



ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΩΝ ΣΠΟΥΔΩΝ ΣΤΑ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΑ ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΑ

## Διπλωματική Εργασία

# *AN EMPIRICAL ANALYSIS OF ENERGY INTENSITY, GDP AND CO<sub>2</sub> IN GREECE*

**ΓΕΩΡΓΙΟΣ ΚΥΡΙΑΖΙΔΗΣ**

**A.M: MAE19009**

**Επιβλέπων καθηγητής: Φιλιππιάδης Ελευθέριος**

Υποβλήθηκε ως απαιτούμενο για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού Διπλώματος στα  
Εφαρμοσμένα Οικονομικά

**Μάρτιος 2020**

## Περίληψη

Η παρακάτω έρευνα έγινε με σκοπό να αναλυθεί η σχέση αιτιότητας μεταξύ ΑΕΠ (GDP), εκπομπών διοξειδίου του άνθρακα (CO<sub>2</sub>) και έντασης της ενέργειας (EI) για την περίπτωση της Ελλάδας στο διάστημα 1965-2018. Ουσιαστικά, βασίζεται στην παλαιότερη έρευνα των Hatzigeorgiou et. al. (2011) που έγινε για την Ελλάδα από το 1977 έως το 2007. Στην έρευνα που ακολουθεί χρησιμοποιήθηκαν οικονομετρικές μέθοδοι στο λογισμικό EViews9. Ελέγχονται μέσω μιας σειράς από τεστ η στασιμότητα των τριών μεταβλητών (GDP,CO<sub>2</sub>,EI), η συνολοκλήρωση τους και έπειτα οι σχέσεις αιτιότητας μεταξύ αυτών χωρίς ωστόσο να προκύπτει κάποιο αξιόλογο αποτέλεσμα. Τέλος, γίνεται ανάλυση της διακύμανσης των τριών σειρών και μελέτη των συναρτήσεων δυναμικών αποκρίσεων.

## Πίνακας περιεχομένων

1. Εισαγωγή.....	1
2. Μεθοδολογία.....	5
4. Εμπειρικό κομμάτι (έλεγχοι και αποτελέσματα).....	15
4.1. Έλεγχοι Στασιμότητας – ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.....	15
4.2. Συνολοκλήρωση.....	18
4.3. Έλεγχοι Αιτιότητας.....	19
4.3.1. Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger.....	19
4.3.2. Έλεγχος αιτιότητας Toda-Yamamoto.....	20
4.3.3. Έλεγχος αιτιότητας με τη μέθοδο του Hsiao.....	21
4.4. Συναρτήσεις Δυναμικών Αποκρίσεων.....	22
4.5. Ανάλυση Διακύμανσης (Λαθών Πρόβλεψης).....	25
5. Συμπεράσματα.....	26
Βιβλιογραφία.....	28

## 1. Εισαγωγή

Αποτελεί πλέον μείζον θέμα αυτό της κλιματικής αλλαγής, των αιτιών που οδήγησαν σε αυτήν αλλά και των πιθανών λύσεων που μπορεί να υπάρχουν ώστε να αποφευχθεί η περεταίρω κλιμάκωση του προβλήματος. Αναμφίβολα, από τα κύρια μελήματα του σύγχρονου κόσμου είναι η ευημερία, η ανάπτυξη και η πρόοδος. Οι ανάγκες των ανθρώπων συνεχώς αυξάνονται, ο πληθυσμός επίσης. Για να επιτευχθούν και να καλυφθούν τα παραπάνω είναι απαραίτητη η παραγωγή (προϊόντων, υπηρεσιών κτλ), έννοια συνδεδεμένη με τον πλούτο των χωρών ο οποίος μετράται με τον Ακαθάριστο Εθνικό Προϊόν (ΑΕΠ). Απαραίτητη προϋπόθεση για την παραγωγή αποτελεί η ενέργεια. Ενέργεια που προέρχεται από φυσικές πηγές ή επεξεργασμένα υλικά από τον άνθρωπο. Ωστόσο, λόγω των χημικών αντιδράσεων που λαμβάνουν χώρα κατά την διάρκεια εκμετάλλευσης των διαφόρων συντελεστών παραγωγής ενέργειας εκλύονται στην ατμόσφαιρα ρύποι σε στερεή, αέρια ή υγρή μορφή. Όσο περισσότεροι ρύποι τόσο μεγαλύτερη και η επιβάρυνση του περιβάλλοντος. Συνεπώς, με μια πρώτη σκέψη συνεχής ανάπτυξη, κατανάλωση ενέργειας και ρύποι φαίνεται να συνδέονται άρρηκτα μεταξύ τους και μπαίνουν στην εξίσωση του προβλήματος της κλιματικής αλλαγής. Κάπως έτσι καθίσταται αναγκαία η μελέτη των σχέσεων μεταξύ οικονομικής ανάπτυξης, κατανάλωσης ενέργειας και ρύπων για θέσπιση πολιτικών που μπορούν να εφαρμοστούν.

Πολλές μελέτες και μέθοδοι έχουν πραγματοποιηθεί για τον προσδιορισμό αυτών των σχέσεων. Μέθοδοι Ανάλυσης σε Συνιστώσες (Decomposition Analysis methods) ή Οικονομετρικές μέθοδοι (Econometric methods). Μία από τις πρώτες έρευνες που έγιναν ήταν η εργασία των Kraft & Kraft (1978), οι οποίοι εξέτασαν τη σχέση αιτιότητας μεταξύ ενέργειας και ΑΕΠ των Η.Π.Α για την περίοδο 1947-1974 καταλήγοντας σε μονόπλευρη αιτιότητα από το ΑΕΠ στην ενέργεια.

Όσον αφορά την Ελλάδα, δεν έχουν πραγματοποιηθεί πολλές έρευνες πάνω σε αυτό το θέμα και όσες υπάρχουν αφορούν παλαιότερα έτη. Μια ανασκόπηση στη βιβλιογραφία παλαιότερων δημοσιεύσεων για τη χώρα μας παρατηρήθηκε τόσο η χρήση της μεθόδου της αποσύνθεσης σε συνιστώσες όσο και η χρήση οικονομετρικών μεθόδων. Σε μελέτες που αφορούν την ανάλυση αποσύνθεσης η Diakoulaki et al. (2006) κατέληξαν ότι το ΑΕΠ συνδέεται ισχυρά με την αύξηση των εκπομπών του διοξειδίου του άνθρακα. Οι Hatzigeorgiou et al. (2008) οδηγούνται στο συμπέρασμα πως η αύξηση του CO<sub>2</sub> στην Ελλάδα την περίοδο 1990-2002 οφείλεται κατά κύριο λόγο στο ΑΕΠ, ενώ η μείωση των εκπομπών στον παράγοντα της έντασης της ενέργειας (Energy Intensity effect) που προκύπτει από τον λόγο της κατανάλωσης ενέργειας δια το ΑΕΠ. Οι ίδιοι, Hatzigeorgiou et al. (2010), σε μελέτη που περιείχε και τις χώρες EU-25 κατέληξαν πως για την περίοδο 1990-2020 πάλι η οικονομική ανάπτυξη είναι ο κύριος λόγος αύξησης του CO<sub>2</sub> τόσο για την Ελλάδα όσο και για το σύνολο των χωρών της Ευρώπης. Πολύ σημαντικό το γεγονός πως η ένταση της ενέργειας φαίνεται να συνεισφέρει μόλις 20% στη μείωση των αέριων ρύπων για την περίπτωση της Ελλάδας, ενώ για τις χώρες της EU-25 το ποσοστό αγγίζει το 40%, κάτι που σημαίνει πολλά για την αποδοτικότητα των συστημάτων και των τεχνικών που χρησιμοποιεί η χώρα μας για την παραγωγή. Στην πρόσφατη έρευνα των Roinioti-

Koroneos (2017) που έγινε με Decomposition Analysis και αφορά το διάστημα 2003-2013 μέσα στο οποίο ξέσπασε η οικονομική κρίση, οι συγγραφείς αναφέρουν πως ο κύριος παράγοντας μείωσης του διοξειδίου του άνθρακα παραμένει η ένταση της ενέργειας για την Ελλάδα. Επίσης, επιβεβαιώνεται και πάλι ο ισχυρός δεσμός οικονομικής δραστηριότητας-ρύπων καθώς η οικονομική δραστηριότητα προκάλεσε αύξηση των ρύπων κατά την περίοδο ανάπτυξης (όπως την χαρακτηρίζουν) 2003-2008 και μείωση την περίοδο της ύφεσης 2008-2013.

Περνώντας στις μελέτες που βασίζονται σε οικονομετρικές μεθόδους και αφορούν την Ελλάδα, οι Hondroyiannis et al. (2002) εκτελώντας έλεγχο αιτιότητας Granger (1969) σε Vector Error Correction Model (VECM), βρήκαν ότι η κατανάλωση ενέργειας αιτιάζει στο πραγματικό ΑΕΠ για την περίοδο 1960-1996. Στο ίδιο συμπέρασμα καταλήγει και η έρευνα της Tsani (2009) αυτή τη φορά για την περίοδο 1960-2006 χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία για αιτιότητα των Toda-Yamamoto (1965). Οι Dergiades et al. (2013) ανέλυσαν με γραμμικές (VAR) και μη γραμμικές μεθόδους (Hiemstra & Jones, Diks & Panchenko) τη σχέση αιτιότητας μεταξύ κατανάλωσης ενέργειας και πραγματικού ΑΕΠ της Ελλάδας της περιόδου 1960-2008 καταλήγοντας πάλι στο ίδιο αποτέλεσμα των προηγούμενων ερευνών. Στην πιο πρόσφατη μελέτη για τη χώρας μας που αφορά το διάστημα 1975-2013, οι Azam et al. (2016) εξέτασαν τους μακροοικονομικούς παράγοντες που καθορίζουν την κατανάλωση της ενέργειας δημιουργώντας ένα πολυμεταβλητό VECM επτά χρονοσειρών. Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger υπέδειξε αμφίδρομη αιτιότητα ενέργειας και οικονομικής ανάπτυξης. Μεταξύ άλλων αναφέρεται στα αποτελέσματα πως η μεταβλητότητα της κατανάλωσης ενέργειας οφείλεται κυρίως στη μεταβλητότητα του ΑΕΠ σε σχέση με τους υπόλοιπους παράγοντες και πως ένα σοκ στα δεδομένα της ενέργειας οδηγεί σε αλλαγές στον πλούτο.

Έρευνες για τη σχέση των μεταβλητών που μας ενδιαφέρουν έχουν πραγματοποιηθεί επίσης και για χώρες του εξωτερικού. Οι Chontanawat et al. (2008) σε μία έρευνα που αφορούσε πάνω από 100 χώρες του OECD και μη, υψηλού, μέτριου και χαμηλού Human Development Index (HDI) για τα έτη 1960-2000 βρήκαν πως υπάρχει μονόδρομη αιτιότητα από κατανάλωση ενέργειας σε ανάπτυξη κυρίως στις ανεπτυγμένες χώρες του OECD (70%) σε σχέση με τις αναπτυσσόμενες χώρες εκτός OECD (46%). Επίσης, στις χώρες με υψηλό HDI ισχύει αυτό σε ποσοστό 69%, με μέτριο στο 42% και με χαμηλό 35%. Αυτό σημαίνει πως οι πολιτικές μείωσης της καταναλούμενης ενέργειας που στοχεύουν στη μείωση των εκπομπών διοξειδίου του άνθρακα είναι πιθανόν να έχουν μεγαλύτερη επίδραση στο ΑΕΠ των ανεπτυγμένων χωρών. Συγκεκριμένα, για την Ελλάδα βρέθηκε πως η ενέργεια αιτιάζει τον πλούτο. Παρακάτω ακολουθεί ένας πίνακας των κατά καιρούς διεθνών μελετών μεταξύ εκπομπών διοξειδίου του άνθρακα, οικονομικής ανάπτυξης και ενέργειας που καταναλώνεται.

Πίνακας διεθνούς βιβλιογραφίας.

