

ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΕΙΡΑΙΩΣ



**ΤΜΗΜΑ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ
ΚΑΙ ΑΣΦΑΛΙΣΤΙΚΗΣ ΕΠΙΣΤΗΜΗΣ**

**ΜΕΤΑΠΤΥΧΙΑΚΟ ΠΡΟΓΡΑΜΜΑ ΣΠΟΥΔΩΝ
ΣΤΗΝ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ**

**ΜΕΛΕΤΗ ΚΑΙ ΕΚΤΙΜΗΣΗ
ΠΟΛΥΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ
ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΩΝ ΣΤΗΝ ΑΝΑΛΥΣΗ
ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ**

Ηλίας Θ. Κυρίος

Διπλωματική Εργασία
υποβληθείσα στο Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής
Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς ως μέρος των
απαιτήσεων για την απόκτηση του Μεταπτυχιακού
Διπλώματος Ειδίκευσης στην Εφαρμοσμένη Στατιστική

Πειραιάς
Δεκέμβριος 2010

Η παρούσα Διπλωματική Εργασία εγκρίθηκε ομόφωνα από την Τριμελή Εξεταστική Επιτροπή που ορίστηκε από τη ΓΣΕΣ του Τμήματος Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς στην υπ' αριθμ. συνεδρίαση του σύμφωνα με τον Εσωτερικό Κανονισμό Λειτουργίας του Προγράμματος Μεταπτυχιακών Σπουδών στην Εφαρμοσμένη Στατιστική.

Τα μέλη της Επιτροπής ήταν:

- Καθ. Αγιακλόγλου Χρήστος (Επιβλέπων)
- Καθ. Κούτρας Μάρκος
- Επικ. Καθ. Πιτσέλης Γεώργιος

Η έγκριση της Διπλωματικής Εργασίας από το Τμήμα Στατιστικής και Ασφαλιστικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς δεν υποδηλώνει αποδοχή των γνώμων του συγγραφέα.

UNIVERSITY OF PIRAEUS



**DEPARTMENT OF STATISTICS
AND INSURANCE SCIENCE**

**POSTGRADUATE PROGRAM IN
APPLIED STATISTICS**

**STUDY AND ESTIMATION
MULTIVARIATE MODELS
ON TIME SERIES ANALYSIS**

By

Ilias T. Kyrios

MSc Dissertation
submitted to the Department of Statistics and Insurance
Science of the University of Piraeus in partial fulfilment of
the requirements for the degree of Master of Science
in Applied Statistics

Piraeus, Greece

December 2010

РАНЕКЪМО ТЕПАА

Ευχαριστίες

Στο σημείο αυτό θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον κ. Χρήστο Αγιακλόγλου Καθηγητή του Τμήματος Οικονομικής Επιστήμης του Πανεπιστημίου Πειραιώς για την αμέριστη βοήθεια του και καθοδήγηση του, καθ' όλη τη διάρκεια εκπόνησης της Διπλωματικής Εργασίας. Επίσης, θα ήθελα να ευχαριστήσω και όλους τους Καθηγητές του Μεταπτυχιακού Προγράμματος Εφαρμοσμένης Στατιστικής καθώς και την οικογένεια μου.

РАНЕКЪМО ТЕПАА

Περίληψη

Η εργασία αυτή έχει ως αντικείμενο μελέτης την σχέση μεταξύ του πληθωρισμού και της τιμής του πετρελαίου σε επιλεγμένες χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης. Αρχικά, πραγματοποιείται ο έλεγχος ύπαρξης αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών. Για τον προσδιορισμό της αιτιώδους σχέσης εφαρμόζεται το κριτήριο αιτιότητας κατά Granger. Στη μοντελοποίηση της επίδρασης της τιμής του πετρελαίου στον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Δ.Τ.Κ), χρησιμοποιούνται τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR). Τα αποτελέσματα λαμβάνονται με τη βοήθεια των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Functions) που δείχνουν ότι ο Δ.Τ.Κ αντιδρά στις διαταραχές της τιμής του πετρελαίου.

Χρησιμοποιώντας, μηνιαίες παρατηρήσεις του Δ.Τ.Κ για τις χώρες Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Αγγλία και Ολλανδία και της τιμής του πετρελαίου (τύπος Brent), για το χρονικό διάστημα 2005-2009, προέκυψε ότι η τιμή του πετρελαίου επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ για όλες τις χώρες πλην της Ολλανδίας.

РАНЕКЪМО ТЕПАА

Abstract

The study examines the relationship between inflation and oil prices in selected countries of European Union. Firstly, the causality test between these two variables is taking place. For the determination of causal relationships is applied the Granger causality test. Modeling the impact of oil prices in Consumer Price Index (CPI) obtained with the help of Impulse Response Function, showing that CPI react to shocks in oil price.

Using monthly observations of CPI for Greece, German, Italy, Spain, Portugal, France, United Kingdom, Netherland and oil price (Brent), for the period 2005-2009, this study concludes that the price of oil affects the CPI, all major countries except the Netherlands.

РАНЕКЪМО ПЕРПАА

Περιεχόμενα

Κατάλογος Πινάκων	xiv
Κατάλογος Διαγραμμάτων	xvi
Κατάλογος Συντομογραφιών	xix
1. Βασικές έννοιες στην ανάλυση χρονοσειρών	
1.1 Εισαγωγή.....	1
1.2 Στασιμότητα.....	2
1.3 Στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών.....	3
1.4 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	9
1.5 Ανάλυση συνολοκλήρωσης.....	11
1.6 Διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών.....	15
1.7 Αιτιότητα κατά Granger.....	18
1.8 Ανακεφαλαίωση.....	22
2. Δυναμικά πολυμεταβλητά υποδείγματα	
2.1 Εισαγωγή.....	23
2.2 Διάνυσμα αυτοπαλινδρομήσεων.....	24
2.3 Συνάρτηση αιφνίδιων αντιδράσεων.....	34
2.4 Ανακεφαλαίωση.....	39
3. Σχέση πληθωρισμού και τιμής πετρελαίου	
3.1 Εισαγωγή.....	41
3.2 Θεωρητική προσέγγιση της σχέσης πληθωρισμού-τιμής πετρελαίου.....	42
3.3 Πληθωρισμός.....	44
3.4 Εξέλιξη του πληθωρισμού την περίοδο 1997-2009 σε επιλεγμένες χώρες της Ε.Ε.....	52
3.5 Πετρέλαιο.....	62
3.6 Ανακεφαλαίωση.....	73

4. Εμπειρικά αποτελέσματα

4.1 Εισαγωγή.....	75
4.2 Παρουσίαση δεδομένων.....	76
4.3 Έλεγχος μοναδιαίας ρίζας.....	78
4.4 Έλεγχος συνολοκλήρωσης.....	83
4.5 Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger.....	86
4.6 Συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.....	91
4.7 Συμπεράσματα.....	103
4.8 Ανακεφαλαίωση.....	105

Παραρτήματα

Παράρτημα Α: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOGCPI (Level).....	106
Παράρτημα Β: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOGCPI (1 st Differences).....	113
Παράρτημα Γ: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOGBRENT (Level & 1 st Differences).....	119
Παράρτημα Δ: Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης.....	121
Παράρτημα Ε: Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger.....	125
Παράρτημα ΣΤ: Αποτελέσματα συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων.....	132
Βιβλιογραφία.....	140

Κατάλογος Πινάκων

Πίνακας 3.1: Συγκεντρωτικός πίνακας του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού από το 1997 έως το 2009.....	61
Πίνακας 4.1: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOCPI (Level).....	80
Πίνακας 4.2: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOCPI (1 st Differences).....	81
Πίνακας 4.3: Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOGBRENT.....	82
Πίνακας 4.4: Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης.....	85
Πίνακας 4.5: Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger.....	89

ТАНЕЦЪМО ТЕРПАА

Κατάλογος Διαγραμμάτων

Διάγραμμα 3.1: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ελλάδα για τα έτη 1997 – 2009.....	53
Διάγραμμα 3.2: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Γερμανία για τα έτη 1997 – 2009.....	54
Διάγραμμα 3.3: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Γαλλία για τα έτη 1997 – 2009.....	55
Διάγραμμα 3.4: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Αγγλία για τα έτη 1997 – 2009.....	56
Διάγραμμα 3.5: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ισπανία για τα έτη 1997 – 2009.....	57
Διάγραμμα 3.6: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Πορτογαλία για τα έτη 1997 – 2009.....	58
Διάγραμμα 3.7: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ιταλία για τα έτη 1997 – 2009.....	59
Διάγραμμα 3.8: Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ολλανδία για τα έτη 1997 – 2009.....	60
Διάγραμμα 3.9: Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1947 έως το 1973.....	64
Διάγραμμα 3.10: Παγκόσμια αποθέματα αργού πετρελαίου.....	66
Διάγραμμα 3.11: Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1973 έως 1981.....	68
Διάγραμμα 3.12: Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1981 έως 1998.....	69
Διάγραμμα 3.13: Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1997 έως 2003.....	71
Διάγραμμα 3.14: Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 2004 έως 2007.....	72
Διάγραμμα 3.15: Εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1947 έως 2009.....	73
Διάγραμμα 4.1: Εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου στο διάστημα 2005 έως 2009.....	77

Διάγραμμα 4.2: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Γαλλίας.....	94
Διάγραμμα 4.3: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Γερμανίας.....	95
Διάγραμμα 4.4: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Ελλάδας.....	96
Διάγραμμα 4.5: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Ιταλίας.....	98
Διάγραμμα 4.6: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Ολλανδίας.....	99
Διάγραμμα 4.7: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Πορτογαλίας.....	100
Διάγραμμα 4.8: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Ισπανίας.....	101
Διάγραμμα 4.9: Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων της Αγγλίας.....	103

Κατάλογος Συντομογραφιών

Α.Ε.Π	Ακαθάριστο Εγχώριο Προϊόν
Δ.Τ.Κ	Δείκτης Τιμών Καταναλωτή
Δ.Τ.Π	Δείκτης Τιμών Παραγωγού
Ε.Ε.	Ευρωπαϊκή Ένωση
Εν. Δ.Τ.Κ	Εναρμονισμένος Δείκτης Τιμών Καταναλωτή
Η.Π.Α	Ηνωμένες Πολιτείες Αμερικής
ΟΗΕ	Οργανισμός Ηνωμένων Εθνών
ΟΠΕΚ	Οργανισμός Πετρελαιο-Εξαγωγών Κρατών
ADF	Augment Dickey-Fuller
AIC	Akaike Information Criterion
AR	Autoregressive
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Average
ARMA	Autoregressive Moving Average
DF	Dickey-Fuller
MA	Moving Average
OLS	Ordinary Least Squares
SC	Schwartz
VAR	Vector Autoregressive
VEC	Vector Error Correction
VMA	Vector Moving Average

ТАНЕЦЫ И ИГРЫ

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΒΑΣΙΚΕΣ ΕΝΝΟΙΕΣ ΣΤΗΝ ΑΝΑΛΥΣΗ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ο όρος Χρονοσειρά σημαίνει μια σειρά από παρατηρήσεις που λαμβάνονται σε ορισμένες χρονικές στιγμές ή περιόδους και ισαπέχουν μεταξύ τους. Αν με Y συμβολίζεται η μεταβλητή που μελετάται και χρησιμοποιηθεί ο δείκτης t για να δηλώσει την χρονική περίοδο που ελήφθη η τιμή αυτή, τότε η ακολουθία των τιμών αυτών αποτελεί ένα δείγμα N παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς. Βασικό χαρακτηριστικό κάθε χρονολογικής σειράς είναι η εξάρτηση μεταξύ των διαδοχικών τιμών της. Η φύση της αλληλεξάρτησης που υπάρχει μεταξύ των παρατηρήσεων μιας σειράς είναι το αντικείμενο μελέτης και ανάλυσης του κλάδου των χρονολογικών σειρών.

