho} + u_t$$

ή πιο σύντομα ως

$$Z_t = \delta + \sum_{s=1}^{\rho} A_s Z_{t-s} + u_t, \text{ όπου}$$

το διάνυσμα Z_t των ενδογενών μεταβλητών είναι τάξεως $\rho \times 1$ και οι μήτρες των παραμέτρων A_s τάξεως $\rho \times \rho$, το δ είναι ένα διάνυσμα $\rho \times 1$ που περιέχει τις σταθερές των εξισώσεων και τέλος το u_t το διάνυσμα των καταλοίπων.

Για την ορθή εκτίμηση ενός VAR υποδείγματος, θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις, τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Έτσι, υποθέτουμε ότι το διάνυσμα των καταλοίπων u_t ενός VAR υποδείγματος έχει μέσο μηδέν και ότι το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση, ενώ οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται, αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο άλλης εξίσωσης. Έτσι, για το διμεταβλητό υπόδειγμα $Z_t = \delta + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + u_t$, θα έχουμε:

$$E(u_t) = 0 \quad \forall t \in T \text{ και}$$

$$E(u_t, u_s) = \Omega \text{ για } t=s \text{ και } E(u_t, u_s) = 0 \text{ για } t \neq s,$$

όπου το Ω συμβολίζει τη μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων. Στην περίπτωση του διμεταβλητού VAR, η μήτρα αυτή ισούται με:

$$\Omega = E(u_t, u_t') = \begin{pmatrix} \text{var}(u_{t1}) & \text{cov}(u_{t1}, u_{t2}) \\ \text{cov}(u_{t1}, u_{t2}) & \text{var}(u_{t2}) \end{pmatrix}$$

Συνεπώς, το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης $u_{it} = (i=1, \dots, p)$ είναι λευκός θόρυβος με μηδενικό μέσο και σταθερές διακυμάνσεις στην κύρια διαγώνιο της μήτρας Ω .

Επιπλέον, θα πρέπει να υποθέσουμε ότι το VAR είναι στάσιμο. Αυτό σημαίνει ότι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών, Z_t , ικανοποιεί τις υποθέσεις περί στασιμότητας.

Στην πράξη, οι υποθέσεις περί στασιμότητας υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος δεν θα πρέπει να έχουν τάση, εποχικότητα ή διακυμάνσεις που μεταβάλλονται χρονικά. Για να επιτευχθούν αυτά απαιτούνται, όπως έχει αναφερθεί, μετασχηματισμοί των στατιστικών δεδομένων, παίρνοντας πρώτες ή δεύτερες διαφορές ή κάνοντας λογαριθμικούς μετασχηματισμούς.

Αν πληρούνται οι υποθέσεις που προαναφέρθηκαν, τότε η εκτίμηση (OLS ή SUR) των εξισώσεων του VAR συστήματος δίνει συνεπείς, αμερόληπτους και αποτελεσματικούς εκτιμητές (BLUE), των παραμέτρων του συστήματος.

Ένα VAR υπόδειγμα, για να παρέχει αξιόπιστα και ερμηνεύσιμα αποτελέσματα πρέπει να έχει διαμορφωθεί έτσι που να εμπεριέχονται οι κατάλληλες μεταβλητές στο υπόδειγμα, δηλαδή να έχει καθοριστεί η τάξη του VAR, δηλαδή το πλήθος των υστερήσεων και να γίνεται ταυτοποίηση του συστήματος. Η ταυτοποίηση πρέπει να γίνεται με βάση την οικονομική θεωρία.

Ένας άλλος σημαντικός έλεγχος που πρέπει να γίνεται είναι ο έλεγχος σταθερότητας του συστήματος. Για να είναι το VAR ευσταθές, θα πρέπει οι ρίζες (ή ιδιοτιμές) του χαρακτηριστικού πολυωνύμου να είναι όλες μέσα στο μοναδιαίο κύκλο (Lutkepohl, 2005).

Σε περίπτωση που υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του υποδείγματος, θα πρέπει να γίνει χρήση του Υποδείγματος Διόρθωσης Σφαλμάτων (Error Correction Model-ECM).

2.7 Διανυσματικό Υπόδειγμα Διόρθωσης Σφαλμάτων (Vector Error Correction – VEC)

Σύμφωνα με το θεώρημα των Engle-Granger (1987), όταν δύο μεταβλητές X_t και Y_t συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει ένα υπόδειγμα διόρθωσης λαθών με την ακόλουθη μορφή:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= -\rho_1 u_{t-1} + \Phi(L, p)\Delta Y + L(L, q)\Delta X + \varepsilon_{1t} \\ \Delta X_t &= -\rho_2 u_{t-1} + \Phi(L, p)\Delta Y + L(L, q)\Delta X + \varepsilon_{2t}\end{aligned}$$

όπου $\Phi(L, p)$ και $L(L, q)$ είναι τα πολυώνυμα της μήτρας των τελεστών υστέρησης. Το υπόδειγμα αυτό συσχετίζει τις βραχυχρόνιες μεταβολές (ΔY_t , ΔX_t) με τις αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία της προηγούμενης περιόδου u_{t-1} . Το VEC είναι δυναμικό και όχι στατικό. Επειδή η υστέρηση των λαθών, u_{t-1} , δεν είναι γνωστή, το παραπάνω υπόδειγμα δεν μπορεί να εκτιμηθεί άμεσα. Για το λόγο αυτό προτείνεται η αντικατάσταση του u_{t-1} με την εκτίμησή του χρησιμοποιώντας τις εκτιμήσεις ελαχίστων τετραγώνων (LS) του υποδείγματος

$$Y_t = \lambda_0 + \lambda X_t + u_t$$

δηλαδή της εξίσωσης συνολοκλήρωσης που εκφράζει και τη μακροχρόνια σχέση των μεταβλητών.

Στην ουσία, το VEC υπόδειγμα δεν είναι τίποτα άλλο παρά ένα VAR υπόδειγμα που, επιπλέον, ενσωματώνει τις υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές. Η εξειδίκευση αυτή αποτελεί μία ξεχωριστή κατηγορία VAR που αφορά μη στάσιμες μεταβλητές, οι οποίες όμως συνολοκληρώνονται και ονομάζονται διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης σφαλμάτων. Το VEC έχει το πλεονέκτημα ότι μελετά τις βραχυχρόνιες μεταβολές των μεταβλητών, περιορίζοντας ταυτόχρονα τις μη στάσιμες αυτές σειρές να συγκλίνουν στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που συνεπάγεται η σχέση συνολοκλήρωσής τους. Θεωρούμε, δηλαδή, ότι τα σφάλματα ή οι αποκλίσεις από τη μακροχρόνια ισορροπία, που εξειδικεύονται στις εξισώσεις του VAR, διορθώνονται σταδιακά

μέσω των βραχυχρόνιων προσαρμογών των επιμέρους προσαρμογών του συστήματος.

2.8 Μοντελοποίηση του Υπόδειγματος GVAR

Το GVAR υπόδειγμα αποτελείται από 26 χώρες ή διαφορετικά, δέκα (10) οικονομίες που είναι η ΕΕ17, οι ΗΠΑ, οι οικονομίες του συμπλέγματος BRICS (Βραζιλία, Ρωσία, Ινδία, Κίνα, Νότια Αφρική), η Αυστραλία, η Ιαπωνία και ο Καναδάς.

Κάθε περιοχή i ($i=1, 2, \dots, 10$) ακολουθεί ένα VAR υπόδειγμα προσαυξημένο με τις παγκόσμιες εξωγενείς μεταβλητές του εμπορίου (trade) και της πίστης (credit), οι οποίες εκφράζουν και τα κανάλια μετάδοσης διαταραχών μεταξύ των οικονομιών. Οι ενδογενείς μεταβλητές x_{it} είναι το Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν, ΑΕΠ (GDP) και το επιτόκιο (interest rate), διότι συνιστούν τη σημαντικότερη μακρο-οικονομική μεταβλητή για την πορεία μιας οικονομίας και το σημαντικότερο κανάλι μετάδοσης νομισματικής πολιτικής αλλά και του ύψους των επενδύσεων, αντίστοιχα. Αποτελούν ένα διάνυσμα 2×1 μακροοικονομικών μεταβλητών για κάθε περιοχή i . Οι αλλοδαπές μεταβλητές x_{it}^* αντιπροσωπεύουν έναν σταθμισμένο μέσο όρο των μεταβλητών της άλλης χώρας (δηλαδή αυτής που εξετάζεται ως εγχώρια οικονομία) και θεωρούνται ως ασθενώς εξωγενείς στο υπόδειγμα της κάθε χώρας. Τα εμπορικά βάρη υπολογίζονται ως μερίδια των εισαγωγών και εξαγωγών κάθε οικονομίας σε κάθε άλλη.

Στο υπόδειγμα υπονοείται ενδογένεια δεδομένου ότι οι εξαγωγές της μιας χώρας είναι οι εισαγωγές της άλλης και το αντίστροφο.

Μαθηματικά εκφρασμένο, το υπόδειγμα VARX για κάθε οικονομία i είναι:

$$\Phi_i(L, p_i)x_{it} = \alpha_{i0} + \Lambda_i(L, q_i)x_{it}^* + \alpha_{i1}G_t + u_{it}, \text{ όπου}$$

x_{it} είναι το σύνολο των ενδογενών μεταβλητών της κάθε οικονομίας, $\Phi_i(L, p_i)$ είναι το πολυώνυμο της μήτρας του τελεστή υστέρησης της κάθε οικονομίας, α_{i0} είναι το διάνυσμα των σταθερών όρων, G_t είναι το σύνολο των εξωγενών

παγκόσμιων μεταβλητών, α_{i1} είναι το αντίστοιχο διάνυσμα των εκτιμώμενων συντελεστών, x_{it}^* ($x_{it}^* = w x_{it}$) είναι το σύνολο των σταθμισμένων αλλοδαπών μεταβλητών και $\Lambda_i(L, q_i)$ είναι το πολυώνυμο της μήτρας του τελεστή υστέρησης. Στην εργασία αυτή η μήτρα W είναι διαστάσεων 10x10 καθώς οι οικονομίες είναι δέκα και κάθε οικονομία αντιπροσωπεύεται από τους σταθμισμένους όρους των άλλων εννέα αλλοδαπών (foreign) μεταβλητών. Τέλος, u_{it} είναι το διάνυσμα των καταλοίπων με μέσο μηδέν και η μήτρα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων ορίζεται ως Σ , $u_{it} \sim i.i.d(0, \sigma^2)$.

Το GVAR εφαρμόζεται σε δύο βήματα:

Αρχικά το VARX υπόδειγμα κάθε οικονομίας δομείται με τις παγκόσμιες μεταβλητές εμπόριο, πίστη ως εξωγενείς. Μετά από την κατασκευή του VARX για κάθε οικονομία, συγκεντρώνουμε τους αντίστοιχους υπολογισμούς από όλα τα VARX σε ένα παγκόσμιο υπόδειγμα το GVAR.

Συγκεκριμένα, θεωρούμε το ακόλουθο υπόδειγμα για κάθε οικονομία i :

$$x_{it} = \alpha_{i0} + \Phi_{ip} x_{it-p} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{iq} x_{it-q} + \alpha_{i1} G_t + u_{it}.$$

Αρχικά συγκεντρώνουμε όλες τις εγχώριες και τις αλλοδαπές μεταβλητές μαζί

$$\text{ως } Z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix}.$$

Έτσι, για κάθε οικονομία το αντίστοιχο υπόδειγμα γίνεται:

$$A_i Z_{it} = a_{i0} + B_{i, \max(p,q)} Z_{it} + a_{i1} G_t + u_{it}$$

$$\text{Όπου, } A_i = (I - \Lambda_{i0}) \text{ και } B_{i, \max(p,q)} = (\Phi_{i,p}, \Lambda_{i,q})$$

Με τη συλλογή όλων των εγχώριων ενδογενών μεταβλητών μαζί, ορίζουμε το ακόλουθο παγκόσμιο διάνυσμα $x_t = \begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix}$ και λαμβάνουμε την ταυτότητα $z_{it} = Wx_t \forall i = 1, 2, \dots, 10$, όπου W είναι η μήτρα των εμπορικών μεριδίων.

Έτσι, χρησιμοποιώντας την προηγούμενη ταυτότητα για την οικονομία i , θα λάβουμε:

$$A_i W_i z_{it} = a_{i0} + B_{i, \max\{p, q\}} W_i z_{it - \max\{q, p\}} + a_{i1} G_t + u_{it}$$

Συνδυάζοντας το υπόδειγμα κάθε οικονομίας με την προηγούμενη εξίσωση, παίρνουμε το GVAR υπόδειγμα:

$$Mx_t = a_{i0} + H_{i, \max\{p, q\}} x_{t - \max\{p, q\}} + a_{i1} G_t + u_{it}$$

όπου: $M = (A_i, W_i)$ και $H_i = (B_{i, \max\{p, q\}} W_i)$

Εάν η μήτρα M είναι αντιστρέψιμη, παίρνουμε την ανηγμένη μορφή του υποδείγματος GVAR :

$$x_t = b_0 + F_{\max\{p, q\}} x_{t - \max\{p, q\}} + b_1 G_t + v_t$$

όπου: $b_i = M^{-1} a_i$, $F_i = M^{-1} H_i$ και $v_t = M^{-1} u_t$

Η βασική διαφορά του GVAR με κυρίαρχες οικονομίες (dominant economies) είναι ότι το VARX υπόδειγμα της κάθε κυρίαρχης οικονομίας i , δίνεται από την ακόλουθη σχέση:

Αν $i=1,2$ είναι οι κυρίαρχες οικονομίες, τότε το VARX υπόδειγμα για κάθε μία από αυτές δύναται από την εξίσωση:

$$X_{1t} = a_{1,t} + \Phi_{1,p} X_{1,t-p} + \Lambda_{1,0} X_{2,t} + \Lambda_{1,q} X_{2,t-q} + K_{1,0} X_{j \neq i, t}^* + K_{1,k} X_{j \neq i, t-k}^* + a_1 G_t + u_t$$

όπου, X_2 οι ενδογενείς μεταβλητές σε κάθε εξίσωση.

Ομοίως, για την οικονομία 2:

$$X_{2t} = a_{2,t} + \Phi_{2,p} X_{2,t-p} + \Lambda_{2,0} X_{1,t} + \Lambda_{2,q} X_{1,t-q} + K_{2,0} X_{j \neq i, t}^* + K_{2,k} X_{j \neq i, t-k}^* + a_2 G_t + u_t$$

όπου, X_1 οι ενδογενείς μεταβλητές σε κάθε εξίσωση.

Ενώ, για κάθε χώρα που δεν είναι κυρίαρχη, το υπόδειγμα VARX έχει την ακόλουθη μορφή:

$$X_{it} = a_{i,t} + \Phi_{i,p} X_{i,t-p} + \Lambda_{1,0} X_{1,t} + \Lambda_{2,0} X_{2,t} + \Lambda_{1,q} X_{1,t-q} + \Lambda_{2,n} X_{2,t-n} + K_{i,0} X_{i,t}^* + K_{i,k} X_{i,t-k}^* + a_i G_t + u_t$$

όπου, οι X_1, X_2 είναι οι ενδογενείς μεταβλητές κάθε οικονομίας.

2.9 Συναρτήσεις Απόκρισης (Response Functions)

Το επίκεντρο του αναλυτικού ενδιαφέροντος είναι η εκτίμηση των αποκαλούμενων Συναρτήσεων Αντίδρασης (Response Functions).

Οι συναρτήσεις αντίδρασης, αποτυπώνουν τις αντιδράσεις των τρεχουσών και μελλοντικών τιμών κάθε μιας μεταβλητής, σε μία αύξηση μιας μονάδας (σε όρους τυπικής απόκλισης) των υπολοίπων μεταβλητών του υποδείγματος VAR (Stock and Watson, 2001).

Στο διμεταβλητό σύστημα, που έχει ήδη παρουσιαστεί και είναι το ακόλουθο:

$$\begin{aligned} X_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11} X_{t-1} + \alpha_{12} X_{t-2} + \beta_{11} Y_{t-1} + \beta_{12} Y_{t-2} + u_t \\ Y_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21} X_{t-1} + \alpha_{22} X_{t-2} + \beta_{21} Y_{t-1} + \beta_{22} Y_{t-2} + u_t \end{aligned}$$

μια μεταβολή στο u_t , θα προκαλέσει μία μεταβολή στο X_t της ίδιας περιόδου. Λόγω, όμως, της δυναμικής φύσης του συστήματος, θα αλλάξουν κι όλες οι μελλοντικές τιμές τόσο της X_t όσο και της Y_t . Οι μεταβολές αυτές θα υπολογιστούν χρησιμοποιώντας τις συναρτήσεις αντίδρασης. Έτσι, μπορεί να καταγραφεί η επίδραση της διαταραχής (shock), μιας (ή περισσοτέρων) τυπικών αποκλίσεων πάνω στις πρόσφατες και μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών.

Μία πολύ σημαντική παρατήρηση που θα πρέπει να επισημανθεί είναι ότι για την εκτίμηση των διαταραχών, θεωρείται ότι οι διαταρακτικοί όροι είναι ανεξάρτητοι μεταξύ τους, και ότι μία διαταραχή στα κατάλοιπα της μιας

εξίσωσης δεν έχει ταυτόχρονη επίδραση στους διαταρακτικούς όρους των υπόλοιπων εξισώσεων. Βέβαια, μια διαταραχή στα σφάλματα της μιας εξίσωσης, είναι μάλλον απίθανο να μην επηρεάζει τα σφάλματα των υπόλοιπων εξισώσεων (Jonhston and Dinardo, 1997). Για το λόγο αυτό, τα σφάλματα μετατρέπονται σε ορθογωνοποιημένα με τη χρήση της μεθόδου Cholesky, ώστε να μην υπάρχει ταυτόχρονη επίδραση μεταξύ των σφαλμάτων των εξισώσεων, δηλαδή, να είναι ασυσχέτιστα τα σφάλματα μεταξύ τους.

Έστω, η γενική μορφή ενός υποδείγματος VAR (k,p) με k μεταβλητές και p τάξη:

$$Z_t = \delta + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + u_t$$

Αρχικά, εκφράζουμε το υπόδειγμα VAR(p) ως ένα υπόδειγμα κυλιόμενου κινητού μέσου άπειρης τάξης VMA(∞). Έτσι, το διάνυσμα Z_t γράφεται:

$$Z_t = u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots$$

Ας υποθέσουμε ότι μεταβάλλεται το u_t κατά μία μονάδα, ενώ τα υπόλοιπα παραμένουν αναλλοίωτα. Η παραπάνω παράσταση του VMA δείχνει ότι η επίπτωση αυτής της αλλαγής στη σειρά i σε χρόνο t+s θα δίνεται από τον τύπο:

$$\frac{\partial Z_{i,t+s}}{\partial u_{j,t}} = (\theta_s)_{i,j}$$

Για σταθερά i, j η συνάρτηση $(\theta_s)_{i,j}$ για $s = 1, 2, \dots$ ονομάζεται Συνάρτηση Απόκρισης (Impulse Response).

Στην περίπτωση του υποδείγματος GVAR, η Συνάρτηση Απόκρισης ορίζεται ως εξής:

$$I_j(n) = \sigma_{jj}^{-1/2} + B_n \Sigma e_j \forall n = 1, 2, \dots$$

Όπου $I_j(n)$ είναι η συνάρτηση απόκρισης για n περιόδους μετά από ένα θετικό σοκ ίσο με μία τυπική απόκλιση, σ_{jj} είναι τα στοιχεία της jth γραμμής και jth στήλης της μήτρας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων Σ , που είναι ο κάτω τριγωνικός της μήτρας σφαλμάτων Cholesky που θεωρούνται κανονικά

κατανομημένα, B είναι η μήτρα των συντελεστών συσχέτισης όταν το υπόδειγμα εκφράζεται ως υπόδειγμα κυλιόμενου κινητού μέσου (Koop *et al.* 1996, Pesaran and Shin 1998).

2.10 Ανάλυση Διάσπασης της Διακύμανσης (Variance Decomposition Analysis)

Σύμφωνα με τον Brooks (2007) και τους Stock & Watson (2001), η διάσπαση της διακύμανσης δίνει την αναλογία μιας μεταβολής σε μια εξαρτημένη μεταβλητή - από ένα σοκ που υπεισέρχεται στο σύστημα - που οφείλεται στο σοκ από τις δικές τις τιμές και στο σοκ από τις υπόλοιπες μεταβλητές του συστήματος. Είναι το ποσοστό της διακύμανσης του σφάλματος που πραγματοποιήθηκε για την πρόβλεψη μιας μεταβλητής, εξαιτίας ενός σοκ στα κατάλοιπα μιας εκ των εξισώσεων. Χωρίζεται, στο ποσοστό διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης (forecast error decomposition), που οφείλεται στην ίδια τη διακύμανση της μεταβλητής και στο ποσοστό διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης, που πραγματοποιήθηκε λόγω της διακύμανσης των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος.

Έχει παρατηρηθεί ότι η διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης ερμηνεύεται σε μεγάλο ποσοστό από τις τιμές της ίδιας της μεταβλητής που επιδρά το σοκ και, σε πολύ μικρότερη αναλογία, στις υπόλοιπες μεταβλητές του συστήματος. Επίσης, οι μεταβολές μιας μεταβλητής ερμηνεύονται σε μεγάλο ποσοστό από τις διακυμάνσεις της ίδιας της μεταβλητής σε κοντινό χρονικό διάστημα και σε μικρότερο ποσοστό μακροπρόθεσμα. Τέλος, είναι χρήσιμο να αναφερθεί ότι κι εδώ ένα σοκ στα σφάλματα μιας εξίσωσης, δεν γίνεται να μην έχει επίδραση στα σφάλματα των υπόλοιπων εξισώσεων του συστήματος, με αποτέλεσμα να μην γίνεται ταυτοποίηση του συστήματος και να χρειάζεται ορθογωνοποίηση των σφαλμάτων κατά Cholesky.

3. Εμπειρική Ανάλυση

3.1 Δεδομένα και Μεταβλητές

Η εμπειρική ανάλυση περιλαμβάνει χρονοσειρές για τις οικονομίες: ΕΕ17, ΗΠΑ, Αυστραλία, Καναδά, Ιαπωνία και τις οικονομίες του συμπλέγματος BRICS (Βραζιλία, Ρωσία, Ινδία, Κίνα, Νότια Αφρική). Οι μεταβλητές που λαμβάνουν οικονομία στο υπόδειγμα είναι οι εξής τέσσερις: ΑΕΠ, Επιτόκιο, Εμπόριο, Πίστη. Το ΑΕΠ κάθε χώρας έχει εκφραστεί σε δολάρια μέσω της συναλλαγματικής ισοτιμίας. Ο αποπληθωρισμός του έγινε με έτος βάσης το 2005.