Δημοσίευση	Περιοχή (περίοδος)	Μέθοδος	Αποτελέσματα
Ang, 2007	Γαλλία (1960-2000)	Johansen cointegration test, ARDL bound test, VECM	<i>Μακροχρόνια:</i> GDP→CO <sub>2</sub> , GDP→EC <i>Βραχυχρόνια:</i> EC→GDP
Soytas κ.ά., 2007	ΗΠΑ (1960-2004)	Toda-Yamamoto	<i>Μακροχρόνια:</i> EC→CO <sub>2</sub>
Halicioglu, 2009	Τουρκία (1960-2005)	ARDL bound test	<i>Μακροχρόνια:</i> EC↔CO <sub>2</sub> , GDP→CO <sub>2</sub> , EC→GDP <i>Βραχυχρόνια:</i> GDP↔CO <sub>2</sub> , EC→CO <sub>2</sub>
Soytas κ.ά., 2009	Τουρκία (1960–2000)	Toda-Yamamoto	<i>Μακροχρόνια:</i> CO <sub>2</sub> →EC
Zhang κ.ά., 2009	Κίνα (1960–2007)	Toda-Yamamoto	<i>Μακροχρόνια:</i> GDP→EC, EC→CO <sub>2</sub>
Ozturk & Acaravci, 2010	Τουρκία	ARDL bound test	<i>Μακροχρόνια:</i> CO <sub>2</sub> →GDP, EC→CO <sub>2</sub>
Pao & Tsai, 2010	BRIC (1971–2005)	Pedroni cointegration tests, Johansen Fisher panel cointegration test, panel VECM	<i>Μακροχρόνια:</i> GDP↔EC, CO <sub>2</sub> →GDP, CO <sub>2</sub> →EC <i>Βραχυχρόνια:</i> CO <sub>2</sub> ↔EC, CO <sub>2</sub> →GDP, EC→GDP
Acaravci & Ozturk, 2010	Δανία, Γερμανία, Ελλάδα, Ισλανδία, Ιταλία, Πορτογαλία, Ελβετία (1960-2005)	ARDL bound test	<i>Μακροχρόνια:</i> EC→CO <sub>2</sub> : Denmark, Greece, Iceland, Italy, Portugal GDP→CO <sub>2</sub> : Denmark, Greece, Iceland, Italy, Portugal EC↔CO <sub>2</sub> : Switzerland GDP↔CO <sub>2</sub> : Switzerland <i>Βραχυχρόνια:</i> GDP→CO <sub>2</sub> : Denmark and Italy GDP→EC: Greece and Italy GDP↔EC: Switzerland
Chang, 2010	Κίνα (1981–2006)	Johansen cointegration test, VECM	<i>Μακροχρόνια:</i> GDP→CO <sub>2</sub>
Pao & Tsai, 2011	Βραζιλία	Johansen Fisher panel cointegration test, panel VECM	<i>Μακροχρόνια:</i> GDP↔CO <sub>2</sub> , EC→CO <sub>2</sub> , EC→GDP <i>Βραχυχρόνια:</i> GDP→CO <sub>2</sub>
Alam κ.ά., 2011	Ινδία (1971–2006)	Toda-Yamamoto	<i>Μακροχρόνια:</i> CO <sub>2</sub> ↔EC
Alam κ.ά., 2012	Μπαγκλαντές (1972–2006)	Johansen cointegration test, ARDL bound test, VECM	<i>Μακροχρόνια:</i> CO <sub>2</sub> ↔EC, EC→GDP, CO <sub>2</sub> →GDP <i>Βραχυχρόνια:</i> EC→GDP, CO <sub>2</sub> →GDP, EC→CO <sub>2</sub>

Βάση της συγκεκριμένης εργασίας αποτέλεσε η έρευνα των Hatzigeorgiou et al. (2011) οι οποίοι εξέτασαν τη σχέση αιτιότητας μεταξύ των εκπομπών διοξειδίου του άνθρακα (CO<sub>2</sub>), του ΑΕΠ (GDP) και της έντασης της ενέργειας (EI) στην Ελλάδα για το διάστημα 1977-2007. Οι συγγραφείς χρησιμοποίησαν οικονομετρικές μεθόδους. Αρχικά, εξέτασαν για στασιμότητα των τριών μεταβλητών με τα τεστ των Phillips-Perron (1988) και KPSS (1992). Βρίσκοντας ότι οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους, δηλαδή I(1), προχώρησαν στον έλεγχο για ύπαρξη συνολοκλήρωσης αυτών με το τεστ του Johansen (1991). Τα αποτελέσματα του τεστ έδειξαν ύπαρξη μιας μήτρας συνολοκλήρωσης. Η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας των λογαρίθμων των CO<sub>2</sub>, EI, GDP εκτιμήθηκε  $LCO_2=0.867LEI+1.191LGDP$ . Δείχνει πως κρατώντας τις υπόλοιπες μεταβλητές σταθερές, μία αύξηση του GDP κατά 1% ίσως οδηγήσει σε μία αύξηση των εκπομπών CO<sub>2</sub> κατά 1.191%. Επίσης, μια μείωση του δείκτη της έντασης ενέργειας EI κατά 1% θα μειώσει τις εκπομπές CO<sub>2</sub> κατά 0.867%. Στη συνέχεια εκτελέστηκε ο έλεγχος (μακροχρόνιας/βραχυχρόνιας) αιτιότητας κατά Granger σε ένα VECM(3) λόγω της συνολοκλήρωσης που εντοπίστηκε. Εντοπίστηκε μονόδρομη αιτιότητα από το ΑΕΠ προς την ένταση της ενέργειας καθώς και στις εκπομπές CO<sub>2</sub> και επιπλέον αμφίδρομη αιτιότητα ανάμεσα στις εκπομπές CO<sub>2</sub> και της έντασης της ενέργειας. Τέλος, με τη μέθοδο διάσπασης της διακύμανσης έγινε σαφές ότι ο διαχωρισμός της οικονομικής ανάπτυξης και των εκπομπών διοξειδίου του άνθρακα ήταν απίθανος για εκείνη την περίοδο και με τις τότε πολιτικές που εφαρμόζονταν επαληθεύοντας τη ισχυρή σχέση μεταξύ τους.

## 2. Μεθοδολογία

Η προβλεπόμενη μεθοδολογία της ανάλυσης των χρονολογικών σειρών που ερευνούμε πραγματοποιείται στο λογισμικό του EViews 9. Η ανάλυση αποτελείται από τις ακόλουθες στατιστικές διαδικασίες:

### Κανονική Κατανομή των δεδομένων:

Χρήση του στατιστικού των Jarque-Bera (1980) το οποίο ελέγχει αν τα δεδομένα του δείγματος έχουν την ασυμμετρία και την κύρτωση της κανονικής κατανομής, δηλαδή αν προέρχονται από μια τέτοια. Ο τύπος του στατιστικού είναι:

$$JB = \frac{n}{6} (S^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2)$$

όπου, n: ο αριθμός των παρατηρήσεων, S: η ασυμμετρία του δείγματος και K: η κύρτωση του δείγματος. Το στατιστικό JB ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή  $X^2$  με δύο βαθμούς ελευθερίας. Η μηδενική υπόθεση που ελέγχεται είναι  $H_0$ : τα δεδομένα ακολουθούν την κανονική κατανομή, δηλαδή έχουν  $S=0$  και  $K=3$ , και απορρίπτεται όταν  $JB > X^2_{5,991}$  σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

### Στατιστική Ανεξαρτησία:

Το τεστ των Ljung-Box (1979) ελέγχει αν μια ομάδα από αυτοσυσχετίσεις μιας χρονοσειράς είναι διάφορες του μηδενός. Βασίζεται στον υπολογισμό του Q-stat ο τύπος του οποίου για την k υστέρηση είναι:

$$Q_{LB} = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \frac{t_j^2}{T - j}$$

όπου  $t_j$ : η αυτοσυσχέτιση τάξης j και T ο αριθμός των παρατηρήσεων. Το στατιστικό Q ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή  $X^2$ . Η μηδενική υπόθεση είναι πως τα δεδομένα είναι ανεξάρτητα κατανομημένα (δεν παρουσιάζουν συσχέτιση) και απορρίπτεται όταν  $Q_{LB} > X^2_h$ , h: αριθμός ελεγχόμενων αυτοσυσχετίσεων.

### Έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας – Έλεγχοι στασιμότητας:

Σύμφωνα με τον Granger (1974) το γεγονός ότι οι μεταβλητές που μελετώνται είναι στάσιμες αποφεύγεται το φαινόμενο των κίβδηλων παλινδρομήσεων. Με τον όρο στάσιμη αναφερόμαστε σε διαδικασία που έχει σταθερό μέσο, σταθερή διακύμανση και σταθερή συνδιακύμανση. Δηλαδή δεν εξαρτώνται από τον χρόνο. Υπάρχουν διάφορα τεστ στασιμότητας.

Το επαυξημένο τεστ των Dickey-Fuller (1979), γνωστό ως ADF, είναι ένα τεστ που υποθέτει ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στη χρονοσειρά. Το απλό τεστ μοναδιαίας ρίζας των Dickey-Fuller (1979) είναι έγκυρο μόνο αν οι σειρές είναι AR(1) διαδικασίες. Αν οι σειρές παρουσιάζουν συσχέτιση σε μεγαλύτερης τάξης υστέρηση η υπόθεση ότι τα κατάλοιπα είναι λευκοί θόρυβοι παραβιάζεται. Το ADF (1979) κατασκευάζει μια παραμετρική διόρθωση για συσχετίσεις μεγαλύτερης τάξης θεωρώντας πως η σειρά Y



ακολουθεί μια AR(p) διαδικασία και προσθέτει p υστερήσεις των 1<sup>ov</sup> διαφορών της εξαρτημένης μεταβλητής Y στην παλινδρόμηση του DF. Η επαυξημένη μορφή του DF είναι:

$$\Delta Y_t = \gamma + \beta t + \alpha Y_{t-1} + b_1 \Delta Y_{t-1} + b_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + b_p \Delta Y_{t-p} + u_t$$

όπου Δ: ο τελεστής των 1<sup>ov</sup> διαφορών, β: η χρονική τάση, γ: η σταθερά (εφόσον υπάρχουν) και p: ο αριθμός των υστερήσεων. Η μηδενική υπόθεση: α=0, δηλαδή υπάρχει μοναδιαία ρίζα απορρίπτεται εάν το ADF-stat =  $\frac{\hat{\alpha}}{S.E(\hat{\alpha})}$  είναι μικρότερο από την κριτική τιμή του πίνακα Dickey-Fuller (1976, 1981).

Οι Phillips-Perron (1988) (PP) πρότειναν μία εναλλακτική (μη παραμετρική) μέθοδο για τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας όταν η γεννεσιουργός διαδικασία της Y έχει μεγαλύτερη τάξη συσχέτισης. Εκτιμάει τη μη επαυξημένη μέθοδο των Dickey-Fuller (1979)

$$\Delta Y_t = \gamma + \beta t + \alpha Y_{t-1} + u_t$$

όπου πάλι Δ: ο τελεστής των 1<sup>ov</sup> διαφορών, β: η χρονική τάση, γ: η σταθερά (εφόσον υπάρχουν). Η μηδενική υπόθεση είναι: α=0, ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας. Η ασυμπτωτική κατανομή του στατιστικού t των PP είναι ίδια με την κατανομή των ελέγχων ADF και επομένως μπορούν να χρησιμοποιηθούν οι γνωστές τροποποιημένες κριτικές τιμές των DF (1976).

Ο έλεγχος των Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (KPSS) σε αντίθεση με τους δύο προηγούμενους ελέγχει αν η σειρά είναι στάσιμη. Αυτή είναι και η μηδενική του υπόθεση οποία ελέγχεται για k=0 στην εξίσωση:

$$Y_t = \gamma + \beta t + k \sum_{i=1}^t \xi_i + u_t$$

με β: η χρονική τάση, γ: η σταθερά (εφόσον υπάρχουν), και ξ<sub>i</sub> που έχει αναμενόμενη τιμή 0 και διακύμανση 1. Οι κριτικές τιμές του LM-stat που με βάση το οποίο αποδεχόμαστε ή απορρίπτουμε την H<sub>0</sub> βρίσκονται στα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στο άρθρο των KPSS (1992, πίνακας 1, σελίδα 166).

Τα προηγούμενα τρία τεστ μοναδιαίας ρίζας (ADF, PP και KPSS) θεωρούν πως η πορεία των χρονολογικών σειρών εξελίσσεται ομαλά, χωρίς σημαντικές διαρθρωτικές μεταβολές. Σε ορισμένες όμως περιπτώσεις συμβαίνουν γεγονότα, όπως για παράδειγμα πετρελαϊκές ή νομισματικές κρίσεις, τα οποία προκαλούν απότομες μεταβολές τόσο στο ρυθμό μεταβολής μιας χρονοσειράς όσο και στη μέση μακροχρόνια πορεία της. Όταν παρατηρούνται τέτοια φαινόμενα οι έλεγχοι που αναφέρθηκαν προηγουμένως αποδυναμώνονται και γίνονται μεροληπτικοί υπέρ της αρχικής υπόθεσης περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας. Ο Perron (1989) πρότεινε ένα τεστ μοναδιαίας ρίζας που επιτρέπει

για διαρθρωτική μεταβολή με τρία διαφορετικά μοντέλα: αλλαγή στη σταθερά, αλλαγή στην κλίση και αλλαγή και στα δύο. Ωστόσο ο έλεγχος που πρότεινε ο Perron (1989) δέχτηκε κριτικές διότι λάμβανε τη στιγμή της αλλαγής ως εξωγενή. Έτσι, οι Zivot και Andrews (1992) (ZA) εξέλιξαν το τεστ του Perron (1989) και θεώρησαν τη στιγμή της μεταβολής σαν ενδογενή. Για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης: ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας ( $\alpha=1$ ) έναντι της εναλλακτικής: στάσιμη ως προς την τάση διαδικασία ( $\alpha<1$ ) επιτρέποντας για διαρθρωτική μεταβολή στην κλίση και τη σταθερά τη χρονική στιγμή  $T_B$ , οι ZA χρησιμοποίησαν την ακόλουθη παλινδρόμηση:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

Οι  $DU_t$  και  $DT_t$  είναι ψευδομεταβλητές για μετατόπιση του μέσου και της τάσης αντίστοιχα. Η  $DU_t$  παίρνει την τιμή 1 αν  $t > T_B$  και 0 αλλιώς, ενώ η  $DT_t$  παίρνει την τιμή  $t - T_B$  αν  $t > T_B$  και 0 αλλιώς. Με την παράλειψη της ψευδομεταβλητής  $DU_t$  ελέγχουμε μοντέλο με μεταβολή στην κλίση ενώ με παράλειψη της  $DT_t$  για μοντέλο με μεταβολή στη σταθερά. Η χρονική στιγμή της μεταβολής υπολογίζεται με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων για  $t=2, \dots, T-1$ , δηλαδή "τρέχοντας"  $T-2$  παλινδρομήσεις και καθορίζεται από την ελάχιστη τιμή που λαμβάνει το στατιστικό  $t$  του αυτοπαλίνδρομου συντελεστή  $\alpha$ . Οι ασυμπτωτικές κριτικές τιμές για το  $t$  βρίσκονται στη δημοσίευση των Zivot-Andrews (1992).

#### Συνολοκλήρωση:

Η συνολοκλήρωση που έγινε γνωστή από τους Engle-Granger (1987) και Granger (1986) παίζει καθοριστικό ρόλο στον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger. Σαν έννοια μπορεί να οριστεί ως μια κοινή μακροχρόνια στοχαστική τάση ανάμεσα σε δύο ή περισσότερες μεταβλητές οι οποίες είναι μη στάσιμες αλλά ολοκληρωμένες ίδιας τάξης,  $I(d)$ . Αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός μεταξύ αυτών των μεταβλητών που να είναι ολοκληρώσιμος ίδιας ή μικρότερης τάξης της  $d$ , τότε λέμε ότι υπάρχει συνολοκλήρωση. Η σχέση συνολοκλήρωσης για τρεις χρονοσειρές  $X, Y, Z$  μπορεί γραφεί στη μορφή:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Z_t + \varepsilon_t$$

όπου  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  είναι παράμετροι προς εκτίμηση και  $\varepsilon_t$  στάσιμη σειρά.