Τα τρία κυριότερα στοιχεία της ανάλυσης χρονοσειρών είναι η περιγραφή, η επεξήγηση και η πρόβλεψη των εξαρτημένων μεταβλητών. Η περιγραφή επιτυγχάνεται με τη βοήθεια διαφόρων γραφημάτων, η επεξήγηση χρησιμοποιώντας κάποια μορφή μοντέλα για να ερευνηθούν οι μηχανισμοί δημιουργίας της χρονοσειράς και η πρόβλεψη περιλαμβάνει τη χρησιμοποίηση ενός μοντέλου για να προβλεφθούν οι μελλοντικές τιμές της σειράς. Τέλος, η ανάλυση χρονοσειρών χωρίζεται σε τρεις κύριες κατηγορίες όπως φαίνονται παρακάτω:

- Στις μεθόδους εξομάλυνσης
- Στις μεθόδους διάσπασης των χρονοσειρών
- Στην ανάλυση κατά Box-Jenkins ή ανάλυση ARIMA

Οι δύο πρώτες μέθοδοι είναι αιτιοκρατικές σε αντίθεση με την τελευταία η οποία είναι στοχαστική.

Στο κεφάλαιο αυτό θα εξεταστούν κάποιες βασικές έννοιες που χρειάζονται στην ανάλυση των χρονολογικών σειρών. Πρώτα, θα οριστεί η έννοια της στασιμότητας στις χρονολογικές σειρές και θα ακολουθήσει ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (έλεγχος στασιμότητας). Έπειτα, παρουσιάζονται τα σημαντικότερα στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών (υποδείγματα ARMA) καθώς και η μεθοδολογία των Box-Jenkins που χρησιμοποιείται όταν

οι σειρές δεν είναι στάσιμες. Κατόπιν, θα αναλυθεί η έννοια της συνολοκλήρωσης την οποία επίσης συνοδεύει και η μεθοδολογία της (έλεγχος συνολοκλήρωσης). Τέλος, θα γίνει αναφορά στο υπόδειγμα διόρθωσης λαθών και στην θεωρία της αιτιότητας κατά Granger όπως την ανέπτυξαν οι Engle και Granger (1969).

1.2 ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ

Οι χρονολογικές σειρές διακρίνονται σε στάσιμες (stationary) και μη στάσιμες (non-stationary) σειρές. Αν τα χαρακτηριστικά της στοχαστικής διαδικασίας μεταβάλλονται διαχρονικά, τότε η διαδικασία αυτή είναι μη στάσιμη και είναι πολύ δύσκολο να παρατηρηθεί η χρονολογική σειρά με κάποιο αλγεβρικό υπόδειγμα. Αν όμως η στοχαστική διαδικασία παραμένει σε ισορροπία γύρω από ένα σταθερό μέσο επίπεδο, τότε μπορεί η διαδικασία να αναλυθεί μέσω ενός υποδείγματος με σταθερούς συντελεστές που μπορούν να εκτιμηθούν με βάση τα ιστορικά δεδομένα.

Μια στοχαστική διαδικασία είναι αυστηρώς στάσιμη (strictly stationary) όταν οι ιδιότητες της δεν επηρεάζονται από μια αλλαγή στην αρχή μέτρησης του χρόνου. Αυτό σημαίνει ότι η συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο t , δηλαδή η $f(y_t, y_{t+1}, \dots, y_{t+T})$ είναι ακριβώς η ίδια με τη συνδυασμένη συνάρτηση πιθανότητας με αρχή το χρονικό σημείο $t+k$, την $f(y_{t+k}, y_{t+1+k}, \dots, y_{t+T+k})$. Το k παριστάνει μια αυθαίρετη μετακίνηση κατά μήκος του άξονα του χρόνου είτε προς τα εμπρός είτε προς τα πίσω, δηλαδή μπορεί να είναι είτε θετικό είτε αρνητικό. Οπότε, από τη στιγμή που δεν μεταβάλλεται η συνάρτηση πιθανότητας με το χρόνο, δεν θα μεταβάλλεται ούτε η περιθωριακή συνάρτηση πιθανότητας και το ίδιο θα ισχύει και για όλες τις διμεταβλητές συναρτήσεις πιθανότητας. Όλα αυτά συνεπάγονται ότι ο μέσος και η διακύμανση του δεν μεταβάλλονται με μια αλλαγή του χρόνου, ενώ οι συνδιακυμάνσεις θα είναι συναρτήσεις μόνο της υστέρησης k . Επομένως, θα δίνονται από τους τύπους:

$$E(Y_1) = E(Y_2) = \dots = E(Y_T) = E(Y_t) = \mu$$

$$V(Y_1) = V(Y_2) = \dots = V(Y_T) = V(Y_t) = \sigma^2$$

$$\text{Cov}(Y_1, Y_{1+k}) = \text{Cov}(Y_2, Y_{2+k}) = \dots = \text{Cov}(Y_T, Y_{T+k}) = \gamma_k$$

Ο αυστηρός ορισμός της στασιμότητας αναφέρεται σε όλες τις ιδιότητες μιας στοχαστικής διαδικασίας, γι' αυτό όταν ικανοποιούνται μόνο οι παραπάνω συνθήκες, η στοχαστική διαδικασία χαρακτηρίζεται ως ασθενώς στάσιμη (weakly stationary). Για την περαιτέρω ανάλυση, θα είναι αρκετό μια χρονολογική σειρά να είναι ασθενώς στάσιμη. Δηλαδή, αρκεί να ισχύουν τα εξής:

$$E(Y_t) = \mu, \text{ ανεξάρτητη από το } t$$

$$V(Y_t) = \sigma^2, \text{ ανεξάρτητη από το } t$$

$$Cov(Y_t, Y_{t+k}) = Cov(Y_{t+m}, Y_{t+m+k}) = \gamma_k, \text{ ανεξάρτητη από το } t$$

Αν μια χρονολογική σειρά είναι στάσιμη, τότε έχει σταθερή κατανομή πυκνότητας πιθανότητας $f(y_t)$ για κάθε t και επομένως μια εκτίμηση του μέσου μ_y και της διακύμανσης σ_y^2 μπορεί να ληφθεί χρησιμοποιώντας το μέσο και τη διακύμανση αντίστοιχα του δείγματος των παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς, δηλαδή:

$$\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N y_t \quad \text{και} \quad \sigma_y^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (y_t - \bar{y})^2$$

Τέλος, ο καθορισμός της χρονοσειράς ως στάσιμης ή ως μη-στάσιμης έχει καθοριστικό ρόλο ακόμα και σε προβλήματα που αφορούν την ανάλυση της παλινδρόμησης. Για τις στάσιμες χρονοσειρές, δηλαδή για τις χρονοσειρές που τα χαρακτηριστικά τους παραμένουν αμετάβλητα διαχρονικώς, τα πράγματα είναι σχετικά εύκολα ως προς την ανάλυση τους, ενώ αντίθετα για τις μη-στάσιμες χρονοσειρές, οι οποίες δεν συγκλίνουν σε μία σταθερή τιμή, τα πράγματα δυσκολεύουν αρκετά, αφού δεν μπορούν εύκολα να αναλυθούν και να προσδιοριστεί ο τρόπος δημιουργίας των τιμών τους.

1.3 ΣΤΟΧΑΣΤΙΚΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ ΧΡΟΝΟΣΕΙΡΩΝ

Στα στοχαστικά υποδείγματα χρονοσειρών ο τυχαίος παράγοντας αποτελεί το μηχανισμό μέσα από τον οποίο δημιουργείται η χρονολογική σειρά. Το απλούστερο δυνατό

σχήμα χρονολογικής σειράς είναι αυτό της τυχαίας μεταβλητής ή αλλιώς του ονομαζόμενου λευκού θορύβου (white noise).

Λευκός θόρυβος

Μια σειρά χαρακτηρίζεται ως λευκός θόρυβος αν στην ουσία δεν έχει κανένα ευκρινές σχήμα ή πρότυπο. Αν μια σειρά, έστω ε_t , λέγεται ότι είναι λευκός θόρυβος αν έχει σταθερό μέσο όρο (συνήθως μηδέν), σταθερή διακύμανση και οι τιμές της δεν αυτοσυσχετίζονται. Πιο συγκεκριμένα, η υπόθεση του λευκού θορύβου συνεπάγεται για όλα τα t τα εξής:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$Var(\varepsilon_t) = \sigma^2$$

$$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0 \text{ για } k \neq 0$$

Μια τέτοια σειρά είναι πάντα στάσιμη και επιπλέον έχει μηδενικούς συντελεστές αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης.

Βασικές κατηγορίες στοχαστικών υποδειγμάτων

Γενικά, υπάρχουν τρεις βασικές κατηγορίες στοχαστικών υποδειγμάτων χρονοσειρών. Αυτές είναι:

- Τα Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα ή Υποδείγματα AR (Autoregressive Models)
- Τα Υποδείγματα Κινητών Μέσων ή Υποδείγματα MA (Moving Average Models)
- Τα Μεικτά Υποδείγματα ή Υποδείγματα ARMA (Autoregressive Moving Average Models) που είναι συνδυασμός των δύο προηγούμενων.

Στη συνέχεια, θα εξεταστούν κάθε μία από αυτές τις τρεις κατηγορίες υποδειγμάτων χρονολογικών σειρών.