Πίνακας1: Οι οικονομίες του υποδείγματος GVAR

	ΕΕ17	BRICS
Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής	Βέλγιο Γερμανία Εσθονία Ιρλανδία Ελλάδα Ισπανία Γαλλία Ιταλία Κύπρος Λουξεμβούργο Μάλτα Κάτω Χώρες Αυστρία Πορτογαλία Σλοβενία Σλοβακία Φινλανδία	Βραζιλία Ρωσία Ινδία Κίνα Ν. Αφρική

Τα δεδομένα είναι σε τριμηνιαία βάση, αφορούν τη χρονική περίοδο 1992 έως 2012 και προέρχονται από τις ακόλουθες πηγές (Πίνακας 2):

Πίνακας 2: Σύνοψη Δεδομένων και Τεχνικών

Οικονομετρική Τεχνική	Μεταβλητές	Περίοδος	Χρονικός Ορίζοντας/Πηγή
Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας ADF	GDP, IR(US,EU17,AL.,BR.,CA.,CH.,IN.,JP.,RU.,SF.,TRADE, CREDIT	1992-2012(Q3)	Τριμηνιαία/Federal Reserve Bank of St-Louis,OECD,World Bank,Cabinet Office,IMF,WTO
Συνολοκλήρωση-Johansen	GDP, IR(AL.,BR.,IN.,JP.,RU.)	1992-2012(Q3)	Τριμηνιαία/Federal Reserve Bank of St-Louis,OECD,World Bank,Cabinet Office,IMF
GVAR, GVEC	GDP, IR(US,EU17,AL.,BR.,CA.,CH.,IN.,JP.,RU.,SF.,TRADE, CREDIT	1992-2012(Q3)	Τριμηνιαία/Federal Reserve Bank of St-Louis,OECD,World Bank,Cabinet Office,IMF,WTO
Έλεγχος συναρτήσεων απόκρισης	GDP, IR(US,EU17,AL.,BR.,CA.,CH.,IN.,JP.,RU.,SF.)	1992-2012(Q3)	Τριμηνιαία/Federal Reserve Bank of St-Louis,OECD,World Bank,Cabinet Office,IMF,WTO
Διάσπαση Διακύμανσης	GDP, IR(US,EU17,AL.,BR.,CA.,CH.,IN.,JP.,RU.,SF.)	1992-2012(Q3)	Τριμηνιαία/Federal Reserve Bank of St-Louis,OECD,World Bank,Cabinet Office,IMF,WTO

3.2 Αποτελέσματα

Αρχικά, οι χρονολογικές σειρές ΑΕΠ (GDP), Επιτόκιο (IR), Εμπόριο (TRADE) και Πίστη (CREDIT) ελέγχονται για το εάν είναι στάσιμες ή όχι. Κάνοντας έλεγχο μοναδιαίας ρίζας για τις τέσσερις μεταβλητές με τη βοήθεια του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller, παίρνουμε τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον παρακάτω Πίνακα 3. Όπως έχει ήδη ειπωθεί, εξετάζεται η μηδενική υπόθεση, $H_0: \rho=1$ έναντι της $H_1: |\rho|<1$, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Πίνακας 3: Αποτελέσματα επαυξημένου ελέγχου DF για την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας

Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας ADF (στο επίπεδο)				Έλεγχος Μοναδιαίας ρίζας ADF (πρώτες διαφορές)			
Μεταβλητές	Περιοχή	Πιθανότητα	Στασιμότητα	Μεταβλητές	Περιοχή	Πιθανότητα	Στασιμότητα
ΑΕΠ	Αυστραλία	1.0000	ΌΧΙ	ΑΕΠ	Αυστραλία	0.0000	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.0043	ΝΑΙ	Επιτόκιο		-	-
ΑΕΠ	Βραζιλία	0.0001	ΝΑΙ	ΑΕΠ	Βραζιλία	-	-
Επιτόκιο		0.0086	ΝΑΙ	Επιτόκιο		-	-
ΑΕΠ	Καναδάς	0.8465	ΌΧΙ	ΑΕΠ	Καναδάς	0.0000	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.3641	ΌΧΙ	Επιτόκιο		0.0004	ΝΑΙ
ΑΕΠ	Κίνα	0.9999	ΌΧΙ	ΑΕΠ	Κίνα	0.0000	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.6869	ΌΧΙ	Επιτόκιο		0.0000	ΝΑΙ
ΑΕΠ	Ευρώπη	0.7573	ΌΧΙ	ΑΕΠ	Ευρώπη	0.0000	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.0241	ΝΑΙ	Επιτόκιο		-	-
ΑΕΠ	Ινδία	0.7304	ΌΧΙ	ΑΕΠ	Ινδία	0.0000	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.5230	ΌΧΙ	Επιτόκιο		0.0000	ΝΑΙ
ΑΕΠ	Ιαπωνία	0.4994	ΌΧΙ	ΑΕΠ	Ιαπωνία	0.0007	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.0031	ΝΑΙ	Επιτόκιο		-	-
ΑΕΠ	Ρωσία	0.0000	ΝΑΙ	ΑΕΠ	Ρωσία	-	-
Επιτόκιο		0.0012	ΝΑΙ	Επιτόκιο		-	-
ΑΕΠ	Ν. Αφρική	0.4362	ΌΧΙ	ΑΕΠ	Ν. Αφρική	0.0000	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.6321	ΌΧΙ	Επιτόκιο		0.0000	ΝΑΙ
ΑΕΠ	ΗΠΑ	0.3862	ΌΧΙ	ΑΕΠ	ΗΠΑ	0.0000	ΝΑΙ
Επιτόκιο		0.2513	ΌΧΙ	Επιτόκιο		0.0053	ΝΑΙ
Εμπόριο	Παγκόσμια	0.9817	ΌΧΙ	Εμπόριο	Παγκόσμια	0.0000	ΝΑΙ
Πίστη	Παγκόσμια	0.4583	ΌΧΙ	Πίστη	Παγκόσμια	0.0000	ΝΑΙ

Στις περιπτώσεις όπου οι μεταβλητές είναι στάσιμες στο επίπεδο, βάζουμε παύλα στις πρώτες διαφορές

Όσον αφορά τη μεταβλητή ΑΕΠ, οι περισσότερες χρονικές σειρές είναι μη στάσιμες στα επίπεδα και στάσιμες στις πρώτες διαφορές I(1), με εξαίρεση αυτές της Βραζιλία και της Ρωσίας που είναι στάσιμες στα επίπεδα. Σχετικά με το επιτόκιο, πέντε από τις δέκα χρονοσειρές (Αυστραλία, Βραζιλία, ΕΕ17, Ιαπωνία και Ρωσία) είναι στάσιμες στα επίπεδα και οι υπόλοιπες πέντε (Καναδάς, Κίνα, Ινδία, Ν. Αφρική, ΗΠΑ) είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές I(1). Τέλος, οι μεταβλητές Εμπόριο (Trade) και Πίστη (Credit) είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές I(1).

Στη συνέχεια, προχωρούμε στην επιλογή του πλήθους των υστερήσεων των μεταβλητών, για κάθε VARX, που θα χρησιμοποιηθεί στους ελέγχους συνολοκλήρωσης. Συνεπώς, δημιουργείται ένα αυτοπαλίνδρομο διανυσματικό υπόδειγμα (VAR) με τις μεταβλητές ΑΕΠ και Επιτόκιο ως ενδογενείς, για κάθε οικονομία, και προσδιορίζεται η τάξη του υποδείγματος. Το κριτήριο σύμφωνα

με το οποίο επιλέχθηκαν οι υστερήσεις είναι του Schwarz (SBIC, 1978) καθώς προέκρινε τις λιγότερες συγκριτικά με τα υπόλοιπα κριτήρια. Ακολουθεί συνοπτικός πίνακας.

Πίνακας 4: Τάξη των υποδειγμάτων VARX

Μεταβλητές	Περιοχή	Υστερήσεις	Κριτήριο SBIC
GDP IR	Αυστραλία	2	19.182
GDP IR	Βραζιλία	3	4.679
GDP IR	Καναδάς	2	6.732
GDP IR	Κίνα	4	7.468
GDP IR	Ευρώπη	1	3.412
GDP IR	Ινδία	1	-0.348
GDP IR	Ιαπωνία	1	12.255
GDP IR	Ρωσία	8	11.140
GDP IR	Ν. Αφρική	2	8.131
GDP IR	ΗΠΑ	2	3.294

Από τα αποτελέσματα του Πίνακα 4 διαπιστώνουμε ότι δεν υπάρχει ίδιο πλήθος υστερήσεων που πρέπει να συμπεριληφθεί στα VARX μοντέλα των χωρών, αλλά οι υστερήσεις κυμαίνονται από μία (1) έως οκτώ (8).

Επιλέγοντας το πλήθος χρονικών υστερήσεων που υποδεικνύει το κριτήριο Schwarz-Bays (1978), προχωρούμε στον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης Johansen:

Πίνακας 5: Έλεγχος Συνολοκλήρωσης Johansen

Μεταβλητές					
AL					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.194		20.422	15.494	NAI
1	0.038	-741.227	3.128	3.841	
Μεταβλητές					
BR					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.967		287.521	15.494	NAI
1	0.151	-202.653	13.1828	3.841	
Μεταβλητές					
CA					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.126		11.411	15.494	OXI
1	0.005	-238.672	0.447	3.841	

Μεταβλητές					
CH					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.037		3.197	15.494	OXI
1	0.002	-267.3779	0.221	3.841	
Μεταβλητές					
EU17					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.068		7.915	15.494	OXI
1	0.026	-111.218	2.133	3.841	

Μεταβλητές					
IN					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.145		18.531	15.494	NAI
1	0.066	39.796	5.659	3.841	
Μεταβλητές					
JP					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.286		30.301	15.494	NAI
1	0.031	-490.766	2.616	3.841	
Μεταβλητές					
RU					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.394		39.214	15.494	NAI
1	0.021	-278.534	1.630	3.841	
Μεταβλητές					
SF					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.086		9.726	15.494	OXI
1	0.028	-299.945	2.355	3.841	
Μεταβλητές					
US					
Βαθμός Συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Λογάριθμος Πιθανοφάνειας	Στατιστική Ίχνους	5% κρίσιμη τιμή	Συνολοκλήρωση
0	0.147		14.759	15.494	OXI
1	0.022	-103.868	1.810	3.841	

Όπως προαναφέρθηκε, η λογική πίσω από την πραγματοποίηση του ελέγχου συνολοκλήρωσης είναι να εξεταστεί κατά πόσο υπάρχει τάση να συγκλίνουν μακροχρόνια οι μεταβλητές και η σχέση που θα προκύψει, εάν είναι στατιστικά σημαντική, θα αποτελεί έκφραση της μακροχρόνιας ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών.

Διαπιστώνουμε ότι το ζεύγος των μεταβλητών ΑΕΠ – Επιτόκιο της Αυστραλίας, της Βραζιλίας, της Ινδίας, της Ιαπωνίας και της Ρωσίας είναι συνολοκληρωμένες.

Ακολουθώντας, προχωράμε στην ανάλυση των αποτελεσμάτων για τις δέκα χώρες που εξετάζουμε. Στους Πίνακες 6-16 εμφανίζονται αναλυτικά οι συντελεστές εκτίμησης και η στατιστική t μέσα σε αγκύλη [].

Ακολουθούν οι πίνακες VARX, VECX ανάλυσης των οικονομιών ΕΕ17, ΗΠΑ, αυτών του συμπλέγματος BRICS, της Αυστραλίας, της Ιαπωνίας και του Καναδά.

Πίνακας 6: Εκτίμηση υποδείγματος VARX μεταξύ της ΕΕ17 και των ομολόγων της

	GDPEU
GDPAL(-1)	-0.000941 [-2.27854]
GDPBR (-1)	-0.002564 [-0.24855]
GDPCA (-1)	-1.968722 [-2.73686]
GDPCH (-1)	0.081286 [1.21399]
GDPEU(-1)	0.716319 [6.99991]
GDPIN (-1)	12.16070 [2.21171]
GDPJP (-1)	-0.003314 [-1.15200]
GDPRU (-1)	7.10E-05 [0.22878]
GDPSF (-1)	-0.063541 [-0.66872]
GDPUS(-1)	0.381281 [3.57561]
IRAL (-1)	1.547615 [0.86030]
IRBR (-1)	0.074236 [0.91411]
IRCA (-1)	3.126117 [0.64885]
IRCH (-1)	1.289368 [0.72881]
IREU(-1)	0.234556 [0.53951]
IRIN (-1)	-0.146765 [-0.18799]
IRJP (-1)	-3.016360 [-0.46966]
IRRU (-1)	-0.013354 [-0.55966]
IRSF (-1)	0.252222 [0.99510]
IRUS(-1)	-0.251964 [-1.40935]
C	-17.76640 [-2.61205]
TRADE	9.24E-07 [1.64107]
CREDIT	-7.30E-08 [-0.14249]

Πίνακας 7: Εκτίμηση υποδείγματος VARX μεταξύ των ΗΠΑ και των ομολόγων τους

	GDPUS
GDPAL(-1)	0.000462 [1.82740]
GDPBR (-1)	-0.005872 [-0.70933]
GDPCA (-1)	0.057654 [1.58432]
GDPCH (-1)	0.126170 [3.08095]
GDPEU(-1)	0.108855 [1.21036]
GDPIN (-1)	-11.08655 [-1.92092]
GDPJP (-1)	-0.001451 [-1.38756]
GDPRU (-1)	0.000881 [0.79407]
GDPSF (-1)	0.333841 [1.72096]
GDPUS(-1)	0.836991 [8.93107]
IRAL (-1)	-2.119349 [-1.92650]
IRBR (-1)	0.065949 [1.01205]
IRCA (-1)	0.076020 [0.31190]
IRCH (-1)	-0.939902 [-0.86867]
IREU(-1)	0.271296 [0.71003]
IRIN (-1)	0.224641 [0.27413]
IRJP (-1)	-2.265157 [-0.97013]
IRRU (-1)	-0.024800 [-0.29083]
IRSF (-1)	0.019606 [0.03789]
IRUS(-1)	0.049158 [0.31286]
C	10.00823 [1.67423]
TRADE	9.40E-08 [0.18995]
CREDIT	-2.35E-07 [-0.52169]

Πίνακας 8: Εκτίμηση υποδείγματος VECX μεταξύ της Βραζιλίας και των ομολόγων της

	D(GDPBR)
CointEq1	0.032792 [3.20378]
CointEq2	-0.263344 [-3.18618]
D(GDPAL(-1))	-0.028157 [-1.36372]
D(GDPBR (-1))	0.179340 [2.77012]
D(GDPCA (-1))	-30.02792 [-0.86356]
D(GDPCH (-1))	-4.358354 [-1.70372]
D(GDPEU(-1))	-0.044534 [-0.11339]
D(GDPIN (-1))	773.2702 [1.71599]
D(GDPJP (-1))	0.006980 [0.03766]
D(GDPRU (-1))	0.873775 [5.02234]
D(GDPSF (-1))	-5.435693 [-0.55050]
D(GDPUS(-1))	-0.110579 [-0.28978]
D(IRAL (-1))	273.8068 [1.45492]
D(IRBR (-1))	0.069981 [0.64571]
D(IRCA (-1))	-113.0815 [-0.49256]
D(IRCH (-1))	-134.3387 [-1.37848]
D(IREU(-1))	0.969213 [0.82829]
D(IRIN (-1))	-33.12091 [-0.54970]
D(IRJP (-1))	-402.1291 [-1.20726]
D(IRRU (-1))	-6.198988 [-1.41671]
D(IRSF (-1))	-7.791225 [-0.27371]
D(IRUS(-1))	1.468140 [1.32255]
C	-13.81868 [-3.18303]
TRADE	2.28E-07 [0.18532]
CREDIT	-7.19E-07 [-0.75755]

Πίνακας 9: Εκτίμηση υποδείγματος VECX μεταξύ της Ρωσίας και των ομολόγων της

	D(GDPRU)
CointEq1	0.112583 [40.4030]
D(GDPAL(-1))	-0.029514 [-0.16211]
D(GDPBR (-1))	-42.11545 [-3.87871]
D(GDPCA (-1))	-6.548404 [-0.01322]
D(GDPCH (-1))	-15.96434 [-0.90223]
D(GDPEU(-1))	3.612081 [0.67809]
D(GDPIN (-1))	3517.068 [0.90562]
D(GDPJP (-1))	-2.850056 [-1.81920]
D(GDPRU (-1))	0.182733 [11.4921]
D(GDPSF (-1))	-222.8815 [-0.75682]
D(GDPUS(-1))	-3.018331 [-0.55506]
D(IRAL (-1))	1199.487 [0.68113]
D(IRBR (-1))	22.67500 [0.29273]
D(IRCA (-1))	5142.078 [1.91255]
D(IRCH (-1))	-1266.583 [-1.73911]
D(IREU(-1))	-8.616710 [-0.56396]
D(IRIN (-1))	-1.942654 [-0.00364]
D(IRJP (-1))	-8663.303 [-2.91532]
D(IRRU (-1))	-0.381326 [-0.92416]
D(IRSf (-1))	-1310.163 [-1.63954]
D(IRUS(-1))	-3.582523 [-0.24660]
C	-468.6565 [-32.7319]
TRADE	1.56E-06 [0.08929]
CREDIT	2.04E-06 [0.15463]

Πίνακας 10: Εκτίμηση υποδείγματος VECX μεταξύ της Ινδίας και των ομολόγων της

	D(GDPIN)
CointEq1	-0.000216 [-1.63958]
CointEq2	0.495156 [1.56468]
D(GDPAL(-1))	0.324283 [1.30822]
D(GDPBR (-1))	0.368312 [0.21131]
D(GDPCA (-1))	-0.099801 [-1.18646]
D(GDPCH (-1))	0.027494 [2.04856]
D(GDPEU(-1))	-0.028212 [-0.19616]
D(GDPIN (-1))	-0.004147 [-0.59740]
D(GDPJP (-1))	0.005452 [1.79636]
D(GDPRU (-1))	-0.046060 [-0.39278]
D(GDPSF (-1))	0.021284 [1.63226]
D(GDPUS(-1))	-0.568147 [-0.23474]
D(IRAL (-1))	0.745073 [1.79553]
D(IRBR (-1))	12.90521 [1.12142]
D(IRCA (-1))	-0.368450 [-0.11498]
D(IRCH (-1))	-0.088372 [-2.21015]
D(IREU(-1))	-0.025093 [-1.30485]
D(IRIN (-1))	-0.025093 [-1.30485]
D(IRJP (-1))	12.23189 [0.98059]
D(IRRU (-1))	-0.052551 [-0.68850]
D(IRSF (-1))	-0.437978 [-1.29557]
D(IRUS(-1))	-0.052117 [-1.37395]
C	0.241352 [1.62694]
TRADE	1.41E-07 [3.35118]
CREDIT	1.99E-08 [0.61260]

Πίνακας 11: Εκτίμηση υποδείγματος VECX μεταξύ της Κίνας και των ομολόγων της

	GDPCH
GDPAL(-1)	-0.016603 [-2.41399]
GDPBR (-1)	0.144703 [0.13485]
GDPCH (-1)	3.849246 [0.23369]
GDPCH (-1)	-0.268658 [-2.32072]
GDPEU(-1)	-2.231656 [-2.06723]
GDPIN (-1)	514.0832 [1.50671]
GDPJP (-1)	-0.037379 [-1.19340]
GDPRU (-1)	-0.002899 [-0.17506]
GDPSF (-1)	4.851752 [0.57999]
GDPUS(-1)	-0.253587 [-0.22543]
IRAL (-1)	28.33748 [0.94622]
IRBR (-1)	-12.16875 [-1.44070]
IRCA (-1)	14.33924 [0.12998]
IRCH (-1)	3.366495 [1.10063]
IREU(-1)	165.4512 [2.03649]
IRIN (-1)	21.80123 [0.45002]
IRJP (-1)	32.18667 [0.46032]
IRRU (-1)	0.260401 [0.20462]
IRSF (-1)	22.97276 [1.02952]
IRUS(-1)	-3.886570 [-2.06074]
C	10.94899 [0.15259]
TRADE	7.51E-06 [1.26349]
CREDIT	1.05E-06 [0.19437]

Πίνακας 12: Εκτίμηση υποδείγματος VARX μεταξύ της Ν. Αφρικής και των ομολόγων της

	GDPSF
GDPAL(-1)	-0.020198 [-1.13322]
GDPBR (-1)	-1.918187 [-1.48442]
GDPCA (-1)	-125.0406 [-1.07230]
GDPEU(-1)	-0.012660 [-0.03537]
GDPIN (-1)	25.81552 [0.15052]
GDPJP (-1)	0.499313 [2.52607]
GDPRU (-1)	0.290524 [1.51244]
GDPSF (-1)	0.722088 [5.95474]
GDPUS(-1)	0.653885 [1.81942]
IRAL (-1)	93.06657 [1.18846]
IRBR (-1)	20.85515 [2.11599]
IRCA (-1)	-726.3137 [-0.92328]
IREU(-1)	-0.592827 [-0.41775]
IRIN (-1)	-42.92021 [-1.85584]
IRJP (-1)	487.6846 [1.22888]
IRRU (-1)	-17.26585 [-1.04994]
IRSF (-1)	0.260077 [0.80546]
IRUS(-1)	0.291456 (0.57816) [0.50411]
C	-47.19256 [-2.05833]
TRADE	6.49E-06 [3.29571]
CREDIT	1.59E-06 [0.86030]

Πίνακας 13: Εκτίμηση υποδείγματος VECX μεταξύ της Αυστραλίας και των ομολόγων της

	D(GDPAL)
CointEq1	-0.000182 [-0.10597]
D(GDPAL(-1))	-0.660117 [-5.88595]
D(GDPBR (-1))	637.8213 [0.22832]
D(GDPCA (-1))	-4690.454 [-0.12835]
D(GDPCH (-1))	1408.781 [1.55356]
D(GDPEU(-1))	840.2190 [1.95629]
D(GDPIN (-1))	19485.88 [0.11183]
D(GDPJP (-1))	-14.45918 [-0.34390]
D(GDPRU (-1))	-46.21834 [-0.06561]
D(GDPSF (-1))	-7697.633 [-1.38501]
D(GDPUS(-1))	-192.9705 [-0.44012]
D(IRAL (-1))	971.9783 [0.89600]
D(IRBR (-1))	-26.25754 [-0.00132]
D(IRCA (-1))	-75015.63 [-0.37830]
D(IRCH (-1))	4362.879 [0.11689]
D(IREU(-1))	414.0524 [0.33610]
D(IRIN (-1))	-4106.849 [-0.17143]
D(IRJP (-1))	-42139.21 [-0.52839]
D(IRRU (-1))	989.2048 [0.05412]
D(IRSF (-1))	-16684.86 [-1.10637]
D(IRUS(-1))	387.0237 [0.33042]
C	-224.8027 [-0.19473]
TRADE	0.001529 [1.08385]
CREDIT	0.000331 [0.31040]

Πίνακας 14: Εκτίμηση υποδείγματος VARX μεταξύ του Καναδά και των ομολόγων του

	GDPCA
GDPAL(-1)	0.005527 [0.77212]
GDPBR (-1)	0.181387 [0.48067]
GDPCA (-1)	0.504333 [6.23176]
GDPCH (-1)	4.172856 [3.23958]
GDPEU(-1)	0.601913 [2.41779]
GDPIN (-1)	665.6642 [3.47115]
GDPJP (-1)	0.058829 [1.53308]
GDPRU (-1)	-0.010756 [-0.27922]
GDPSF (-1)	-23.35902 [-3.04597]
GDPUS(-1)	0.984055 [3.79334]
IRAL (-1)	-50.49504 [-1.62012]
IRBR (-1)	-1.311022 [-0.44137]
IRCA (-1)	0.083051 [0.15322]
IRCH (-1)	-6.929165 [-0.20360]
IREU(-1)	4.154909 [3.92838]
IRIN (-1)	66.29289 [2.43465]
IRJP (-1)	-159.6707 [-1.86394]
IRRU (-1)	-1.187590 [-0.40114]
IRSF (-1)	-22.13272 [-1.08193]
IRUS(-1)	1.050439 [0.58165]
C	-4.613106 [-0.27879]
TRADE	2.07E-06 [1.50898]
CREDIT	9.89E-07 [0.79316]

Πίνακας 15: Εκτίμηση υποδείγματος VECX μεταξύ της Ιαπωνίας και των ομολόγων της

	D(GDPJP)
CointEq1	-0.001589 [-2.54819]
D(GDPAL(-1))	0.043790 [1.07489]
D(GDPBR (-1))	-146.7474 [-4.07856]
D(GDPCA (-1))	-470.1937 [-1.77637]
D(GDPCH (-1))	7.143887 [1.11330]
D(GDPEU(-1))	-72.26386 [-2.42052]
D(GDPIN (-1))	-850.2472 [-0.17652]
D(GDPJP (-1))	0.183987 [1.77881]
D(GDPRU (-1))	6.749079 [3.38980]
D(GDPSF (-1))	278.7742 [2.72481]
D(GDPUS(-1))	-14.85693 [-0.48748]
D(IRAL (-1))	456.8743 [1.15943]
D(IRBR (-1))	175.1755 [0.68246]
D(IRCA (-1))	6162.756 [4.29084]
D(IRCH (-1))	-728.6551 [-2.75883]
D(IREU(-1))	111.3477 [1.30031]
D(IRIN (-1))	-1192.842 [-1.80123]
D(IRJP (-1))	667.6548 [3.40305]
D(IRRU (-1))	-144.7525 [-2.80172]
D(IRSF (-1))	184.7897 [0.66564]
D(IRUS(-1))	-175.3425 [-2.15356]
C	243.8472 [3.03874]
TRADE	-3.51E-05 [-0.35851]
CREDIT	-7.87E-05 [-1.06179]

Από τους Πίνακες 6 και 7, μπορούμε να δούμε ότι το ΑΕΠ της ΕΕ17 δεν επηρεάζει στατιστικά σημαντικά το ΑΕΠ των ΗΠΑ, ενώ το ΑΕΠ των ΗΠΑ σχετίζεται θετικά με το ΑΕΠ της ΕΕ17 με αυξημένη στατιστική σημαντικότητα. Αυτό σημαίνει ότι η εξέλιξη του ΑΕΠ της ΕΕ17 είναι στενά συνδεδεμένη με το συγκεκριμένο ομόλογό της. Επιπλέον, παρατηρούμε ότι η ΕΕ17 δεν σχετίζεται στατιστικά σημαντικά με όλες τις χώρες του συμπλέγματος BRICS (Πίνακες 6, 8-12), αφού το ΑΕΠ της σχετίζεται μόνο με το ΑΕΠ της Κίνας αρνητικά (Πίνακας 11), ενώ η οικονομία του συμπλέγματος που επηρεάζει την ΕΕ17 είναι η Ινδία (Πίνακας 10), με αρκετά μεγάλο συντελεστή, αλλά όχι και ιδιαίτερα μεγάλη στατιστική σημαντικότητα.

Συγκριτικά με την ΕΕ17, οι ΗΠΑ φαίνεται να έχουν λιγότερες σχέσεις με τους ομολόγους τους, αφού το ΑΕΠ αυτών επηρεάζεται μόνο από το ΑΕΠ της Αυστραλίας, του Καναδά και της Ινδίας (Πίνακας 7), χωρίς η επίδραση που δέχεται να είναι ιδιαίτερα στατιστικά σημαντική. Το γεγονός αυτό πιθανώς οφείλεται στο ότι η οικονομία των ΗΠΑ θεωρείται αρκετά αυτάρκης καθώς έχει αναπτυγμένη βιομηχανία, τεχνολογία, πλούσιο ορυκτό και ενεργειακό πλούτο, η παραγωγή πετρελαίου είναι από τις μεγαλύτερες παγκοσμίως και, επιπλέον, στο γεωργικό τομέα, παράγει το 1/3 της παγκόσμιας παραγωγής καλαμποκιού.

Όσον αφορά τις σχέσεις εξάρτησης των χωρών BRICS (Βραζιλία, Ρωσία, Ινδία, Κίνα, Ν. Αφρική), τα αποτελέσματα των Πινάκων 8-12, έχουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς βλέπουμε ότι το ΑΕΠ της Ν. Αφρικής δεν επηρεάζει, αλλά ούτε και επηρεάζεται από κάποιο ΑΕΠ των χωρών του συμπλέγματος. Παράλληλα, το ΑΕΠ της Κίνας φαίνεται να σχετίζεται θετικά με το ΑΕΠ της Βραζιλίας και σε μικρότερο βαθμό με το ΑΕΠ της Ινδίας. Επίσης, υπάρχει έντονη αρνητική σχέση ανάμεσα στο ΑΕΠ της Ρωσίας και στο ΑΕΠ της Βραζιλίας με το τελευταίο να συσχετίζεται αρνητικά με το πρώτο.