Η μεθοδολογία του Johansen (1988, 1991, 1995) και Johansen-Juselius (1990) στηρίζεται στην εκτίμηση των συστημάτων συνολοκλήρωσης μέσω της μεθόδου μέγιστης πιθανοφάνειας πλήρους πληροφόρησης. Αυτή δίνει τη δυνατότητα ταυτόχρονου προσδιορισμού, ελέγχου και εκτίμησης των διανυσμάτων συνολοκλήρωσης μη στάσιμων μεταβλητών. Το τεστ του Johansen βασίζεται σε δύο ελέγχους. Τον έλεγχο ίχνους και τον έλεγχο μέγιστης ιδιοτιμής. Όσον αφορά τον πρώτο, ελέγχει την μηδενική υπόθεση  $H_0: r \leq r_0$  δηλαδή ότι υπάρχουν το πολύ  $r_0$  διανύσματα συνολοκλήρωσης έναντι της εναλλακτικής  $H_a: r_0 < r \leq k$  δηλαδή ότι υπάρχουν περισσότερα από  $r_0$  ( $k$  ο αριθμός των μη μηδενικών ιδιοτιμών). Ο έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής έχει ως μηδενική υπόθεση την ίδια με αυτή του ελέγχου ίχνους, αλλά η εναλλακτική είναι πιο περιοριστική ότι υπάρχουν ακριβώς  $r_0+1$  σχέσεις συνολοκλήρωσης. Δηλαδή,  $H_0: r \leq r_0$  έναντι της  $H_a: r = r_0+1$ . Οι ασυμπτωτικές κριτικές

των παραπάνω ελέγχων παρέχονται από τους MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Αν τα τεστ δείξουν ύπαρξη συνολοκλήρωσης, τότε πρέπει να δημιουργηθεί ένα μοντέλο διόρθωσης λαθών (VECM). Το μοντέλο αυτό παρουσιάστηκε από τον Sargan (1964) και έγινε γνωστό από τους Engle-Granger (1987).

Οι παραδοσιακές μέθοδοι εκτίμησης σχέσεων συνολοκλήρωσης όπως του Engle-Granger (1987) και Johansen (1991, 1995) απαιτούν όλες οι μεταβλητές να είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης,  $I(1)$ . Για να απαλλαγούν από αυτόν τον περιορισμό οι Pesaran και Shin (1998) έδειξαν ότι συστήματα συνολοκλήρωσης μπορούν να εκτιμηθούν και με αυτοπαλίνδρομα κατανεμόμενων υστερήσεων μοντέλα (ARDL) με το πλεονέκτημα ότι οι μεταβλητές της σχέσης συνολοκλήρωσης μπορούν να είναι  $I(0)$  είτε  $I(1)$ , χωρίς να χρειάζεται εκ των προτέρων έλεγχος για την τάξη ολοκλήρωσής τους. Οι Pesaran-Shin (1998) σημειώνουν ότι σε σχέση με άλλες μεθόδους η υπό εξέταση σχέση συνολοκλήρωσης δε χρειάζεται να έχει συμμετρία υστερήσεων, δηλαδή κάθε μεταβλητή μπορεί να εισαχθεί στο σύστημα με διαφορετικό αριθμό υστερήσεων από κάποια άλλη. Η μεθοδολογία, γνωστή ως ARDL bounds test, που εξετάζει πότε ένα μοντέλο ARDL περιέχει μακροχρόνια σχέση (συνολοκλήρωση) μεταξύ της ανεξάρτητης μεταβλητής και των παλινδρομητών περιγράφεται από τους Pesaran, Shin και Smith (2001). Η υπό εξέταση σχέση σε ένα σύστημα με τρεις μεταβλητές είναι:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m b_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^l b_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{3i} \Delta Z_{t-i} + b_4 Y_{t-1} + b_5 X_{t-1} + b_6 Z_{t-1} + u_t$$

όπου  $m, l, n$  οι υστερήσεις που επιλέγονται για κάθε μεταβλητή. Το τεστ συνολοκλήρωσης εξετάζεται βάση του F-τεστ. Αρχικά, εκτιμάται η παραπάνω σχέση με τη μέθοδο ελαχίστων τετραγώνων. Η μηδενική υπόθεση  $H_0: b_4=b_5=b_6=0$  (όχι συνολοκλήρωση) εξετάζεται έναντι της  $H_a: \text{δεν είναι ταυτόχρονα όλα } b_i=0$  (ύπαρξη συνολοκλήρωσης). Το εκτιμώμενο F-τεστ έχει μη κανονική κατανομή. Δύο σετ κριτικών τιμών παρέχονται από τους Pesaran, Shin και Smith (2001). Το πρώτο σετ υποθέτει ότι όλες οι μεταβλητές είναι  $I(0)$  και το δεύτερο ότι όλες είναι  $I(1)$ . Αν το F-stat που θα υπολογιστεί υπερβαίνει το άνω όριο του  $I(1)$ , τότε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται. Αν πάλι το F-stat είναι μικρότερο του κατώτατου ορίου του  $I(0)$ , τότε η μηδενική υπόθεση δεν μπορεί να απορριφθεί. Τέλος, αν βρίσκεται ανάμεσα στα δυο όρια τότε δεν μπορούμε να βγάλουμε συμπέρασμα.

#### Αιτιότητα κατά Granger σε VAR/VECM:

Είδαμε πριν ότι αν δύο η περισσότερες μεταβλητές μπορεί να παρουσιάζουν κοινή μακροχρόνια τάση, κάνοντας λόγω για συνολοκλήρωση αυτών. Σύμφωνα με τον Granger (1986,1988) αν υπάρχει συνολοκλήρωση, τότε υπάρχει και αιτιότητα κατά Granger (1969) τουλάχιστον προς μία κατεύθυνση (είτε μονόδρομη, είτε αμφίδρομη). Ωστόσο, η παρουσία συνολοκλήρωσης απλά υποδηλώνει ύπαρξη αιτιότητας δίχως όμως να δείχνει την κατεύθυνση της. Αυτή εξετάζεται μέσω των ελέγχων αιτιότητας σε δυναμικά υποδείγματα VAR ή σε VECM εφόσον υπάρχει μακροχρόνια σχέση ισορροπίας, Engle-Granger (1987). Τα VAR σε πρώτες διαφορές εξετάζονται στην περίπτωση που οι μεταβλητές είναι  $I(1)$  αλλά δεν συνολοκληρώνονται. Απεικονίζουν τις μεταβολές των μεταβλητών σε βραχυχρόνιο ορίζοντα, οπότε ελέγχουμε για βραχυχρόνια αιτιότητα. Αντίθετα, τα μοντέλα διόρθωσης λαθών VECM επιτρέπουν τον

διαχωρισμό της βραχυχρόνιας και της μακροχρόνιας αιτιότητας. Είναι ουσιαστικά μοντέλα VAR σε 1<sup>ες</sup> διαφορές με την προσθήκη του όρου διόρθωσης λάθους, ο οποίος εμπεριέχει τις μακροχρόνιες σχέσεις. Η αιτιότητα κατά Granger μεταξύ τριών μεταβλητών που δεν είναι στάσιμες στα επίπεδα τους εξετάζεται από την παρακάτω παλινδρόμηση:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta Z_{t-i} + a_4 ECT_{t-1} + u_t$$

όπου Δ: ο τελεστής διαφοράς, p: η τάξη του VAR/VECM, ECT: ο όρος διόρθωσης λαθών που υπάρχει μόνο στην περίπτωση που οι χρονοσειρές X,Y,Z συνολοκληρώνονται, u<sub>t</sub>: τα κατάλοιπα τα οποία δεν συσχετίζονται και οι συντελεστές προς εκτίμηση α<sub>i</sub>. Υποθέτουμε ότι η X δεν αιτιάζει κατά Granger βραχυχρόνια την Y, δηλαδή η μηδενική υπόθεση είναι H<sub>0</sub>: α<sub>2i</sub> = 0 την οποία ελέγχουμε με F-test ή και με Wald test. Απόρριψή της μας οδηγεί στο συμπέρασμα ότι η X αιτιάζει βραχυχρόνια κατά Granger την Y. Αντίστοιχα ελέγχουμε και αν η Z αιτιάζει την Y. Όσο για την μακροχρόνια αιτιότητα αυτή ελέγχεται με t-τεστ στους όρους του ECT.

#### Τεστ αιτιότητας Toda-Yamamoto:

Οι Sims, Stock και Watson (1990) έδειξαν ότι τα συμπεράσματα που βασίζονται σε VAR στα επίπεδα των μεταβλητών είναι έγκυρα, αλλά η διαδικασία απαιτεί έλεγχο για συνολοκλήρωση και δεν μπορεί να εφαρμοστεί σε μεταβλητές διαφορετικής τάξης ολοκλήρωσης. Η διαδικασία Toda-Yamamoto (TY) (1995) δεν βασίζεται στις ιδιότητες συνολοκλήρωσης του συστήματος. Κάτι που επισημάνθηκε και από τους Zapata-Rambaldi (1997). Έτσι, η TY μέθοδος ελέγχει για μακροχρόνια αιτιότητα Granger χωρίς να προαπαιτεί έλεγχο για συνολοκλήρωση και μπορεί να εφαρμοστεί σε μεταβλητές κάθε τάξης ολοκλήρωσης. Επίσης, το μοντέλο TY είναι ένα VAR στα επίπεδα των μεταβλητών που σημαίνει ότι δεν χάνονται βαθμοί ελευθερίας, όπως συμβαίνει στην περίπτωση που παίρνουμε πρώτες διαφορές.

Η διαδικασία των TY χρησιμοποιεί το τεστ του Wald για τον έλεγχο της σημαντικότητας των παραμέτρων στο VAR(k) που εξετάζουμε. Το στατιστικό ακολουθεί ασυμπτωτικά την κατανομή Χ<sup>2</sup> με k βαθμούς ελευθερίας, όπου k: ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων που αποφασίζεται από κριτήρια επιλογής υστερήσεων που αναφέρονται στο Pantula (1994). Το VAR(k) μετατρέπεται σε VAR(k+d), με d: η μέγιστη τάξη ολοκλήρωσης των μεταβλητών. Κάθε εξίσωση του VAR(k+d) που περιέχει τρεις μεταβλητές X,Y,Z θα είναι της μορφής:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d} \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d} \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{3i} Z_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d} \alpha_{3i} Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

όπου τα α<sub>i</sub>: είναι προς εκτίμηση παράμετροι και ε<sub>t</sub>: τα κατάλοιπα που είναι λευκοί θόρυβοι. Αυτό που μας δίνει πληροφορίες για αιτιότητα σε κάθε εξίσωση του VAR(k+d) είναι η σημαντικότητα των πρώτων k υστερήσεων κάθε μεταβλητής, που ελέγχεται όπως αναφέρθηκε πριν με το Wald τεστ. Η μηδενική υπόθεση του τεστ TY στην περίπτωση που ενδιαφερόμαστε για τον αν η X ‘προκαλεί’ την Y είναι H<sub>0</sub>: α<sub>11</sub> = ... = α<sub>1k</sub> = 0 (η X δεν αιτιάζει την Y). Αντίστοιχα ελέγχουμε και για την αιτιότητα μεταξύ των υπόλοιπων σειρών.

### Τεστ αιτιότητας Hsiao:

Το κλασικό τεστ αιτιότητας του Granger (1969) είναι ευαίσθητο ως προς την έννοια της συνολοκλήρωσης των μεταβλητών καθώς και την επιλογή του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων διότι, αν αυτές είναι λιγότερες από ότι πρέπει τότε το μοντέλο μπορεί να είναι μεροληπτικό, ενώ αν είναι περισσότερες οι περιττές υστερήσεις κάνουν τις εκτιμήσεις μη αποτελεσματικές. Ο Hsiao (1981) για να αντιμετωπίσει τα προβλήματα της συνολοκλήρωσης και των υστερήσεων δημιούργησε μια αυτοπαλίνδρομη μέθοδο για την επιλογή του κατάλληλου αριθμού υστερήσεων της κάθε μεταβλητής του συστήματος. Η μέθοδος αυτή συνδυάζει την αιτιότητα κατά Granger ανάμεσα σε δύο μεταβλητές και το Final Prediction Error (FPE) του Akaike (1969, 1970). Οι Thornton και Batten (1985) και οι Hwang-Gum (1991) βρήκαν πως η εκδοχή του Hsiao για έλεγχο αιτιότητας Granger περιέχει πιο εύρωστα αποτελέσματα από ότι αν η επιλογή των υστερήσεων γινόταν αυθέραιτα ή με κάποια άλλη συστηματική μέθοδο επιλογής υστερήσεων.

Η διαδικασία του Hsiao αποτελείται από δύο βήματα. Έστω το αυτοπαλίνδρομο (AR) μοντέλο:

$$Y_t = \sum_{m=1}^M \alpha_m Y_{t-m} + \sum_{n=1}^N b_n X_{t-n} + u_t \quad (1)$$

όπου  $Y_t, X_t$ : στάσιμες μεταβλητές,  $M$  και  $N$  ο μέγιστος αριθμός υστερήσεων των  $Y$  και  $X$  αντίστοιχα και  $u_t$ : λευκός θόρυβος με μέσο  $\mu=0$ . Η εκτίμηση του FPE απαιτεί διαδοχική διαδικασία:

1) Εκτίμηση της (1) χρησιμοποιώντας μόνο τις υστερήσεις της  $Y$ , με  $m=1, \dots, M$ . Η τιμή του FPE υπολογίζεται από τον τύπο:

$$FPE(m,0) = \left( \frac{T+m+1}{T-m-1} \right) \cdot \left( \frac{SSR(m,0)}{T} \right) \quad (2)$$

όπου  $SSR(m,0)$ : το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων της (1) και  $T$  ο αριθμός των παρατηρήσεων. Ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων της  $Y$  αντιστοιχεί στην υστέρηση  $m$  που δίνει το ελάχιστο FPE της (2).