- **Αυτοπαλίνδρομα Υποδείγματα**

Η γενική μορφή ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείματος είναι η εξής:

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

όπου οι παράμετροι $\delta, \alpha_1, \dots, \alpha_p$ είναι σταθερές και ε_t μετρά τα τυχαία σφάλματα, τα οποία θεωρούνται λευκός θόρυβος, δηλαδή ανεξάρτητες τυχαίες μεταβλητές με μέσο όρο το μηδέν και σταθερή διακύμανση. Πρόκειται για ένα υπόδειγμα παλινδρόμησης, όπου η εξαρτημένη μεταβλητή Y_t δεν παλινδρομεί σε ανεξάρτητες μεταβλητές, αλλά στις προηγούμενες τιμές της ίδιας της μεταβλητής Y_t . Για αυτό και ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (Autoregressive model) τάξεως p και συμβολίζεται ως $AR(p)$. Η γενική μορφή ενός αυτοπαλίνδρομου υποδείματος μπορεί να εκφραστεί και με βάση τον τελεστή υστέρησης L ως εξής:

$$(1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p) y_t = \varepsilon_t$$

όπου:

το y_t εκφράζεται σε αποκλίσεις από τους μέσους δηλαδή:

$$y_t = Y_t - E(Y_t) = Y_t - \mu = Y_t - \delta / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_p),$$

ο τελεστής παλινδρόμησης L μετατοπίζει προς τα πίσω την μεταβλητή που πολλαπλασιάζει δηλαδή είναι:

$$L' Y_t = Y_{t-p}$$

και $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_p L^p$ είναι το πολυώνυμο μέσω του οποίου προκύπτουν τα συμπεράσματα για ένα $AR(p)$ υπόδειγμα. Πιο συγκεκριμένα οι συνθήκες στασιμότητας για το $AR(p)$ υπόδειγμα προσδιορίζονται από τις ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης του $A(L)$:

$$X^p - \alpha_1 X^{p-1} - \dots - \alpha_p = 0 \quad (1.1)$$

Έτσι, για να είναι στάσιμο ένα $AR(p)$ υπόδειγμα θα πρέπει οι ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης (1.1) να είναι όλες μικρότερες της μονάδας σε απόλυτες τιμές ή αλλιώς να βρίσκονται όλες μέσα στον μοναδιαίο κύκλο.

- **Υποδείγματα Κινητού Μέσου**

Η γενική μορφή ενός υποδείγματος κινητών μέσων είναι η εξής:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

όπου τα θ είναι σταθεροί παράμετροι και ε_t είναι ο λευκός θόρυβος. Στο υπόδειγμα αυτό θεωρείται ότι η χρονολογική σειρά Y_t δημιουργείται ως ένας σταθμικός μέσος των τυχαίων σφαλμάτων των q προηγούμενων περιόδων και ονομάζεται υπόδειγμα κινητών μέσων (Moving Average) τάξεως q συμβολιζόμενο ως $MA(q)$. Κάθε υπόδειγμα MA πεπερασμένης τάξεως q είναι πάντα στάσιμο διότι πληρούνται όλες οι συνθήκες στασιμότητας που αφορούν τον σταθερό μέσο, την διακύμανση και την αυτοσυνδιακύμανση, οι οποίες είναι πεπερασμένες και ανεξάρτητες του t . Συχνά χρειάζεται να εκφραστεί μια MA διαδικασία σε αυτοπαλίνδρομη μορφή. Αυτό όμως δεν είναι πάντα εφικτό εκτός και αν πληρούνται οι αναγκαίες συνθήκες αντίστοιχες με αυτές που απαιτήθηκαν στα AR υποδείγματα προκειμένου να ικανοποιείται η υπόθεση της στασιμότητας. Αν πληρούνται αυτές οι συνθήκες τότε το MA υπόδειγμα είναι αντιστρέψιμο που σημαίνει ότι μπορεί να μετατραπεί σε AR υπόδειγμα άπειρης τάξεως. Αντίστοιχα ισχύει ότι ένα AR υπόδειγμα είναι αντιστρέψιμο αν μπορεί να λάβει τη μορφή ενός MA υποδείγματος άπειρης τάξεως. Για την αντιστρεψιμότητα ενός $MA(q)$ υποδείγματος θα πρέπει οι ρίζες της χαρακτηριστικής εξίσωσης του πολυωνύμου:

$$\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$$

να είναι όλες μέσα στο μοναδιαίο κύκλο ή αλλιώς οι ρίζες του $\Theta(L) = 0$ να βρίσκονται όλες έξω από τον μοναδιαίο κύκλο.

- **Μεικτά Υποδείγματα**

Προηγουμένως, έγινε αναφορά σε δύο πολύ σημαντικές κατηγορίες υποδειγμάτων, τα αυτοπαλίνδρομα (AR) και τα υποδείγματα κινητών μέσων (MA). Τα υποδείγματα αυτά έχουν συγκεκριμένα χαρακτηριστικά τα οποία προσδιορίζονται εξετάζοντας τις συναρτήσεις αυτοσυσχέτισης και μερικής αυτοσυσχέτισης του στατιστικού δείγματος παρατηρήσεων της χρονολογικής σειράς. Εντούτοις, υπάρχουν πολλές περιπτώσεις που τα χαρακτηριστικά αυτά δεν εμπίπτουν ούτε στην κατηγορία AR υποδειγμάτων αλλά ούτε και στα MA. Έτσι, αν τα δεδομένα μιας χρονολογικής σειράς έχουν συναρτήσεις συσχέτισης ή μερικής αυτοσυσχέτισης που δεν φαίνονται να μηδενίζονται μετά από κάποιο σημείο αλλά φθίνουν και οι δύο με αργό ρυθμό, τότε έχουμε στοιχεία και των δύο μορφών AR και MA. Στις περιπτώσεις αυτές, κατασκευάζονται υποδείγματα που περιέχουν και τα δύο παραπάνω οπότε προκύπτουν τα μεικτά υποδείγματα ARMA. Η γενική μορφή ενός ARMA (p,q) υποδείγματος ορίζεται ως εξής:

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Χρησιμοποιώντας τα πολυώνυμα των τελεστών υστέρησης ισχύει:

$$A(L)Y_t = \delta + \Theta(L)\varepsilon_t$$

με $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 \dots - \alpha_p L^p$ και $\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 \dots - \theta_q L^q$

όπου : L είναι ο τελεστής υστέρησης που έχει τη ιδιότητα $L^j Y_t = Y_{t-j}$

p, q: οι σταθερές που ορίζουν την τάξη των AR και AM αντίστοιχα

A(L): είναι το πολυώνυμο βάση του οποίου μπορούν να προκύψουν συμπεράσματα για τη στασιμότητα ενός AR υποδείγματος

Θ(L): είναι το πολυώνυμο βάση του οποίου μπορούν να προκύψουν συμπεράσματα για τη αντιστρεψιμότητα ενός MA ή AR υποδείγματος πεπερασμένης τάξεως.

Αν μια διαδικασία ARMA (p,q) είναι στάσιμη, τότε το πολυώνυμο A(L) είναι αντιστρέψιμο και άρα πολλαπλασιάζοντας με A⁻¹(L) εξασφαλίζεται μια μορφή άπειρου τάξεως:

$$Y_t = A^{-1}(L)\delta + A^{-1}(L)\Theta(L)\varepsilon_t$$

Οι ιδιότητες των ARMA υποδειγμάτων είναι ένας συνδυασμός των ιδιοτήτων των AR και MA υποδειγμάτων. Ένα ARMA(p,q) υπόδειγμα θα είναι στάσιμο αν οι ρίζες του πολυωνύμου A(L) είναι εκτός του μοναδιαίου κύκλου (συνθήκες στασιμότητας του AR τμήματος του υποδείγματος ARMA) και αντιστρέψιμο αν οι ρίζες του Θ(L) είναι εκτός του μοναδιαίου κύκλου (συνθήκες αντιστρεψιμότητας του MA τμήματος του υποδείγματος ARMA).

- **Υποδείγματα ARIMA**

Η ανάλυση που προηγήθηκε για τα AR, MA και ARMA υποδείγματα ήταν βασισμένη στην υπόθεση ότι οι χρονολογικές σειρές είναι στάσιμες. Σε πολλές περιπτώσεις όμως ιδίως στα οικονομικά οι σειρές είναι μη στάσιμες. Για τον λόγο αυτό οι Box και Jenkins προτείνουν την μετατροπή των σειρών σε στάσιμες παίρνοντας διαφορές πρώτης, δεύτερης ή και μεγαλύτερης τάξης. Εφόσον εξασφαλιστεί η στασιμότητα με τις διαφορές, τότε ακολουθεί η γνωστή ανάλυση προσαρμογής του κατάλληλου ARMA(p,q) υποδείγματος στην μετασχηματισμένη σειρά.

Έστω Y_1, Y_2, \dots, Y_n είναι οι παρατηρήσεις μιας χρονολογικής σειράς στις αρχικές τις τιμές, τότε παίρνοντας πρώτες διαφορές ισχύει:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (1-L)Y_t$$

Αν η μετασχηματισμένη σειρά ΔY_t είναι στάσιμη τότε το υπόδειγμα που προσαρμόζεται στη μετασχηματισμένη σειρά ΔY_t ονομάζεται ολοκληρωμένο πρώτης τάξεως ARMA(p,q) ή αλλιώς αυτοπαλίνδρομο ολοκληρωμένο υπόδειγμα κινητών μέσων (Autoregressive Integrated Moving Average) και συμβολίζεται ως ARIMA(p,1,q). Γενικά αν d είναι ο αριθμός των διαφορών που πρέπει να πάρει ένα ολοκληρωμένο υπόδειγμα προκειμένου να γίνει στάσιμο,

τότε το υπόδειγμα που προσαρμόζεται στην αρχική σειρά Y_t ονομάζεται αυτοπαλίνδρομο ολοκληρωμένο υπόδειγμα κινητών μέσων τάξεως (p,d,q) και συμβολίζεται ως $ARIMA(p,d,q)$.

1.4 ΈΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ

Το πρώτο και σημαντικότερο βήμα πριν την κατασκευή του οικονομετρικού υποδείματος είναι ο έλεγχος της στασιμότητας των χρονολογικών σειρών (unit-root test), δηλαδή να εξεταστεί αν αυτές περιέχουν μοναδιαίες ρίζες. Μια χρονολογική σειρά χαρακτηρίζεται ως στάσιμη όπως ήδη έχει αναφερθεί αν τα στατιστικά χαρακτηριστικά της δεν μεταβάλλονται με τον χρόνο, δηλαδή σε μια στάσιμη σειρά ο μέσος όρος, η διακύμανση και οι αυτοσυνδιακυμάνσεις των τιμών της να είναι σταθερά μεγέθη ανεξάρτητα από τον χρόνο. Αν οι χρονολογικές σειρές δεν είναι στάσιμες, οι έλεγχοι που εφαρμόζονται πολλές φορές οδηγούν σε εσφαλμένα αποτελέσματα.

Για το λόγο αυτό θα εξεταστούν αν οι χρονολογικές σειρές του υποδείματος είναι στάσιμες στα επίπεδα τους και σε περίπτωση που δεν είναι θα καθοριστεί το επίπεδο στο οποίο αυτές γίνονται στάσιμες. Η μεθοδολογία που θα χρησιμοποιηθεί είναι αυτή των Dickey Fuller {απλός έλεγχος των Dickey Fuller (DF test) και επαυξημένος έλεγχος των Dickey Fuller (ADF test)}.