Στην περίπτωση των χωρών Αυστραλία, Ιαπωνία και Καναδά, παρατηρούμε ότι η Αυστραλία είναι η χώρα με τις λιγότερες σχέσεις, αφού το ΑΕΠ της σχετίζεται μόνο με το ΑΕΠ της ΕΕ17 (αρνητικά) και των ΗΠΑ (θετικά) με μειωμένη στατιστική σημαντικότητα. Κατά την τελευταία εικοσιπενταετία, η Ευρωπαϊκή Ένωση αποτελεί το μεγαλύτερο εμπορικό εταίρο της Αυστραλίας, με τις διμερείς

οικονομικές σχέσεις μεταξύ ΕΕ-Αυστραλίας να υπερβαίνουν το 20% του συνόλου των Αυστραλιανών οικονομικών σχέσεων σε παγκόσμιο επίπεδο. Αντιθέτως, η Ιαπωνία και ο Καναδάς έχουν τους περισσότερους εμπορικούς εταίρους. Συνεπώς, το ΑΕΠ της Ιαπωνίας επηρεάζεται από το ΑΕΠ της ΕΕ17, του Καναδά και από τις χώρες του συμπλέγματος BRICS από το ΑΕΠ της Βραζιλίας, της Ρωσίας και της Νοτίου Αφρικής. Πιο συγκεκριμένα, παρατηρούμε ότι οι οικονομικές σχέσεις της με τη Ρωσία και τη Ν. Αφρική είναι διμερείς. Όσον αφορά τον Καναδά έχει διμερείς οικονομικές σχέσεις με την ΕΕ17 και επιπλέον το ΑΕΠ του επηρεάζεται από το ΑΕΠ των ΗΠΑ, τις Κίνας, της Ινδίας και της Ν. Αφρικής, ενώ σχετίζεται αρνητικά με το ΑΕΠ της Ιαπωνίας.

Επιπρόσθετα, εξετάζοντας τους Πίνακες 6-15, παρατηρούμε πως η παγκόσμια μεταβλητή της Πίστης δεν σχετίζεται με καμία οικονομία, ενώ, η παγκόσμια μεταβλητή του Εμπορίου σχετίζεται σχετικά με το ΑΕΠ της Ινδίας και της Ν. Αφρικής με αυξημένη στατιστική σημαντικότητα.

Συνοψίζοντας, οι χώρες των οποίων το ΑΕΠ επηρεάζεται περισσότερο από το ΑΕΠ των ομολόγων τους είναι η Βραζιλία, ο Καναδάς και η Ιαπωνία, ενώ οι χώρες των οποίων το ΑΕΠ επιδρά περισσότερο στο ΑΕΠ άλλων χωρών είναι η Κίνα, η Ινδία και η Ν. Αφρική.

Στον Πίνακα 16 που ακολουθεί έχουμε “κωδικοποιήσει” τις σχέσεις μεταξύ των οικονομιών. Με ‘ΝΑΙ’ δηλώνουμε ότι υπάρχει στατιστική σημαντικότητα ανάμεσα στις μεταβλητές του ΑΕΠ και με ‘ΟΧΙ’ ότι δεν υπάρχει. Ο πίνακας διαβάζεται κάθετα, δηλαδή η εξίσωση κάθε μίας οικονομία ξετυλίγεται κάθετα.

Πίνακας 16: Ύπαρξη στατιστικής σημαντικότητας μεταξύ των ΑΕΠ

	GDPAL	GDPBR	GDPCA	GDPCH	GDPEU	GDPIN	GDPJP	GDPRU	GDPSF	GDPUS
GDPAL	NAI	OXI	OXI	NAI	NAI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI
GDPBR	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	NAI	OXI	OXI
GDPCA	OXI	OXI	NAI	OXI	NAI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI
GDPCH	OXI	NAI	NAI	NAI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	NAI
GDPEU	NAI	OXI	NAI	NAI	NAI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI
GDPIN	OXI	NAI	NAI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI
GDPJP	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	NAI	NAI	NAI	OXI
GDPRU	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	NAI	OXI	OXI
GDPSF	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	NAI	OXI	NAI	NAI
GDPUS	OXI	OXI	NAI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	NAI	NAI
IRAL	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	NAI
IRBR	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	OXI
IRCA	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	NAI	OXI	OXI
IRCH	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	NAI	NAI	OXI	OXI
IREU	OXI	OXI	NAI	NAI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI
IRIN	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	NAI	OXI	NAI	OXI
IRJP	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI	NAI	NAI	OXI	OXI
IRRU	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI
IRSF	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI
IRUS	OXI	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	OXI
TRADE	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	NAI	OXI	OXI	NAI	OXI
CREDIT	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI	OXI

Στατιστική σημαντικότητα σε επίπεδο 10%

Στον ακόλουθο, συγκεντρωτικό Πίνακα 17 εξετάζουμε, με τη χρήση του προσαρμοσμένου συντελεστή προσδιορισμού, το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης της χρονοσειράς ΑΕΠ κάθε οικονομίας που ερμηνεύεται από τις χρονοσειρές του ΑΕΠ και του Επιτόκιου κάθε οικονομίας του υποδείγματος GVAR. Η χρονοσειρά κάθε οικονομίας διαβάζεται κάθετα. Ενώ, στον Πίνακα 18, με τη χρήση του συντελεστή προσδιορισμού (R^2), ελέγχεται η συνολική προσαρμοστικότητα του VARX ή VECX υποδείγματος κάθε οικονομίας.

Πίνακας 17: Προσαρμοσμένος Συντελεστής Προσδιορισμού (Adj. R²) - GVAR

	GDPAL	GDPBR	GDPCA	GDPCH	GDPEU	GDPIN	GDPJP	GDPRU	GDPSF	GDPUS
GDPAL	0.237	0.224	0.465	0.465	0.465	0.224	0.237	0.237	0.461	0.465
GDPBR	0.998	0.998	0.999	0.999	0.999	0.997	0.997	0.998	0.999	0.999
GDPCA	0.509	0.524	0.998	0.998	0.998	0.524	0.509	0.509	0.998	0.998
GDPCH	0.369	0.435	0.138	0.138	0.138	0.435	0.369	0.369	-	0.138
GDPEU	0.099	0.101	0.966	0.966	0.966	0.101	0.099	0.099	0.966	0.966
GDPIN	0.356	0.373	0.980	0.980	0.980	0.373	0.356	0.356	0.980	0.980
GDPJP	0.388	0.378	0.916	0.916	0.916	0.378	0.388	0.388	0.916	0.916
GDPRU	0.999	0.999	0.999	0.998	0.998	0.999	0.999	0.999	0.999	0.998
GDPSF	0.056	0.124	0.941	0.941	0.941	0.124	0.056	0.056	0.943	0.941
GDPUS	0.087	0.239	0.998	0.998	0.998	0.239	0.087	0.087	0.997	0.998
IRAL	0.466	0.481	0.900	0.900	0.900	0.481	0.466	0.466	0.896	0.900
IRBR	0.818	0.816	0.999	0.999	0.999	0.816	0.818	0.818	0.999	0.999
IRCA	0.301	0.325	0.941	0.941	0.941	0.325	0.301	0.301	0.933	0.941
IRCH	0.517	0.644	0.990	0.990	0.990	0.644	0.517	0.517	-	0.990
IREU	0.163	0.181	0.804	0.804	0.804	0.181	0.163	0.163	0.798	0.804
IRIN	-0.086	-0.101	0.967	0.967	0.967	-0.101	-0.086	-0.086	0.966	0.967
IRJP	0.388	0.378	0.977	0.977	0.977	0.378	0.388	0.388	0.977	0.977
IRRU	0.237	0.249	0.992	0.992	0.992	0.249	0.237	0.237	0.992	0.992
IRSF	0.315	0.306	0.954	0.954	0.954	0.306	0.315	0.315	0.954	0.954
IRUS	0.551	0.576	0.981	0.981	0.981	0.576	0.551	0.551	0.982	0.981

Παρατηρούμε ότι οι μεταβλητές ΑΕΠ της Βραζιλίας και ΑΕΠ της Ρωσίας είναι οι δύο μεταβλητές που εξηγούν καλύτερα τη μεταβλητή ΑΕΠ κάθε οικονομίας, υπό την έννοια ότι εμφανίζουν τον υψηλότερο διορθωμένο συντελεστή προσαρμογής (R² adj).

Πίνακας 18: Διορθωμένος Συντελεστής προσδιορισμού, (R²-adj), του VARX ή VECX υποδείγματος κάθε οικονομίας

Μεταβλητές	R ² -adj
GDPRU	0.999953
GDPBR	0.999884
GDPCA	0.998747
GDPUS	0.998342
GDPEU	0.975048
GDPSF	0.956771
GDPJP	0.564184
GDPIN	0.561322
GDPAL	0.456356
GDPCH	0.372373

Η κατάταξη των οικονομιών έχει γίνει με φθίνουσα σειρά.

Πίνακας 19: Εμπορικά Μερίδια (Trade Weights)

	ΗΠΑ	ΕΕ17	ΙΑΠΩΝΙΑ	ΚΑΝΑΔΑΣ	ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	Ν.ΑΦΡΙΚΗ	ΒΡΑΖΙΛΙΑ	ΙΝΔΙΑ	ΚΙΝΑ	ΡΩΣΙΑ	ΥΠΟΛΟΙΠΟ
ΗΠΑ	0.00000	0.15532	0.12427	0.24083	0.01130	0.00442	0.01802	0.00880	0.07338	0.00886	0.35479
ΕΕ17	0.22700	0.00000	0.07247	0.01920	0.01210	0.01424	0.02318	0.01395	0.05645	0.35374	0.20765
ΙΑΠΩΝΙΑ	0.31800	0.13187	0.00000	0.02405	0.03539	0.00695	0.00811	0.00740	0.12778	0.01178	0.32867
ΚΑΝΑΔΑΣ	0.80300	0.04625	0.03483	0.00000	0.00363	0.00102	0.00349	0.00238	0.02131	0.00332	0.08078
ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ	0.18000	0.12562	0.19136	0.01764	0.00000	0.01042	0.00531	0.01411	0.07960	0.00764	0.36830
Ν.ΑΦΡΙΚΗ	0.15200	0.35381	0.09454	0.01066	0.02504	0.00000	0.01261	0.03628	0.04240	0.00586	0.26681
ΒΡΑΖΙΛΙΑ	0.29000	0.26554	0.03366	0.01766	0.00624	0.00623	0.00000	0.00892	0.02693	0.01990	0.32491
ΙΝΔΙΑ	0.20600	0.24618	0.06679	0.01717	0.02656	0.02769	0.00934	0.00000	0.04185	0.01478	0.34363
ΚΙΝΑ	0.23500	0.16389	0.24789	0.02073	0.02524	0.00614	0.00841	0.00874	0.00000	0.01604	0.26793
ΡΩΣΙΑ	0.08500	0.34782	0.04476	0.00682	0.00182	0.00166	0.00682	0.01336	0.06880	0.00000	0.42314

Πηγές: ECB (2013), Bussière, Chudik and Sestieri (2009)

Τα εμπορικά βάρη υπολογίζονται ως μερίδια των εισαγωγών και εξαγωγών κάθε οικονομίας σε κάθε άλλη. Εμφανίζονται σε γραμμές ανά οικονομία ώστε κάθε γραμμή να αθροίζει στη μονάδα. Το “υπόλοιπο” συγκεντρώνει τις εισαγωγές και εξαγωγές από τις υπόλοιπες χώρες.

Ανάλυση των συναρτήσεων απόκρισης

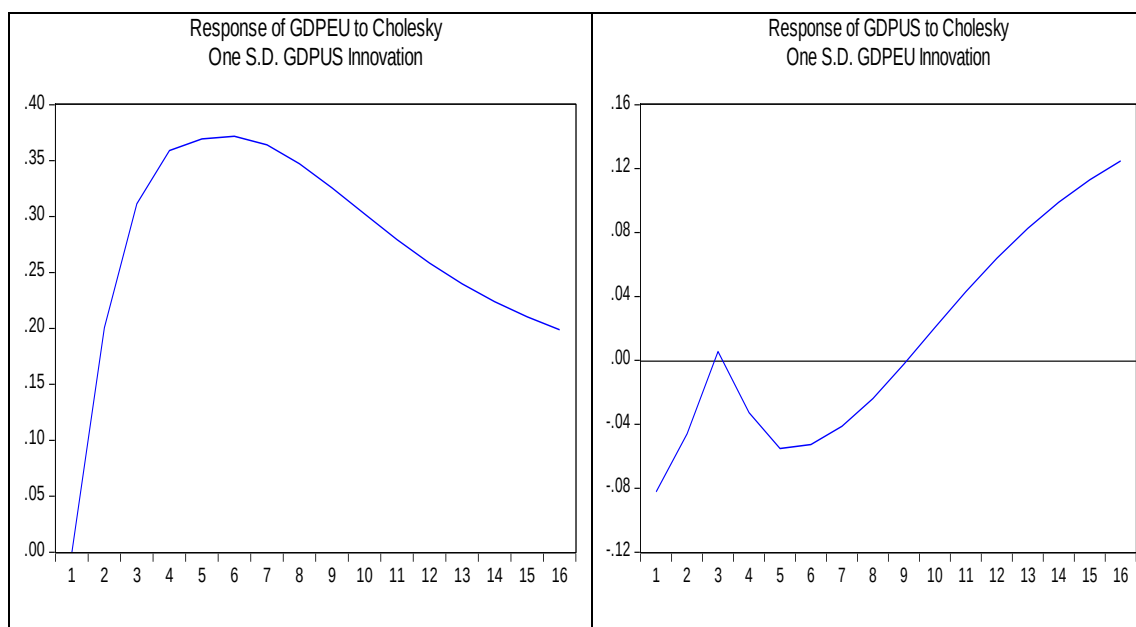
Για την πληρέστερη κατανόηση των αλληλεπιδράσεων μεταξύ των μεταβλητών γίνεται ανάλυση μέσω των συναρτήσεων απόκρισης. Όπως ήδη έχουμε αναφέρει, με τη μέθοδο αυτή αναλύονται οι δυναμικές αλληλεπιδράσεις και το πρόσημο της διαταραχής (σοκ), ανάμεσα στις μεταβλητές κάθε οικονομίας του υποδείγματος. Πιο συγκεκριμένα, η ανάλυση αυτή δείχνει την αντίδραση μιας ενδογενούς μεταβλητής σε μια διαταραχή μιας άλλης μεταβλητής - μέσω των διαταρακτικών όρων της - ίση με μία τυπική απόκλιση για διάστημα έως και 16 περιόδους, δηλαδή 4 χρόνια.

Στο παρακάτω συγκεντρωτικό Διάγραμμα 1(A, B), παρουσιάζεται η εξέλιξη των δυναμικών αποκρίσεων του ΑΕΠ της ΕΕ17 και των ΗΠΑ μετά από μία διαταραχή μίας τυπικής απόκλισης.

Διάγραμμα 1:

Α) Αντίδραση της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17 σε μία διαταραχή της μεταβλητής ΑΕΠ των ΗΠΑ ίση με σ

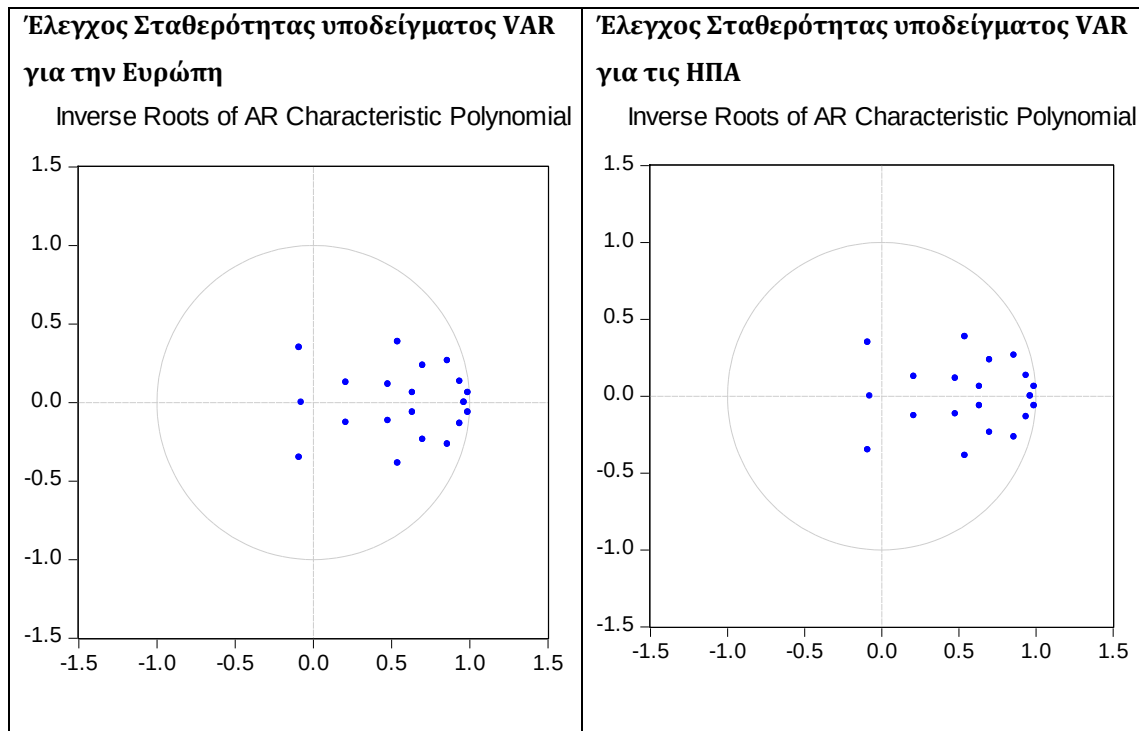
Β) Αντίδραση της μεταβλητής ΑΕΠ των ΗΠΑ σε μία διαταραχή της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17 ίση με σ



Ένα σοκ στο ΑΕΠ των ΗΠΑ (GDPUS) βραχυπρόθεσμα εκτοξεύει το ΑΕΠ της ΕΕ17 (GDPEU), υπονοώντας ότι το ΑΕΠ της ΕΕ17 είναι άμεσα συνδεδεμένο με το ΑΕΠ των ΗΠΑ (GDPUS). Ωστόσο, μετά από ενάμιση χρόνο περίπου η μεταβλητή τείνει να επιστρέψει σε κατάσταση ισορροπίας.

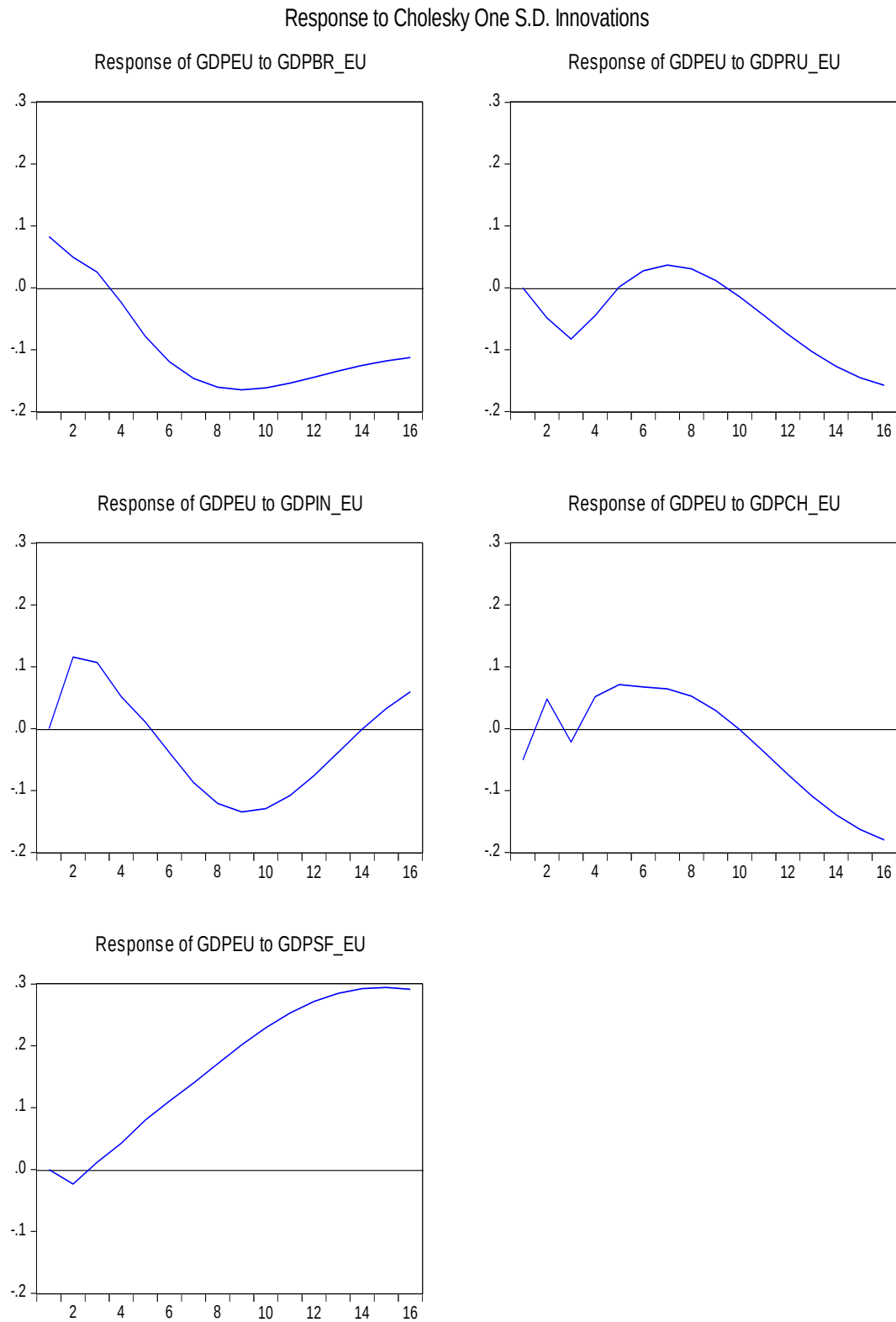
Από την άλλη πλευρά, ένα σοκ στο ΑΕΠ της ΕΕ17 βραχυπρόθεσμα επιδρά αρνητικά στο ΑΕΠ των ΗΠΑ. Για περίπου δύο χρόνια ασκεί αρνητική επιρροή. Ωστόσο, το πρώτο χρόνο το ΑΕΠ των ΗΠΑ τείνει να αυξηθεί, παρ' όλα αυτά πέφτει ξανά ώσπου στο δέκατο τρίμηνο παίρνει ανοδική πορεία και μακροπρόθεσμα δείχνει να ισορροπεί. Παρατηρούμε ότι η επίδραση που ασκεί το σοκ του ΑΕΠ της ΕΕ17 στο ΑΕΠ των ΗΠΑ είναι πιο μόνιμη. Τα αποτελέσματα είναι έγκυρα αφού τα διαγράμματα ευστάθειας βρίσκονται μέσα στο μοναδιαίο κύκλο, δηλαδή οι ιδιοτιμές του συστήματος είναι μικρότερες της μονάδας.

Διάγραμμα 2: Ευστάθεια των υποδειγμάτων της ΕΕ17 και των ΗΠΑ



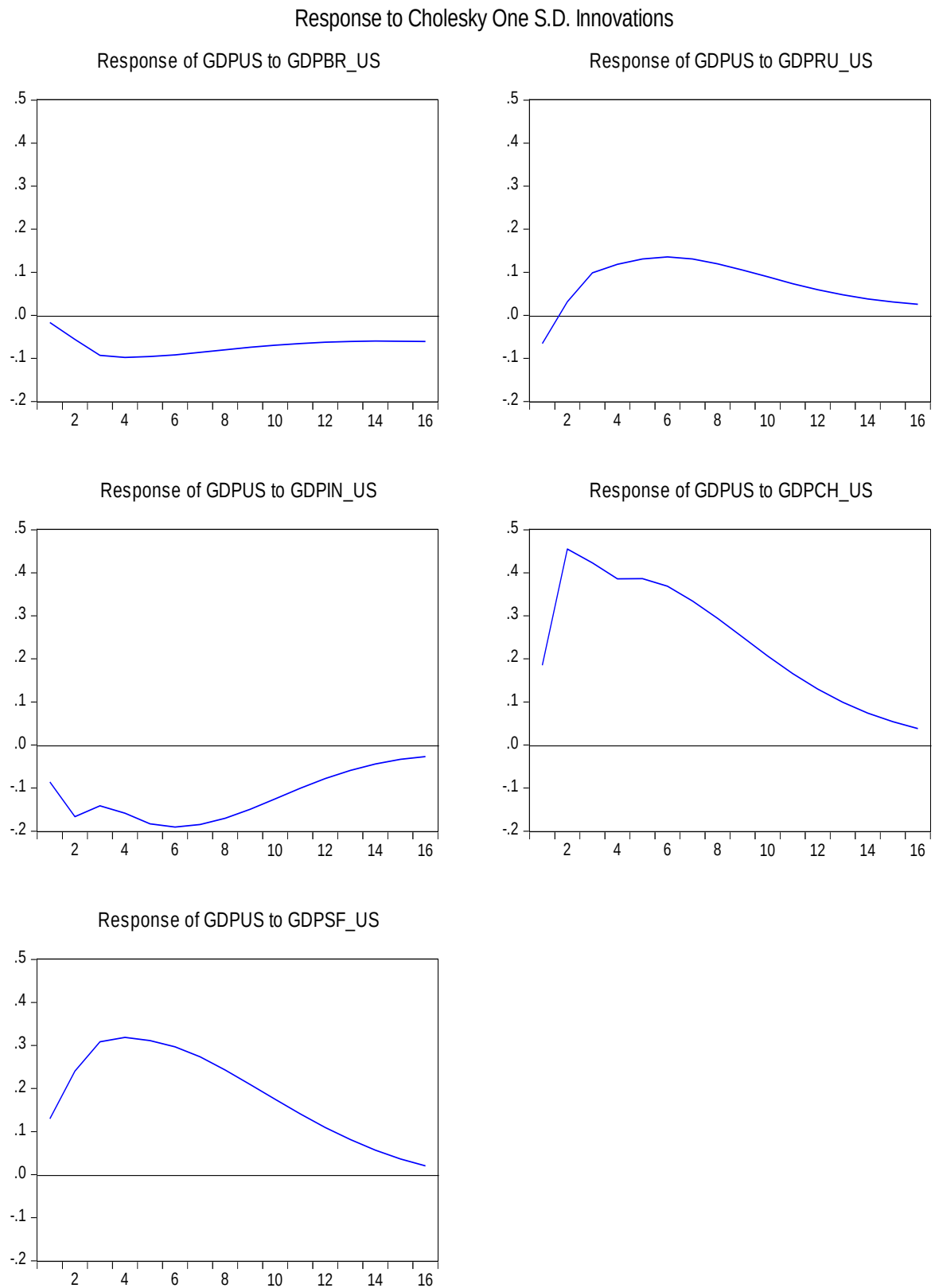
Στη συνέχεια, θα δούμε πως αντιδρά το ΑΕΠ της ΕΕ17 σε ένα σοκ της σταθμισμένης (αλλοδαπής), μεταβλητής ΑΕΠ των χωρών BRICS.