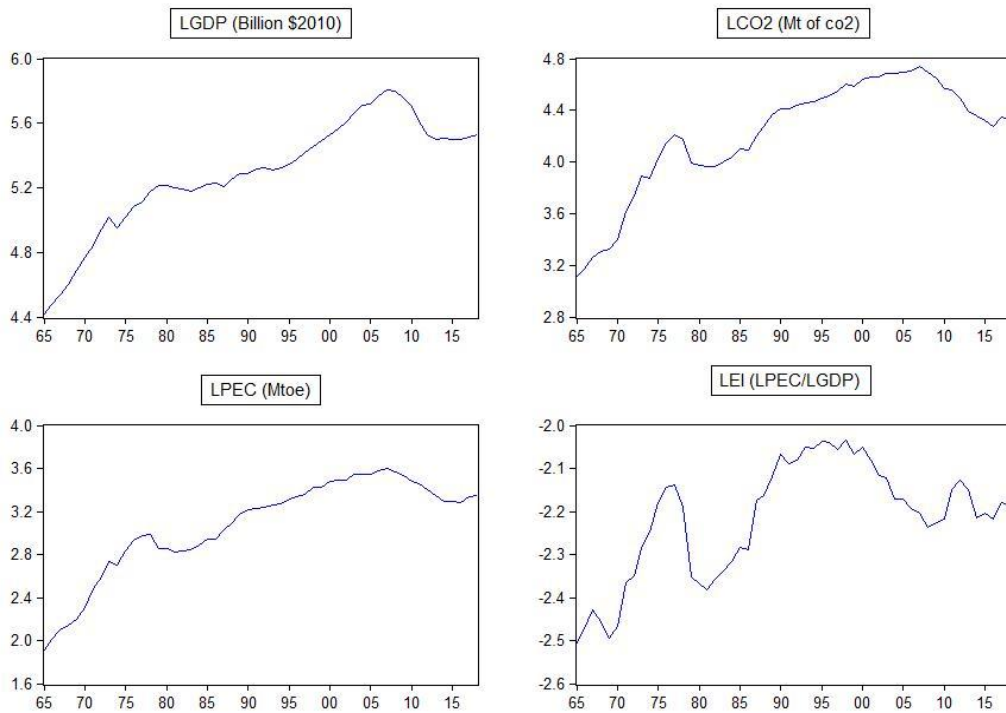
2) Εκτίμηση της (1) εισάγοντας την  $Y$  με  $m$  υστερήσεις και συμπεριφορά τώρα της  $X$  σαν χειραγωγούμενη, μεταβάλλοντας τις υστερήσεις της  $X$  για  $n=1, \dots, N$ . Τα  $SSR$  που προκύπτουν από αυτές τις παλινδρομήσεις χρησιμοποιούνται για τον υπολογισμό του FPE της πλήρους παλινδρόμησης (1) στον τύπο:

$$FPE(m,n) = \left( \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} \right) \cdot \left( \frac{SSR(m,n)}{T} \right) \quad (3)$$

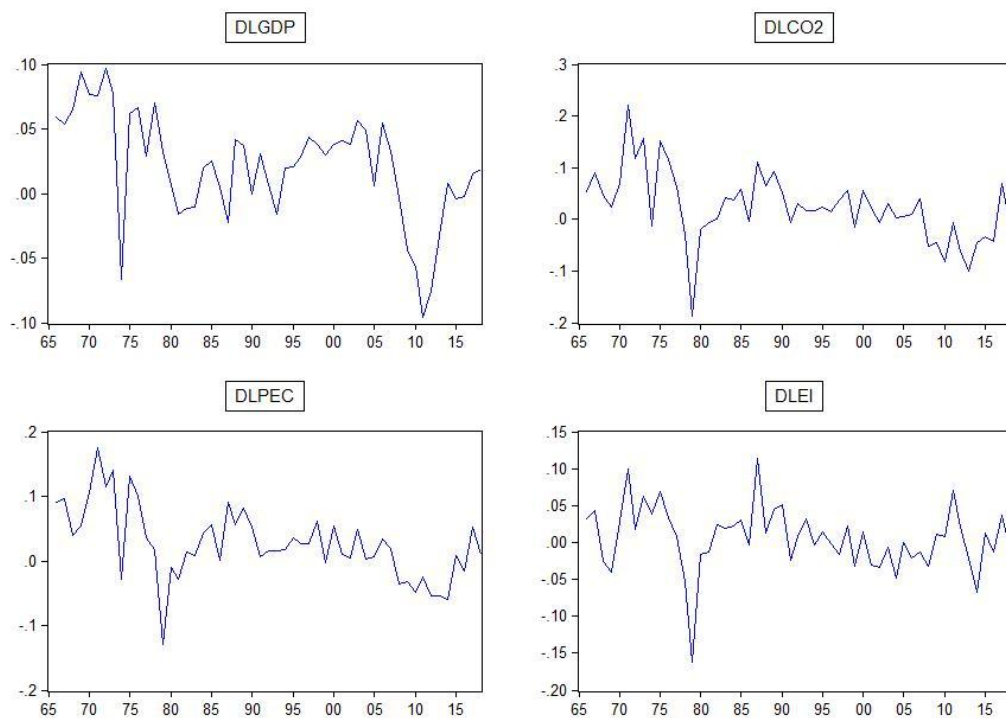
Η κατεύθυνση της αιτιότητας καθορίζεται συγκρίνοντας το ελάχιστο  $FPE(m,n)$ , που προκύπτει από την (3), και το ελάχιστο  $FPE(m,0)$  από την (2). Αν το  $FPE(m,n)$  είναι μικρότερο από το  $FPE(m,0)$ , τότε λέμε ότι η  $X$  αιτιάζει την  $Y$ . Ο έλεγχος για το αν η  $Y$  αιτιάζει την  $X$  γίνεται όπως στην (1) με εξαρτημένη μεταβλητή αυτή τη φορά την  $X$ .

### 3. Δεδομένα

Παρακάτω στα **Διαγράμματα 1,2** παρουσιάζονται οι γραφικές παραστάσεις των λογαρίθμων των μεταβλητών ΑΕΠ (GDP), εκπομπές διοξειδίου του άνθρακα (CO<sub>2</sub>), πρωτογενής κατανάλωση ενέργειας (PEC) και ένταση ενέργειας (EI) σε επίπεδα (levels) και σε πρώτες διαφορές (1<sup>st</sup> differences).



Διάγραμμα 1. Γραφικές παραστάσεις επιπέδων: LGDP, LCO2, LPEC, LEI (1965-2018).



Διάγραμμα 2. Γραφικές παραστάσεις πρώτων διαφορών: DLGDP, DLCO2, DLPEC, DLEI (1965-2018).

Η εμπειρική ανάλυση βασίζεται σε ετήσια δεδομένα και αφορούν την περίοδο 1965-2018. Είναι σημαντικό να αναφερθεί ότι δεν έχουν αντληθεί από τις ίδιες πηγές με το paper του οποίου το θέμα επανεξετάζουμε, οπότε ίσως υπάρξουν αποκλίσεις από τα συμπεράσματα των συγγραφέων για την περίοδο 1977-2007 που μελέτησαν. Συγκεκριμένα:

- Το ΑΕΠ (GDP) της Ελλάδας μετριέται σε δισεκατομμύρια δολάρια του 2010 (Billion \$2010) και αντλήθηκε από την ιστοσελίδα της Παγκόσμιας Τράπεζας (WorldBank).
- Οι εκπομπές διοξειδίου του άνθρακα (CO<sub>2</sub>) μετριούνται σε μετρικούς τόνους διοξειδίου του άνθρακα (MtCO<sub>2</sub>) και προέρχονται από την BP. Περιλαμβάνουν εκπομπές που προκύπτουν από την κατανάλωση πετρελαίου, αερίου και άνθρακα.
- Η κατανάλωση πρωτογενούς ενέργειας (PEC) αντλήθηκε και αυτή από την BP και μετράται σε εκατομμύρια τόνους ισοδύναμου πετρελαίου (Mtoe). Περιλαμβάνει την κατανάλωση εμπορεύσιμων καυσίμων.
- Η ένταση της ενέργειας προκύπτει από τον λόγο PEC/GDP κάθε χρονιάς.

Στη μελέτη τα δεδομένα χρησιμοποιούνται στους λογαρίθμους τους, κάτι που βοηθάει στην μέτρηση της ποσοστιαίας μεταβολής της κάθε μεταβλητής και μειώνει την διακύμανση των δεδομένων. Στον **Πίνακα 1** παρουσιάζονται οι περιγραφικές στατιστικές των λογαρίθμων των μεταβλητών. Μας ενδιαφέρει να ελέγξουμε αν οι μεταβλητές μας ακολουθούν την κανονική κατανομή  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ . Αυτό μας το δείχνει η τιμή του στατιστικού των Jarque-Bera (1980) το οποίο ακολουθεί την κατανομή  $\chi^2$  με 2 βαθμούς ελευθερίας. Η μηδενική υπόθεση  $H_0$  είναι ότι η μεταβλητή ακολουθεί την κανονική κατανομή και απορρίπτεται όταν  $JB > \chi^2_{5,991}$  σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Παρατηρούμε ότι για 5% η μηδενική υπόθεση δεν απορρίπτεται για τις LGDP και LEI, ενώ απορρίπτεται για τις LCO<sub>2</sub> και LPEC. Έτσι, μόνο οι δύο πρώτες μεταβλητές ακολουθούν την κανονική κατανομή.

**Πίνακας 1. Περιγραφικές Στατιστικές.**

	LGDP	LCO <sub>2</sub>	LPEC	LEI
Mean	5.287120	4.214208	3.071201	-2.215919
Median	5.312470	4.339509	3.235008	-2.189241
Maximum	5.805318	4.741714	3.600645	-2.033891
Minimum	4.420626	3.114047	1.915405	-2.505221
Std. Dev.	0.343621	0.437310	0.444571	0.132805
Skewness	-0.721370	-1.011569	-1.002754	-0.584519
Kurtosis	3.074585	3.201559	3.188801	2.373253
Jarque-Bera	4.695890	9.300860	9.129852	3.958790
Probability	0.095565	0.009557	0.010411	0.138153
Sum	285.5045	227.5673	165.8449	-119.6596
Sum Sq. Dev.	6.257989	10.13574	10.47511	0.934768
Observations	54	54	54	54

Στον **πίνακα 2** έχουμε τις συσχετίσεις μεταξύ των χρονοσειρών στις λογαριθμικές τους τιμές. Παρατηρείται ότι οι συσχετίσεις είναι υψηλές, κοντά στη μονάδα και στατιστικά σημαντικές. Αυτό υποδηλώνει την ύπαρξη σχέσεων στις μεταβλητές ανά δύο, ωστόσο δεν συνεπάγεται απαραίτητα και αιτιότητα.

**Πίνακας 2. Συσχετίσεις χρονοσειρών.**

Correlation (Probability)	LGDP	LCO2	LPEC	LEI
LGDP	1.000000 -----			
LCO2	0.952895 (0.0000)	1.000000 -----		
LPEC	0.975629 (0.0000)	0.992700 (0.0000)	1.000000 -----	
LEI	0.678556 (0.0000)	0.857583 (0.0000)	0.823200 (0.0000)	1.000000 -----

Σημείωση: Σε παρενθέσεις τα probabilities.

Έπειτα, γίνεται έλεγχος για αυτοσυσχέτιση των σειρών. Δηλαδή, έλεγχος για ανεξάρτητη κατανομή των στοιχείων τους. Χρησιμοποιούμε το στατιστικό των Ljung-Box,  $LB \sim \chi_k^2$  (όπου  $k$  είναι ο αριθμός των υστερήσεων) με μηδενική υπόθεση ότι τα δεδομένα της κάθε χρονοσειράς είναι ανεξάρτητα κατανομημένα ( $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$ ), έναντι της εναλλακτικής ότι αυτά συσχετίζονται (ένα τουλάχιστον  $\rho_i \neq 0$ ). Ελέγχουμε για αυτοσυσχέτιση έως και 20 υστερήσεις. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν  $Q\text{-stat} > \chi_k^2$ . Παρατηρείται πως για κάθε μια χρονοσειρά απορρίπτεται η  $H_0$ , για κάθε υστέρηση. **Πίνακες 3α, 3β, 3γ, 3δ.**

**Πίνακας 3α. Αποτελέσματα ελέγχου Ljung-Box για LGDP.**

Autocorrelation	Partial Correlation	lags	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *****	.  *****	1	0.926	0.926	48.933	0.000
.  *****	.  .	2	0.849	-0.062	90.830	0.000
.  *****	.  .	3	0.770	-0.052	125.98	0.000
.  *****	.  .	4	0.691	-0.047	154.84	0.000
.  ****	.  .	5	0.619	0.004	178.47	0.000
.  ****	.  .	6	0.554	0.003	197.78	0.000
.  ****	.  .	7	0.493	-0.012	213.45	0.000
.  ***	.  .	8	0.440	0.007	226.20	0.000
.  ***	.  .	9	0.393	-0.000	236.57	0.000
.  **	.  * .	10	0.332	-0.133	244.12	0.000
.  **	.  .	11	0.275	-0.002	249.46	0.000
.  **	.  .	12	0.228	0.023	253.20	0.000
.  *	.  .	13	0.184	-0.006	255.70	0.000
.  *	.  .	14	0.151	0.031	257.43	0.000
.  *	.  .	15	0.124	-0.000	258.63	0.000
.  *	.  .	16	0.100	-0.010	259.42	0.000
.  .	.  .	17	0.073	-0.044	259.86	0.000
.  .	.  .	18	0.046	-0.035	260.03	0.000
.  .	.  .	19	0.016	-0.024	260.06	0.000
.  .	.  .	20	-0.013	-0.018	260.07	0.000



Πίνακας 3β. Αποτελέσματα ελέγχου Ljung-Box για LCO2.