- **Απλός έλεγχος των Dickey-Fuller**

Οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας (unit-root test) εφαρμόστηκαν για πρώτη φορά στο αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα $AR(1)$, δηλαδή σε ένα υπόδειγμα όπου η εξαρτημένη του μεταβλητή εξαρτάται από την τιμή που είχε η μεταβλητή αυτή μια χρονική περίοδο πριν. Συγκεκριμένα, οι Dickey και Fuller (1979) χρησιμοποίησαν τρεις διαφορετικές εξισώσεις μορφής $AR(1)$ όπως φαίνονται παρακάτω για τη διεξαγωγή των ελέγχων μοναδιαίας ρίζας.

$$y_t = ay_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

$$y_t = \delta + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

$$y_t = \delta + \gamma t + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

όπου τα κατάλοιπα ε_t είναι λευκός θόρυβος (white noise), έχουν δηλαδή μέσο όρο μηδέν, σταθερή διακύμανση και οι τιμές τους είναι ασυσχέτιστες μεταξύ τους. Η εξίσωση (1.2) χρησιμοποιείται όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι μηδέν, η εξίσωση (1.3) αναφέρεται όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι διάφορος του μηδενός και τέλος η εξίσωση (1.4) είναι για όταν ο μέσος όρος της σειράς είναι διάφορος του μηδενός και υπάρχει χρονική τάση t στη σειρά.

Και στις τρεις εξισώσεις εξετάζεται αν η τιμή του α είναι ίση με 1 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας). Σαν μηδενική υπόθεση στον απλό έλεγχο των Dickey-Fuller (DF test) έχουμε ότι η τιμή της παραμέτρου α είναι ίση με 1 (ύπαρξη μοναδιαίας ρίζας, μη στάσιμη σειρά) και σαν εναλλακτική υπόθεση ότι η τιμή α είναι μικρότερη της μονάδας (στάσιμη σειρά). Επομένως, πρέπει να ελεγχθεί ο ακόλουθος στατιστικός έλεγχος:

$$H_0: \alpha = 1$$

$$H_1: |\alpha| < 1$$

Για να γίνει αυτός ο έλεγχος οι Dickey-Fuller μέσω πειραμάτων Monte-Carlo βρήκαν μια κατάλληλη μη συμμετρική κατανομή που χρησιμοποίησαν για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης. Ο έλεγχος αυτός γίνεται με την βοήθεια της κατανομής t-Student, αλλά η σύγκριση για την αποδοχή ή όχι της μηδενικής υπόθεσης γίνεται με τις κριτικές τιμές του MacKinnon.

Για την εξίσωση (1.2) η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή τ_1 των πινάκων Dickey-Fuller. Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης για την εξίσωση (1.3) γίνεται όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή τ_2 των πινάκων Dickey-Fuller και τέλος, έχοντας την εξίσωση (1.4) απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση όταν το στατιστικό t-Student του συντελεστή είναι μικρότερο από την κριτική τιμή τ_3 των πινάκων Dickey-Fuller.

- **Ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller**

Ο απλός έλεγχος Dickey-Fuller χρησιμοποιείται στην περίπτωση όπου το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα είναι πρώτης τάξης AR(1), δεν μπορεί όμως να χρησιμοποιηθεί ο ίδιος έλεγχος όταν το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα είναι μεγαλύτερης τάξης. Έστω ότι το αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα είναι p τάξης AR(p) που είναι της μορφής:

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

Αν στο παραπάνω υπόδειγμα προστεθεί και αφαιρεθεί πρώτα ο όρος $a_p y_{t-p+1}$ και μετά ο όρος $(a_{p-1} + a_p) y_{t-p+2}$ και κ.λπ. τότε η εξίσωση (1.5) λαμβάνει την μορφή:

$$\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

όπου

$$\beta = (a_1 + a_2 + \dots + a_p) - 1$$

Ο έλεγχος ύπαρξης μοναδιαίας ρίζας τώρα βασίζεται στη μηδενική υπόθεση ότι η τιμή του β στην εξίσωση (1.6) είναι ίση με το μηδέν έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι η τιμή του β είναι μικρότερη του μηδενός. Ο έλεγχος αυτός είναι ίδιος με τον απλό έλεγχο των Dickey-Fuller και διαφέρει μόνο στο ότι η εξίσωση παλινδρόμησης έχει τώρα επαυξηθεί με τις υστερήσεις του ΔY_t , για αυτό και ο έλεγχος αυτός ονομάζεται επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller (ADF).

1.5 ΑΝΑΛΥΣΗ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Πολλές από τις χρονοσειρές ιδίως οι οικονομικές είναι μη στάσιμες καθώς οι περισσότερες σειρές μεγεθύνονται ή μειώνονται μακροχρόνια. Επομένως, για την στατιστική ανάλυση τέτοιων μη στάσιμων σειρών απαιτείται προηγουμένως η μετατροπή τους σε στάσιμες. Με την έννοια της στασιμότητας σχετίζεται και ο βαθμός ολοκλήρωσης μιας χρονολογικής σειράς. Μια σειρά λέγεται ότι είναι ολοκληρωμένη πρώτης τάξης και συμβολίζεται ως $I(1)$ αν μετατρέπεται σε στάσιμη παίρνοντας πρώτες διαφορές. Όταν μια

σειρά είναι στάσιμη στο επίπεδο της, δηλαδή $I(0)$, δεν παρουσιάζει καμία συστηματική κίνηση αλλά χαρακτηρίζεται από σταθερές διαταραχές γύρω από μια καλά καθορισμένη μέση τιμή, είναι επομένως καλά ορισμένη. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον στις χρονολογικές σειρές, παρουσιάζει ο προσδιορισμός της τάξης ολοκλήρωσης ενός γραμμικού συνδυασμού δύο ή περισσότερων χρονικών σειρών.

Πάνω στην ιδέα της ολοκλήρωσης βασίζεται η έννοια των συνολοκληρωμένων διαδικασιών. Ειδικότερα, την έννοια της συνολοκλήρωσης την εισήγαγε ο Granger (1981). Επομένως, αν οι χρονοσειρές είναι μη στάσιμες στα επίπεδα τους, μπορούν να ολοκληρωθούν με βαθμό ολοκλήρωσης ένα όταν οι πρώτες διαφορές τους είναι στάσιμες. Οι μεταβλητές αυτές μπορούν επίσης να συνολοκληρωθούν αν υπάρχει ένας ή περισσότεροι γραμμικοί συνδυασμοί μεταξύ τους που να είναι στάσιμοι. Αν οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται, τότε υπάρχει μια σταθερή μακροπρόθεσμη γραμμική σχέση μεταξύ τους.

Ένα σύνολο μη στάσιμων χρονοσειρών λέγεται ότι είναι συνολοκληρωμένο αν υπάρχει ένας γραμμικός συνδυασμός αυτών των χρονοσειρών ο οποίος να είναι στάσιμος, πράγμα που σημαίνει ότι ο συνδυασμός αυτός δεν παρουσιάζει στοχαστική τάση. Ο γραμμικός αυτός συνδυασμός των χρονοσειρών ονομάζεται εξίσωση συνολοκλήρωσης. Η εξίσωση αυτή παριστά τη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ των χρονολογικών σειρών. Δύο ή περισσότερες σειρές είναι δυνατόν να είναι συνολοκληρωμένες όταν είναι ολοκληρωμένες ίδιας τάξης. Η εξίσωση της συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές Y_t και Z_t είναι:

$$Y_t = aZ_t + u_t$$

ή

$$u_t = Y_t - aZ_t$$

Ο γραμμικός συνδυασμός των δύο αυτών μεταβλητών είναι στάσιμος, δηλ $I(0)$. Αν δυο ή περισσότερες μεταβλητές είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρωμένες έστω d , τότε αυτές συνολοκληρώνονται αν υπάρχει γραμμικός τους συνδυασμός ή διάνυσμα γραμμικών τους συνδυασμός που να είναι βαθμού ολοκλήρωσης b μικρότερου βαθμού ολοκλήρωσης ($b < d$) των μεταβλητών αυτών.

Αν $Y_t \rightarrow I(1)$ και $Z_t \rightarrow I(1)$ τότε οι σειρές αυτές είναι συνολοκληρωμένες όταν ο γραμμικός συνδυασμός τους u_t είναι στάσιμος, $I(0)$. Στην περίπτωση που υπάρχει ένας

τέτοιος γραμμικός συνδυασμός τότε μπορεί να υπάρχει και μια μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών αυτών, αν και οι βραχυχρόνιες διακυμάνσεις τους μπορεί να μη σχετίζονται μεταξύ τους. Σαν μηδενική υπόθεση στον έλεγχο που γίνεται είναι ότι δεν υπάρχει συνολοκλήρωση μεταξύ των μεταβλητών Y και Z και σαν εναλλακτική υπόθεση ότι υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών Y και Z .

Έλεγχος Συνολοκλήρωσης

Για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης μεταξύ δυο ή περισσότερων μεταβλητών υπάρχουν δυο βασικές κατηγορίες μεθόδων. Η πρώτη κατηγορία αναφέρεται στις μεθόδους της μίας εξίσωσης των Engle και Granger και η δεύτερη κατηγορία αναφέρεται σε ένα σύστημα εξισώσεων όπου βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας. Στη δεύτερη κατηγορία χρησιμοποιούνται οι έλεγχοι που στηρίζονται στη μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων, όπου προσδιορίζεται ο μέγιστος αριθμός των σχέσεων συνολοκλήρωσης που μπορούν να έχουν οι μεταβλητές που εξετάζονται. Στη συνέχεια, αναλύονται οι δύο βασικές κατηγορίες μεθόδων για τον έλεγχο συνολοκλήρωσης.

- **Η μεθοδολογία των Engle-Granger**

Η μέθοδος της μίας εξίσωσης των Engle-Granger ονομάζεται αλλιώς και μέθοδος ελέγχου συνολοκλήρωσης βάσει των καταλοίπων, εφόσον ο έλεγχος συνολοκλήρωσης στηρίζεται στον έλεγχο στασιμότητας των καταλοίπων της εξίσωσης:

$$u_t = Y_t - aZ_t$$

Ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας (στασιμότητας) των καταλοίπων εφαρμόζεται με τους γνωστούς ελέγχους μοναδιαίας ρίζας, τον απλό έλεγχο των Dickey-Fuller (DF test) και τον επαυξημένο έλεγχο των Dickey-Fuller (ADF test). Αν οι μεταβλητές Y_t και Z_t είναι στάσιμες στα επίπεδα τους $I(0)$ δεν χρειάζεται ο έλεγχος συνολοκλήρωσης, αφού ισχύουν όλες οι τυπικές διαδικασίες χρονολογικών σειρών. Αν οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες με διαφορετικό βαθμό η κάθε μια π.χ. $I(1)$ η μία και $I(2)$ ή άλλη τότε θεωρείται ότι οι μεταβλητές δεν

συνολοκληρώνονται, για να συνολοκληρώνονται οι μεταβλητές θα πρέπει και οι δυο να είναι ολοκληρωμένες ίδιου βαθμού.