Διάγραμμα 3: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της ΕΕ17 σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των BRICS ίσο με σ



Από τα παραπάνω διαγράμματα διαπιστώνουμε ότι μία διαταραχή στο ΑΕΠ όλων των χωρών του συμπλέγματος BRICS, ίση με μία τυπική απόκλιση, προκαλεί απόκλιση του ΑΕΠ της ΕΕ17 από τη θέση ισορροπίας. Συγκεκριμένα, ένα σοκ στο σταθμισμένο, προς την ΕΕ17, ΑΕΠ της Βραζιλίας επιδρά θετικά στο ΑΕΠ της ΕΕ17 κατά τον πρώτο χρόνο, αλλά μεσοπρόθεσμα η επίδραση είναι αρνητική και συνεχίζει να κινείται αρνητικά συγκλίνοντας σε μία νέα κατάσταση ισορροπίας. Όσον αφορά την επίδραση που ασκεί ένα σοκ στο σταθμισμένο ΑΕΠ της Ρωσίας και της Κίνας πάνω στο ΑΕΠ της ΕΕ17, κι εδώ βλέπουμε ότι το ΑΕΠ της ΕΕ17 αποκλίνει από την ισορροπία του. Μεσοπρόθεσμα, η επίδραση γίνεται αρνητική και η σχέση των δύο μεταβλητών συνεχίζει ακόμη και μετά από 4 χρόνια να είναι αρνητική. Στην περίπτωση της διαταραχής που προκαλείται στο σταθμισμένο, ως προς την ΕΕ17, ΑΕΠ της Ινδίας, διαπιστώνουμε ότι το ΑΕΠ της ΕΕ17 αποκλίνει από την αρχική του θέση, αλλά στο τέλος του τρίτου χρόνου τείνει να επανέλθει σε κατάσταση ισορροπίας. Τέλος, μία διαταραχή στο σταθμισμένο ΑΕΠ της Ν. Αφρικής οδηγεί το ΑΕΠ της ΕΕ17 να αυξάνεται ασυμπτωτικά μέχρι το 14^ο τρίμηνο που βλέπουμε να συγκλίνει.

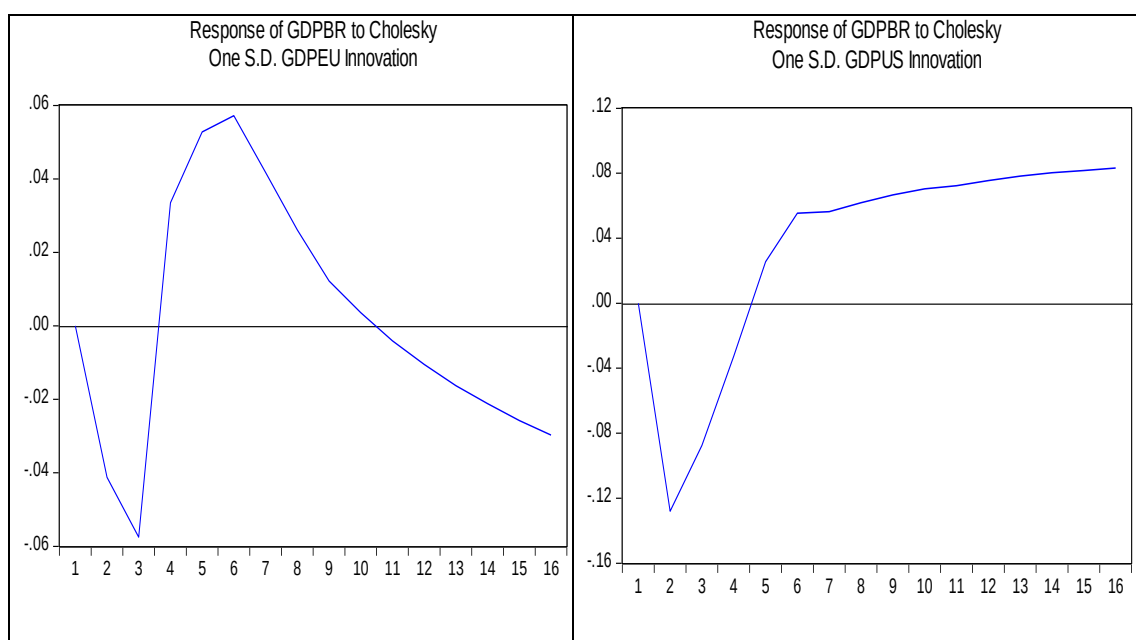
Διάγραμμα 4: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ των ΗΠΑ σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των BRICS ίσο με σ



Με μία πρώτη ματιά, και βλέποντας αθροιστικά τα διαγράμματα, διαπιστώνουμε ότι ένα σοκ ίσο με μία τυπική απόκλιση στη μεταβλητή ΑΕΠ των BRICS επιφέρει πιο ομαλή διαταραχή στο ΑΕΠ των ΗΠΑ συγκριτικά με τη διαταραχή που προκάλεσε στην ΕΕ17.

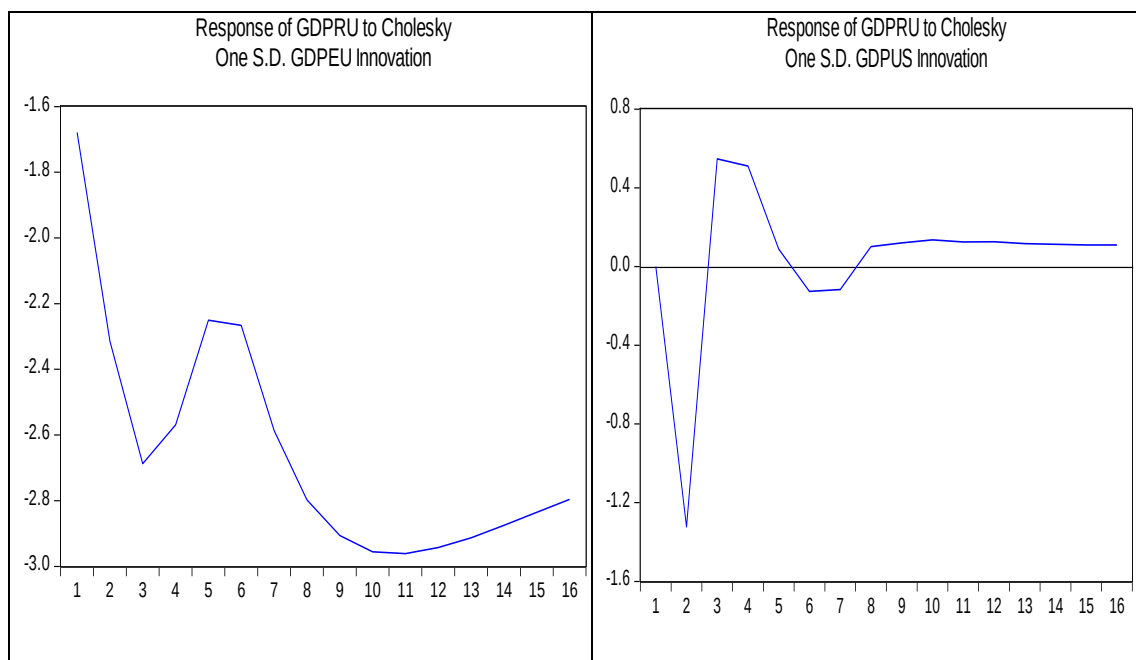
Πιο συγκεκριμένα, ένα σοκ στο σταθμισμένο, ως προς το ΑΕΠ των ΗΠΑ, ΑΕΠ της Βραζιλίας και της Ινδίας επιδρά αρνητικά στο ΑΕΠ των ΗΠΑ. Ωστόσο, μακροπρόθεσμα ισορροπεί. Επίσης, ένα σοκ στο ΑΕΠ της Κίνας, της Ρωσίας και της Ν. Αφρικής βραχυπρόθεσμα επιδρά θετικά στο ΑΕΠ των ΗΠΑ και σε λιγότερο από δύο χρόνια τείνει επανέλθει σε κατάσταση ισορροπίας.

Διάγραμμα 5: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Βραζιλίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17 (αριστερά) και στο ΑΕΠ των ΗΠΑ (δεξιά) ίσο με σ



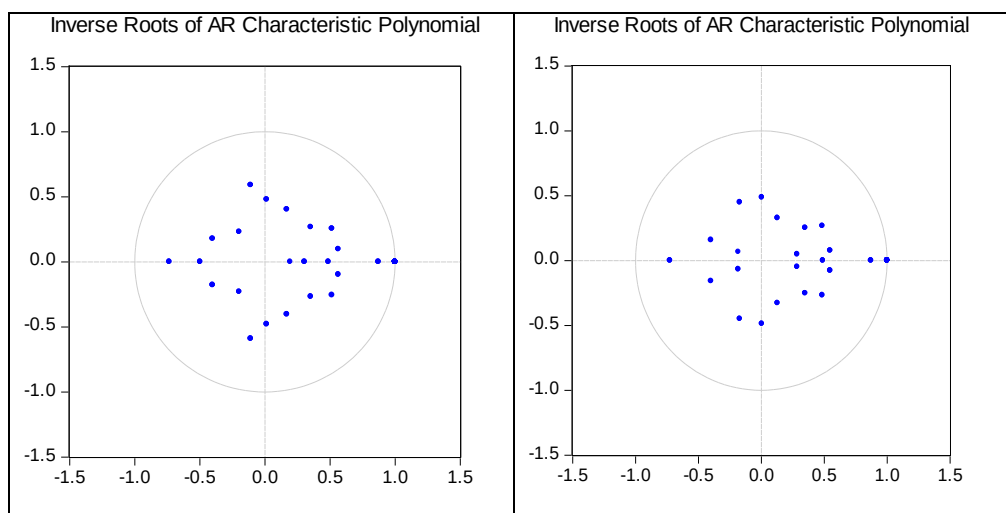
Παρατηρούμε ότι μία διαταραχή στο ΑΕΠ της ΕΕ17 προκαλεί έντονη αρνητική επίδραση κατά τον πρώτο χρόνο στο ΑΕΠ της Βραζιλίας. Ωστόσο, μετά το 3^ο τρίμηνο και ως το 7^ο τρίμηνο βλέπουμε μία απότομη ανοδική κίνηση, ώσπου τελικά, αρχίζει να πέφτει με αργούς ρυθμούς και τον 4^ο χρόνο γίνεται αρνητικό. Φαίνεται πως το σοκ έχει προκαλέσει μόνιμη επίδραση. Όσον αφορά την αντίδραση του ΑΕΠ της Βραζιλίας σε σοκ του ΑΕΠ των ΗΠΑ, αρχικά είναι έντονα καθοδική, μεσοπρόθεσμα παρατηρείται ανοδική τάση, ώσπου μετά το δεύτερο χρόνο τείνει να ισορροπήσει σε θετικά επίπεδα.

Διάγραμμα 6: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Ρωσίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17 (αριστερά) και στο ΑΕΠ των ΗΠΑ (δεξιά) ίσο με σ

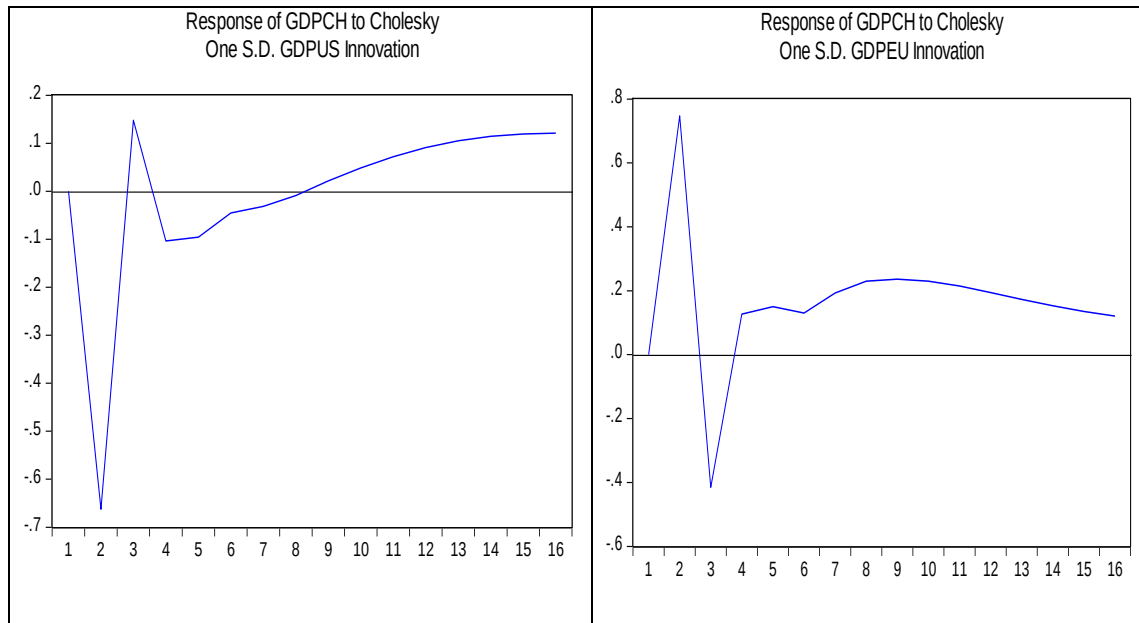


Η διαταραχή στην εξίσωση του ΑΕΠ της ΕΕ17, προκαλεί αρχικά μεγάλη πτώση στο ΑΕΠ της Ρωσίας. Μεσοπρόθεσμα, διαπιστώνουμε μία ανοδική πορεία, αλλά σύντομα πέφτει ξανά σε χαμηλά, αρνητικά, επίπεδα. Αντίθετα, μία διαταραχή ίδιου μεγέθους στην εξίσωση του ΑΕΠ των ΗΠΑ ωθεί το ΑΕΠ της Ρωσίας σε μείωση την πρώτη περίοδο και σταδιακή επάνοδο στο μακροχρόνιο επίπεδό του.

Διάγραμμα 7: Ευστάθεια των υποδειγμάτων της Βραζιλίας και της Ρωσίας

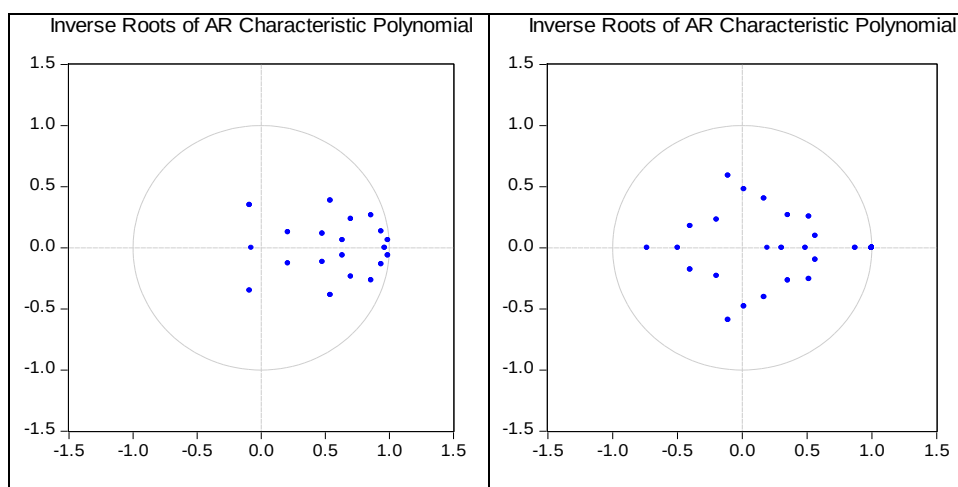


Διάγραμμα 8: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Κίνας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17 και στο ΑΕΠ των ΗΠΑ ίσο με σ

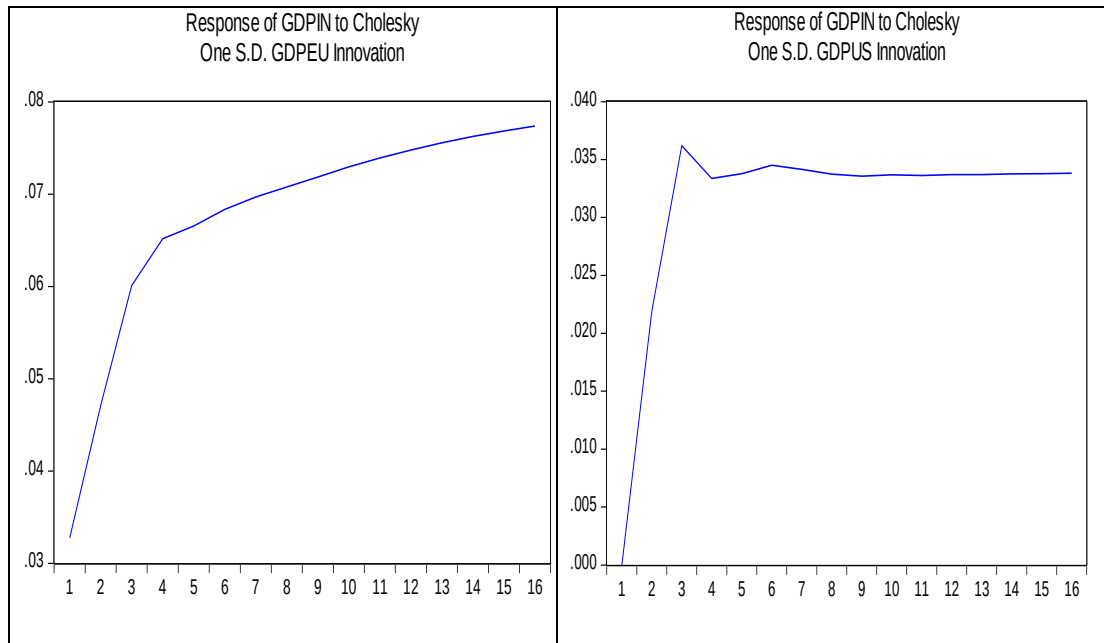


Στο παραπάνω διάγραμμα (αριστερά), παρατηρούμε πως ένα σοκ στο ΑΕΠ των ΗΠΑ προκαλεί απότομη πτώση στο ΑΕΠ της Κίνας την πρώτη περίοδο και απότομη άνοδο τη δεύτερη περίοδο όπου τελικά μακροπρόθεσμα τείνει να ισορροπήσει. Αντίθετα, ένα σοκ στο ΑΕΠ της ΕΕ17 εκτοξεύει ανοδικά το ΑΕΠ της Κίνας την πρώτη περίοδο, τη δεύτερη προκαλεί πτώση σε αρνητικά επίπεδα και μετά από ένα χρόνο, ισορροπεί σε θετικά επίπεδα.

Διάγραμμα 9: Ευστάθεια των υποδειγμάτων της Κίνας και της Ινδίας

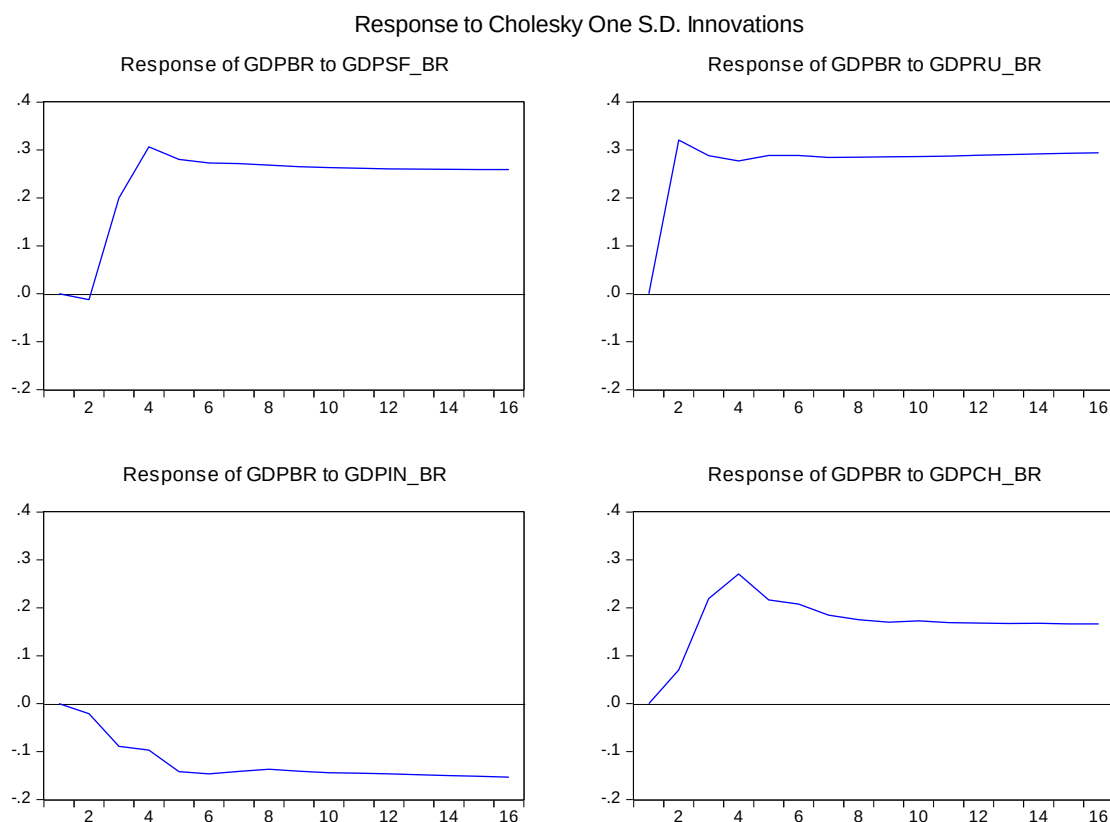


Διάγραμμα 10: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Ινδίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17 και στο ΑΕΠ των ΗΠΑ ίσο με σ



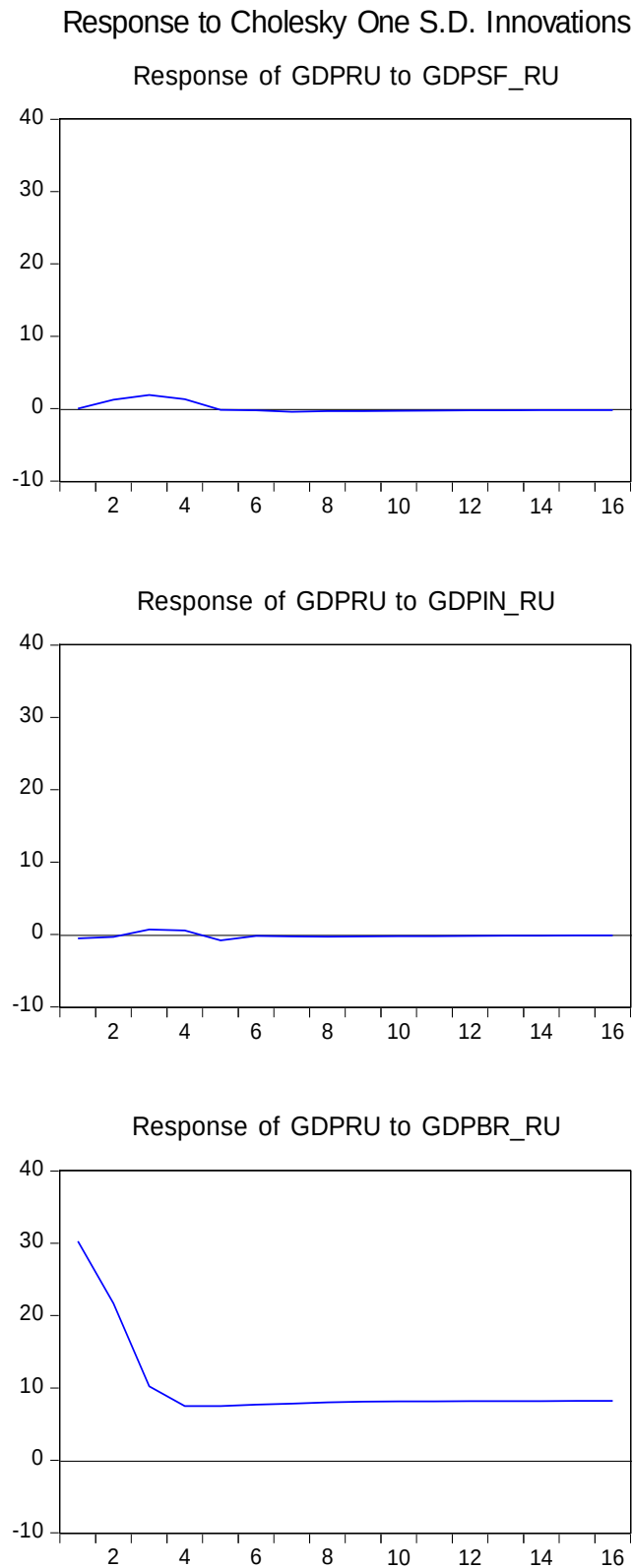
Στο διάγραμμα 10 βλέπουμε την επιρροή που ασκεί ένα σοκ στο ΑΕΠ της ΕΕ17 (αριστερά) και στο ΑΕΠ των ΗΠΑ (δεξιά) πάνω στο ΑΕΠ της Ινδίας. Πιο συγκεκριμένα, μία διαταραχή στο ΑΕΠ της ΕΕ17 ωθεί, βραχυχρόνια, το ΑΕΠ της Ινδίας να κινηθεί ανοδικά με έντονο ρυθμό, στη συνέχεια διατηρεί ανοδική πορεία, ενώ τον 4^ο χρόνο φαίνεται να τείνει να ισορροπήσει. Στο δεξιό διάγραμμα παρατηρούμε πως ένα σοκ στο ΑΕΠ των ΗΠΑ εκτοξεύει την πρώτη περίοδο το ΑΕΠ της Ινδίας όπου και ισορροπεί στο 4^ο τρίμηνο. Τα αποτελέσματα αυτά έχουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς βλέπουμε μεγάλη ευαισθησία του ΑΕΠ της Ινδίας σε διαταραχές του ΑΕΠ της ΕΕ17 και των ΗΠΑ.