Autocorrelation	Partial Correlation	lags	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *****	.  *****	1	0.927	0.927	48.982	0.000
.  *****	. * .	2	0.845	-0.095	90.511	0.000
.  *****	.  .	3	0.763	-0.046	125.02	0.000
.  *****	.  .	4	0.678	-0.063	152.86	0.000
.  *****	. * .	5	0.589	-0.087	174.24	0.000
.  *****	.  .	6	0.498	-0.061	189.86	0.000
.  ***	.  * .	7	0.428	0.092	201.64	0.000
.  ***	.  .	8	0.370	0.026	210.65	0.000
.  **	.  * .	9	0.332	0.091	218.07	0.000
.  **	. * .	10	0.292	-0.069	223.92	0.000
.  **	.  .	11	0.266	0.060	228.89	0.000
.  **	.  .	12	0.251	0.022	233.42	0.000
.  **	.  .	13	0.240	0.012	237.68	0.000
.  **	.  .	14	0.224	-0.052	241.48	0.000
.  *.	. * .	15	0.183	-0.175	244.08	0.000
.  *.	.  .	16	0.137	-0.063	245.57	0.000
.  *.	.  .	17	0.086	-0.045	246.18	0.000
.  .	.  .	18	0.030	-0.056	246.26	0.000
.  .	.  .	19	-0.024	0.025	246.31	0.000
. * .	.  .	20	-0.076	-0.018	246.82	0.000

Συμπεραίνουμε ότι υπάρχει αυτοσυσχέτιση στις τιμές κάθε χρονοσειράς και έτσι μπορούν να προβλεφθούν οι τρέχουσες τιμές της κάθε μιας με βάση τις παρελθοντικές της.

Πίνακας 3γ. Αποτελέσματα ελέγχου Ljung-Box για LPEC.

Autocorrelation	Partial Correlation	lags	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *****	.  *****	1	0.923	0.923	48.613	0.000
.  *****	.  .	2	0.845	-0.046	90.162	0.000
.  *****	.  .	3	0.769	-0.033	125.21	0.000
.  *****	. * .	4	0.689	-0.068	153.91	0.000
.  *****	.  .	5	0.608	-0.051	176.74	0.000
.  *****	.  .	6	0.530	-0.034	194.44	0.000
.  ***	.  .	7	0.467	0.051	208.46	0.000
.  ***	.  .	8	0.413	0.020	219.67	0.000
.  ***	.  .	9	0.375	0.067	229.10	0.000
.  **	. * .	10	0.330	-0.078	236.61	0.000
.  **	.  .	11	0.299	0.049	242.89	0.000
.  **	.  .	12	0.276	0.020	248.37	0.000
.  **	.  .	13	0.255	0.002	253.15	0.000
.  **	.  .	14	0.235	-0.009	257.32	0.000
.  *.	. * .	15	0.197	-0.130	260.33	0.000
.  *.	.  .	16	0.155	-0.057	262.25	0.000
.  *.	.  .	17	0.108	-0.059	263.21	0.000
.  .	.  .	18	0.059	-0.045	263.50	0.000
.  .	.  .	19	0.006	-0.034	263.50	0.000
.  .	.  .	20	-0.043	-0.019	263.66	0.000

Πίνακας 3δ. Αποτελέσματα ελέγχου Ljung-Box για LEI.

Autocorrelation	Partial Correlation	lags	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.  *****	.  *****	1	0.902	0.902	46.379	0.000
.  *****	. * .	2	0.781	-0.169	81.872	0.000
.  *****	. * .	3	0.655	-0.086	107.35	0.000
.  ****	. * .	4	0.524	-0.102	123.97	0.000
.  ***	. * .	5	0.389	-0.105	133.29	0.000
.  **	.  .	6	0.260	-0.053	137.56	0.000
.  * .	.  * .	7	0.172	0.118	139.47	0.000
.  * .	.  .	8	0.101	-0.019	140.14	0.000
.  * .	.  * .	9	0.082	0.200	140.59	0.000
.  * .	.  .	10	0.086	0.030	141.09	0.000
.  * .	.  .	11	0.108	0.040	141.91	0.000
.  * .	.  .	12	0.136	-0.011	143.26	0.000
.  * .	.  .	13	0.166	0.006	145.29	0.000
.  * .	. * .	14	0.175	-0.125	147.61	0.000
.  * .	. * .	15	0.135	-0.204	149.01	0.000
.  * .	.  .	16	0.088	0.001	149.63	0.000
.  .	.  .	17	0.028	-0.033	149.69	0.000
.  .	.  .	18	-0.030	0.048	149.77	0.000
. * .	.  .	19	-0.087	0.033	150.42	0.000
. * .	.  .	20	-0.134	0.013	152.02	0.000

#### 4. Εμπειρικό κομμάτι (έλεγχοι και αποτελέσματα)

Σε αυτό το κομμάτι εκτελείται η μεθοδολογία που προαναφέρθηκε στην παράγραφο 2. Επίσης αναλύονται τα αποτελέσματα που προκύπτουν. Χρησιμοποιούνται οι λογάριθμοι των μεταβλητών ώστε να έχουμε ποσοστιαίες μεταβολές, αλλά και για να μειωθεί η διακύμανση μεταξύ των δεδομένων.

##### 4.1. Έλεγχοι Στασιμότητας – ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας

Για τον έλεγχο της στασιμότητας χρησιμοποιήθηκαν τρία τεστ στα επίπεδα και στις πρώτες διαφορές των χρονοσειρών. Πιο συγκεκριμένα ο έλεγχος ADF (1979) δείχνει ότι στα επίπεδα των τριών μεταβλητών η μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται, οπότε είναι μη στάσιμες διαδικασίες. Ωστόσο, ελέγχοντας τις πρώτες διαφορές προκύπτει ότι αυτές δεν έχουν μοναδιαία ρίζα. Συνεπώς, ο έλεγχος ADF (1979) δείχνει ότι οι μεταβλητές του υποδείγματος είναι I(1) σε επίπεδο σημαντικότητας 5%, δηλαδή ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, **πίνακας 4α**. Ο έλεγχος με το τεστ των Phillips-Perron (1988) δείχνει και αυτός να μην απορρίπτει την ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας στα επίπεδα, αλλά παίρνοντας τις πρώτες διαφορές των μεταβλητών επιτυγχάνεται στασιμότητα. Έτσι, και πάλι καταλήγουμε στο γεγονός ότι οι σειρές είναι I(1) για 5% επίπεδο σημαντικότητας, **πίνακας 4β**. Τέλος, το τεστ των KPSS (1992) που υποθέτει στασιμότητα οδηγεί στο ίδιο συμπέρασμα με τα προηγούμενα 2, εκτός από τις περιπτώσεις που υποθέτουμε μόνο ύπαρξη σταθεράς στη σειρά LCO2, **πίνακας 4γ**. Οπότε σε γενικές γραμμές και από τα τρία τεστ φαίνεται ότι οι σειρές είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, I(1). Παρ' όλα αυτά τα συμβατικά τεστ στασιμότητας,

όπως αυτά που χρησιμοποιήθηκαν, δεν λαμβάνουν υπ' όψιν πιθανές διαρθρωτικές αλλαγές και έτσι λειτουργούν μεροληπτικά ως προς την αποδοχή της ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας.

Πίνακας 4α. ADF τεστ μοναδιαίας ρίζας.

	LCO2	LGDP	LEI
<u>Επίπεδα</u>			
Σταθερά	0.0481** (1)	0.0815*** (1)	0.1800 (1)
Σταθερά & τάση	0.8324 (1)	0.5314 (1)	0.5531 (1)
Καμία	0.9137 (1)	0.9413 (1)	0.2301 (0)
<u>1<sup>εξ</sup> διαφορές</u>			
Σταθερά	0.0014* (0)	0.0099* (0)	0.0000* (0)
Σταθερά & τάση	0.0006* (0)	0.0116** (0)	0.0003* (0)
Καμία	0.0001* (0)	0.0018* (0)	0.0000* (0)

Σημείωση: Mac Kinnon (1996) one sided p-values. Σε παρένθεση ο αριθμός των υστερήσεων που επιλέγονται από το SIC. H<sub>0</sub>: υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Απόρριψη για \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%.

Πίνακας 4β. PP τεστ μοναδιαίας ρίζας.

	LCO2	LGDP	LEI
<u>Επίπεδα</u>			
Σταθερά	0.0306**	0.0219**	0.1748
Σταθερά & τάση	0.9089	0.7167	0.6215
Καμία	0.9461	0.9829	0.2981
<u>1<sup>εξ</sup> διαφορές</u>			
Σταθερά	0.0020*	0.0098*	0.0000*
Σταθερά & τάση	0.0006*	0.0092*	0.0003*
Καμία	0.0002*	0.0022*	0.0000*

Σημείωση: Mac Kinnon (1996) one sided p-values. H<sub>0</sub>: υπάρχει μοναδιαία ρίζα. Απόρριψη για \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%.

Πίνακας 4γ. KPSS τεστ στασιμότητας.

	LCO2	LGDP	LEI
<u>Επίπεδα</u>			
Σταθερά	0.783650*	0.880749*	0.530465**
Σταθερά & τάση	0.204863**	0.153567**	0.172599**
<u>1<sup>st</sup> dif</u>			
Σταθερά	0.534304**	0.426097***	0.197180
Σταθερά & τάση	0.054368	0.075452	0.045706
		<u>c</u>	<u>c+t</u>
Ασυμπτωτικές	1%	0.739	0.216
κριτικές τιμές	5%	0.463	0.146
	10%	0.347	0.119

Σημείωση: LM stats, KPSS (1992, Table 1) asymptotic critical values. H<sub>0</sub>: η σειρά είναι στάσιμη. Απόρριψη για \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%.

Για ισχυρότερα συμπεράσματα σχετικά με την ύπαρξη ή όχι μοναδιαίας ρίζας εκτελείται και το τεστ των Zivot-Andrews (1992). Το τεστ αυτό εξετάζει αν μια σειρά έχει μοναδιαία ρίζα επιτρέποντας για διαρθρωτική μεταβολή στα δεδομένα, πράγμα το οποίο τα συμβατικά τεστ μοναδιαίας ρίζας δεν κάνουν. Τα μοντέλα στα οποία υλοποιείται ο έλεγχος είναι τρία. Το πρώτο μοντέλο (A) περιλαμβάνει μετατόπιση της σταθεράς, το δεύτερο (B) αλλαγή στην κλίση ενώ το τρίτο (C) επιτρέπει αλλαγή και στις δύο προηγούμενες περιπτώσεις. Ο **πίνακας 4δ** περιέχει τα αποτελέσματα του τεστ Zivot-Andrews (1992). Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται αν οι τιμές του t-stat είναι μικρότερες από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές. Οι κριτικές τιμές βρίσκονται στη δημοσίευση των Zivot και Andrews (1992) στους πίνακες 2,3 και 4.

**Πίνακας 4δ. Αποτελέσματα Zivot-Andrews.**

Μεταβλητή	Μοντέλο A (σταθερά)			Μοντέλο B (τάση)			Μοντέλο C (σταθερά και τάση)		
	$t_{\min}$ -stat	lags	Ημερομηνία μεταβολής	$t_{\min}$ -stat	Lags	Ημερομηνία μεταβολής	$t_{\min}$ -stat	lags	Ημερομηνία μεταβολής
LCO2	-3.01	1	2008	-3.04	1	2002	-3.05	1	2002
LEI	-3.36	1	1987	-3.10	1	1994	-3.71	1	1987
LGDP	-4.14	1	2009	-3.46	1	2007	-3.63	1	2003
DLCO2	-5.61*	0	1977	-5.27*	0	1980	-5.73*	0	1983
DLEI	-5.63*	0	1977	-5.38*	0	1980	-5.78*	0	1982
DLGDP	-4.57	0	1994	-4.29***	0	1981	-5.20**	0	2009
			<u>Κριτικές τιμές</u>	1%	5%	10%			
			Μοντέλο A	-5.34	-4.93	-4.58			
			Μοντέλο B	-4.80	-4.42	-4.11			
			Μοντέλο C	-5.57	-5.08	-4.82			

Σημείωση: Απόρριψη της  $H_0$ : ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας με break για: \*1%, \*\*5%, \*\*\*10%.

Συμπεραίνουμε από τα αποτελέσματα του **πίνακα 4δ** ότι σε κάθε ένα από τα τρία μοντέλα οι σειρές LCO2 και LEI έχουν μοναδιαία ρίζα στα επίπεδα τους, ενώ αν πάρουμε τις πρώτες διαφορές τους όχι. Αυτό υποδηλώνει πως οι δύο σειρές είναι I(1) και μάλιστα σε επίπεδο σημαντικότητας 1%. Για τη σειρά του ΑΕΠ ισχύει παρόμοια ότι περιέχει μοναδιαία ρίζα στα επίπεδα της και στα τρία μοντέλα για επίπεδο σημαντικότητας 1%. Ωστόσο δεν μπορούμε να την χαρακτηρίσουμε με σιγουριά I(1) καθώς στις πρώτες διαφορές της η μηδενική υπόθεση περί ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας δεν απορρίπτεται για πιθανή μετατόπιση της σταθεράς, ενώ στις περιπτώσεις μεταβολής της τάσης ή μεταβολής και στη σταθερά και στην τάση η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας 10% και 5% αντίστοιχα. Οι περισσότερες ημερομηνίες που συμβαίνουν οι μεταβολές έχουν υπόσταση. Για παράδειγμα οι πετρελαϊκές και ενεργειακές κρίσεις του 1973 και 1979, το κραχ του ελληνικού Χρηματιστηρίου το 2000 και βέβαια η μεγάλη παγκόσμια οικονομική κρίση του 2007-2009 που ουσιαστικά ισοπέδωσε την Ελλάδα.