- **Η μεθοδολογία του Johansen**

Ο έλεγχος του Johansen για την ύπαρξη συνολοκλήρωσης πραγματοποιείται στα πλαίσια ενός υποδείγματος VAR (το οποίο αναλύεται αναλυτικά πιο κάτω), ενός υποδείγματος δηλαδή που κάθε μεταβλητή παλινδρομείται με τις υπόλοιπες, θεωρούμενες με έναν ορισμένο αριθμό χρονικών υστερήσεων. Για την εκτίμηση ενός VAR υποδείγματος είναι απαραίτητος ο προσδιορισμός της τάξης (του αριθμού των χρονικών υστερήσεων) του υποδείγματος. Ο προσδιορισμός αυτός γίνεται με τα κριτήρια πληροφοριών Schwartz και Akaike καθώς επίσης και με ένα σύνολο άλλων κριτηρίων.

Η μεθοδολογία του Johansen (1988) προτείνει ότι ένα διάνυσμα Y_t που αποτελείται από πρώτης τάξης ολοκληρωμένες μεταβλητές, εκφράζεται από ένα VAR υπόδειγμα k τάξης ως εξής:

$$Y_t = \sum_{j=1}^k A_j Y_{t-j} + BZ_t + u_t$$

Το υπόδειγμα αυτό μπορεί να γραφτεί και σε μορφή πρώτων διαφορών με διόρθωση λαθών (όπου αναλύεται παρακάτω):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta Y_{t-j} + BZ_t + u_t$$

όπου

$$\Pi = \sum_{j=1}^k A_j - I \text{ και } \Gamma_j = - \sum_{i=j+1}^k A_i \text{ με } j=1,2,\dots,k$$

Η μήτρα Π ονομάζεται μήτρα ισορροπίας και ο βαθμός της προσδιορίζει την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των σειρών. Ο βαθμός της μήτρας αυτής προσδιορίζει και την ύπαρξη συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών του διανύσματος Y_t .

- Εάν ο βαθμός της μήτρας Π είναι μηδενικός, τότε όλα τα στοιχεία της μήτρας είναι μηδέν. Οπότε το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών γίνεται ένα VAR υπόδειγμα στις πρώτες διαφορές ΔY_t άρα οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται.
- Εάν ο βαθμός της μήτρας Π είναι πλήρης, τότε το διάνυσμα Y_t είναι στάσιμο, πράγμα που σημαίνει ότι όλες οι μεταβλητές είναι ολοκληρωμένες τάξεως μηδέν, και επομένως δεν ανακύπτει το ερώτημα της συνολοκλήρωσης.
- Εάν ο βαθμός της μήτρας Π είναι μειωμένος, τότε η μήτρα αυτή μπορεί να γραφεί ως $\Pi = \alpha\beta'$, όπου τα στοιχεία της α ονομάζονται συντελεστές ταχύτητας προσαρμογής, ενώ κάθε στήλη της μήτρας β είναι και ένα διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Άρα οι μεταβλητές του υποδείγματος συνολοκληρώνονται με βαθμό συνολοκλήρωσης ίσο με τον βαθμό της μήτρας Π .

Πιο πάνω, αναλύθηκε η μεθοδολογία του Johansen η οποία ολοκληρώθηκε και εφαρμόστηκε στις εργασίες του Johansen και Johansen και Juselius, η οποία αποτελεί μια από τις σημαντικότερες μεθόδους στον έλεγχο της συνολοκλήρωσης όταν πρόκειται για συστήματα εξισώσεων όπου βασίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας

1.6 ΔΙΑΝΥΣΜΑΤΙΚΟ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑ ΔΙΟΡΘΩΣΗΣ ΛΑΘΩΝ

Η μέθοδος της συνολοκλήρωσης είναι ένας τρόπος με τον οποίο μπορεί να εκτιμηθεί η μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που υπάρχει μεταξύ δύο ή περισσότερων μεταβλητών. Οι Engel και Granger (1987) έχουν δείξει ότι αν δύο μεταβλητές Y και Z είναι συνολοκληρωμένες, τότε υπάρχει μία μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ των μεταβλητών αυτών. Βραχυχρόνια όμως οι μεταβλητές αυτές μπορεί να βρίσκονται σε ανισορροπία. Η βραχυχρόνια αυτή σχέση ανισορροπίας μεταξύ των δύο αυτών μεταβλητών μπορεί να διατυπωθεί με ένα υπόδειγμα που ονομάζεται Υπόδειγμα Διόρθωσης Λαθών (Vector Error Correction).

Το σφάλμα ισορροπίας (ανισορροπίας) μπορεί να χρησιμοποιηθεί για να συνενώσει τη βραχυχρόνια με τη μακροχρόνια περίοδο. Η μέθοδος που χρησιμοποιείται για τη συνένωση αυτή λέγεται μηχανισμός διόρθωσης σφάλματος (Error Correction Mechanism, ECM). Άρα

η συνάρτηση που προκύπτει για να συνδέσει τη βραχυχρόνια και τη μακροχρόνια σχέση μεταξύ των μεταβλητών δίνεται από την παρακάτω σχέση:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta Z_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + e_t \quad (1.7)$$

όπου:

- το u_{t-1} είναι το σφάλμα ισορροπίας και αναφέρεται στην προσαρμογή ως προς τη μακροχρόνια ισορροπία.
- $-1 < \lambda < 0$ είναι ο βραχυχρόνιος συντελεστής προσαρμογής.
- e_t είναι λευκός θόρυβος.
- ΔY_t και ΔZ_t είναι οι πρώτες διαφορές των μεταβλητών Y_t και Z_t οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης, ενώ το σφάλμα ισορροπίας u_t είναι ολοκληρωμένο μηδενικής τάξης. Άρα η παραπάνω συνάρτηση μπορεί να εκτιμηθεί με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Αν οι μεταβλητές Y και Z είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$, τότε οι πρώτες διαφορές τους ΔY και ΔZ είναι μηδενικής τάξης $I(0)$, οπότε το αριστερό μέλος της συνάρτησης είναι μηδενικής τάξης $I(0)$. Για να έχει νόημα η παραπάνω συνάρτηση θα πρέπει και το δεξιό μέλος να είναι μηδενικής τάξης $I(0)$ πράγμα που σημαίνει ότι το σφάλμα ισορροπίας u_{t-1} θα πρέπει να είναι μηδενικής τάξης $I(0)$, δηλαδή οι μεταβλητές της σχέσης (1.7) να συνολοκληρώνονται.

Στις οικονομικές σχέσεις μεταξύ των μεταβλητών εμπλέκονται περισσότερες από δύο μεταβλητές. Άρα μπορεί να υπάρχουν και περισσότερα από ένα συνολοκληρωμένα διανύσματα μεταξύ των μεταβλητών. Επομένως, αν υπάρχουν k μεταβλητές οι οποίες είναι ολοκληρωμένες πρώτης τάξης $I(1)$, τότε ο μέγιστος αριθμός των συνολοκληρωμένων διανυσμάτων που μπορεί να υπάρξει είναι $k-1$ διανύσματα. Είναι σημαντικό εδώ να σημειωθεί ότι ο ακριβής αριθμός των χρονικών υστερήσεων των μεταβλητών ΔY και ΔZ στην συνάρτηση δεν είναι καθορισμένος. Για να εκτιμηθεί ένα δυναμικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) θα πρέπει να συμπεριληφθεί και το διάνυσμα συνολοκλήρωσης. Η εξειδίκευση του υποδείγματος διόρθωσης λαθών αναγκάζει τη μακροπρόθεσμη συμπεριφορά των ενδογενών μεταβλητών να συγκλίνει προς τη σχέση συνολοκλήρωσης, ενώ παράλληλα διευθετεί τη βραχυχρόνια δυναμική.

Τα διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών (VEC) έχουν το πλεονέκτημα ότι μελετούν τις βραχυχρόνιες μεταβολές των μεταβλητών, περιορίζοντας ταυτόχρονα τις μη στάσιμες σειρές να συγκλίνουν στη μακροχρόνια σχέση ισορροπίας που συνεπάγεται η σχέση συνολοκλήρωσης τους. Τα διανυσματικά υποδείγματα διόρθωσης λαθών (VEC) μπορούν να ελέγξουν απευθείας την ύπαρξη συνολοκλήρωσης και στη συνέχεια να εκτιμήσουν τις υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης.

Ένα υποσύνολο των μεταβλητών ελέγχεται για να εξακριβωθεί αν είναι στατιστικά σημαντικές, έτσι ώστε να διαπιστωθεί αν μπορούν να διαγραφούν από το δείγμα. Τέτοιοι σχετικοί στατιστικοί έλεγχοι περιλαμβάνουν το στατιστικό F και το στατιστικό δείκτη της λογαριθμισμένης πιθανότητας (log-likelihood). Κάθε μία από τις στατιστικά μη σημαντικές μεταβλητές διαγράφεται από το γενικό δυναμικό υπόδειγμα, ενώ παράλληλα διατηρείται ο όρος της διόρθωσης του σφάλματος ο οποίος πρέπει να είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός σε επίπεδο π.χ. 5%. Οι στατιστικοί έλεγχοι δεν απορρίπτουν τη μηδενική υπόθεση που λέει ότι οι επιλεγμένοι συντελεστές είναι μηδέν σε επίπεδο σημαντικότητας 5%.

Διαγράφοντας τους μη στατιστικά σημαντικούς συντελεστές της παλινδρόμησης λαμβάνουμε τις μεταβλητές εκείνες που είναι στατιστικά σημαντικές όπως ο συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος να είναι αρνητικός και στατιστικά σημαντικός. Ο εκτιμημένος συντελεστής του όρου διόρθωσης σφάλματος μετρά την ταχύτητα προσαρμογής που απαιτείται για την αποκατάσταση της ισορροπίας στο δυναμικό υπόδειγμα. Η χρησιμοποίηση όλων των διαγνωστικών ελέγχων, είναι απαραίτητοι για την καταλληλότητα των υποδειγμάτων διόρθωσης λαθών.

Η εκτίμηση ενός υποδείγματος διόρθωσης λαθών μπορεί να γίνει σε δύο στάδια σύμφωνα με τους Engle and Granger (1987), αφού βέβαια προηγουμένως έχει γίνει ο έλεγχος της συνολοκλήρωσης. Οι Engle–Granger επομένως προτείνουν μία διαδικασία που περιλαμβάνει δύο στάδια:

- Στο πρώτο στάδιο εκτιμάται η συνάρτηση συνολοκλήρωσης $Y_t = \delta + \alpha Z_t + u_t$ με OLS και υπολογίζονται τα κατάλοιπα.
- Στο δεύτερο στάδιο τα αληθινά λάθη ανισορροπίας αντικαθίστανται με τα εκτιμημένα κατάλοιπα, οπότε γίνεται η εκτίμηση της εξίσωσης:

$$\Delta Y_t = \text{lagged}(\Delta Y_t, \Delta Z_t, \dots) + \lambda u_{t-1} + e_t$$

με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων.