Διάγραμμα 11: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Βραζιλίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των υπολοίπων οικονομιών του συμπλέγματος ίσο με σ



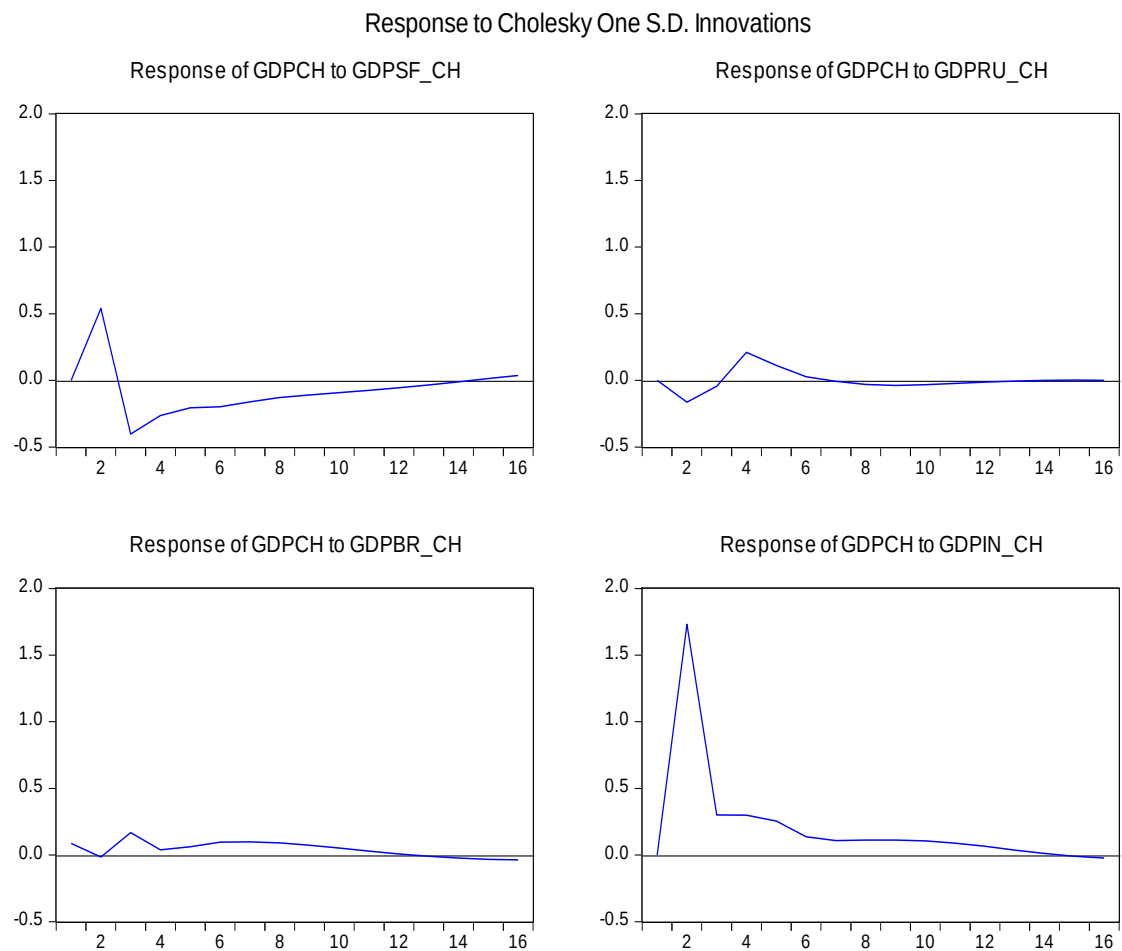
Το παραπάνω διάγραμμα δείχνει πως αντιδρά το ΑΕΠ της Βραζιλίας σε μία διαταραχή στο ΑΕΠ των υπολοίπων χωρών του συμπλέγματος BRICS. Παρατηρούμε ότι τα δύο πρώτα διαγράμματα είναι σχεδόν ίδια με τη διαφορά ότι η διαταραχή που δέχεται το ΑΕΠ της Βραζιλίας από το σταθμισμένο ΑΕΠ της Ν. Αφρικής, ως προς το ΑΕΠ της Βραζιλίας, το πρώτο τρίμηνο είναι σχεδόν μηδενική ενώ το δεύτερο τρίμηνο δέχεται μία θετική ώθηση, οπότε και ισορροπεί στο νέο επίπεδο. Από την άλλη, η διαταραχή στο σταθμισμένο ΑΕΠ της Ρωσίας ωθεί το ΑΕΠ της Βραζιλίας σε αύξηση από το πρώτο τρίμηνο, οπότε και κατευθείαν ισορροπεί στο νέο επίπεδο. Παρόμοια είναι και η επιρροή που δέχεται από το σοκ στο ΑΕΠ της Κίνας. Αντιθέτως, μία διαταραχή στο ΑΕΠ της Ινδίας, ασκεί αρνητική επιρροή στο ΑΕΠ της Βραζιλίας, οπότε μετά από το 6^ο τρίμηνο ισορροπεί σε αρνητικά επίπεδα.

Διάγραμμα 12: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Ρωσίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των υπολοίπων οικονομιών του συμπλέγματος ίσο με σ



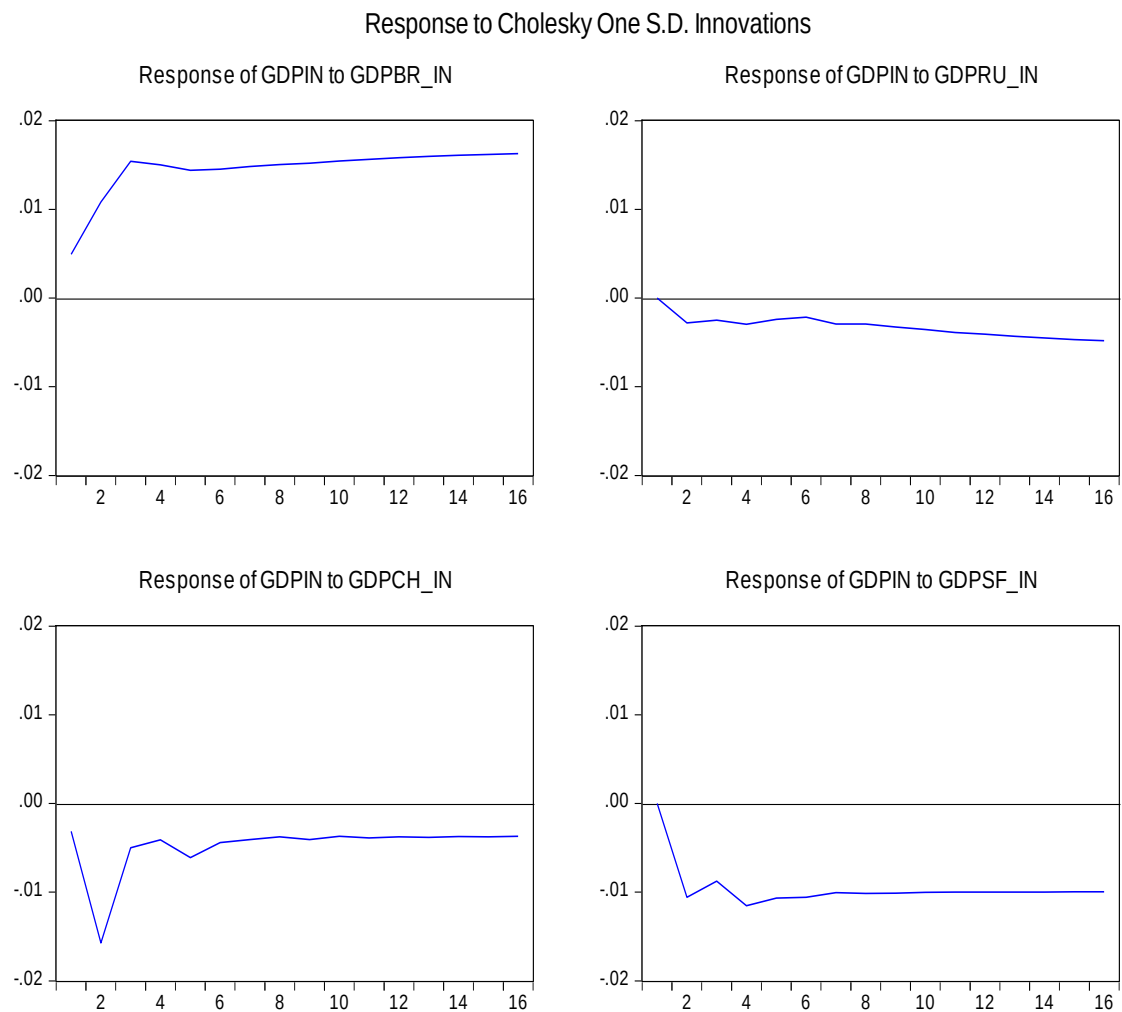
Στο παραπάνω διάγραμμα βλέπουμε την επιρροή που δέχεται το ΑΕΠ της Ρωσίας από μία διαταραχή στο ΑΕΠ της Βραζιλίας, της Ινδίας και της Ν. Αφρικής. Αρχικά, παρατηρούμε ότι απουσιάζει η Κίνα από την ομάδα BRICS κι αυτό γιατί η σταθμισμένη μεταβλητή ΑΕΠ της Κίνας προκαλούσε πολυσυγγραμμικότητα στο GVAR της Ρωσίας, οπότε και αναγκαστικά αφαιρέθηκε από το υπόδειγμα. Στη συνέχεια, βλέπουμε πως μία διαταραχή στο ΑΕΠ της Ινδίας και της Ν. Αφρικής δεν προκαλεί κάποια σημαντική επίδραση πάνω στο ΑΕΠ της Ρωσίας γεγονός που σημαίνει ότι δεν υπάρχει συσχέτιση μεταξύ τους. Αντίθετα, ένα σοκ στο ΑΕΠ της Βραζιλίας προκαλεί βραχυχρόνια καθοδική κίνηση στο ΑΕΠ της Ρωσίας έως ότου στο τέλος του 1^{ου} χρόνου ισορροπεί σε νέα κατώτερη κατάσταση.

Διάγραμμα 13: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Κίνας σε ένα σοκ στο ΑΕΠ των υπολοίπων οικονομιών του συμπλέγματος ίσο με σ



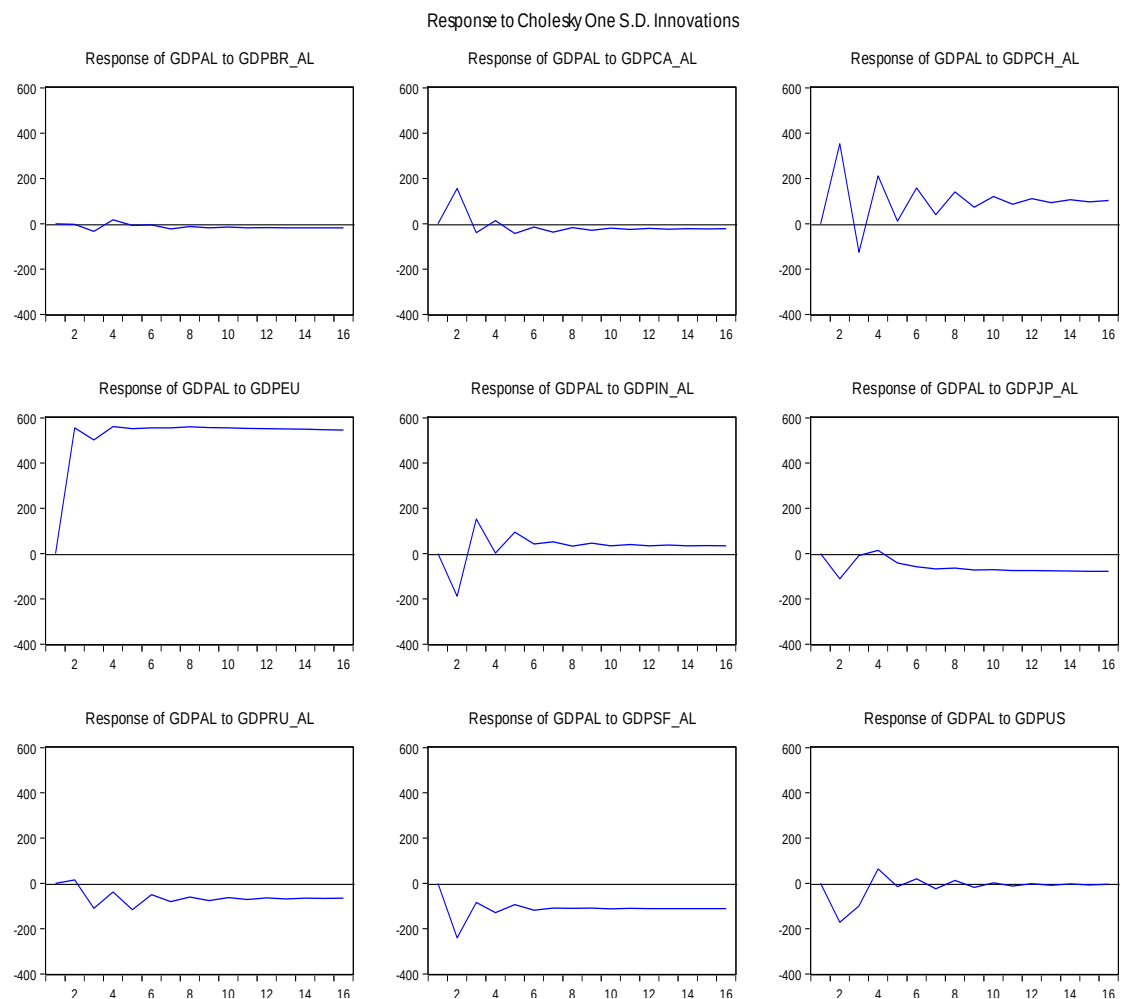
Στην περίπτωση της Κίνας, τα αποτελέσματα των διαγραμμάτων έχουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον καθώς βλέπουμε πως ένα σοκ στο σταθμισμένο, ως προς την Κίνα, ΑΕΠ της Νοτίου Αφρικής, της Ρωσίας, της Βραζιλίας και της Ινδίας δημιουργεί μόνο βραχυπρόθεσμα μία μικρή απόκλιση από τη θέση ισορροπίας του ΑΕΠ της Κίνας, αλλά σε λιγότερο από ένα χρόνο, επιστρέφει στο μακροχρόνιο επίπεδό της. Θα μπορούσαμε να πούμε ότι τα αποτελέσματα αυτά ήταν αναμενόμενα καθώς η οικονομία της Κίνας μπορεί να θεωρηθεί, σε μεγάλο βαθμό, αυτόνομη.

Διάγραμμα 14: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Ινδίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των υπολοίπων οικονομιών του συμπλέγματος ίσο με σ



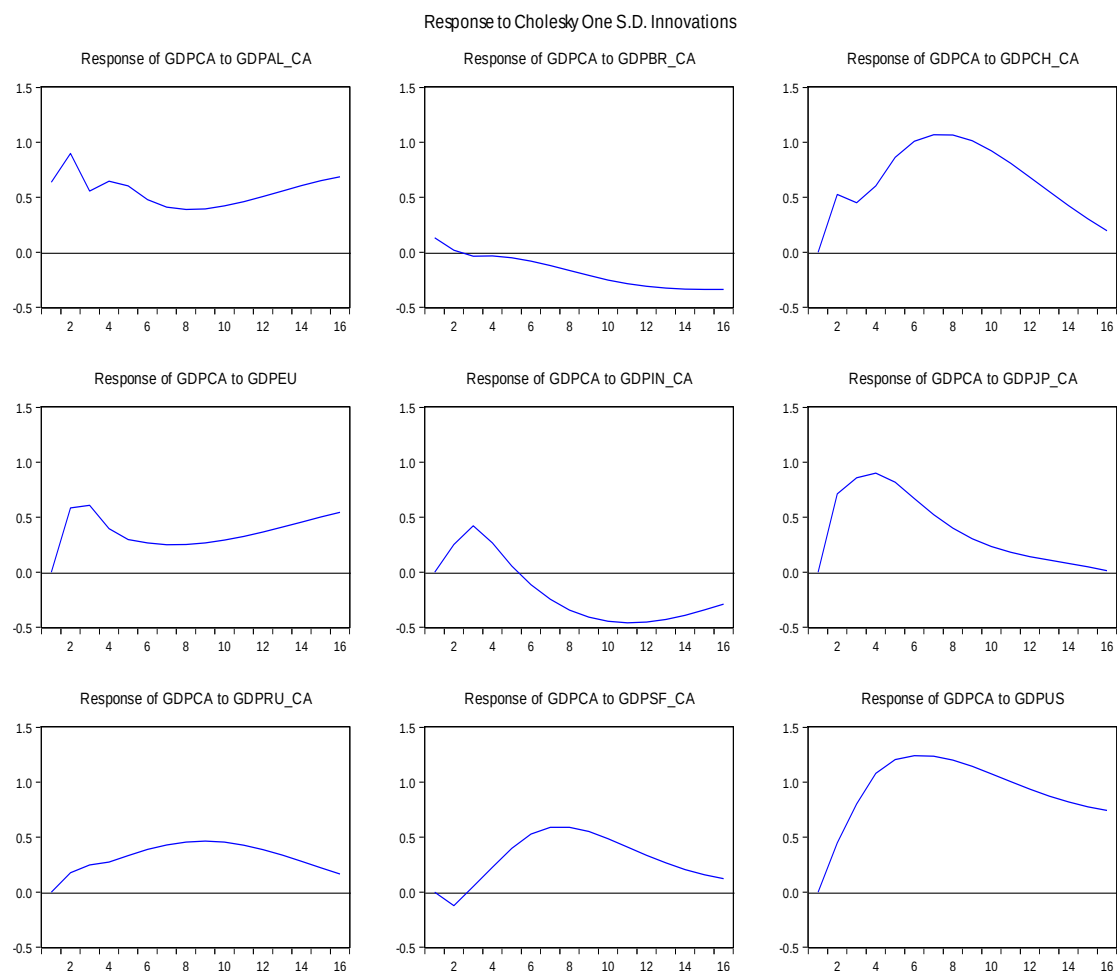
Στο παραπάνω διάγραμμα βλέπουμε τις επιρροές που δέχεται το ΑΕΠ της Ινδίας από διαταραχές στο ΑΕΠ των υπολοίπων χωρών του συμπλέγματος BRICS. Πιο συγκεκριμένα, ένα σοκ στο ΑΕΠ της Βραζιλίας, την πρώτη περίοδο αυξάνει το ΑΕΠ της Ινδίας, το οποίο πολύ σύντομα, 3^ο τρίμηνο, ισορροπεί στο επίπεδο αυτό. Αντιθέτως, ένα σοκ στο ΑΕΠ της Ρωσίας και της Ν. Αφρικής προκαλεί μόνιμη μείωση του ΑΕΠ της Ινδίας, ενώ ένα σοκ στο ΑΕΠ της Κίνας προκαλεί μόνο μία βραχυχρόνια μείωση του ΑΕΠ της Ινδίας, το οποίο μακροχρόνια ισορροπεί στο αρχικό επίπεδό του.

Διάγραμμα 15: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Αυστραλίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των υπολοίπων 9 οικονομιών ίσο με σ



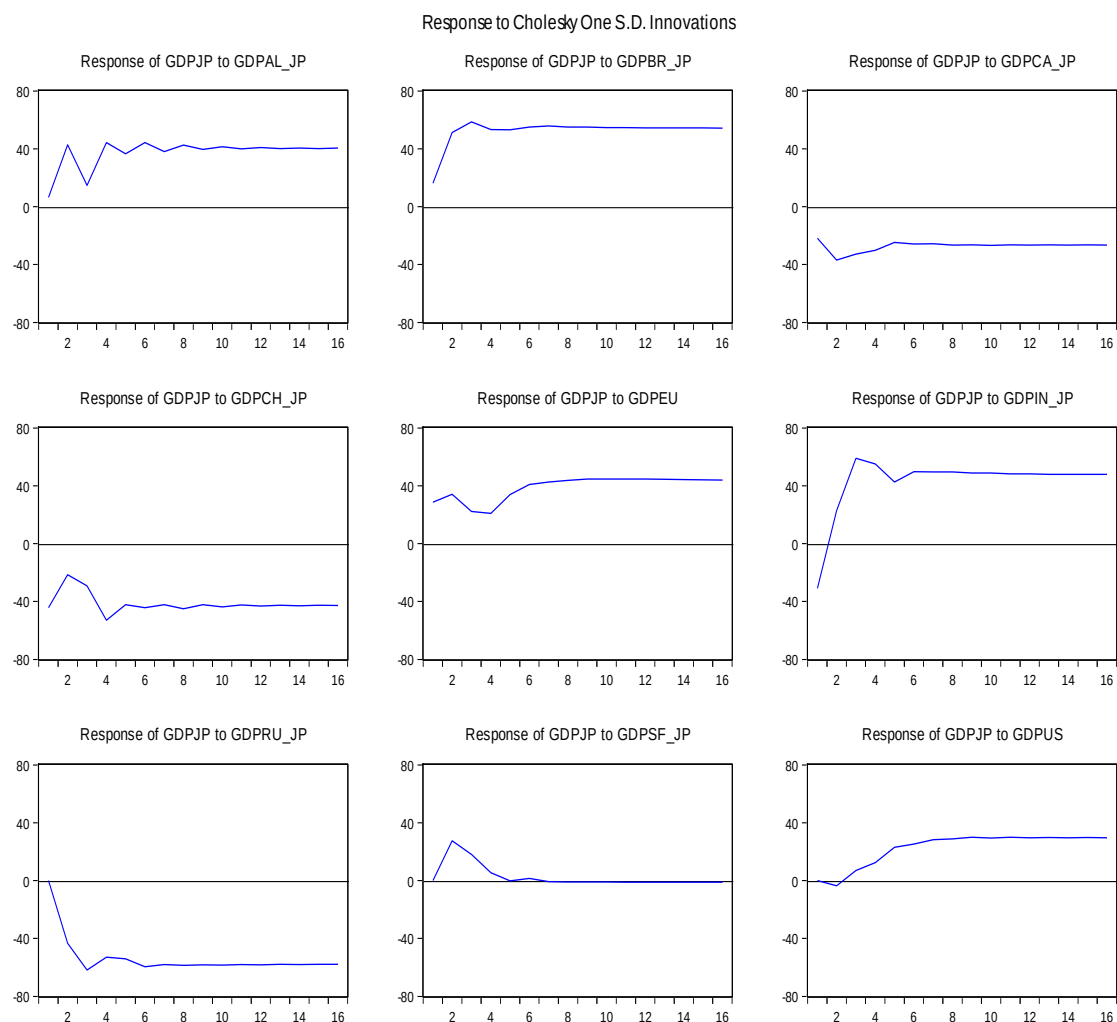
Από το παραπάνω διάγραμμα διαπιστώνουμε πως μία διαταραχή στο ΑΕΠ των χωρών ΕΕ17, ΗΠΑ, Καναδά, Ιαπωνία και των BRICS προκαλεί βραχυχρόνια απόκλιση του ΑΕΠ της Αυστραλίας από τη θέση ισορροπίας. Ωστόσο, μόνο το σοκ που υπεισέρχεται στο σύστημα από την ΕΕ17, προκαλεί μόνιμη επίδραση στο ΑΕΠ της Αυστραλίας, το οποίο ισορροπεί μακροχρόνια, αλλά σε επίπεδο πολύ υψηλότερο από το αρχικό. Οι επιδράσεις που δέχεται από τις άλλες οικονομίες μακροχρόνια εξαλείφονται.

Διάγραμμα 16: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ του Καναδά σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των υπολοίπων 9 οικονομιών ίσο με σ



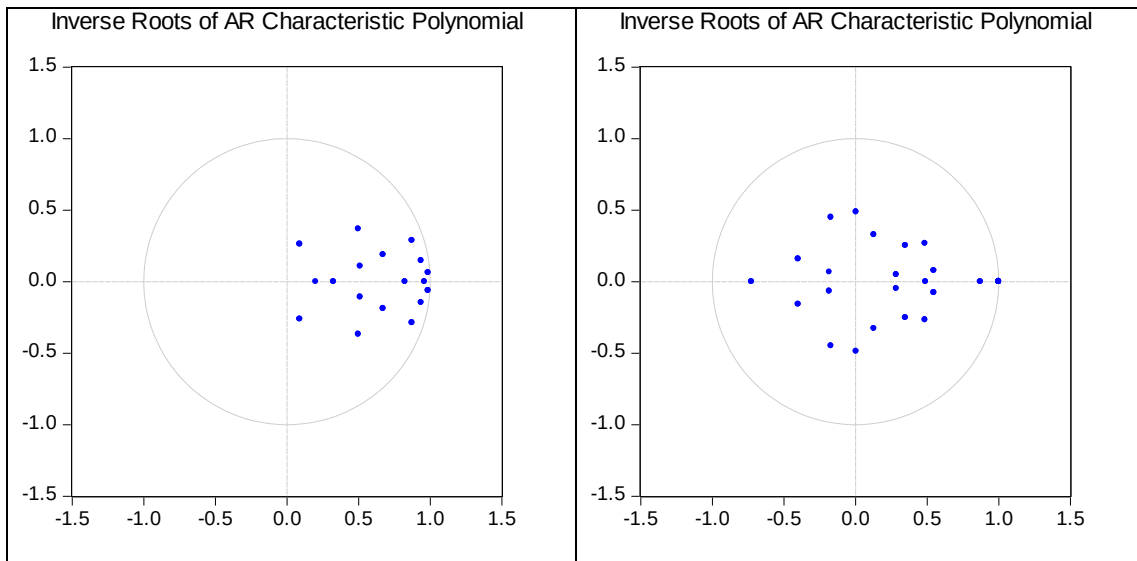
Από το παραπάνω διάγραμμα διαπιστώνουμε πως μία διαταραχή στο ΑΕΠ της Βραζιλίας, της ΕΕ17 και των ΗΠΑ, προκαλεί μόνιμη επίδραση στο ΑΕΠ του Καναδά. Αντιθέτως, μία διαταραχή που προέρχεται από την Αυστραλία, την Κίνα, την Ινδία, τη Ρωσία, την Ιαπωνία και τη Ν. Αφρική, προκαλεί μόνο βραχυχρόνια απόκλιση του ΑΕΠ του Καναδά από την αρχική κατάσταση και μεσοπρόθεσμα επιστρέφει στο μακροχρόνιο επίπεδό του.