## 4.2. Συνολοκλήρωση

Από τους ελέγχους για μοναδιαία ρίζα-στασιμότητα προέκυψε ότι οι σειρές είναι I(1). Επόμενο βήμα είναι ο έλεγχος συνολοκλήρωσης της τριάδας LCO2-LEI-LGDP. Αρχικά, πρέπει να αποφασίσουμε για τον αριθμό των υστερήσεων που θα χρησιμοποιηθούν για την μετέπειτα ανάλυση. Σύμφωνα με το κριτήριο του Akaike (AIC) και επειδή τα δεδομένα είναι ετήσια, λαμβάνουμε 2 υστερήσεις σαν τον κατάλληλο αριθμό, **πίνακας 5**.

**Πίνακας 5. Κριτήρια επιλογής υστερήσεων για LCO2-LEI-LGDP.**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	125.3207	NA	1.66e-06	-4.796891	-4.683254	-4.753467
1	324.4471	367.0173	9.59e-10	-12.25283	-11.79828*	-12.07913
2	339.6031	26.15156*	7.56e-10*	-12.49424*	-11.69878	-12.19027*
3	345.6423	9.710016	8.58e-10	-12.37813	-11.24176	-11.94389

\* Προτεινόμενος αριθμός υστερήσεων για LCO2-LEI-LGDP.

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

Πλέον μπορεί να χρησιμοποιηθεί το τεστ συνολοκλήρωσης του Johansen. **Στον πίνακα 6** με τα αποτελέσματα του ελέγχου, παρατηρείται ότι η μηδενική υπόθεση για καμία εξίσωση συνολοκλήρωσης των μεταβλητών δεν απορρίπτεται ούτε με το trace statistic ούτε με το max-eigenvalue statistic, σε επίπεδο σημαντικότητας 5%. Συνεπώς, από το Johansen cointegration test δεν προκύπτει συνολοκλήρωση για τις τρεις χρονοσειρές που μελετάμε. Ωστόσο, για περαιτέρω έλεγχο στο θέμα της συνολοκλήρωσης εφαρμόζεται και το ARDL Bounds Test. Επιτρέποντας στο λογισμικό EViews 9 να επιλέξει το μέγιστο 2 υστερήσεις για κάθε μεταβλητή με βάση το AIC και υποθέτοντας ύπαρξη σταθεράς στα δεδομένα, το ARDL Bounds Test για συνολοκλήρωση οδήγησε στα αποτελέσματα του **πίνακα 7**. Η μηδενική υπόθεση του τεστ είναι απουσία μακροχρόνιας σχέσης μεταξύ των σειρών. Η τιμή του F-stat δεν υπερβαίνει σε καμία περίπτωση την τιμή του κατώτατου ορίου I0, επομένως δεν απορρίπτεται η  $H_0$ . Το συμπέρασμα από το ARDL Bounds Test συμφωνεί με αυτό του Johansen, οπότε δεν λαμβάνουμε υπ' όψιν κάποια μακροχρόνια σχέση των σειρών στο τεστ αιτιότητας κατά Granger που θα γίνει παρακάτω.

**Πίνακας 6. Johansen Cointegration Test για LCO2-LEI-LGDP.**

$H_0$ : αριθμός εξισώσεων συνολοκλήρωσης	Ιδιοτιμή	Trace Statistic	5% Critical value	Max-eigen statistic	5% Critical value
Καμία	0.214750	20.75388	29.79707	12.32942	21.13162
Το πολύ 1	0.134172	8.424464	15.49471	7.347492	14.26460
Το πολύ 2	0.020896	1.076972	3.841466	1.076972	3.841466

Σημείωση: Υποθέσαμε γραμμική προσδιοριστική τάση. Η  $H_0$  απορρίπτεται αν η τιμή statistic > critical value.

Πίνακας 7. ARDL μοντέλα και Bounds Test.

Εξαρτημένη	Ανεξάρτητες	Επιλεγόμενο ARDL μοντέλο	Bounds test F-stat
LCO2	LEI, LGDP	(2,2,2)	0.472759
LEI	LGDP, LCO2	(2,2,2)	1.216799
LGDP	LCO2, LEI	(2,2,2)	1.889324
		<u>10 bound</u>	<u>11 bound</u>
Κριτικές τιμές	10%	3.17	4.14
	5%	3.79	4.85
	1%	5.15	6.36

Σημείωση: μέγιστος αριθμός υστερήσεων 2 και επιλογή με βάση το AIC. Υπόθεση για ύπαρξη σταθεράς στα δεδομένα.  
 $H_0$ : όχι συνολοκλήρωση.

### 4.3. Έλεγχοι Αιτιότητας

Σε αυτό το κομμάτι θα εκτελεστούν τρεις διαφορετικοί έλεγχοι για αιτιότητα μεταξύ των LCO2-LEI-LGDP. Ο πρώτος και πιο γνωστός είναι ο πολυμεταβλητός έλεγχος κατά Granger (1969) σε VAR, ο δεύτερος είναι το τεστ αιτιότητας των Toda-Yamamoto (1995) επίσης σε ένα VAR και τέλος το διμεταβλητό τεστ αιτιότητας με τη μέθοδο του Hsiao (1981) βασισμένο σε AR.

#### 4.3.1. Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger

Όσον αφορά τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger (1969) διενεργείται σε ένα VAR των μεταβλητών. Τα τεστ συνολοκλήρωσης που προηγήθηκαν έδειξαν απουσία μακροχρόνιας σχέσης, οπότε ο έλεγχος Granger θα εκτελεστεί σε ένα VAR στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών. Δεν χρειάζεται να εκτιμηθεί Vector Error Correction Model. Αυτό που πρέπει να αποφασιστεί είναι η τάξη του VAR των πρώτων διαφορών. Για την περίπτωση των DLCO2-DLEI-DLGDP όπως φαίνεται στον [πίνακα 8](#) επιλέγεται μία υστέρηση σύμφωνα με το κριτήριο AIC, άρα έχουμε VAR(1).

Πίνακας 8. Κριτήρια επιλογής υστερήσεων για DLCO2-DLEI-DLGDP.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	299.5814	NA	1.11e-09	-12.10536	-11.98954*	-12.06142
1	317.0246	32.03859*	7.87e-10*	-12.44998*	-11.98668	-12.27421*
2	322.3525	9.133469	9.19e-10	-12.30010	-11.48932	-11.99249
3	326.4371	6.502098	1.14e-09	-12.09948	-10.94122	-11.66003
4	333.6398	10.58352	1.25e-09	-12.02611	-10.52038	-11.45484

\* Προτεινόμενος αριθμός υστερήσεων για DLCO2-DLEI-DLGDP.

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

Όπως φαίνεται στον **πίνακα 9**, στην περίπτωση των LCO2-LEI-LGDP καμία μεταβλητή δεν αιτιάζει κατά Granger κάποια άλλη, ακόμα και αν υποθέσουμε 10% επίπεδο σημαντικότητας. Έτσι, με το τεστ αιτιότητας του Granger στο VAR(1) δεν φαίνεται κάποια σχέση αιτιότητας σε καμία περίπτωση. Οι μεταβλητές μας λέμε ότι είναι ανεξάρτητες.

**Πίνακας 9. Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger: LCO2-LEI-LGDP.**

Στήλη Εξαρτημένης μεταβλητής	DLCO2	DLEI	DLGDP
DLCO2	-	0.2804	0.1687
DLEI	0.8298	-	0.7401
DLGDP	0.6451	0.9858	-

Σημείωση: Οι τιμές αφορούν τα probs του  $\chi^2$  (Wald) test για 1 β.ε.  $H_0$ : όχι αιτιότητα κατά Granger.

Για να εξασφαλιστεί η εγκυρότητα του VAR(1) μοντέλου στο οποίο εκτελέστηκε ο έλεγχος Granger γίνονται κάποιοι διαγνωστικοί έλεγχοι. Οι ρίζες του χαρακτηριστικού πολυωνύμου (Lutkepohl, 1991) βρίσκονται όλες εντός του μοναδιαίου κύκλου οπότε το VAR ικανοποιεί τη συνθήκη σταθερότητας. Έπειτα γίνονται έλεγχοι για τα κατάλοιπα του VAR. Το LM τεστ αυτοσυσχέτισης (Johansen, 1995, p. 22) για lags=1,...,10 απορρίπτει την μηδενική υπόθεση περί μη ύπαρξης αυτοσυσχέτισης σε επίπεδο σημαντικότητας 5% μόνο για τις 5 υστερήσεις. Δεν φαίνεται δηλαδή να υπάρχει πρόβλημα αυτοσυσχέτισης των καταλοίπων. Επίσης, ο έλεγχος για κανονική κατανομή των καταλοίπων των VAR με τη μέθοδο ορθογωνιοποίησης κατά Cholesky (Lutkepohl, 1991) απορρίπτει την  $H_0$ : κανονική κατανομή καταλοίπων για 1%. Αυτό ίσως οφείλεται στο μικρό αριθμό παρατηρήσεων ή κάποια διαρθρωτική μεταβολή που έχει επέλθει στα δεδομένα. Τέλος, σύμφωνα με τα αποτελέσματα του White τεστ (1980) για ομοσκεδαστικότητα προκύπτει απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης σε επίπεδο σημαντικότητας 1% στο VAR των LCO2-LEI-LGDP, γεγονός που σημαίνει ότι δεν μπορώ να εμπιστευτώ τα τυπικά σφάλματα των παλινδρομητών. Συμπεραίνουμε ότι οι διαγνωστικοί έλεγχοι στο αυτοπαλίνδρομο διάνυσμα δεν δίνουν ενθαρρυντικά στοιχεία για την αξιοπιστία του είτε λάθος εξειδίκευσης των μοντέλων (υστερήσεις κτλ), είτε διαρθρωτικών αλλαγών που πρέπει να εξεταστούν και να ληφθούν υπ' όψιν.

#### 4.3.2. Έλεγχος αιτιότητας Toda-Yamamoto

Μια διαφορετική προσέγγιση περί αιτιότητας Granger (1969) εκτελείται και αφορά τη μέθοδο των Toda Yamamoto (1995). Αρχικά, για την κατασκευή του VAR(k+d) στο οποίο γίνεται ο έλεγχος χρειάζονται δύο πράγματα: ο βέλτιστος αριθμός υστερήσεων (k) μεταξύ των επιπέδων των LCO2-LEI-LGDP καθώς και η μέγιστη τάξη ολοκλήρωσης αυτών (d). Και τα δύο είναι γνωστά από ελέγχους που έγιναν νωρίτερα (βλ. πίνακες 4α, 4β, 4γ, 5). Ο κατάλληλος αριθμός υστερήσεων έχει επιλεγεί στις δύο και η μέγιστη τάξη ολοκλήρωσης είναι η πρώτη, καθώς και οι τρεις μεταβλητές είναι



I(1). Έτσι, κατασκευάζουμε ένα VAR τρίτης τάξης στα επίπεδα των μεταβλητών. Έπειτα, σε κάθε μια από τις τρεις εξισώσεις του VAR κάνουμε Wald τεστ για απο κοινού σημαντικότητα των δύο πρώτων υστερήσεων κάθε ανεξάρτητης μεταβλητής. Απόρριψη της υπόθεσης  $\alpha_{1k}=\alpha_{2k}=0$  μεταφράζεται ως αιτιότητα. Τα αποτελέσματα του τεστ παρουσιάζονται στον **πίνακα 10**. Σύμφωνα με αυτά η μηδενική υπόθεση ότι μια μεταβλητή δεν αιτιάζει κάποια άλλη γίνεται αποδεκτή σε κάθε περίπτωση. Συμπερασματικά, καμία μεταβλητή δεν παρουσιάζει σημαντική επίδραση σε άλλη σε κανένα από τα συνηθισμένα επίπεδα σημαντικότητας. Τα αποτελέσματα συμφωνούν με το τεστ αιτιότητας κατά Granger.

**Πίνακας 10. Αποτελέσματα αιτιότητας μεθόδου Toda-Yamamoto.**

Στήλη εξαρτημένης μεταβλητής	LCO2(-1)=LCO2(-2)=0	LEI(-1)=LEI(-2)=0	LGDP(-1)=LGDP(-2)=0
LCO2	-	0.4390	0.4203
LEI	0.8448	-	0.5000
LGDP	0.9063	0.9212	-

Σημείωση: Οι τιμές αναφέρονται στα probs του  $\chi^2$  (Wald) test για 2 β.ε.

#### 4.3.3. Έλεγχος αιτιότητας με τη μέθοδο του Hsiao

Ο τρίτος και τελευταίος έλεγχος αιτιότητας γίνεται με τη μέθοδο του Hsiao (1981) ο οποίος βασίζεται στο Final Prediction Error (FPE) του Akaike (1969, 1970). Προϋποθέτει οι σειρές να είναι στάσιμες. Για αυτό το λόγο θα χρησιμοποιηθούν οι πρώτες διαφορές των LCO2, LEI, LGDP. Ο έλεγχος είναι διμεταβλητός σε αντίθεση με τους δύο προηγούμενους που περιείχαν τρεις μεταβλητές. Τα αποτελέσματα της μεθόδου του Hsiao εμφανίζονται στον **πίνακα 11**. Η μοναδική περίπτωση που το  $FPE(m,n)$  είναι μικρότερο του  $FPE(m,0)$  είναι στην εξίσωση του DLGDP με ανεξάρτητη μεταβλητή το DLCO2 και δείχνει ότι οι προηγούμενες τιμές των εκπομπών διοξειδίου του άνθρακα μπορούν να βοηθήσουν στην ερμηνεία-πρόβλεψη του τρέχοντος ΑΕΠ.