Το υπόδειγμα αυτό είναι δυναμικό σε αντίθεση με την παλινδρόμηση της συνολοκλήρωσης που είναι στατικό υπόδειγμα. Για τον λόγο αυτό οι Engle και Granger πρότειναν το δεύτερο στάδιο εκτίμησης του υποδείματος. Επειδή η υστέρηση του σφάλματος ισορροπίας u_{t-1} δεν είναι γνωστή το υπόδειγμα δεν μπορεί να εκτιμηθεί άμεσα. Για το λόγο αυτό προτείνεται η αντικατάσταση του u_t από την εκτίμηση του πρώτου σταδίου χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων του στατικού υποδείματος της συνολοκληρωμένης εξίσωσης. Εδώ θα πρέπει να αναφερθεί το πρόβλημα της κανονικοποίησης που υπάρχει μεταξύ των μεταβλητών, το οποίο μαζί με το πρόβλημα της μη μοναδικότητας των σχέσεων συνολοκλήρωσης αποτελούν τα βασικά μειονεκτήματα της μεθοδολογίας των Engle and Granger όταν εξετάζονται δύο μεταβλητές.

1.7 ΑΙΤΙΟΤΗΤΑ ΚΑΤΑ GRANGER

Ένα από τα βασικά προβλήματα που υπάρχουν στην εξειδίκευση ενός υποδείματος είναι να προσδιοριστεί η κατεύθυνση που μία μεταβλητή προκαλεί μία άλλη στην εξίσωση παλινδρόμησης. Με άλλα λόγια κατά πόσο μία μεταβλητή αιτιάζει μία άλλη ή αιτιάζεται από αυτή ή και είναι ανεξάρτητη από τις άλλες. Στην οικονομική επιστήμη μία τέτοια σχέση είναι σχεδόν αδύνατο να καθοριστεί εκ των προτέρων. Για το λόγο αυτό στα οικονομικά πολλές φορές θεωρείται εκ των προτέρων δεδομένη μία συγκεκριμένη σχέση αιτίου και αποτελέσματος προκειμένου να εφαρμοστούν οι κλασικές οικονομετρικές μέθοδοι εκτίμησης ενός υποδείματος.

Αν υπάρχουν δύο μεταβλητές Y και Z και σύμφωνα με την Οικονομική θεωρία η μεταβλητή Y προσδιορίζει τη συμπεριφορά της Z , το ερώτημα που τίθεται είναι αν πράγματι μια τέτοια σχέση υπάρχει. Η διαδικασία που ακολουθείται είναι να γίνει παλινδρόμηση της μεταβλητής Z πάνω στη Y χρησιμοποιώντας τα δεδομένα που υπάρχουν και να ελεγχθεί η στατιστική σημαντικότητα του συντελεστή Y . Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση και απόδειξη ότι υπάρχει μία σχέση αιτιότητας μεταξύ των μεταβλητών που μελετώνται. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές (νόθες) συσχετίσεις παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμη και σε δυναμικά υποδείματα.

Οι δυσκολίες του καθορισμού μίας σχέσης αιτιότητας μεταξύ των οικονομικών μεταβλητών οδήγησαν τον Granger (1969) στην ανάπτυξη της οικονομικής έννοιας της

αιτιότητας γνωστής ως «αιτιότητα κατά Granger» (Granger Causality). Γενικά, μία μεταβλητή Y αιτιάζει κατά Granger μία άλλη Z , αν όλη η πρόσφατη και προηγούμενη πληροφόρηση γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Z . Έτσι, σύμφωνα με τον ορισμό του Granger, η μεταβλητή Y αιτιάζει την Z αν η πρόβλεψη της Z για μία περίοδο στο μέλλον, που προέκυψε με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση έχει μικρότερο μέσο σφάλμα τετραγώνου από την πρόβλεψη του Z που γίνεται με βάση όλη την προηγούμενη πληροφόρηση πλην εκείνης που αφορά τη μεταβλητή Y .

Έλεγχος αιτιότητας κατά Granger

Ο πιο γνωστός έλεγχος για την κατεύθυνση της αιτιότητας είναι αυτός που προτάθηκε από τον Granger. Ο έλεγχος αυτός βασίζεται στο συλλογισμό ότι το μέλλον δεν μπορεί να προκαλέσει το παρόν ή το παρελθόν. Στα υποδείγματα της οικονομετρίας η σχέση αιτίας-αιτιατού (αιτιότητα) είναι δεδομένη εκ των προτέρων (a priori). Οι έλεγχοι για την ύπαρξη αιτιότητας γίνονται με τη χρήση των VAR υποδειγμάτων. Ο έλεγχος για τη διαπίστωση της αιτιότητας κατά Granger είναι ο ακόλουθος:

Έστω ότι υπάρχουν δύο χρονικές σειρές Z_t και Y_t και τα παρακάτω υποδείγματα:

$$Z_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + u_t$$

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i Z_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

όπου m είναι ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων.

Στο πρώτο υπόδειγμα η υπόθεση που γίνεται είναι ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής Z είναι συνάρτηση των τιμών της σε προηγούμενες περιόδους, καθώς και των προηγούμενων περιόδων των τιμών της μεταβλητής Y . Στο δεύτερο υπόδειγμα η υπόθεση που γίνεται είναι ότι οι τρέχουσες τιμές της μεταβλητής Y είναι συνάρτηση των τιμών με τις προηγούμενες τιμές της μεταβλητής Z και με τις προηγούμενες τιμές της ίδιας μεταβλητής. Επίσης, μια άλλη υπόθεση που γίνεται είναι ότι οι διαταρακτικοί όροι u_t και ε_t στα δύο παραπάνω υποδείγματα δεν συσχετίζονται. Με βάση τα δύο παραπάνω υποδείγματα υπάρχουν οι παρακάτω περιπτώσεις:

- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδενός), ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι του μηδενός), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή Y προς τη μεταβλητή Z . Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή Y στην μεταβλητή Z ($Y \rightarrow Z$).
- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση και γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδέν), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger και προς τις δύο κατευθύνσεις. Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} \neq 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ τότε υπάρχει αμφίδρομη σχέση αιτιότητας ($Z \leftrightarrow Y$).
- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση και γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί (ίσοι του μηδέν), τότε δεν υπάρχει αιτιότητα κατά Granger. Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} = 0$ τότε δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας, με άλλα λόγια οι μεταβλητές Y και Z είναι ανεξάρτητες.
- Αν οι συντελεστές β_i των μεταβλητών Y_{t-i} στην πρώτη συνάρτηση δεν είναι στατιστικά σημαντικοί, ενώ οι συντελεστές γ_i των μεταβλητών Z_{t-i} στη δεύτερη συνάρτηση είναι στατιστικά σημαντικοί (διάφοροι του μηδενός), τότε υπάρχει αιτιότητα κατά Granger από τη μεταβλητή Z προς τη μεταβλητή Y . Δηλαδή, αν $\{\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k\} = 0$ και $\{\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k\} \neq 0$ τότε υπάρχει μονόδρομη σχέση αιτιότητας από τη μεταβλητή Z στην μεταβλητή Y ($Z \rightarrow Y$).

Για να αιτιάζει μία μεταβλητή Y μία άλλη Z θα πρέπει οι συντελεστές όλων των χρονικών υστερήσεων της Y στην εξίσωση της Z να διαφέρουν στατιστικά σημαντικά από το μηδέν, ενώ οι συντελεστές των χρονικών υστερήσεων της Z στην εξίσωση της Y να μη διαφέρουν σημαντικά από το μηδέν. Ο έλεγχος αυτός μπορεί να γίνει με το κριτήριο της κατανομής F του Wald (1940) για την από κοινού σημαντικότητα των παραμέτρων των χρονικών υστερήσεων των αντίστοιχων μεταβλητών και δίνεται από τον παρακάτω τύπο:

$$F = \frac{\frac{(SSE^R - SSE^U)}{k}}{\frac{SSE^U}{f}}$$

όπου:

- SSE^R = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης με περιορισμό (δηλαδή παλινδρομώντας τη μεταβλητή Y μόνον πάνω στις υστερήσεις της).
- SSE^U = Άθροισμα τετραγώνων των καταλοίπων που προκύπτουν από την εκτίμηση της εξίσωσης παλινδρόμησης (πλήρης εξίσωση).
- k = Αριθμός των περιορισμών.
- f = Βαθμοί ελευθερίας στην μη περιορισμένη εξίσωση.

Αν η τιμή της κατανομής F είναι μεγαλύτερη από αυτή των πινάκων σε κάποιο επίπεδο σημαντικότητας τότε η μηδενική υπόθεση H_0 απορρίπτεται και σαν συμπέρασμα είναι ότι οι υστερήσεις της μεταβλητής Y επηρεάζουν σημαντικά τη συμπεριφορά της Z . Στη συνέχεια για να εξεταστεί ότι η Y αιτιάζει την Z μονόδρομα θα πρέπει να ελεγχθεί η αντίστοιχη υπόθεση για τις υστερήσεις της Z πάνω στη μεταβλητή Y συγκεκριμένα ισχύει:

- Αν $F <$ κριτικής τιμή δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση H_0 δηλαδή η μεταβλητή Y δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της Z για την πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Z δεν προκαλεί κατά Granger (δεν αιτιάζεται) της Y για τη δεύτερη συνάρτηση.
- Αν $F >$ κριτικής τιμή δεν μπορεί να απορριφθεί η υπόθεση H_0 , δηλαδή η μεταβλητή Y προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της Z για τη πρώτη συνάρτηση ή η μεταβλητή Z προκαλεί κατά Granger (αιτιάζεται) της Y για τη δεύτερη συνάρτηση.

Η αξιοπιστία των ελέγχων αιτιότητας κατά Granger εξαρτάται από την τάξη του VAR υποδείγματος καθώς και από την στασιμότητα των μεταβλητών. Όταν οι μεταβλητές στο υπόδειγμα, που εξετάζεται, δεν είναι στάσιμες τότε τα αποτελέσματα δεν είναι αξιόπιστα.

1.8 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Στο κεφάλαιο αυτό αναλύθηκε η έννοια της στασιμότητας και οι έλεγχοι μοναδιαίας ρίζας μιας χρονολογικής σειράς, καθώς η συμμετοχή μη στάσιμων σειρών στην ανάλυση μας

οδηγεί πολλές φορές σε εσφαλμένα συμπεράσματα. Εφόσον, σε πολλές περιπτώσεις η κλασική μέθοδος παλινδρόμησης δεν επαρκεί για την εξαγωγή ορθών συμπερασμάτων αναπτύχθηκε η έννοια της συνολοκλήρωσης και της αιτιότητας κατά Granger. Η ανάπτυξη της θεωρίας της συνολοκλήρωσης από τους Engle – Granger επιτρέπει την συμμετοχή μη στάσιμων σειρών σε ένα οικονομετρικό υπόδειγμα. Τέλος, αναφέρεται η μεθοδολογία που ακολουθείται για τον έλεγχο ύπαρξης συνολοκλήρωσης και ακολουθεί η εκτίμηση του υποδείματος διόρθωσης λαθών που αναφέρεται στη βραχυχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ δυο ή περισσότερων μεταβλητών.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΔΥΝΑΜΙΚΑ ΠΟΛΥΜΕΤΑΒΛΗΤΑ ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΑ

2.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Μέχρι την δεκαετία του 1970 για την εκτίμηση των μακροοικονομικών μεγεθών οι ερευνητές χρησιμοποιούσαν ποικίλες τεχνικές στην ανάλυση τους, όπως μεγάλα μοντέλα με εκατοντάδες εξισώσεις, μοντέλα με μια εξίσωση όπου επικεντρωνόντουσαν στις αλληλεπιδράσεις μερικών μόνο μεταβλητών, το απλό μονομεταβλητό υπόδειγμα χρονοσειρών που αφορούσε μια μεταβλητή καθώς και άλλες τεχνικές ανάλυσης. Τα συστήματα των εξισώσεων που πριν μερικά χρόνια χρησιμοποιούσαν οι ερευνητές, έχασαν το ενδιαφέρον τους για διάφορους λόγους αλλά κυρίως λόγω της μικρής προβλεπτικής τους ικανότητας και πολυπλοκότητας τους από πλευράς ταυτοποίησης και εκτιμητικής. Μετά το μακροοικονομικό χάος της δεκαετίας του '70, κανένας από τους παραπάνω τρόπους ανάλυσης μακροοικονομικών μεγεθών δεν έδινε ιδιαίτερα αξιόπιστα συμπεράσματα.