Διάγραμμα 17: Συγκεντρωτικό διάγραμμα της αντίδρασης του ΑΕΠ της Ιαπωνίας σε ένα σοκ της μεταβλητής ΑΕΠ των υπολοίπων 9 οικονομιών ίσο με σ

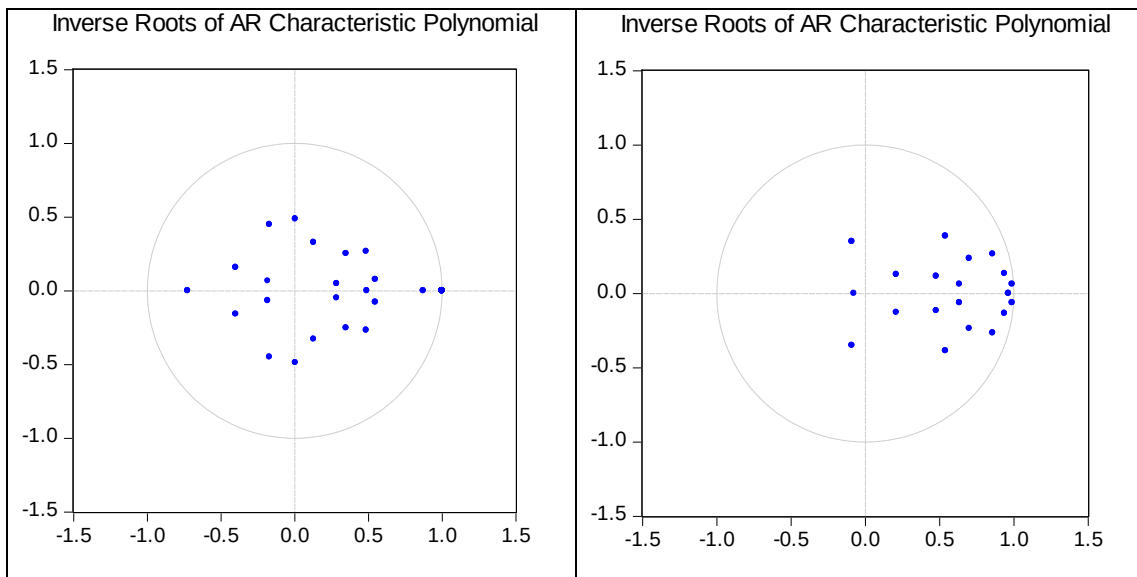


Στο παραπάνω διάγραμμα βλέπουμε πως ένα σοκ στο ΑΕΠ των ΗΠΑ, της Ρωσίας και της Ινδίας προκαλεί μόνιμη επίδραση στο ΑΕΠ της Ιαπωνίας σε αντίθεση με την επίδραση που δέχεται από σοκ που προκαλούνται στο ΑΕΠ των άλλων οικονομιών.

Διάγραμμα 18: Ευστάθεια των υποδειγμάτων της Ν. Αφρικής και της Ιαπωνίας



Διάγραμμα 19: Ευστάθεια των υποδειγμάτων της Αυστραλίας και του Καναδά



Ανάλυση Διάσπασης της Διακύμανσης

Πίνακας 20: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17

Period	S.E.	GDPAL_EU	GDPBR_EU	GDPCH_EU	GDPCH_EU	GDPEU	GDPIN_EU	GDPJP_EU	GDPUR_EU	GDPSE_EU	GDPUS
1	255.5802	0.484515	1.088208	3.152762	0.405738	94.86878	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	274.9193	2.542640	0.775099	1.848365	0.402921	87.90885	1.116683	0.064069	0.197789	0.046119	3.343845
3	281.3906	1.862086	0.597290	1.333928	0.318580	79.65905	1.490875	1.048984	0.552528	0.041897	8.224481
4	285.3036	2.362675	0.494100	1.046161	0.375136	71.14956	1.292806	2.377726	0.527226	0.117881	12.48183
5	287.3872	2.411020	0.640856	0.881345	0.500981	63.76691	1.060605	3.737455	0.430853	0.341153	15.42908
6	289.0522	2.280407	1.003073	0.776557	0.569410	57.17175	0.942368	4.658805	0.388139	0.683652	17.47482
7	290.6546	2.112824	1.459160	0.705956	0.604723	51.26809	1.021707	5.083694	0.371411	1.133250	18.71932
8	292.3381	1.937045	1.900018	0.662343	0.593763	46.07997	1.244643	5.169042	0.346472	1.697170	19.25116
9	294.1769	1.784379	2.256289	0.635402	0.541832	41.57682	1.485139	5.063845	0.308439	2.363514	19.23617
10	296.2096	1.672607	2.502611	0.612084	0.481669	37.67760	1.638330	4.871048	0.278159	3.100069	18.83592
11	298.4409	1.608105	2.643306	0.581346	0.454462	34.28299	1.664309	4.654116	0.282687	3.862601	18.18086
12	300.8472	1.589037	2.697096	0.538974	0.492944	31.30224	1.584839	4.450403	0.340385	4.603555	17.37317
13	303.3889	1.605111	2.687585	0.489843	0.609851	28.66865	1.452472	4.283736	0.454750	5.281672	16.49316
14	306.0236	1.639639	2.637842	0.445610	0.796671	26.33929	1.318697	4.171552	0.615480	5.868447	15.60311
15	308.7132	1.674666	2.567440	0.419639	1.030930	24.28620	1.215832	4.127257	0.803886	6.349414	14.74809
16	311.4265	1.695993	2.491231	0.422175	1.286118	22.48738	1.153864	4.160219	0.999284	6.721603	13.95644

Στον παραπάνω Πίνακα 20 παρατηρούμε ότι η μεταβλητότητα του ΑΕΠ της ΕΕ17 ερμηνεύεται καλύτερα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ των ΗΠΑ.

Πίνακας 21: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ των ΗΠΑ

Period	S.E.	GDPAL_US	GDPBR_US	GDPCH_US	GDPCH_US	GDPEU	GDPIN_US	GDPJP_US	GDPUR_US	GDPSE_US	GDPUS
1	367.3052	8.075225	0.056758	1.243037	7.026832	1.386126	1.514290	7.300843	0.880455	3.464552	69.05188
2	395.0983	12.82881	0.280587	3.078405	19.96688	0.732915	2.894438	3.744984	0.437304	6.181961	48.55196
3	404.3984	9.435590	0.657126	4.803418	23.00396	0.486950	3.004037	2.574926	0.825356	9.298844	42.75739
4	410.0220	7.620200	0.894267	5.439631	23.66343	0.414244	3.320325	2.068295	1.208984	11.28112	39.99000
5	413.0164	6.569634	1.026159	5.782396	24.10045	0.435983	3.802732	1.838109	1.551504	12.34560	37.67569
6	415.4092	5.869700	1.108111	6.210226	24.28031	0.448225	4.251641	1.734230	1.838119	12.96261	35.75824
7	417.7122	5.450391	1.161606	6.758434	24.19106	0.437499	4.600169	1.697799	2.047553	13.29226	34.27640
8	420.1316	5.263713	1.198964	7.404407	23.90962	0.409816	4.830460	1.696322	2.183435	13.40208	33.13809
9	422.7741	5.262916	1.227622	8.114638	23.48399	0.380008	4.945151	1.706229	2.257817	13.34696	32.25116
10	425.6955	5.412789	1.250817	8.844115	22.95127	0.366024	4.963330	1.712062	2.283715	13.16754	31.53634
11	428.9022	5.681323	1.269983	9.548521	22.34713	0.382802	4.910621	1.704821	2.274352	12.89711	30.92987
12	432.3603	6.034246	1.286184	10.19287	21.70330	0.440028	4.812155	1.681159	2.241752	12.56605	30.38840
13	436.0132	6.436820	1.300546	10.75452	21.04586	0.541595	4.688834	1.642659	2.195494	12.20123	29.88712
14	439.7995	6.857101	1.314286	11.22322	20.39424	0.686394	4.555644	1.594316	2.142353	11.82450	29.41425
15	443.6649	7.268642	1.328556	11.59875	19.76114	0.869919	4.421805	1.542594	2.086592	11.45174	28.96525
16	447.5643	7.652163	1.344242	11.88741	19.15338	1.085967	4.292112	1.493704	2.030577	11.09273	28.53839

Από τα στοιχεία του παραπάνω Πίνακα 21 διαπιστώνουμε πως η μεταβλητότητα του ΑΕΠ των ΗΠΑ ερμηνεύεται καλύτερα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Κίνας.

Πίνακας 22: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της Βραζιλίας

Period	S.E.	GDPAL_BR	GDPBR	GDPCL_BR	GDPCH_BR	GDPEU	GDPIN_BR	GDPJP_BR	GDPUR_BR	GDPSP_BR	GDPUS
1	13.31538	0.302505	99.69749	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	14.86043	0.176708	93.24156	0.041832	0.039125	0.013493	0.003584	0.837954	0.817909	0.001195	0.130370
3	17.68409	0.113385	86.20750	0.028039	0.236788	0.022394	0.037566	2.721156	0.832365	0.179792	0.107718
4	19.14411	0.077482	83.24619	0.061360	0.382166	0.018542	0.053771	3.585242	0.795585	0.405698	0.076030
5	21.20227	0.059699	82.17510	0.078668	0.394134	0.020274	0.086219	3.908965	0.787613	0.484061	0.058650
6	22.55579	0.049105	81.66615	0.078640	0.393667	0.022168	0.108084	4.075058	0.781315	0.522716	0.052484
7	24.12344	0.042883	81.32852	0.075878	0.379021	0.021072	0.120169	4.215012	0.772200	0.546266	0.048445
8	25.40440	0.039778	81.09098	0.073479	0.364038	0.018915	0.127054	4.314839	0.765836	0.560729	0.046397
9	26.75687	0.036609	80.88648	0.071678	0.350720	0.016692	0.133446	4.389869	0.761355	0.569299	0.045558
10	27.94149	0.034247	80.69910	0.070661	0.341146	0.014824	0.139257	4.452646	0.757770	0.574810	0.045400
11	29.14865	0.032349	80.52933	0.070052	0.332262	0.013334	0.144053	4.507253	0.755226	0.578290	0.045503
12	30.26027	0.030945	80.37354	0.069591	0.324796	0.012193	0.148306	4.554062	0.753913	0.580457	0.045964
13	31.36546	0.029702	80.22839	0.069165	0.318266	0.011359	0.152226	4.596058	0.753204	0.582008	0.046653
14	32.40846	0.028747	80.09359	0.068803	0.312781	0.010781	0.155870	4.634511	0.753075	0.583123	0.047457
15	33.43639	0.027951	79.96835	0.068466	0.307826	0.010423	0.159281	4.669945	0.753394	0.583890	0.048291
16	34.42115	0.027317	79.85169	0.068155	0.303507	0.010244	0.162520	4.702466	0.754066	0.584416	0.049150

Στον Πίνακα 22 του ΑΕΠ της Βραζιλίας βλέπουμε ότι η μεταβλητότητα του ερμηνεύεται καλύτερα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Ιαπωνίας.

Πίνακας 23: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της Ρωσίας

Period	S.E.	GDPAL_RU	GDPBR_RU	GDPCL_RU	GDPCH_RU	GDPEU	GDPIN_RU	GDPJP_RU	GDPUR	GDPSP_RU	GDPUS
1	19.00442	0.043077	97.94227	0.020022	0.024282	0.210967	0.053442	0.259293	1.446650	0.000000	0.000000
2	21.17440	0.030669	86.72329	0.020729	0.028202	0.308732	0.069174	0.473441	3.639115	0.237043	0.170812
3	25.29509	0.036424	81.36647	0.018785	0.042139	0.391671	0.065141	0.789898	3.254040	0.721386	0.166924
4	27.46730	0.452425	79.51905	0.023588	0.088876	0.404725	0.068282	0.743782	3.071539	0.903380	0.239217
5	30.29747	0.725563	78.11721	0.047365	0.245611	0.385964	0.104720	0.710868	2.919393	0.860716	0.385373
6	32.27821	0.996221	76.90349	0.056841	0.357248	0.367077	0.101555	0.676169	2.780267	0.819263	0.594348
7	34.50545	1.139844	76.08852	0.059597	0.432003	0.354949	0.099006	0.646467	2.671571	0.790955	0.752129
8	36.35865	1.333449	75.37387	0.060083	0.497075	0.349677	0.097236	0.621380	2.569874	0.762365	0.840940
9	38.27828	1.481564	74.75556	0.060414	0.578242	0.349617	0.095789	0.599487	2.478410	0.735501	0.911735
10	39.99400	1.630285	74.17478	0.059765	0.638272	0.354469	0.093843	0.580078	2.395368	0.710361	0.987053
11	41.71787	1.756704	73.65153	0.059017	0.698707	0.360598	0.092376	0.564498	2.320757	0.686679	1.056066
12	43.31849	1.882103	73.15660	0.058053	0.751500	0.366207	0.090601	0.551927	2.250290	0.663992	1.123646
13	44.89994	1.993221	72.70606	0.057155	0.803351	0.370862	0.088708	0.541843	2.184953	0.642732	1.187348
14	46.40059	2.101231	72.28364	0.056231	0.849012	0.374185	0.086693	0.533696	2.123485	0.622778	1.249004
15	47.87284	2.200168	71.89416	0.055396	0.893068	0.376029	0.084684	0.527339	2.065912	0.604098	1.306373
16	49.28765	2.295301	71.52925	0.054585	0.933210	0.376544	0.082633	0.522363	2.011471	0.586545	1.360703

Από τον παραπάνω Πίνακα 23 διαπιστώνουμε ότι η μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Ρωσίας ερμηνεύεται σε μεγαλύτερο βαθμό από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Βραζιλίας.

Πίνακας 24: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της Ινδίας

Period	S.E.	GDPAL_IN	GDPBR_IN	GDPCH_IN	GDPCH_IN	GDPEU	GDPIN	GDPJP_IN	GDPUR_IN	GDPST_IN	GDPUS
1	35.37834	0.014065	2.716911	0.001191	2.571451	17.70683	76.98955	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	39.48346	0.596129	3.714640	0.449799	4.198782	20.30752	62.04713	0.303580	0.075526	0.478679	2.879407
3	46.98579	0.350352	3.054230	0.292456	2.703629	23.71234	56.39853	1.182319	0.119363	0.433094	5.264644
4	50.86499	0.239092	2.892494	0.247009	2.041001	25.90918	53.37742	1.078128	0.131474	0.484629	5.593847
5	56.33344	0.185761	2.711888	0.215753	1.666290	27.34267	51.61068	1.043890	0.136865	0.467243	5.517054
6	59.92968	0.149596	2.534165	0.190603	1.421215	28.24385	50.07599	1.092126	0.133402	0.457599	5.378756
7	64.09486	0.123112	2.406769	0.171536	1.226828	28.87808	48.70082	1.143347	0.137332	0.437144	5.225277
8	67.49829	0.104439	2.323778	0.158788	1.081867	29.30238	47.53208	1.187696	0.141574	0.416986	5.031533
9	71.09174	0.090471	2.251108	0.148600	0.973930	29.58983	46.50188	1.242483	0.145696	0.400510	4.835694
10	74.23923	0.079120	2.187301	0.140022	0.886609	29.78538	45.56746	1.302754	0.150895	0.384773	4.654177
11	77.44658	0.069976	2.134606	0.133060	0.814388	29.92100	44.71993	1.359762	0.157094	0.369980	4.484947
12	80.40010	0.062512	2.089227	0.127305	0.754727	30.01253	43.95443	1.413686	0.163388	0.356699	4.327624
13	83.33656	0.056326	2.048342	0.122362	0.704500	30.07476	43.25801	1.465121	0.169572	0.344830	4.183373
14	86.10776	0.051149	2.011815	0.118098	0.661369	30.11662	42.62244	1.513019	0.175702	0.334007	4.051719
15	88.83892	0.046775	1.979264	0.114415	0.624040	30.14375	42.04247	1.557120	0.181640	0.324176	3.931345
16	91.45538	0.043049	1.949891	0.111195	0.591537	30.16007	41.51260	1.597840	0.187282	0.315285	3.821325

Μελετώντας τον Πίνακα 24 που αφορά το ΑΕΠ της Ινδίας, συμπεραίνουμε πως η μεταβλητότητά του ερμηνεύεται καλύτερα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της ΕΕ17.

Πίνακας 25: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της Κίνας

Period	S.E.	GDPAL_CH	GDPBR_CH	GDPCH_CH	GDPCH	GDPEU	GDPIN_CH	GDPJP_CH	GDPUR_CH	GDPST_CH	GDPUS
1	161.9554	1.276286	0.010612	2.115062	96.59804	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	174.2102	3.737440	0.008117	2.234929	82.34308	0.588711	3.157398	1.435459	0.028430	0.306563	0.463208
3	178.3109	6.579483	0.036033	2.223034	78.99941	0.738177	3.117422	1.649179	0.029238	0.457136	0.466072
4	180.7905	6.640629	0.037260	2.207107	78.42643	0.749022	3.184595	1.797980	0.073679	0.523256	0.473461
5	182.1108	6.612763	0.040881	2.199057	78.14168	0.768320	3.235380	1.892803	0.085832	0.563046	0.480503
6	183.1658	6.601527	0.050037	2.196877	77.94298	0.783059	3.244925	1.979012	0.086360	0.600237	0.481156
7	184.1813	6.594696	0.059672	2.193354	77.81148	0.818690	3.250598	2.022838	0.086263	0.624869	0.481282
8	185.2481	6.588883	0.067605	2.190328	77.70956	0.869940	3.258561	2.036494	0.087054	0.640661	0.480684
9	186.4132	6.586864	0.072865	2.187802	77.61819	0.924137	3.267117	2.037800	0.088378	0.651820	0.480535
10	187.7014	6.587434	0.075393	2.185629	77.53615	0.975442	3.274517	2.035731	0.089374	0.659615	0.482353
11	189.1153	6.588518	0.076113	2.183768	77.46596	1.020141	3.279278	2.034157	0.089840	0.664562	0.487030
12	190.6401	6.589098	0.076110	2.182199	77.40754	1.056694	3.280904	2.033963	0.089946	0.667101	0.494831
13	192.2507	6.588685	0.076152	2.180860	77.35777	1.085561	3.280179	2.034779	0.089911	0.667806	0.505400
14	193.9202	6.587243	0.076611	2.179648	77.31247	1.108021	3.278402	2.035996	0.089859	0.667528	0.517998
15	195.6246	6.584974	0.077558	2.178472	77.26799	1.125477	3.276588	2.037146	0.089814	0.667311	0.531764
16	197.3439	6.582098	0.078888	2.177259	77.22184	1.139163	3.275137	2.037978	0.089762	0.668204	0.545889

Από τον παραπάνω Πίνακα 25 διαπιστώνουμε πως η μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Κίνας ερμηνεύεται καλύτερα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Αυστραλίας.

Πίνακας 26: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της Ν. Αφρικής

Period	S.E.	GDPAL_SF	GDPBR_SF	GDPCL_SF	GDPEU	GDPIN_SF	GDPJP_SF	GDPUR_SF	GDPST
1	21.27696	1.280007	1.844074	0.096495	17.66718	8.873975	0.029224	1.175435	69.03361
2	22.70757	0.776336	3.630768	0.196599	18.55036	8.259529	1.868068	0.884176	61.21069
3	23.09101	1.621139	4.635474	0.255073	19.30849	7.837007	2.760533	0.670831	52.99850
4	23.34034	2.694622	4.703510	0.270166	21.00162	8.003082	2.812344	0.548532	46.36497
5	23.50388	3.336251	4.373137	0.328870	22.66368	8.243260	2.622114	0.474178	41.57835
6	23.64397	3.644570	3.964713	0.436413	23.81361	8.201228	2.381772	0.424518	38.24747
7	23.78066	3.734819	3.598102	0.548561	24.38331	7.860495	2.159184	0.388278	35.84665
8	23.92131	3.687105	3.311314	0.626012	24.42417	7.353885	2.004198	0.359624	33.96756
9	24.07084	3.560034	3.112534	0.658754	24.02791	6.810267	1.947331	0.335415	32.35602
10	24.23256	3.393318	2.996444	0.656857	23.30794	6.302116	1.990011	0.313744	30.87595
11	24.40844	3.211708	2.949295	0.635218	22.37884	5.850990	2.111423	0.293214	29.46465
12	24.59920	3.029701	2.952219	0.605446	21.33823	5.450492	2.283634	0.273083	28.09827
13	24.80432	2.855198	2.984970	0.574599	20.25864	5.086266	2.483356	0.253797	26.77053
14	25.02206	2.691968	3.029448	0.546817	19.18823	4.747560	2.696483	0.237144	25.48170
15	25.24972	2.541240	3.071992	0.525157	18.15591	4.431396	2.917468	0.225748	24.23402
16	25.48400	2.402724	3.104148	0.512708	17.17736	4.141758	3.146693	0.222157	23.03043

Παρατηρώντας τον Πίνακα 26 συμπεραίνουμε ότι η μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Νοτίου Αφρικής ερμηνεύεται σε μεγαλύτερο βαθμό από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της ΕΕ17.

Πίνακας 27: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της Αυστραλίας

Period	S.E.	GDPAL	GDPBR_AL	GDPCL_AL	GDPCH_AL	GDPEU	GDPIN_AL	GDPJP_AL	GDPUR_AL	GDPST_AL	GDPUS
1	2487.489	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2771.518	90.20879	8.72E-05	0.313804	1.622878	4.012290	0.464196	0.163397	0.003227	0.755582	0.386402
3	3310.875	88.95270	0.010367	0.234372	1.282448	5.115160	0.537063	0.115176	0.113555	0.593769	0.361163
4	3595.197	86.71467	0.011077	0.200224	1.433331	6.773271	0.455505	0.099250	0.107272	0.633164	0.337573
5	3965.637	86.22613	0.009457	0.176407	1.178817	7.506215	0.431415	0.092485	0.173985	0.576612	0.278736
6	4224.897	85.33228	0.008528	0.156552	1.178502	8.345173	0.390482	0.100747	0.167451	0.587194	0.247907
7	4516.420	85.03716	0.009988	0.143997	1.039032	8.816535	0.355177	0.110483	0.178307	0.572116	0.219720
8	4758.986	84.52992	0.009689	0.131011	1.021951	9.329390	0.324579	0.117595	0.176837	0.568893	0.198655
9	5010.246	84.29087	0.010126	0.121613	0.943394	9.651986	0.301119	0.127074	0.182456	0.560399	0.180442
10	5234.817	83.97749	0.010126	0.112729	0.916373	9.967644	0.280014	0.135154	0.181455	0.559218	0.165314
11	5460.454	83.78713	0.010501	0.105770	0.866972	10.18917	0.262630	0.142810	0.183656	0.554910	0.152378
12	5669.959	83.56972	0.010611	0.099385	0.842217	10.39917	0.247250	0.149584	0.183349	0.553577	0.141327
13	5876.956	83.41716	0.010884	0.094162	0.808716	10.55661	0.234216	0.156096	0.184274	0.551045	0.131745
14	6073.375	83.25833	0.011049	0.089404	0.787387	10.70219	0.222488	0.162066	0.183982	0.549941	0.123381
15	6266.078	83.13467	0.011289	0.085364	0.763159	10.81785	0.212264	0.167723	0.184242	0.548265	0.116023
16	6451.263	83.01267	0.011471	0.081685	0.745343	10.92335	0.203006	0.172972	0.183933	0.547282	0.109493

Από τον Πίνακα 27 που αφορά το ΑΕΠ της Αυστραλίας διαπιστώνουμε ότι η μεταβλητότητά του ΑΕΠ ερμηνεύεται καλύτερα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της ΕΕ17.