**Πίνακας 11. Μέθοδος αιτιότητας κατά Hsiao.**

	m υστερήσεις εξαρτημένης	Min FPE(m,0)	n υστερήσεις ανεξάρτητης	Min FPE(m,n)	Αιτιότητα
DLCO2	2	0.003649	DLEI: 1 DLGDP: 1	0.003790 0.003776	DLEI $\rightarrow$ DLCO2 DLGDP $\rightarrow$ DLCO2
DLEI	1	0.001812	DLCO2: 1 DLGDP: 1	0.001880 0.001878	DLCO2 $\rightarrow$ DLEI DLGDP $\rightarrow$ DLEI
DLGDP	4	0.001094	DLCO2: 1 DLEI: 2	0.001093 0.001095	DLCO2 $\rightarrow$ DLGDP DLEI $\rightarrow$ DLGDP

Σημείωση: Η X αιτιάζει την Y αν  $FPE(m,n) < FPE(m,0)$ .

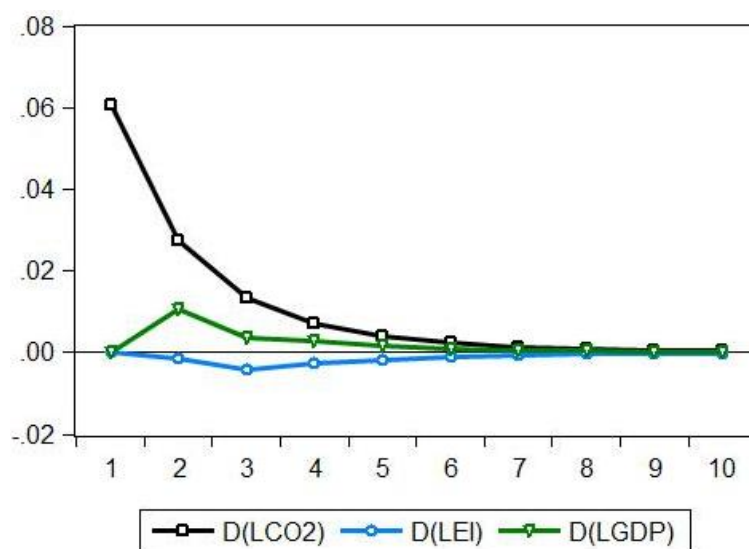


#### 4.4. Συναρτήσεις Δυναμικών Αποκρίσεων

Σε αυτό το κομμάτι εξετάζεται ποιος είναι ο αντίκτυπος πάνω στην πορεία των τριών ενδογενών μεταβλητών από μία αιφνίδια διαταραχή κατά μία τυπική απόκλιση σε κάθε μία από τις εξισώσεις του συστήματος (impulse responses), δέκα περιόδους μετά την διαταραχή. Θεωρούμε το VAR(1) στις πρώτες διαφορές των μεταβλητών που εξετάσαμε στην ενότητα 4.3.1, το οποίο πληροί τη συνθήκη σταθερότητας. Για την ορθογωνοποίηση των λαθών εφαρμόστηκε η ανάλυση του Cholesky (Hamilton, 1994) στην τριάδα DLCO<sub>2</sub>, DLEI, DLGDP.

Πίνακας 12α. Αποκρίσεις του DLCO<sub>2</sub>.

<u>Διαταραχή στην εξίσωση του:</u>			
Περίοδος	D(LCO <sub>2</sub> )	D(LEI)	D(LGDP)
1	0.060613	0.000000	0.000000
2	0.027473	-0.001412	0.010676
3	0.013499	-0.004031	0.003625
4	0.007318	-0.002681	0.003021
5	0.004156	-0.001911	0.001624
6	0.002446	-0.001193	0.001052
7	0.001463	-0.000752	0.000625
8	0.000883	-0.000462	0.000386
9	0.000536	-0.000284	0.000234
10	0.000326	-0.000173	0.000143



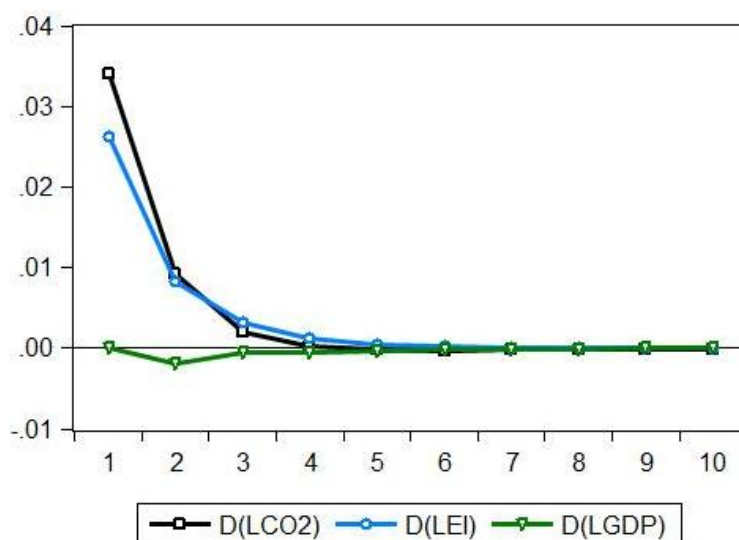
Διάγραμμα 3α. Γραφική αναπαράσταση αποκρίσεων του DLCO<sub>2</sub>.

Ξεκινάμε από τις αποκρίσεις του διοξειδίου του άνθρακα από μια διαταραχή στη δική του εξίσωση που φαίνονται στον [πίνακα 12α](#) και γραφικά στην [διάγραμμα 3α](#). Παρατηρούμε πως αυτή η διαταραχή (μαύρη γραμμή, [διάγραμμα 3α](#)) δίνει ώθηση κατά την πρώτη περίοδο στο CO<sub>2</sub> αλλά στις επόμενες περιόδους αυτή φθίνει έως ότου στην 8<sup>η</sup> να έχει σχεδόν μηδενιστεί. Μια διαταραχή ίδιου μεγέθους στην εξίσωση της έντασης της ενέργειας (μπλε γραμμή, [διάγραμμα 3α](#)) επιφέρει αρχικά μια μικρή μείωση

στο διοξείδιο του άνθρακα η οποία διατηρείται με αύξουσα όμως πορεία έως τη 10<sup>η</sup> περίοδο. Το αντίθετο φαίνεται να συμβαίνει στο CO<sub>2</sub> για κάποια διαταραχή στην εξίσωση του ΑΕΠ (πράσινη γραμμή, [διάγραμμα 3α](#)).

**Πίνακας 12β. Αποκρίσεις του DLEI.**

<u>Διαταραχή στην εξίσωση του:</u>			
Περίοδος	D(LCO <sub>2</sub> )	D(LEI)	D(LGDP)
1	0.034025	0.026296	0.000000
2	0.009168	0.008207	-0.001825
3	0.002082	0.003093	-0.000546
4	0.000172	0.001159	-0.000469
5	-0.000229	0.000520	-0.000242
6	-0.000244	0.000249	-0.000158
7	-0.000180	0.000134	-9.29E-05
8	-0.000120	7.54E-05	-5.74E-05
9	-7.60E-05	4.42E-05	-3.47E-05
10	-4.73E-05	2.64E-05	-2.12E-05



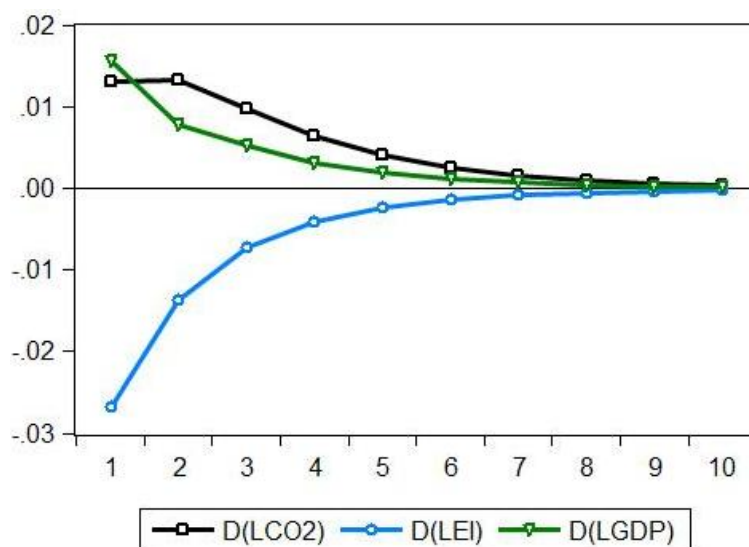
**Διάγραμμα 3β. Γραφική αναπαράσταση αποκρίσεων του DLEI.**

Όσον αφορά τις αποκρίσεις της έντασης της ενέργειας σε διαταραχές κατά 1 τυπική απόκλιση στην εξίσωση των εκπομπών του CO<sub>2</sub>, κατά την πρώτη περίοδο παρατηρείται μεγάλη αύξηση στις τιμές της η οποία φθίνει έως ότου σταματήσει τελείως η επίδραση μετά την 4<sup>η</sup> περίοδο (μαύρη γραμμή, [διάγραμμα 3β](#)). Ένα σοκ στην ίδια της την εξίσωση θα επιφέρει μικρότερη αύξηση κατά τις πρώτες περιόδους σε σχέση με αυτή της εξίσωσης του CO<sub>2</sub>. Μετά την 2<sup>η</sup> περίοδο φαίνεται το μοτίβο των αποκρίσεων της έντασης της ενέργειας να ακολουθεί αυτό των αποκρίσεων σε διαταραχή του CO<sub>2</sub> (μπλε γραμμή, [διάγραμμα 3β](#)). Τέλος, μια διαταραχή στην εξίσωση του GDP (πράσινη γραμμή, [διάγραμμα 3β](#)) επιφέρει μικρή μείωση στην ένταση της ενέργειας βραχυχρόνια, καθώς από την 3<sup>η</sup> περίοδο και έπειτα επανέρχεται στο μακροχρόνιο επίπεδό της. Οι τιμές των αποκρίσεων της έντασης ενέργειας παρουσιάζονται στον [πίνακα 12β](#).

Η μελέτη των αποκρίσεων κλείνει με την περίπτωση του ελληνικού ΑΕΠ, **πίνακας 12γ** και **διάγραμμα 3γ**. Πιθανή καινοτομία στην εξίσωση του CO<sub>2</sub> δίνει μικρή ώθηση στις πρώτες περιόδους η οποία μειώνεται με αργό ρυθμό μετά την δεύτερη περίοδο (μαύρη γραμμή, **διάγραμμα 3γ**). Λίγο μεγαλύτερη φαίνεται να είναι η ώθηση της πρώτης περιόδου από διαταραχή στην εξίσωση του ΑΕΠ που όμως μειώνεται με μεγαλύτερο ρυθμό από ότι στην πριν (πράσινη γραμμή, **διάγραμμα 3γ**). Η απόκριση του ΑΕΠ σε καινοτομία στην εξίσωση της έντασης της ενέργειας διακρίνεται για την μεγάλη μείωση που του προκαλεί αυτή κατά την πρώτη περίοδο, που όπως φαίνεται παραμένει σε αρνητικές τιμές και αυξάνεται μέχρι την σταδιακή επάνοδο στο μακροχρόνιο επίπεδο του περίπου την περίοδο 8.

**Πίνακας 12γ. Αποκρίσεις του DLGDP.**

Διατάραξη στην εξίσωση του:			
Περίοδος	D(LCO <sub>2</sub> )	D(LEI)	D(LGDP)
1	0.012997	-0.026841	0.015584
2	0.013312	-0.013734	0.007884
3	0.009825	-0.007158	0.005221
4	0.006503	-0.004101	0.003059
5	0.004126	-0.002388	0.001896
6	0.002565	-0.001430	0.001147
7	0.001579	-0.000862	0.000701
8	0.000967	-0.000523	0.000427
9	0.000591	-0.000318	0.000260
10	0.000361	-0.000193	0.000159



**Διάγραμμα 3γ. Γραφική αναπαράσταση αποκρίσεων του DLGDP.**

Σε κάθε περίπτωση παρατηρείται ότι μετά από κάποια περίοδο οι επιδράσεις των διαταραχών σχεδόν μηδενίζονται και αυτό συμβαίνει διότι το VAR(1) στο οποίο ανήκουν οι μεταβλητές χαρακτηρίζεται από ευστάθεια.

#### 4.5. Ανάλυση Διακύμανσης (Λαθών Πρόβλεψης)

Κλείνοντας το εμπειρικό κομμάτι της εργασίας παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της ανάλυσης της διακύμανσης των λαθών πρόβλεψης (Variance Decomposition). Αναλύοντας τη διακύμανση των λαθών πρόβλεψης σε συνιστώσες μπορεί κανείς να υπολογίσει πόσο συνεισφέρει καθένα από τα ορθογωνοποιημένα λάθη στο MSE της πρόβλεψης (Hamilton, 1994). Όπως και η προηγούμενη μέθοδος των αποκρίσεων έτσι και αυτή εξαρτάται από τη σειρά με την οποία εισάγουμε τις μεταβλητές στο VAR. Η ανάλυση της διακύμανσης από 1 μέχρι 10 περιόδους μπροστά κάθε ενδογενούς μεταβλητής θα γίνει στο ήδη υπάρχον VAR(1) της ενότητας 4.3.1. Τα αποτελέσματα είναι στους **πίνακες 13α,β,γ**.