Ο Christopher Sims (1980) στο άρθρο του “*Macroeconomics and Reality*” παρουσίασε ένα νέο πλαίσιο ανάλυσης μακροοικονομικών μεγεθών όπου ήταν πιο αξιόπιστο από τα ήδη υπάρχοντα υποδείγματα, στο πλαίσιο αυτό αναλύονταν για πρώτη φορά τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregression). Τα υποδείγματα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) αποτελούν επέκταση των μονομεταβλητών αυτοπαλινδρομικών υποδειγμάτων (AR) και χρησιμοποιούνται σήμερα κυρίως στη θέση των υποδειγμάτων συστημάτων των εξισώσεων. Ένα μονομεταβλητό αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα (AR) είναι μια εξίσωση που περιέχει μια μόνο μεταβλητή σε ένα γραμμικό μοντέλο, όπου η τρέχουσα τιμή της μεταβλητής αυτής εξηγείται από τιμές που είχε η μεταβλητή αυτή κάποιες υστερήσεις πίσω. Το VAR υπόδειγμα είναι ένα σύστημα n εξισώσεων που περιέχει n μεταβλητές, κάθε μεταβλητή εξηγείται από τις δικές της υστερήσεις αλλά και από τις τρέχουσες και παρελθοντικές τιμές των υπολοίπων $n-1$ μεταβλητών. Τα VAR υποδείγματα έχουν αποδειχθεί αφενός πιο αποτελεσματικά και επιτυχή για την πρόβλεψη συστημάτων αλληλοσχετιζόμενων μεταβλητών, αφετέρου πιο εύκολα και γρήγορα στη χρήση τους. Για

τους λόγους αυτούς η μεθοδολογία των VAR υποδειγμάτων εφαρμόζεται μέχρι και σήμερα στις εμπειρικές μελέτες.

Στο κεφάλαιο αυτό θα αναλυθούν τα δυναμικά υποδείγματα μιας ομάδας χρονολογικών σειρών και συγκεκριμένα τα διανύσματα αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregressions) η συντομότερα τα VAR υποδείγματα. Αρχικά, θα διατυπωθεί η μαθηματική μορφή ενός VAR(1) υποδείματος, καθώς και οι ιδιότητες του και έπειτα θα παρουσιαστεί η γενική μορφή ενός VAR(p) υποδείματος, ενός υποδείματος δηλαδή με p υστερήσεις πίσω για τις ενδογενείς του μεταβλητές. Κατόπιν, θα αναλυθούν οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions), χρησιμοποιώντας την διάσπαση κατά Choleski, όπου βοηθάει να υπάρχουν πιο ευκρινή αποτελέσματα για τις αντιδράσεις των ενδογενών μεταβλητών στις αλλαγές των διαταρακτικών όρων.

2.2 ΔΙΑΝΥΣΜΑ ΑΥΤΟΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΕΩΝ

Το υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) είναι ένα σύστημα εξισώσεων όπου όλες οι μεταβλητές του είναι ενδογενείς και κάθε μια απ' αυτές προσδιορίζεται ως συνάρτηση των προηγούμενων τιμών όλων των υπόλοιπων μεταβλητών του συστήματος. Οι πιο σημαντικές εφαρμογές των VAR υποδειγμάτων είναι οι παρακάτω:

- Η χρήση τους στους ελέγχους αιτιότητας.
- Η διάσπαση της διακύμανση τους.
- Ο υπολογισμός των συναρτήσεων αντιδράσεων κάθε μεταβλητής του VAR υποδείματος μετά από μια τυχαία διαταραχή σε κάποια εξίσωση του συστήματος.

Μία χαρακτηριστική ιδιότητα του VAR υποδείματος είναι ότι όλες οι ενδογενείς του μεταβλητές εκφράζονται μόνον ως προς τις ενδογενείς με χρονική υστέρηση μεταβλητές του. Ο αριθμός των προηγούμενων τιμών, δηλαδή ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων προσδιορίζεται από το ίδιο το σύστημα. Ένα υπόδειγμα διανυσματικών αυτοπαλινδρομήσεων είναι πρώτης τάξης, όταν η τιμή της μεγαλύτερης υστέρησης των μεταβλητών του ισούται με ένα, οπότε και σημειώνεται ως VAR(1). Γενικά ένα υπόδειγμα αυτοπαλινδρομήσεων είναι p τάξης όταν η μεγαλύτερη υστέρηση των μεταβλητών του ισούται με p χρονικές υστερήσεις, και σημειώνεται ως VAR(p). Παρακάτω παρουσιάζεται το αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα

πρώτης τάξης VAR(1), καθώς και οι ιδιότητες του και έπειτα εξετάζεται η γενική μορφή του αυτοπαλινδρομικού διανύσματος p τάξης VAR(p).

• **Αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα πρώτης τάξης**

Για την καλύτερη κατανόηση του VAR υποδείγματος θεωρείται το παράδειγμα ενός απλού διμεταβλητού VAR υποδείγματος με μεταβλητές την Y και την Z . Η συμπεριφορά των δυο αυτών μεταβλητών θα διέπεται από το παρακάτω σύστημα:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (2.1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2.2)$$

όπου έχει θεωρηθεί μια υστέρηση για κάθε ενδογενή μεταβλητή. Οι υποθέσεις που γίνονται είναι ότι οι y_t και z_t είναι στάσιμες σειρές, ε_{yt} και ε_{zt} είναι λευκός θόρυβος (white noise) με σταθερή διακύμανση σ_y και σ_z αντίστοιχα. Οι εξισώσεις (2.1) και (2.2) αποτελούν ένα πρώτης τάξεως αυτοπαλινδρομο υπόδειγμα (VAR) εφόσον έχει θεωρηθεί μια υστέρηση από τον χρόνο t για κάθε μεταβλητή. Οι όροι ε_{yt} και ε_{zt} είναι οι διαταρακτικοί όροι (shock) στο y_t και z_t αντίστοιχα, δηλαδή μια μεταβολή στο ε_{yt} θα προκαλέσει μια μεταβολή στην τιμή y_t της ίδιας περιόδου. Λόγω όμως της δυναμικής φύσης του παραπάνω συστήματος θα αλλάξουν και όλες οι μελλοντικές τιμές τόσο του y_t όσο και του z_t , το αντίστοιχο ισχύει για μια μεταβολή στο ε_{zt} . Οι εξισώσεις (2.1) και (2.2) μπορούν να γραφτούν και υπό μορφή πίνακα ώστε να υπάρχει ένα πιο απλό σύστημα, όπως φαίνεται παρακάτω:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

ή

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

όπου:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \text{ και } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Αν πολλαπλασιαστεί με το B^{-1} , αυτό μας επιτρέπει να έχουμε το αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα (VAR) στην τυπική του μορφή:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (2.3)$$

όπου:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Όπου x_t είναι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών, το A_0 είναι το διάνυσμα των σταθερών όρων, το A_1 είναι η μήτρα των συντελεστών των ενδογενών μεταβλητών χρονικής υστέρησης και το e_t το διάνυσμα των καταλοίπων. Η σχέση (2.3) είναι ένα AR(1) υπόδειγμα στο διμεταβλητό διάνυσμα x_t γι' αυτό και ονομάζεται αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα (Vector Autoregression).

Καλύτερα μπορεί να οριστεί ως a_{i0} το στοιχείο i από το διάνυσμα A_0 ως a_{ij} σαν στοιχείο από την σειρά i και στήλη j από τον πίνακα A_1 και τέλος ως e_{it} σαν στοιχείο i από το διάνυσμα e_t . Χρησιμοποιώντας τα παραπάνω, η σχέση (2.3) μπορεί να παρουσιαστεί υπό μορφή εξισώσεων και έτσι προκύπτει το παρακάτω σύστημα εξισώσεων:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (2.4)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (2.5)$$

Εφόσον έχει οριστεί ότι $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ μπορούν να υπολογιστούν τα e_{1t} και e_{2t} ως:

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (2.6)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (2.7)$$

Αφού οι διαταρακτικοί όροι (shock) ε_{yt} και ε_{zt} είναι λευκός θόρυβος (white noise), έπεται ότι και το e_{1t} και e_{2t} θα έχουν μέσο όρο μηδέν, σταθερή διακύμανση και οι τιμές τους θα είναι ασυσχέτιστες. Παρακάτω αποδεικνύεται ότι οι όροι e_{1t} και e_{2t} είναι λευκός θόρυβος δηλαδή έχουν μέση τιμή ίση με το μηδέν, σταθερή διακύμανση και οι συνδιακυμάνσεις των τιμών του είναι ίσες με το μηδέν.

Για να προσδιοριστούν οι ιδιότητες του όρου e_{1t} (μέση τιμή, διακύμανση, συνδιακυμάνσεις) παίρνοντας πρώτα την αναμενόμενη τιμή της εξίσωσης (2.6) ισχύει:

$$Ee_{1t} = E(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) = 0$$

Η διακύμανση του e_{1t} είναι όπως φαίνεται παρακάτω ίση με:

$$\begin{aligned} Ee_{1t}^2 &= E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21})]^2 \\ &= (\sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_z^2) / (1 - b_{12}b_{21})^2 \end{aligned}$$

Επομένως, όπως φαίνεται από τα παραπάνω η μέση τιμή του e_{1t} είναι ίση με μηδέν, η διακύμανση του είναι σταθερή και ανεξάρτητη του χρόνου και οι συνδιακυμάνσεις του e_{1t} και του e_{1t-i} είναι ίσες με το μηδέν όπως φαίνεται παρακάτω:

$$Ee_{1t}e_{1t-i} = E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{y,t-i} - b_{12}\varepsilon_{z,t-i})] / (1 - b_{12}b_{21})^2 = 0 \quad \text{για } i \neq 0$$

Με τον ίδιο τρόπο μπορεί να αποδειχτεί ότι ο διαταρακτικός όρος e_{2t} είναι μια στάσιμη διαδικασία με μέσο όρο μηδέν, σταθερή διακύμανση και όλες οι συνδιακυμάνσεις του είναι ίσες με μηδέν. Δεν ισχύει όμως το ίδιο για την συνδιακύμανση των e_{1t} και e_{2t} όπου συσχετίζονται. Η συνδιακύμανση των δύο αυτών όρων είναι:

$$\begin{aligned} Ee_{1t}e_{2t} &= E[(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})] / (1 - b_{12}b_{21})^2 \\ &= -(b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2) / (1 - b_{12}b_{21})^2 \neq 0 \end{aligned}$$

Δηλαδή τα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης είναι λευκός θόρυβος, ενώ ταυτόχρονα τα κατάλοιπα των εξισώσεων μπορεί να συσχετίζονται μεταξύ τους. Στην ειδική περίπτωση όπου $b_{12} = b_{21} = 0$, τότε οι διαταρακτικοί όροι (shocks) e_{1t} και e_{2t} θα είναι ασυσχέτιστα, δηλαδή δεν υπάρχει ταυτόχρονη επίδραση του y_t στο z_t και του z_t στο y_t .