Πίνακας 28: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ του Καναδά

Period	S.E.	GDPAL_CA	GDPBR_CA	GDP_CA	GDPCH_CA	GDPEU	GDPIN_CA	GDPJP_CA	GDPRU_CA	GDPSF_CA	GDPUS
1	35.88717	10.85630	0.467276	88.67643	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	38.60266	13.58525	0.198832	60.06432	3.092149	3.820659	0.715155	5.662385	0.353077	0.167206	2.242092
3	39.51132	11.31081	0.141703	47.36017	3.551355	5.286449	1.793927	9.241419	0.691431	0.129912	6.278992
4	40.06077	11.03166	0.114711	38.70172	4.790643	4.932617	1.776312	11.67947	0.952772	0.387869	11.44504
5	40.35333	10.49390	0.103129	32.27816	7.223303	4.349465	1.435750	12.38823	1.267704	1.032701	15.77229
6	40.58712	9.547896	0.110435	27.76999	9.808514	3.866388	1.236550	11.93494	1.618325	1.906377	18.86108
7	40.81213	8.648565	0.140111	24.63272	11.98085	3.485292	1.245018	11.01542	1.962507	2.728761	20.91536
8	41.04851	7.934919	0.197275	22.52562	13.57449	3.203886	1.412066	10.01844	2.280296	3.340182	22.18080
9	41.30670	7.421477	0.284290	21.21055	14.57099	3.016551	1.666104	9.113996	2.553428	3.710942	22.89695
10	41.59213	7.094226	0.398052	20.47959	15.04648	2.912469	1.949342	8.348380	2.764804	3.876729	23.24571
11	41.90544	6.930147	0.531150	20.15580	15.11096	2.882770	2.219396	7.712383	2.904633	3.894454	23.34550
12	42.24331	6.905009	0.674145	20.09226	14.87199	2.921549	2.446015	7.180210	2.972129	3.818107	23.27192
13	42.60021	6.995958	0.817797	20.16807	14.42475	3.024130	2.610747	6.725939	2.974413	3.689169	23.07507
14	42.97015	7.180454	0.954704	20.28731	13.84993	3.185431	2.706961	6.329028	2.924010	3.535765	22.79067
15	43.34781	7.435040	1.080014	20.37926	13.21281	3.398823	2.738469	5.975362	2.835835	3.375224	22.44656
16	43.72879	7.735395	1.191376	20.39781	12.56304	3.655666	2.716439	5.656570	2.724542	3.217304	22.06585

Αναλύοντας τα στοιχεία του παραπάνω Πίνακα 28 συμπεραίνουμε ότι η μεταβλητότητα του ΑΕΠ του Καναδά ερμηνεύεται πιο εύστοχα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ των ΗΠΑ.

Πίνακας 29: Διάσπαση της Διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ της Ιαπωνίας

Period	S.E.	GDPAL_JP	GDPBR_JP	GDP_CA_JP	GDPCH_JP	GDPEU	GDPIN_JP	GDPJP	GDPRU_JP	GDPSF_JP	GDPUS
1	476.0058	0.134814	0.878717	1.588822	6.568767	2.732474	3.210645	84.88576	0.000000	0.000000	0.000000
2	530.3575	2.048060	3.172570	2.027861	2.663242	2.171913	1.629776	65.69665	2.063598	0.830142	0.014403
3	633.5688	1.400622	4.259382	1.969962	2.206696	1.666797	3.339990	56.42503	3.837358	0.728008	0.040856
4	687.9766	1.989295	4.513317	1.890834	2.997748	1.435935	3.937448	52.22265	4.185412	0.546475	0.106540
5	758.8640	2.084582	4.643150	1.725178	3.046967	1.576039	3.799249	49.91944	4.431402	0.430042	0.288156
6	808.4760	2.313822	4.725458	1.610287	3.093253	1.805541	3.864896	47.69636	4.719498	0.350033	0.434301
7	864.2618	2.341571	4.822933	1.535894	3.089094	2.007829	3.920562	46.17291	4.886391	0.295857	0.578513
8	910.6793	2.442432	4.866266	1.489815	3.135483	2.174658	3.952420	44.88551	5.014255	0.255852	0.691180
9	958.7603	2.472755	4.904610	1.454385	3.127467	2.321717	3.967166	43.93396	5.108751	0.225857	0.792692
10	1001.734	2.522111	4.926622	1.429784	3.142609	2.438461	3.978643	43.12563	5.187242	0.202104	0.865683
11	1044.912	2.544232	4.948326	1.408933	3.139200	2.534832	3.981980	42.49158	5.246622	0.183095	0.930285
12	1085.003	2.573667	4.962613	1.392503	3.145096	2.612453	3.983457	41.94560	5.297034	0.167348	0.980018
13	1124.614	2.590281	4.976326	1.378117	3.143637	2.676754	3.982839	41.49525	5.337798	0.154189	1.023968
14	1162.201	2.609473	4.986450	1.366193	3.146792	2.729347	3.981836	41.10197	5.372821	0.142957	1.059888
15	1199.076	2.622408	4.995949	1.355653	3.146727	2.773538	3.980049	40.76624	5.402209	0.133300	1.091979
16	1234.513	2.635938	5.003492	1.346670	3.148813	2.810495	3.978306	40.46905	5.427873	0.124878	1.119247

Στον παραπάνω Πίνακα παρατηρούμε ότι η μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Ιαπωνίας ερμηνεύεται καλύτερα από τη μεταβλητότητα του ΑΕΠ της Ρωσίας.

4. Συμπεράσματα

Λόγω της αυξανόμενης ολοκλήρωσης των χρηματοπιστωτικών αγορών και των παγκοσμιοποίησης της παραγωγής, υπάρχει αυξανόμενο ενδιαφέρον των οικονομολόγων να κατανοήσουν πώς οι οικονομικές συνθήκες μιας χώρας μπορούν να επηρεάσουν τις οικονομικές συνθήκες άλλων χωρών. Για το λόγο αυτό, πολλοί μελετητές προσπάθησαν να αναπτύξουν οικονομετρικά υποδείγματα μεγάλης κλίμακας, τα οποία είναι ικανά να εκφράσουν ποσοτικά τις παγκόσμιες επιπτώσεις διαφόρων διαταραχών. Μία τέτοια προσπάθεια είναι η κατασκευή του υποδείγματος GVAR, το οποίο εισήχθη στη βιβλιογραφία από τους Pesaran *et al.* (2004) και αναπτύχθηκε μέσα από θεωρητικές συνεισφορές, όπως αυτές των Pesaran και Smith (2006), των Dées *et al.* (2007b) Chudik & Pesaran (2011a), (2011b) καθώς και από εμπειρικές συνεισφορές όπως των Dées *et al.* (2005), (2007a), Pesaran *et al.* (2006), Castren *et al.* (2011), Pesaran *et al.* (2007), Bussière *et al.* (2012).

Στην παρούσα μελέτη έχουμε προβεί στην αξιολόγηση των διεθνών οικονομικών σχέσεων κυρίως μεταξύ της ΕΕ17, των ΗΠΑ και των χωρών του συμπλέγματος BRICS. Πιο συγκεκριμένα, έχουμε εστιάσει την ανάλυσή μας στις διαταραχές στην εξίσωση του ΑΕΠ κάθε οικονομίας και την επίδραση που ασκεί αυτή η διαταραχή στο ΑΕΠ των εμπορικών εταίρων.

Τα αποτελέσματα δείχνουν ότι η μεταβλητή ΑΕΠ της ΕΕ17 είναι πιο ευάλωτη σε διαταραχές που προέρχονται είτε από τις ΗΠΑ είτε από τις BRICS καθώς η αντίδραση της μεταβλητής στα σοκ είναι εντονότερη και έχει μεγαλύτερη διάρκεια συγκριτικά με τη μεταβλητή ΑΕΠ των ΗΠΑ που αντιδρά πιο ομαλά και επανέρχεται πιο σύντομα στο μακροχρόνιο επίπεδό της. Η διαφορά στην ομαλότητα μπορεί να αποδοθεί στο γεγονός ότι στις ΗΠΑ η Federal Reserve Bank αντιδρά πιο αποτελεσματικά σε εισερχόμενα σοκ εφαρμόζοντας, σε συνολικό επίπεδο, νομισματικές και δημοσιονομικές πολιτικές. Αντίθετα, η δημοσιονομική πολιτική της ΕΕ17 εφαρμόζεται σε επίπεδο χώρας, ενώ η νομισματική πολιτική υλοποιείται από την Ευρωπαϊκή Κεντρική Τράπεζα σε συνολικό επίπεδο. Συνεπώς, είναι πιθανό να προκύπτουν προβλήματα συντονισμού.

Όσον αφορά τα σοκ που προέρχονται από τις χώρες BRICS, η αντίδραση της μεταβλητής ΑΕΠ της ΕΕ17 είναι πιο ομαλή συγκριτικά με την αντίδρασή της στα σοκ των ΗΠΑ. Το ίδιο συμβαίνει και με τη μεταβλητή ΑΕΠ των ΗΠΑ με τη διαφορά ότι αντιδρά ακόμη πιο ομαλά και η διαταραχή μπορεί να θεωρηθεί ότι συμβαίνει, κυρίως, βραχυπρόθεσμα.

Ακολουθώντας, βλέποντας αθροιστικά τις αντιδράσεις των μεταβλητών των χωρών BRICS σε σοκ που προέρχονται από την ΕΕ17 και τις ΗΠΑ παρατηρούμε πως αντιδρούν απότομα και στις δύο περιπτώσεις, με την αντίδραση σε σοκ που προέρχεται από την ΕΕ17 να έχει μεγαλύτερη διάρκεια σε αντίθεση με αυτήν που προκαλείται από σοκ στις ΗΠΑ. Συγκεκριμένα, σε διαταραχές που προέρχονται από την ΕΕ17, η Βραζιλία και η Ινδία συνεχίζουν ακόμη και μακροχρόνια να αποκλίνουν από το επίπεδο ισορροπίας τους, η Ρωσία τείνει μακροχρόνια να επιστρέψει στο μακροχρόνιο επίπεδό της ενώ η Κίνα τείνει σε νέο επίπεδο. Αντιθέτως, οι επιδράσεις που προέρχονται από σοκ στις ΗΠΑ έχουν μικρότερη διάρκεια, αφού η Ινδία βραχυπρόθεσμα ισορροπεί σε νέα επίπεδο, ενώ η Βραζιλία, η Ρωσία και η Κίνα ισορροπούν κι αυτές σε νέο επίπεδο, αλλά μεσοπρόθεσμα.

Τέλος, στην περίπτωση των σοκ που εμφανίζονται μεταξύ των χωρών BRICS, η γενική εικόνα δείχνει βραχυπρόθεσμες αποκλίσεις των μεταβλητών από τη θέση ισορροπίας, αλλά οι διαταραχές είναι πολύ ομαλές. Αναλυτικότερα, τα σοκ που έρχονται στη Βραζιλία, προκαλούν απόκλιση από τη θέση ισορροπίας, αλλά βραχυπρόθεσμα η μεταβλητή ΑΕΠ ισορροπεί σε νέο επίπεδο. Όσον αφορά τη Ρωσία, φαίνεται πως τα σοκ από την Ινδία και τη Ν. Αφρική δεν την επηρεάζουν, ενώ ένα σοκ από τη Βραζιλία μειώνει το ΑΕΠ της. Επίσης, η Κίνα μένει σχεδόν ανεπηρέαστη από διαταραχές που συμβαίνουν στη Βραζιλία και τη Ρωσία, ενώ η μεταβλητή της αποκλίνει, βραχυπρόθεσμα, από τη θέση ισορροπίας εξαιτίας σοκ που έρχονται από την Ινδία και τη Ν. Αφρική, αλλά σε λιγότερο από ένα χρόνο επανέρχεται στο αρχικό μακροχρόνιο επίπεδό της. Στην περίπτωση της Ινδίας παρατηρούμε πιο απότομες διαταραχές, ωστόσο μεσοπρόθεσμα τείνει σε νέα κατάσταση ισορροπίας. Επίσης, από την ανάλυση της διάσπασης της διακύμανσης της μεταβλητής ΑΕΠ όλων των οικονομιών, διαπιστώσαμε ότι η μεταβλητότητα του ΑΕΠ της ΕΕ17 ερμηνεύει τις περισσότερες μεταβλητές

συγκριτικά με τις μεταβλητές των υπολοίπων οικονομιών. Το οποίο πιθανόν να οφείλεται στο γεγονός ότι η ΕΕ17 είναι μία ιδιαιτέρως ανοιχτή διεθνής οικονομία, ενώ παράλληλα το εύρημά μας συνάδει με την προηγούμενη ανάλυσή μας.

Αναμφίβολα, η μελλοντική έρευνα στο θέμα αυτό είναι αναγκαία καθώς οι οικονομικές και πολιτικές συγκυρίες μεταβάλλονται διαρκώς και οι οικονομετρικές τεχνικές ανάλυσης εξελίσσονται ταχύτατα.

Βιβλιογραφία

Διεθνής Βιβλιογραφία

Brooks, C. (2007), *“Introductory Econometrics for Finance”*, 7th Edition, Cambridge University Papers.

Bussière, M., Chudik, A. and Sestieri, G. (2012), *“Modelling Global Trade Flows: Results from a GVAR Model”*, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper 119, Federal Reserve Bank of Dallas.

Castrén, O., Dées S. and Zaher, F. (2010), *“Stress-testing euro area corporate default probabilities using a global macroeconomic model”*, *Journal of Financial Stability*, vol. 6, no. 2, pp. 64-78.

Chudik, A. and Fratzscher, M. (2011a), *“Identifying the global transmission of the 2007-2009 financial crisis in a GVAR model”*, *European Economic Review*, 55 pp. 325-339.

Chudik, A. and M. H. Pesaran (2011b), *“Infinite dimensional VARs and factor models.”*, *Journal of Econometrics* 163 pp. 4-22.

Chudik, A. and M. H. Pesaran (2012), *“Econometric analysis of high dimensional VARs featuring a dominant unit”*, forthcoming in *Econometric Reviews*.

Dées, S., F., Pesaran, H. and Smith, V. (2005), *“Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis”*, Working Paper Series, no. 56, European Central Bank.

Dees, S., F. Di Mauro, M. H. Pesaran, and L. V. Smith (2007a), *“Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis,”* *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 1–38.

Dees, S., S. Holly, H. Pesaran, and L. V. Smith (2007b), *“Long Run Macroeconomic Relations in the Global Economy,”* Economics, the Open Access, Open Assessment E-Journal, Kiel Institute for the World Economy, vol. 1(3). pp. 1–56.

Dees, S., Pesaran, M., Smith, L., and Smith, R. (2010), "Supply, demand and monetary policy shocks in a multi-country New Keynesian model". *European Central Bank Working Paper*, 1239.

Dickey, D., A., and Fuller, W., A. (1979), "Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.

Dickey, D., A., and Fuller, W., A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.

Engle, R., and Granger, C. (1987), "Cointegration and error correction representation estimation and testing", *Econometrica*, 55, pp.251-276.

Granger, C., and Newbold, P. (1974), "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics* 2, pp. 111-120.

Gujarati, D., j. (2004) "*Basic Econometrics*", 4th Edition, New York: The McGraw-Hill Companies.

Gujarati, D., j., Porter, D. (2008), "*Basic Econometrics*", 5th Edition, New York: The McGraw-Hill Companies.

Hjalmarsson, E., and Par Osterholm (2007), "*Johansen Methodology when Variables are Near – Integrated*", IMF Working Paper WP/07/141, pp. 4-6.

Johansen, S. (1995), "*Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*", New York: Oxford University Press.

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

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, no. 2-3, pp. 231-254.

Johnston J. (1997), "*Econometric Methods*", McGraw-Hill.

Koop, G., Pesaran, H. and Potter, S., M. (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models.", *Journal of Econometrics*, vol. 74, pp. 119–147.

Leslie, E., A. (2007), "The BRICS countries as analytical category: mirage or insight?", *Asian Perspective*, Vol. 31, No. 4, pp. 7-42.

Lutkepohl, H., Saikkonen, P., and Trenkler, C. (2000), "Maximum Eigenvalue Versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of VAR Process", *Journal of Econometrics*, Royal Economic Society, vol. 4.

Greenwood-Nimmo, Hoang Nguyen, and Slin (2012), "Probabilistic Forecasting of Output Growth, Inflation and the Balance of Trade in a GVAR Framework", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 27, no. 4, pp. 554-573.

Pesaran, M. H., L. V. Smith, and R. P. Smith (2007), "What if the UK or Sweden had joined the Euro in 1999? an empirical evaluation using a Global VAR.", *International Journal of Finance and Economics* 12, pp. 55-87.

Pesaran, M. H., T. Schuermann, B.-J. Treutler, and S. M. Weiner (2006), "Macroeconomic dynamics and credit risk: A global perspective", *Journal of Money Credit and Banking* Vol. 38, no.5.

Pesaran, M. H and Ron Smith (2006), "Macroeconometric Modelling With A Global Perspective", Manchester School, University of Manchester, vol. 74(s1), pp. 24-49.

Pesaran, M. H., Schuermann, T. & Weiner, S. M. (2004), "Modelling Regional Interdependencies using a Global Error-Correcting macro-econometric model", *Journal of Business and Economic Statistics* Vol. 22, no. 2, pp. 129–162.

Phillips, P. (1986), "Understanding Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics* 3,

Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, pp. 1–48.

Stock, J., H., and Watson M., W. (2001), "Vector Auto-regressions", *Journal of Economic Perspectives*, 15, pp. 101-115.

Schwarz, G., E. (1978), "Estimating the dimension of a model", *Annals of Statistics*, vol. 6, no. 2, pp. 461-464.

Ελληνική Βιβλιογραφία

Δημέλη, Σ., (2013), "Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών", Εκδόσεις ΟΠΑ, Αθήνα.

Συριόπουλος, Κ., και Φίλιππας Δ., (2010), "Οικονομετρικά υποδείγματα & Εφαρμογές με το EViews", Εκδόσεις Ανίκουλα, Θεσσαλονίκη.

Χρήστου, Γ., (2007), "Εισαγωγή στην Οικονομετρία", τόμος Β', Εκδόσεις Gutenberg, Αθήνα.

Μιχαηλίδης Π. και Κωνσταντάκης Κ. (2013), Σημειώσεις Μεταπτυχιακών Παραδόσεων Οικονομετρίας, Εθνικό Μετσόβιο Πολυτεχνείο, Αθήνα

Παράρτημα

Αποτελέσματα του υπολογιστικού πακέτου EViews 7.1

Π.1 Έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

ΑΥΣΤΡΑΛΙΑ

Null Hypothesis: GDPAL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	7.712453	1.0000
Test critical values: 1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDPAL)
Method: Least Squares
Date: 01/26/14 Time: 23:29
Sample (adjusted): 1992Q2 2012Q4
Included observations: 83 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPAL(-1)	0.026426	0.003426	7.712453	0.0000
C	584.2137	373.7290	1.563202	0.1219
R-squared	0.423413	Mean dependent var		2837.160
Adjusted R-squared	0.416295	S.D. dependent var		2779.737
S.E. of regression	2123.735	Akaike info criterion		18.18354
Sum squared resid	3.65E+08	Schwarz criterion		18.24183
Log likelihood	-752.6170	Hannan-Quinn criter.		18.20696
F-statistic	59.48193	Durbin-Watson stat		1.822774
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GDPAL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.824568	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.524233	
5% level	-2.902358	
10% level	-2.588587	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPAL)
Method: Least Squares
Date: 01/26/14 Time: 23:47
Sample (adjusted): 1995Q1 2012Q4
Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPAL(-1)	-5.673590	0.974079	-5.824568	0.0000
D(GDPAL(-1))	3.978728	0.933479	4.262259	0.0001
D(GDPAL(-2))	3.848122	0.879817	4.373774	0.0000
D(GDPAL(-3))	3.144262	0.796290	3.948640	0.0002
D(GDPAL(-4))	2.447828	0.677947	3.610646	0.0006
D(GDPAL(-5))	2.200198	0.574160	3.832031	0.0003
D(GDPAL(-6))	1.544919	0.462562	3.339915	0.0014
D(GDPAL(-7))	1.002750	0.340948	2.941063	0.0046
D(GDPAL(-8))	1.114751	0.241813	4.609969	0.0000
D(GDPAL(-9))	0.636298	0.140865	4.517081	0.0000
C	410.9195	223.3139	1.840098	0.0706
R-squared	0.901100	Mean dependent var	84.28805	
Adjusted R-squared	0.884887	S.D. dependent var	5239.807	
S.E. of regression	1777.779	Akaike info criterion	17.94388	
Sum squared resid	1.93E+08	Schwarz criterion	18.29170	
Log likelihood	-634.9797	Hannan-Quinn criter.	18.08235	
F-statistic	55.57846	Durbin-Watson stat	2.071768	
Prob(F-statistic)	0.000000			

BPAZIIA

Null Hypothesis: GDPBR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-297.8963	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDPBR)
Method: Least Squares
Date: 01/26/14 Time: 23:48
Sample (adjusted): 1992Q2 2012Q4
Included observations: 83 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPBR(-1)	-0.445428	0.001495	-297.8963	0.0000
C	-1.803244	1.726979	-1.044161	0.2995
R-squared	0.999088	Mean dependent var	-105.4618	

Adjusted R-squared	0.999077	S.D. dependent var	507.2039
S.E. of regression	15.41084	Akaike info criterion	8.331820
Sum squared resid	19237.01	Schwarz criterion	8.390106
Log likelihood	-343.7705	Hannan-Quinn criter.	8.355236
F-statistic	88742.21	Durbin-Watson stat	0.468744
Prob(F-statistic)	0.000000		

KANADΔΣ

Null Hypothesis: GDPCA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.674727	0.8465
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPCA)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:49

Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4

Included observations: 81 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPCA(-1)	-0.003962	0.005872	-0.674727	0.5019
D(GDPCA(-1))	0.674991	0.104793	6.441183	0.0000
D(GDPCA(-2))	-0.384495	0.104790	-3.669202	0.0004
C	2.370726	1.619553	1.463815	0.1473
R-squared	0.355930	Mean dependent var		1.841779
Adjusted R-squared	0.330836	S.D. dependent var		2.965342
S.E. of regression	2.425722	Akaike info criterion		4.658257
Sum squared resid	453.0778	Schwarz criterion		4.776502
Log likelihood	-184.6594	Hannan-Quinn criter.		4.705698
F-statistic	14.18407	Durbin-Watson stat		1.955643
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GDPCA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.727514	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	

10% level

-2.586103

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPCA)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:50

Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4

Included observations: 81 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPCA(-1)	-0.710172	0.105562	-6.727514	0.0000
D(GDPCA(-1))	0.386831	0.104366	3.706482	0.0004
C	1.300994	0.329552	3.947762	0.0002
R-squared	0.367834	Mean dependent var		0.017390
Adjusted R-squared	0.351625	S.D. dependent var		3.001967
S.E. of regression	2.417237	Akaike info criterion		4.639461
Sum squared resid	455.7566	Schwarz criterion		4.728144
Log likelihood	-184.8982	Hannan-Quinn criter.		4.675042
F-statistic	22.69267	Durbin-Watson stat		1.955091
Prob(F-statistic)	0.000000			

KINA

Null Hypothesis: GDPCH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.231436	0.9999
Test critical values:		
1% level	-3.515536	
5% level	-2.898623	
10% level	-2.586605	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPCH)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:50

Sample (adjusted): 1993Q2 2012Q4

Included observations: 79 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPCH(-1)	0.131701	0.059021	2.231436	0.0287
D(GDPCH(-1))	-0.286582	0.146588	-1.955015	0.0544
D(GDPCH(-2))	-0.242593	0.136478	-1.777525	0.0796
D(GDPCH(-3))	-0.211627	0.125714	-1.683401	0.0966
D(GDPCH(-4))	0.650098	0.114292	5.688023	0.0000
C	-0.082121	0.743667	-0.110427	0.9124

R-squared	0.685212	Mean dependent var	1.750166
Adjusted R-squared	0.663651	S.D. dependent var	9.195743
S.E. of regression	5.333125	Akaike info criterion	6.258662
Sum squared resid	2076.282	Schwarz criterion	6.438620
Log likelihood	-241.2172	Hannan-Quinn criter.	6.330759
F-statistic	31.78043	Durbin-Watson stat	1.938133
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: GDPCH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.304787	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.514426	
5% level	-2.898145	
10% level	-2.586351	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPCH)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:51

Sample (adjusted): 1993Q1 2012Q4

Included observations: 80 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPCH(-1)	-1.358796	0.146032	-9.304787	0.0000
D(GDPCH(-1))	0.405931	0.105989	3.829953	0.0003
C	0.010567	0.251733	0.041976	0.9666
R-squared	0.566401	Mean dependent var	-0.001717	
Adjusted R-squared	0.555139	S.D. dependent var	3.375510	
S.E. of regression	2.251395	Akaike info criterion	4.497756	
Sum squared resid	390.2962	Schwarz criterion	4.587082	
Log likelihood	-176.9103	Hannan-Quinn criter.	4.533570	
F-statistic	50.29170	Durbin-Watson stat	2.115891	
Prob(F-statistic)	0.000000			

EE17

Null Hypothesis: GDPEU has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.979167	0.7573
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GDPEU)
 Method: Least Squares
 Date: 01/26/14 Time: 23:52
 Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4
 Included observations: 81 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPEU(-1)	-0.022022	0.022491	-0.979167	0.3306
D(GDPEU(-1))	0.512496	0.107659	4.760374	0.0000
D(GDPEU(-2))	-0.311204	0.109547	-2.840819	0.0058
C	0.567489	0.534107	1.062500	0.2913
R-squared	0.245680	Mean dependent var		0.059764
Adjusted R-squared	0.216291	S.D. dependent var		0.957511
S.E. of regression	0.847659	Akaike info criterion		2.555445
Sum squared resid	55.32647	Schwarz criterion		2.673689
Log likelihood	-99.49551	Hannan-Quinn criter.		2.602886
F-statistic	8.359558	Durbin-Watson stat		1.986196
Prob(F-statistic)	0.000070			

Null Hypothesis: GDPEU has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.889623	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GDPEU)
 Method: Least Squares
 Date: 01/26/14 Time: 23:53
 Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4
 Included observations: 81 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPEU(-1)	-0.821523	0.119241	-6.889623	0.0000
D(GDPEU(-1))	0.329989	0.107826	3.060398	0.0030
C	0.052745	0.094391	0.558795	0.5779
R-squared	0.382485	Mean dependent var		0.007982
Adjusted R-squared	0.366651	S.D. dependent var		1.064841
S.E. of regression	0.847435	Akaike info criterion		2.543128
Sum squared resid	56.01537	Schwarz criterion		2.631811
Log likelihood	-99.99669	Hannan-Quinn criter.		2.578709
F-statistic	24.15637	Durbin-Watson stat		1.997363

INΔIA

Null Hypothesis: GDPIN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.053641	0.7304
Test critical values: 1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPIN)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:54