**Πίνακας 13α. Ανάλυση διακύμανσης DLCO2.**

Περίοδος	Τυπικό σφάλμα	D(LCO2)	D(LEI)	D(LGDP)
1	0.060613	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.067414	97.44834	0.043853	2.507804
3	0.068966	96.94397	0.383563	2.672462
4	0.069471	96.65011	0.526990	2.822902
5	0.069640	96.53670	0.599744	2.863555
6	0.069701	96.49070	0.627999	2.881301
7	0.069723	96.47328	0.639226	2.887493
8	0.069731	96.46667	0.643456	2.889872
9	0.069735	96.46420	0.645054	2.890745
10	0.069736	96.46328	0.645650	2.891072

**Πίνακας 13β. Ανάλυση διακύμανσης DLEI.**

Περίοδος	Τυπικό σφάλμα	D(LCO2)	D(LEI)	D(LGDP)
1	0.043002	62.60499	37.39501	0.000000
2	0.044765	61.96498	37.86878	0.166240
3	0.044923	61.74388	38.07628	0.179839
4	0.044941	61.69667	38.11274	0.190595
5	0.044945	61.68760	38.11893	0.193468
6	0.044947	61.68606	38.11925	0.194688
7	0.044948	61.68587	38.11902	0.195109
8	0.044948	61.68587	38.11886	0.195270
9	0.044948	61.68588	38.11879	0.195329
10	0.044948	61.68589	38.11876	0.195351

**Πίνακας 13γ. Ανάλυση διακύμανσης DLGDP.**

Περίοδος	Τυπικό σφάλμα	D(LCO2)	D(LEI)	D(LGDP)
1	0.033649	14.91994	63.62947	21.45060
2	0.039500	22.18474	58.26501	19.55024
3	0.041656	25.50967	55.34101	19.14932
4	0.042470	26.88588	54.17273	18.94138
5	0.042779	27.42953	53.70509	18.86538
6	0.042895	27.63884	53.52620	18.83496
7	0.042938	27.71817	53.45826	18.82356
8	0.042955	27.74798	53.43277	18.81925
9	0.042961	27.75912	53.42324	18.81764
10	0.042963	27.76327	53.41969	18.81704

Ο **πίνακας 13α** δείχνει την ανάλυση της διακύμανσης των λαθών πρόβλεψης του DLCO<sub>2</sub> στο ποσοστό που έχει προκληθεί από μια διαταραχή στην ίδια τη μεταβλητή και σε εκείνο που προέρχεται από διαταραχή στις άλλες. Αυτό που παρατηρείται είναι πως σχεδόν όλο το ποσοστό της μεταβλητότητας του DLCO<sub>2</sub> εξηγείται από διαταραχή της ίδιας της μεταβλητής, καθώς μέχρι και τη δέκατη περίοδο είναι σταθερά 96%, ενώ μόλις το 3% περίπου εξηγείται από διαταραχή του DLGDP. Αντίστοιχα, στην περίπτωση της έντασης της ενέργειας (**πίνακας 13β**) το 61-62% των μελλοντικών αλλαγών οφείλεται σε αλλαγές του διοξειδίου του άνθρακα και το υπόλοιπο 38% σε μεταβολές της ίδιας της μεταβλητής. Αμελητέα μπορεί να χαρακτηριστεί η επίδραση της σειράς DLGDP. Τέλος, περίπου το 19% της διακύμανσης των λαθών πρόβλεψης του ΑΕΠ οφείλεται σε διαταραχές του, το 28% σε διαταραχές του διοξειδίου του άνθρακα και το 53% στην ένταση της ενέργειας (**πίνακας 13γ**).

## 5. Συμπεράσματα

Αυτή η έρευνα πραγματοποιήθηκε με σκοπό να εξεταστούν πιθανές σχέσεις αιτιότητας μεταξύ τριών μεταβλητών ενδιαφέροντος: του ΑΕΠ (GDP), των εκπομπών διοξειδίου του άνθρακα (CO<sub>2</sub>) και της έντασης της ενέργειας (EI) που αφορούν την Ελλάδα για το διάστημα 1965-2018. Βάση αποτέλεσε η δημοσίευση των Hatzigeorgiou et. al. (2010) για την Ελλάδα μεταξύ 1977-2007. Κατά τη διάρκεια εκτέλεσης της έρευνας χρησιμοποιήθηκαν οικονομετρικές μέθοδοι. Αρχικά, εξετάστηκε η στασιμότητα των τριών μεταβλητών με τα τεστ ADF, Phillips-Perron, KPSS και Zivot-Andrews να συμφωνούν πως είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης. Όντας I(1), ελέγχθηκε με τα τεστ του Johansen και το ARDL bounds test αν αυτές συνολοκληρώνονται, κάτι το οποίο δεν συνέβη. Έτσι ακολούθησε ο έλεγχος για (βραχυχρόνια) αιτιότητα κατά Granger σε ένα VAR(2) στις πρώτες διαφορές των σειρών. Ο κλασικός έλεγχος κατά Granger απορρίπτει το ενδεχόμενο ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ GDP, CO<sub>2</sub>, και EI. Γι' αυτό το λόγο εκτελέστηκαν δύο επιπλέον τεστ αιτιότητας. Το τεστ των Toda-Yamamoto και το τεστ του Hsiao. Τα αποτελέσματα του πρώτου δεν διέφεραν από αυτά του τεστ αιτιότητας κατά Granger, ενώ το τεστ του Hsiao υποστήριξε πως υπάρχει αιτιότητα από το CO<sub>2</sub> προς το GDP. Τέλος, έγινε ανάλυση της διακύμανσης των τριών σειρών στο VAR(2) που είχε κατασκευαστεί, με την μεταβλητότητα της έντασης της ενέργειας να εξαρτάται σημαντικά από κάποια διαταραχή των εκπομπών του διοξειδίου του άνθρακα καθώς και η μεταβλητότητα του ΑΕΠ εξαρτάται σημαντικά από τις διαταραχές και των τριών χρονοσειρών της έρευνας.

Δυστυχώς τα αποτελέσματα της παραπάνω έρευνας δεν συμφωνούν με αυτά της έρευνας-βάσης των Hatzigeorgiou et. al. (2010) οι οποίοι κάνουν λόγο για βραχυχρόνια αιτιότητα από το GDP στο CO<sub>2</sub>, από το EI στο CO<sub>2</sub> και για μακροχρόνια αιτιότητα από το GDP προς το CO<sub>2</sub> και EI καθώς επίσης αμφίδρομη μεταξύ CO<sub>2</sub> και EI. Επιπλέον, τα αποτελέσματα δεν συνάδουν και με αυτά παρόμοιων ερευνών που αφορούσαν την Ελλάδα, με μόνη διαφορά πως αντί της έντασης της ενέργειας χρησιμοποιήθηκε η

κατανάλωση ενέργειας σαν μεταβλητή ενδιαφέροντος, στα οποία βρέθηκε αιτιότητα από την κατανάλωση ενέργειας προς το ΑΕΠ. (Hondroyiannis et. al. (2002), Tsani (2010), Dergiades et. al. (2013).

Επομένως, λόγω μη συμφωνίας αποτελεσμάτων με άλλες έρευνες καθώς επίσης και της περιορισμένης δυνατότητας εξαγωγής συμπερασμάτων δε μπορούν να προταθούν πολιτικές που μπορεί να ακολουθήσει η Ελλάδα προκειμένου να συνδυάσει αποτελεσματικά στο μέλλον το ΑΕΠ, τις εκπομπές διοξειδίου του άνθρακα και την ένταση της ενέργειας. Για ασφαλέστερα συμπεράσματα προτείνονται διορθώσεις-βελτιώσεις των μοντέλων, που λόγω της φύσης της εργασίας δεν πραγματοποιήθηκαν, οι οποίες αφορούν την επιλογή διαφορετικού αριθμού υστερήσεων στις παλινδρομήσεις, την εισαγωγή μεταβλητών υψωμένες σε δύναμη αλλά και να ληφθούν υπ' όψιν στα υποδείγματα οι διαρθρωτικές αλλαγές στα δεδομένα των χρονοσειρών λόγω των κρίσεων.

## Βιβλιογραφία

- Acaravci, A., & Ozturk, I. (2010). On the relationship between energy consumption, CO2 emissions and economic growth in Europe. *Energy*, 35(12), 5412-5420.
- Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the institute of Statistical Mathematics*, 21(1), 243-247.
- Akaike, H. (1970). Statistical predictor identification. *Annals of the institute of Statistical Mathematics*, 22(1), 203-217.
- Akaike, H. (1998). Autoregressive model fitting for control. In *Selected Papers of Hirotugu Akaike* (pp. 153-170). Springer, New York, NY.
- Alam, M. J., Begum, I. A., Buysse, J., Rahman, S., & Van Huylenbroeck, G. (2011). Dynamic modeling of causal relationship between energy consumption, CO2 emissions and economic growth in India. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(6), 3243-3251.
- Alam, M. J., Begum, I. A., Buysse, J., & Van Huylenbroeck, G. (2012). Energy consumption, carbon emissions and economic growth nexus in Bangladesh: Cointegration and dynamic causality analysis. *Energy policy*, 45, 217-225.
- Altinay, G., & Karagol, E. (2004). Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey. *Energy Economics*, 26(6), 985-994.
- Ang, J. B. (2007). CO2 emissions, energy consumption, and output in France. *Energy policy*, 35(10), 4772-4778.
- Azam, M., Khan, A. Q., Zafeiriou, E., & Arabatzis, G. (2016). Socio-economic determinants of energy consumption: An empirical survey for Greece. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 57, 1556-1567.
- Chang, C. C. (2010). A multivariate causality test of carbon dioxide emissions, energy consumption and economic growth in China. *Applied Energy*, 87(11), 3533-3537.
- Chontanawat, J., Hunt, L. C., & Pierse, R. (2008). Does energy consumption cause economic growth?: Evidence from a systematic study of over 100 countries. *Journal of policy modeling*, 30(2), 209-220.
- Dergiades, T., Martinopoulos, G., & Tsoulfidis, L. (2013). Energy consumption and economic growth: Parametric and non-parametric causality testing for the case of Greece. *Energy economics*, 36, 686-697.
- Diakoulaki, D., Mavrotas, G., Orkopoulos, D., & Papayannakis, L. (2006). A bottom-up decomposition analysis of energy-related CO2 emissions in Greece. *Energy*, 31(14), 2638-2651.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Fuller, W. A. (2009). *Introduction to statistical time series* (Vol. 428). John Wiley & Sons.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.

- Granger, C. W., Newbold, P., & Econometrics, J. (1974). Spurious regressions in econometrics. Baltagi, Badi H. *A Companion of Theoretical Econometrics*, 557-61.
- Granger, C. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of economics and statistics*, 48(3), 213-228.
- Granger, C. W. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of econometrics*, 39(1-2), 199-211.
- Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(3), 1156-1164.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2, pp. 690-696). New Jersey: Princeton.
- Hatzigeorgiou, E., Polatidis, H., & Haralambopoulos, D. (2008). CO2 emissions in Greece for 1990–2002: a decomposition analysis and comparison of results using the Arithmetic Mean Divisia Index and Logarithmic Mean Divisia Index techniques. *Energy*, 33(3), 492-499.
- Hatzigeorgiou, E., Polatidis, H., & Haralambopoulos, D. (2010). Energy CO2 emissions for 1990–2020: a decomposition analysis for EU-25 and Greece. *Energy Sources, Part A: Recovery, Utilization, and Environmental Effects*, 32(20), 1908-1917.
- Hatzigeorgiou, E., Polatidis, H., & Haralambopoulos, D. (2011). CO2 emissions, GDP and energy intensity: a multivariate cointegration and causality analysis for Greece, 1977–2007. *Applied Energy*, 88(4), 1377-1385.
- Hondroyannis, G., Lolos, S., & Papapetrou, E. (2002). Energy consumption and economic growth: assessing the evidence from Greece. *Energy economics*, 24(4), 319-336.
- Hsiao, C. (1981). Autoregressive modelling and money-income causality detection. *Journal of Monetary economics*, 7(1), 85-106.
- Hwang, D. B., & Gum, B. (1991). The causal relationship between energy and GNP: the case of Taiwan. *The Journal of Energy and Development*, 219-226.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, 6(3), 255-259.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press on Demand.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. *The Journal of Energy and Development*, 401-403.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297-303.



- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of applied Econometrics*, 14(5), 563-577.
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2010). CO2 emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(9), 3220-3225.
- Pantula, S. G., Gonzalez-Farias, G., & Fuller, W. A. (1994). A comparison of unit-root test criteria. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4), 449-459.
- Pao, H. T., & Tsai, C. M. (2010). CO2 emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries. *Energy policy*, 38(12), 7850-7860.
- Pao, H. T., & Tsai, C. M. (2011). Modeling and forecasting the CO2 emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil. *Energy*, 36(5), 2450-2458.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, 31, 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Roinioti, A., & Koroneos, C. (2017). The decomposition of CO2 emissions from energy use in Greece before and during the economic crisis and their decoupling from economic growth. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 76, 448-459.
- Sargan, J. D. (1964). Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology. *Econometric analysis for national economic planning*, 16, 25-54.
- Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 113-144.
- Soytas, U., Sari, R., & Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(3-4), 482-489.
- Soytas, U., & Sari, R. (2009). Energy consumption, economic growth, and carbon emissions: challenges faced by an EU candidate member. *Ecological economics*, 68(6), 1667-1675.
- Statistical Review of World Energy | Energy economics | Home. BP global. (2019). Retrieved 26 August 2019, from <https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1988). Testing for common trends. *Journal of the American statistical Association*, 83(404), 1097-1107.
- Thornton, D. L., & Batten, D. S. (1985). Lag-length selection and tests of Granger causality between money and income. *Journal of Money, credit and Banking*, 17(2), 164-178.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tsani, S. Z. (2010). Energy consumption and economic growth: A causality analysis for Greece. *Energy Economics*, 32(3), 582-590.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 817-838.

World Development Indicators | DataBank. Databank.worldbank.org. (2019). Retrieved 26 August 2019, from <https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=world-development-indicators>.

Yule, G. U. (1926). Why do we sometimes get nonsense-correlations between Time-Series? a study in sampling and the nature of time-series. *Journal of the royal statistical society*, 89(1), 1-63.

Zapata, H. O., & Rambaldi, A. N. (1997). Monte Carlo evidence on cointegration and causation. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 59(2), 285-298.

Zhang, X. P., & Cheng, X. M. (2009). Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in China. *Ecological Economics*, 68(10), 2706-2712.

Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 20(1), 25-44.

Δημέλη, Σ. (2002). Σύγχρονες μέθοδοι ανάλυσης χρονολογικών σειρών. εκδόσεις Κριτική.

Κάτος, Α. (2004). Οικονομετρία, Θεωρία και εφαρμογές. Θεσσαλονίκη, Ζυγός.

Χρήστου, Γ. (2002). Εισαγωγή στην οικονομετρία. Εκδόσεις Δαρδανός OE/Gutenberg, Αθήνα.