Sample (adjusted): 1992Q3 2012Q4

Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPIN(-1)	-0.020895	0.019831	-1.053641	0.2953
D(GDPIN(-1))	0.370945	0.101682	3.648081	0.0005
C	0.043631	0.040566	1.075548	0.2854
R-squared	0.149730	Mean dependent var		0.001433
Adjusted R-squared	0.128204	S.D. dependent var		0.093019
S.E. of regression	0.086851	Akaike info criterion		-2.013336
Sum squared resid	0.595910	Schwarz criterion		-1.925286
Log likelihood	85.54679	Hannan-Quinn criter.		-1.977985
F-statistic	6.955839	Durbin-Watson stat		2.015586
Prob(F-statistic)	0.001650			

Null Hypothesis: GDPIN has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.281259	0.0000

Test critical values:	1% level	-3.512290
	5% level	-2.897223
	10% level	-2.585861

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPIN)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:55

Sample (adjusted): 1992Q3 2012Q4

Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPIN(-1)	-0.637257	0.101454	-6.281259	0.0000
C	0.002101	0.009600	0.218858	0.8273
R-squared	0.330287	Mean dependent var		0.003275
Adjusted R-squared	0.321916	S.D. dependent var		0.105544
S.E. of regression	0.086911	Akaike info criterion		-2.023772
Sum squared resid	0.604285	Schwarz criterion		-1.965071
Log likelihood	84.97464	Hannan-Quinn criter.		-2.000204
F-statistic	39.45422	Durbin-Watson stat		2.011423
Prob(F-statistic)	0.000000			

IAΠΩΝΙΑ

Null Hypothesis: GDPJP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.557795	0.4994
Test critical values:	1% level	-3.514426
	5% level	-2.898145
	10% level	-2.586351

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPJP)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:56

Sample (adjusted): 1993Q1 2012Q4

Included observations: 80 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPJP(-1)	-0.066370	0.042605	-1.557795	0.1235
D(GDPJP(-1))	0.237821	0.116233	2.046073	0.0443
D(GDPJP(-2))	-0.267391	0.109025	-2.452571	0.0165
D(GDPJP(-3))	0.329585	0.114057	2.889657	0.0050
C	324.4805	198.0878	1.638064	0.1056
R-squared	0.181885	Mean dependent var		21.65273
Adjusted R-squared	0.138252	S.D. dependent var		222.4763

S.E. of regression	206.5256	Akaike info criterion	13.55919
Sum squared resid	3198961.	Schwarz criterion	13.70806
Log likelihood	-537.3675	Hannan-Quinn criter.	13.61888
F-statistic	4.168542	Durbin-Watson stat	2.075576
Prob(F-statistic)	0.004205		

Null Hypothesis: GDPJP has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.343748	0.0007
Test critical values: 1% level	-3.514426	
5% level	-2.898145	
10% level	-2.586351	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GDPJP)

Method: Least Squares

Date: 01/26/14 Time: 23:57

Sample (adjusted): 1993Q1 2012Q4

Included observations: 80 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPJP(-1)	-0.848748	0.195395	-4.343748	0.0000
D(GDPJP(-1))	0.028345	0.145686	0.194563	0.8463
D(GDPJP(-2))	-0.280767	0.110692	-2.536477	0.0132
C	18.09579	23.80824	0.760064	0.4496

R-squared	0.540632	Mean dependent var	-2.715740
Adjusted R-squared	0.522499	S.D. dependent var	301.6651
S.E. of regression	208.4551	Akaike info criterion	13.56603
Sum squared resid	3302467.	Schwarz criterion	13.68513
Log likelihood	-538.6412	Hannan-Quinn criter.	13.61378
F-statistic	29.81484	Durbin-Watson stat	2.016601
Prob(F-statistic)	0.000000		

PQΣIA

Null Hypothesis: GDPRI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.057148	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.522887	
5% level	-2.901779	
10% level	-2.588280	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GDPRU)
 Method: Least Squares
 Date: 01/26/14 Time: 23:58
 Sample (adjusted): 1994Q4 2012Q4
 Included observations: 73 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPRU(-1)	-0.078393	0.012942	-6.057148	0.0000
D(GDPRU(-1))	0.612770	0.091292	6.712215	0.0000
D(GDPRU(-2))	0.068052	0.114629	0.593672	0.5549
D(GDPRU(-3))	-0.176652	0.082966	-2.129210	0.0373
D(GDPRU(-4))	0.118943	0.051620	2.304214	0.0246
D(GDPRU(-5))	-0.056015	0.030062	-1.863333	0.0672
D(GDPRU(-6))	0.011055	0.018653	0.592689	0.5556
D(GDPRU(-7))	-0.055617	0.013856	-4.014086	0.0002
D(GDPRU(-8))	0.027315	0.004369	6.252655	0.0000
D(GDPRU(-9))	-0.003963	0.001363	-2.908704	0.0051
D(GDPRU(-10))	0.000659	0.000189	3.482372	0.0009
C	0.153587	0.057052	2.692031	0.0092
R-squared	0.999182	Mean dependent var	-2.795535	
Adjusted R-squared	0.999034	S.D. dependent var	11.73200	
S.E. of regression	0.364651	Akaike info criterion	0.969431	
Sum squared resid	8.111202	Schwarz criterion	1.345945	
Log likelihood	-23.38422	Hannan-Quinn criter.	1.119478	
F-statistic	6769.753	Durbin-Watson stat	2.331352	
Prob(F-statistic)	0.000000			

N.AΦPIKH

Null Hypothesis: GDPSF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.682830	0.4362
Test critical values:		
1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GDPSF)
 Method: Least Squares
 Date: 01/27/14 Time: 00:00
 Sample (adjusted): 1992Q2 2012Q4
 Included observations: 83 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPSF(-1)	-0.052128	0.030976	-1.682830	0.0963
C	2.777272	1.780629	1.559714	0.1227

R-squared	0.033781	Mean dependent var	-0.150785
Adjusted R-squared	0.021852	S.D. dependent var	3.485590
S.E. of regression	3.447296	Akaike info criterion	5.336859
Sum squared resid	962.5917	Schwarz criterion	5.395144
Log likelihood	-219.4796	Hannan-Quinn criter.	5.360274
F-statistic	2.831916	Durbin-Watson stat	1.606776
Prob(F-statistic)	0.096259		

Null Hypothesis: GDPSF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.452535	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GDPSF)
Method: Least Squares
Date: 01/27/14 Time: 00:00
Sample (adjusted): 1992Q3 2012Q4
Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPSF(-1)	-0.820600	0.110110	-7.452535	0.0000
C	-0.107638	0.383054	-0.280999	0.7794

R-squared	0.409770	Mean dependent var	-0.006389
Adjusted R-squared	0.402392	S.D. dependent var	4.484206
S.E. of regression	3.466522	Akaike info criterion	5.348268
Sum squared resid	961.3418	Schwarz criterion	5.406969
Log likelihood	-217.2790	Hannan-Quinn criter.	5.371836
F-statistic	55.54027	Durbin-Watson stat	1.994753
Prob(F-statistic)	0.000000		

HPA

Null Hypothesis: GDPUS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.783506	0.3862
Test critical values: 1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GDPUS)
 Method: Least Squares
 Date: 01/27/14 Time: 00:01
 Sample (adjusted): 1992Q2 2012Q4
 Included observations: 83 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPUS(-1)	-0.010800	0.006056	-1.783506	0.0782
C	1.802701	0.697150	2.585816	0.0115
R-squared	0.037786	Mean dependent var		0.569786
Adjusted R-squared	0.025907	S.D. dependent var		0.832814
S.E. of regression	0.821956	Akaike info criterion		2.469541
Sum squared resid	54.72450	Schwarz criterion		2.527826
Log likelihood	-100.4859	Hannan-Quinn criter.		2.492957
F-statistic	3.180895	Durbin-Watson stat		1.556671
Prob(F-statistic)	0.078250			

Null Hypothesis: GDPUS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.983865	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GDPUS)
 Method: Least Squares
 Date: 01/27/14 Time: 00:02
 Sample (adjusted): 1992Q3 2012Q4
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDPUS(-1)	-0.757469	0.108460	-6.983865	0.0000
C	0.428864	0.109551	3.914737	0.0002
R-squared	0.378758	Mean dependent var		-0.004283
Adjusted R-squared	0.370993	S.D. dependent var		1.031068
S.E. of regression	0.817740	Akaike info criterion		2.459543
Sum squared resid	53.49589	Schwarz criterion		2.518244
Log likelihood	-98.84127	Hannan-Quinn criter.		2.483110
F-statistic	48.77437	Durbin-Watson stat		1.955403
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: IRAL has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.799545	0.0043
Test critical values: 1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IRAL)
Method: Least Squares
Date: 01/27/14 Time: 00:15
Sample (adjusted): 1992Q3 2012Q4
Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IRAL(-1)	-0.129466	0.034074	-3.799545	0.0003
D(IRAL(-1))	0.681820	0.081273	8.389249	0.0000
C	0.683998	0.187250	3.652864	0.0005
R-squared	0.487777	Mean dependent var		-0.045093
Adjusted R-squared	0.474809	S.D. dependent var		0.445374
S.E. of regression	0.322763	Akaike info criterion		0.612103
Sum squared resid	8.229903	Schwarz criterion		0.700153
Log likelihood	-22.09621	Hannan-Quinn criter.		0.647454
F-statistic	37.61484	Durbin-Watson stat		1.722336
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: IRBR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.566105	0.0086
Test critical values: 1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(IRBR)
Method: Least Squares
Date: 01/27/14 Time: 00:14
Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4
Included observations: 81 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IRBR(-1)	-0.013202	0.003702	-3.566105	0.0006
D(IRBR(-1))	0.962557	0.108657	8.858653	0.0000
D(IRBR(-2))	-0.246694	0.104246	-2.366457	0.0205
C	0.011889	0.176370	0.067407	0.9464
R-squared	0.861202	Mean dependent var	-2.288469	
Adjusted R-squared	0.855794	S.D. dependent var	3.093123	
S.E. of regression	1.174597	Akaike info criterion	3.207848	
Sum squared resid	106.2352	Schwarz criterion	3.326093	
Log likelihood	-125.9179	Hannan-Quinn criter.	3.255290	
F-statistic	159.2540	Durbin-Watson stat	1.939431	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Π.2 Επιλογή χρονικών υστερήσεων

1. VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: **GDPAL IRAL**

Exogenous variables:

C

Sample:

1992Q12012Q4

Included

observations:75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-8.164.415	NA	10317535	2.182.511	2.188.691	2.184.978
1	-7.349.428	1.564.775	1306426	1.975.847	1.994.387	1.983.250
2	-6.977.613	6.940.550	539434.1	1.887.363	19.18263*	18.99701*
3	-6.968.888	1.582.043	586759.9	1.895.704	1.938.963	1.912.977
4	-6.885.617	1.465.578	523459.3	1.884.164	1.939.784	1.906.373
5	-6.851.931	5.749.025	533380.6	1.885.848	1.953.828	1.912.992
6	-6.847.109	0.797181	587486.8	1.895.229	1.975.569	1.927.308
7	-6.819.624	4.397.722	609771.2	1.898.566	1.991.266	1.935.580
8	-6.704.989	17.73009*	502277.9*	18.78664*	1.983.723	1.920.613

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

2.VAR Lag Order Selection

Criteria

Endogenous variables: **GDPBR IRBR**

Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5.541.347	NA	7.780.475	1.463.512	1.469.646	1.465.964
1	-2.338.528	6.152.785	1.889.369	6.311.915	6.495.920	6.385.452
2	-1.604.300	1.371.846	0.304108	4.485.001	4.791.676	4.607.563
3	-1.475.167	2.344.794	0.240685	4.250.439	4.679784*	4.422.026
4	-1.438.321	6.496.480	0.242979	4.258.740	4.810.755	4.479.352
5	-1.397.612	6.963.357	0.242978	4.256.874	4.931.560	4.526.511
6	-1.379.355	3.026.878	0.257981	4.314.092	5.111.448	4.632.754
7	-1.195.729	29.47676*	0.177439*	3.936129*	4.856.155	4.303816*
8	-1.169.802	4.025.582	0.185036	3.973.162	5.015.859	4.389.874

3.VAR Lag Order Selection

Criteria

Endogenous variables: **GDPCA IRCA**

Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5.205.077	NA	3.211.365	1.375.020	1.381.154	1.377.471
1	-2.522.314	5.153.729	3.064.521	6.795.563	6.979.569	6.869.101
2	-2.341.722	3.374.224	2.117.445	6.425.584	6.732259*	6.548.146
3	-2.260.636	1.472.350	1.901.714	6.317.463	6.746.808	6.489.050
4	-2.190.630	12.34322*	1.759409*	6.238499*	6.790.515	6.459111*
5	-2.169.812	3.560.838	1.853.953	6.288.980	6.963.666	6.558.617
6	-2.154.804	2.488.277	1.985.330	6.354.747	7.152.103	6.673.409
7	-2.131.664	3.714.575	2.083.103	6.399.115	7.319.141	6.766.802
8	-2.099.567	4.983.434	2.137.306	6.419.913	7.462.610	6.836.625

4.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: **GDPCH IRCH**
 Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4
 Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4.533.707	NA	6.438.504	1.214.322	1.220.502	1.216.789
1	-2.939.118	3.061.610	1.019.584	7.997.648	8.183.047	8.071.676
2	-2.805.582	2.492.668	7.947.533	7.748.220	8.057.218	7.871.599
3	-2.784.595	3.805.619	8.366.678	7.798.921	8.231.519	7.971.653
4	-2.412.183	65.54464*	3.452358*	6.912487*	7.468685*	7.134571*
5	-2.396.198	2.728.062	3.687.821	6.976.528	7.656.325	7.247.963
6	-2.391.219	0.823127	4.060.215	7.069.919	7.873.314	7.390.706
7	-2.386.537	0.749209	4.478.439	7.164.098	8.091.094	7.534.237
8	-2.376.549	1.544.796	4.876.369	7.244.131	8.294.725	7.663.622

5.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: **GDPEU IREU**
 Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4
 Included observations: 75

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2.737.156	NA	5.347.689	7.352.415	7.414.215	7.377.091
1	-1.150.317	3.046.730	0.086453	3.227.512	3.412911*	3.301.540
2	-1.072.890	1.445.308	0.078265	3.127.707	3.436.705	3.251.086
3	-9.847.147	1.598.912	0.068878*	2.999239*	3.431.837	3.171971*
4	-9.714.367	2.336.923	0.074056	3.070.498	3.626.695	3.292.581
5	-9.419.732	5.028.436	0.076314	3.098.595	3.778.392	3.370.030
6	-9.094.270	5.380.970	0.078065	3.118.472	3.921.868	3.439.259
7	-8.857.535	3.787.770	0.081854	3.162.009	4.089.004	3.532.148
8	-8.199.898	10.17144*	0.07681	3.093.306	4.143.901	3.512.797

6.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: **GDPIN IRIN**
Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4
Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2.205.418	NA	1.197.950	5.856.363	5.917.698	5.880.876
1	2.625.194	4.741.038	0.002012	-0.532946	-0.348941*	-0.459408
2	3.479.219	1.595.677	0.001786*	-0.652426*	-0.345751	-0.529864*
3	3.618.490	2.528.880	0.001914	-0.583813	-0.154468	-0.412226
4	3.757.335	2.448.045	0.002053	-0.515088	0.036928	-0.294476
5	4.135.162	6.462.842	0.002069	-0.509253	0.165433	-0.239616
6	4.283.521	2.459.637	0.002216	-0.443032	0.354324	-0.12437
7	4.980.119	11.18222*	0.002057	-0.521084	0.398942	-0.153397
8	5.027.350	0.733324	0.002269	-0.42825	0.614447	-0.011538

7.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: **GDPJP IRJP**
Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4
Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6.361.370	NA	67327.84	1.679.308	1.685.442	1.681.759
1	-4.527.330	3.523.289	5.995.914	1.207.192	12.25593*	1.214.546
2	-4.443.007	1.575.501	5.337.398	1.195.528	1.226.196	1.207.784
3	-4.388.630	9.873.830	5.142.653	1.191.745	1.234.679	1.208.903
4	-4.311.733	13.55811*	467.2332*	11.82035*	1.237.237	12.04096*
5	-4.280.274	5.381.179	4.787.438	1.184.283	1.251.751	1.211.246
6	-4.264.487	2.617.204	5.116.210	1.190.655	1.270.390	1.222.521
7	-4.218.301	7.414.114	5.052.277	1.189.027	1.281.029	1.225.795
8	-4.188.027	4.700.478	5.208.661	1.191.586	1.295.856	1.233.257

8.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: **GDPRU IRRU**
 Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4
 Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-8.180.113	NA	8068615	2.157.924	2.164.058	2.160.376
1	-4.885.151	6.329.794	1.537.456	1.301.356	1.319.756	1.308.709
2	-4.626.291	4.836.600	8.645.722	1.243.761	1.274.428	1.256.017
3	-4.564.159	1.128.195	8.161.988	1.237.936	1.280.871	1.255.095
4	-4.498.639	1.155.206	7.640.920	1.231.221	1.286.423	1.253.282
5	-4.405.813	1.587.820	6.661.617	1.217.319	1.284.788	1.244.283
6	-4.138.125	4.437.979	3.668.867	1.157.401	1.237.137	1.189.268
7	-3.673.192	7.463.409	1.203.629	1.045.577	1.137.579	1.082.345
8	-3.497.240	27.31877*	84.57462*	10.09800*	11.14070*	10.51471*

9.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: **GDPSF IRSF**
 Exogenous variables: C
 Sample: 1992Q1 2012Q4
 Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4.999.783	NA	1.870.953	1.320.995	1.327.129	1.323.447
1	-3.011.288	3.820.004	1.109.688	8.082.336	8.266.341	8.155.873
2	-2.873.357	25.77134*	8.578.414	7.824.623	8.131298*	7.947185*
3	-2.826.358	8.533.900	8.427490*	7.806206*	8.235.552	7.977.793
4	-2.813.200	2.319.929	9.055.047	7.876.843	8.428.859	8.097.456
5	-2.793.368	3.392.441	9.566.384	7.929.915	8.604.601	8.199.552
6	-2.788.693	0.775075	1.052.669	8.022.876	8.820.232	8.341.538
7	-2.786.187	0.402184	1.166.145	8.121.545	9.041.572	8.489.233
8	-2.782.810	0.524298	1.290.423	8.217.922	9.260.619	8.634.634

10.

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: **GDPUS IRUS**
 Exogenous variables: C

Sample: 1992Q1 2012Q4
 Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4.537.699	NA	5.545.709	1.199.395	1.205.528	1.201.846
1	-1.368.645	6.087.919	0.147183	3.759.593	3.943.599	3.833.131
2	-1.035.289	62.28509*	0.068032	2.987.602	3.294277*	3.110164*
3	-9.981.501	6.743.581	0.068592	2.995.132	3.424.477	3.166.719
4	-9.583.787	7.012.320	0.068715	2.995.733	3.547.749	3.216.346
5	-9.112.077	8.068.730	0.067556*	2.976862*	3.651.548	3.246.499
6	-8.885.888	3.749.969	0.070909	3.022.602	3.819.958	3.341.264
7	-8.792.013	1.506.940	0.077143	3.103.161	4.023.188	3.470.848
8	-8.217.226	8.924.321	0.074036	3.057.165	4.099.861	3.473.877

II.3 Johansen Cointegration test

Sample (adjusted): 1993Q1 2012Q4

Included observations: 80 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: **GDPAL IRAL**

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.194407	2.042.291	1.549.471	0.0083
At most 1	0.038355	3.128.810	3.841.466	0.0769

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.194407	1.729.410	1.426.460	0.0161
At most 1	0.038355	3.128.810	3.841.466	0.0769

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

GDPAL	IRAL
0.000363	0.893849
0.000308	-0.639224

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPAL)	-7.741.367	-2.782.369
D(IRAL)	-0.106425	0.038628

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -7.412.273

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPAL	IRAL
1.000.000	2.461.549
	-694.366

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPAL)	-0.281108
	-0.08956
D(IRAL)	-3.86E-05
	-1.20E-05

Sample (adjusted): 1993Q1 2012Q4
Included observations: 80 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPBR IRBR**
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.967588	2.875.215	1.549.471	0.0001
At most 1 *	0.151924	1.318.282	3.841.466	0.0003

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.967588	2.743.387	1.426.460	0.0001
At most 1 *	0.151924	1.318.282	3.841.466	0.00

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

GDPBR	IRBR
-0.130189	0.004097
-0.034024	-0.043621

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPBR)	3.334.249	0.016616
D(IRBR)	-0.031629	0.470795

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -2.026.537

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPBR	IRBR
1.000.000	-0.031471
	-0.00716

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPBR)	-0.434082
	-0.00939
D(IRBR)	0.004118
	-0.01853

Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4
Included observations: 81 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: GDPCA IRCA
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.126601	1.141.167	1.549.471	0.1874
At most 1	0.005507	0.447289	3.841.466	0.5036

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.126601	1.096.438	1.426.460	0.156
At most 1	0.005507	0.447289	3.841.466	0.5036

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

GDPCA	IRCA
0.026345	0.864036
0.019073	-0.093725

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPCA)	-0.362094	-0.155403
D(IRCA)	-0.176391	0.011283

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -2.386.724

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPCA	IRCA
1.000.000	3.279.677
	-670.706

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPCA)	-0.009539
	-0.007
D(IRCA)	-0.004647
	-0.00148

Sample (adjusted): 1993Q3 2012Q4
Included observations: 78 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPCH IRCH**
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.037432	3.197.082	1.549.471	0.9572
At most 1	0.002834	0.221358	3.841.466	0.638

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.037432	2.975.724	1.426.460	0.9484
At most 1	0.002834	0.221358	3.841.466	0.638

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

GDPCH	IRCH
0.070004	0.378742
0.335825	0.034592

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPCH)	-0.462136	-0.250772
D(IRCH)	-0.060995	0.007883

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -2.673.779

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPCH	IRCH
1.000.000	5.410.280
	-319.504

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPCH)	-0.032351
	-0.04467
D(IRCH)	-0.00427
	-0.00291

Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4
Included observations: 81 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPEU IREU**
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.068889	7.915.375	1.549.471	0.4745
At most 1	0.026	2.133.853	3.841.466	0.1441

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.068889	5.781.522	1.426.460	0.6414
At most 1	0.026	2.133.853	3.841.466	0.1441

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

GDPEU	IREU
-0.020951	1.945.263
0.250461	-0.54263

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPEU)	-0.033628	-0.140262
D(IREU)	-0.075233	-0.012359

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -1.112.180

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPEU	IREU
1.000.000	-9.284.972
	-378.611

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPEU)	0.000705
	-0.0021
D(IREU)	0.001576
	-0.00069

Sample (adjusted): 1992Q3 2012Q4
Included observations: 82 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPIN IRIN**
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	ritical Value	Prob.**
None *	0.145275	1.853.127	1.549.471	0.0169
At most 1 *	0.066687	5.659.233	3.841.466	0.0174

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	ritical Value	Prob.**
None	0.145275	1.287.203	1.426.460	0.082
At most 1 *	0.066687	5.659.233	3.841.466	0.0174

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

GDPIN	IRIN
-1.474.430	0.254262
-1.637.580	-0.364876

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPIN)	-0.005601	0.021699
D(IRIN)	-0.173656	-0.012241

1 Cointegrating Equation(† Log likelihood = 3.979.630

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPIN	IRIN
1.000.000	-0.172448
	-0.08067

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPIN)	0.008258
	-0.01421
D(IRIN)	0.256043
	-0.07076

Sample (adjusted): 1992Q3 2012Q4
Included observations: 82 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPJP IRJP**
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.286536	3.030.120	1.549.471	0.0002
At most 1	0.0314	2.616.104	3.841.466	0.1058

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.286536	2.768.510	1.426.460	0.0002
At most 1	0.0314	2.616.104	3.841.466	0.1058

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

GDPJP	IRJP
0.000197	1.592.545
0.001723	0.094211

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPJP)	6.456.429	-3.177.896
D(IRJP)	-0.068827	-0.006593

1 Cointegrating Equation(s) Log likelihood -4.907.664

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPJP	IRJP
1.000.000	8.078.156
	-1424.26

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPJP)	0.012728
	-0.0046
D(IRJP)	-1.36E-05
	-2.60E-06

Sample (adjusted): 1994Q2 2012Q4
Included observations: 75 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPRU IRRU**
Lags interval (in first differences): 1 to 8

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.394151	3.921.470	1.549.471	0
At most 1	0.021504	1.630.418	3.841.466	0.2016

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.394151	3.758.429	1.426.460	0
At most 1	0.021504	1.630.418	3.841.466	0.2016

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

GDPRU	IRRU
0.222995	0.045029
-0.465111	0.060566

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPRU)	-0.088148	0.05338
D(IRRU)	-4.232.356	-0.658869

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -2.785.348

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPRU	IRRU
1.000.000	0.201926
	-0.04918

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPRU)	-0.019657
	-0.01123
D(IRRU)	-0.943795
	-0.20404

Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4
Included observations: 81 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPSF IRSF**
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.086979	9.726.161	1.549.471	0.3024
At most 1	0.028661	2.355.485	3.841.466	0.1248

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.086979	7.370.675	1.426.460	0.4463
At most 1	0.028661	2.355.485	3.841.466	0.1248

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

GDPSF	IRSF
0.078499	0.231524
0.044954	-0.191994

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPSF)	-0.968683	-0.163004
D(IRSF)	0.026947	0.132669

1 Cointegrating Equation(s) Log likelihood -2.999.458

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPSF	IRSF
1.000.000	2.949.382
	-134.236

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPSF)	-0.076041
	-0.02976
D(IRSF)	0.002115
	-0.00715

Sample (adjusted): 1992Q4 2012Q4
Included observations: 81 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: **GDPUS IRUS**
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.147738	1.475.960	1.549.471	0.0643
At most 1	0.022108	1.810.823	3.841.466	0.1784

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.147738	1.294.878	1.426.460	0.0798
At most 1	0.022108	1.810.823	3.841.466	0.1784

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

GDPUS	IRUS
0.064116	0.558702
0.052585	-0.189243

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(GDPUS)	-0.105118	-0.105487
D(IRUS)	-0.110562	0.013354

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -1.038.682

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

GDPUS	IRUS
1.000.000	8.713.987
	-216.551

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(GDPUS)	-0.00674
	-0.00558
D(IRUS)	-0.007089
	-0.00208