Τέλος, από τα παραπάνω μπορεί να οριστεί ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των e_{1t} και e_{2t} ως εξής:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{bmatrix}$$

Εφόσον, όλα τα στοιχεία του πίνακα Σ είναι ανεξάρτητα του χρόνου ο πίνακας Σ μπορεί να οριστεί και ως εξής:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

όπου $\text{var}(e_{it}) = \sigma_i^2$ και $\sigma_{12} = \sigma_{21} = \text{cov}(e_{1t}, e_{2t})$.

• Αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα p τάξης

Το αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα 1^{ης} τάξης VAR(1) μπορεί εύκολα να γενικευθεί έτσι ώστε να περιλαμβάνει περισσότερες από μια υστερήσεις στις ενδογενείς του μεταβλητές. Στη γενική περίπτωση ενός αριθμού p υστερήσεων το VAR (p) υπόδειγμα θα έχει τη μορφή:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (2.8)$$

ή πιο σύντομα μπορεί να γραφτεί ως:

$$x_t = A_0 + \sum_{s=1}^p A_s x_{t-s} + e_t$$

Όπου το διάνυσμα x_t των ενδογενών μεταβλητών είναι τάξεως $p \times 1$ και οι μήτρες των παραμέτρων A_i είναι τάξεως $p \times p$. Το A_0 είναι ένα διάνυσμα $p \times 1$ που περιέχει τις σταθερές των εξισώσεων και τέλος e_t είναι το διάνυσμα των καταλοίπων.

Για την ορθή εκτίμηση ενός VAR(p) υποδείγματος θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές όσο και για τα κατάλοιπα. Έτσι γίνεται η υπόθεση ότι, το διάνυσμα των καταλοίπων e_t ενός VAR συστήματος έχει μέσο όρο μηδέν και το κατάλοιπο κάθε εξίσωσης χωριστά έχει σταθερή διακύμανση που οι τιμές του δεν αυτοσυσχετίζονται αλλά το κατάλοιπο αυτό μπορεί να συσχετίζεται με το κατάλοιπο της άλλης εξίσωσης. Έτσι τα κατάλοιπα κάθε εξίσωσης e_{it} ($i=1, \dots, p$) είναι λευκός θόρυβος, ενώ ταυτόχρονα τα κατάλοιπα των εξισώσεων μπορεί να συσχετίζονται μεταξύ τους κατά την τρέχουσα περίοδο. Επιπλέον μια υπόθεση που γίνεται, είναι ότι το VAR υπόδειγμα είναι στάσιμο. Αυτό σημαίνει ότι το διάνυσμα των ενδογενών μεταβλητών x_t ικανοποιεί τις υποθέσεις που αναπτύχθηκαν παραπάνω για την μονομεταβλητή περίπτωση. Δηλαδή το διάνυσμα x_t και x_{t-k} να εξαρτώνται μόνο από την απόσταση k μεταξύ των τιμών του και όχι από τον χρόνο t .

Στην πράξη οι υποθέσεις περί στασιμότητας υποδηλώνουν ότι οι μεταβλητές του VAR συστήματος δεν θα πρέπει να έχουν τάση, ούτε εποχικότητα, ούτε διακυμάνσεις που να μεταβάλλονται διαχρονικά. Για να επιτευχθούν αυτά, συχνά απαιτούνται μετασχηματισμοί των στατιστικών δεδομένων όπως πρώτες ή δεύτερες διαφορές, ή λογαριθμικοί μετασχηματισμοί. Εναλλακτικά θα μπορούσε στην εξειδίκευση του VAR συστήματος να συμπεριληφθεί και ένα διάνυσμα μη στοχαστικών μεταβλητών όπως η τάση ή ψευδομεταβλητές και να εκτιμηθεί το VAR σύστημα στις αρχικές τιμές αντίστοιχα μετασχηματισμένες.

Αν πληρούνται οι παραπάνω υποθέσεις, τότε μπορεί να γίνει η εκτίμηση των συντελεστών με την μέθοδο των ελαχίστων τετραγώνων (OLS) όπου οι εξισώσεις του VAR συστήματος δίνουν συνεπείς και αποτελεσματικούς εκτιμητές των παραμέτρων του συστήματος (Sims 1980). Για την εκτίμηση των VAR υποδειγμάτων θα πρέπει να είναι γνωστός ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, δηλαδή η τάξη του VAR υποδείγματος. Στις περιπτώσεις που η τάξη του VAR υποδείγματος είναι μεγάλη υπάρχει σοβαρό πρόβλημα στην ανάλυση του υποδείγματος αυτού. Στις περισσότερες περιπτώσεις η τάξη του VAR υποδείγματος είναι άγνωστη, οπότε αρχικά πρέπει να προσδιοριστεί. Ο προσδιορισμός της τάξης του VAR υποδείγματος γίνεται με τους ελέγχους του λόγου πιθανοφανειών (LR),

καθώς και τα κριτήρια των Akaike (AIC) και Schwartz (SCH). Για την εύρεση της τάξης ενός VAR υποδείγματος οι συντελεστές του VAR υποδείγματος που αντιστοιχούν στις k χρονικές υστερήσεις σημειώνονται με τη μήτρα $A=[A_1A_2,\dots,A_k]$. Αρχίζοντας από τη μήτρα αυτή που έχει το μεγαλύτερο αριθμό των συντελεστών του VAR υποδείγματος ελέγχονται οι παρακάτω υποθέσεις:

$$H_0 : A_k = 0$$

$$H_a : A_k \neq 0$$

και στη συνέχεια:

$$H_0 : A_{k-1} = 0$$

$$H_a : A_{k-1} \neq 0, \text{ δοθέντος ότι } A_k = 0 \text{ κ.ο.κ}$$

Ο έλεγχος σταματά (χρησιμοποιώντας το στατιστικό LR) όταν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση και με αυτό τον τρόπο επιλέγεται η τάξη ρ του VAR υποδείγματος, που κυμαίνεται από $1 < \rho < k$. Σύμφωνα με το στατιστικό LR, η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η τάξη του VAR υποδείγματος είναι $\rho = 1$.

ΣΤΑΣΙΜΟΤΗΤΑ

Στο πρώτης τάξης αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα, $y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$, η συνθήκη στασιμότητας ήταν η παράμετρος α να είναι σε απόλυτη τιμή μικρότερη της μονάδας. Υπάρχει μια αντίστοιχη σχέση ανάμεσα στην παραπάνω συνθήκη στασιμότητας και στο διάνυσμα A_1 στο πρώτης τάξης VAR μοντέλο. Από την εξίσωση (2.3) ισχύει ότι η γενική μορφή ενός VAR(1) μοντέλου είναι:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

Λύνοντας πάλι την παραπάνω εξίσωση ισχύει:

$$\begin{aligned} x_t &= A_0 + A_1(A_0 + A_1 x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t \\ &= (I + A_1)A_0 + A_1^2 x_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

ύστερα από n περιόδους θα είναι:

$$x_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} + A_1^{n+1} x_{t-n-1}$$

Η συνθήκη σταθερότητας ικανοποιείται λύνοντας ως προς το x_t όπως φαίνεται παρακάτω:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}$$

όπου

$$\mu = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix}'$$

με $\bar{z} = [a_{20}(1 - a_{11}) + a_{21}a_{10}] / \Delta$ και $\bar{y} = [a_{10}(1 - a_{22}) + a_{12}a_{20}] / \Delta$

$$\Delta = (1 - a_{11})(1 - a_{22}) - a_{12}a_{21}$$

Μπορούμε να έχουμε αλλιώς τη συνθήκη σταθερότητας χρησιμοποιώντας τις υστερήσεις, ξαναγράφοντας το VAR μοντέλο ως:

$$y_t = a_{10} + a_{11}Ly_t + a_{12}Lz_t + e_{1t}$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}Ly_t + a_{22}Lz_t + e_{2t}$$

ή

$$(1 - a_{11}L)y_t = a_{10} + a_{12}Lz_t + e_{1t}$$

$$(1 - a_{22}L)z_t = a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t}$$

Χρησιμοποιώντας την τελευταία εξίσωση για να λύσουμε ως προς z_t έπεται ότι το Lz_t είναι:

$$Lz_t = L(a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t}) / (1 - a_{22}L)$$

και επομένως γίνεται:

$$(1 - a_{11}L)y_t = a_{10} + a_{12}L[(a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t}) / (1 - a_{22}L) + e_{1t}]$$

Έτσι έχει μετατραπεί το πρώτης τάξης VAR(1) μοντέλο που περιέχει τις μεταβλητές y_t και z_t σε ένα δεύτερης τάξεως διαφορών της y_t σειράς και λύνοντας ως προς y_t ισχύει:

$$y_t = \frac{a_{10}(1 - a_{22}) + a_{12}a_{20} + (1 - a_{22}L)e_{1t} + a_{12}e_{2t-1}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2}$$

Με τον ίδιο τρόπο λύνοντας ως προς z_t ισχύει:

$$z_t = \frac{a_{20}(1 - a_{11}) + a_{21}a_{10} + (1 - a_{11}L)e_{2t} + a_{21}e_{1t-1}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2}$$

Οι δύο παραπάνω εξισώσεις έχουν την ίδια χαρακτηριστική εξίσωση. Η σύγκλιση απαιτεί οι ρίζες του πολυώνυμου $(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2$ να βρίσκονται εκτός του μοναδιαίου κύκλου.

Διάσπαση Choleski

Επειδή είναι δύσκολο να λυθεί ένα VAR υπόδειγμα όπως παρουσιάζεται από το αρχικό σύστημα εξισώσεων (2.1) και (2.2) διότι δεν μπορούν να υπολογιστούν κατευθείαν αυτές οι εξισώσεις, ο λόγος είναι ότι το z_t συσχετίζεται με τον διαταρακτικό όρο ε_{y_t} και το y_t συσχετίζεται με τον διαταρακτικό όρο ε_{z_t} . Οι τεχνικές ανάλυσης απαιτούν οι μεταβλητές των εξισώσεων να είναι ασυσχέτιστες με τα κατάλοιπα. Μπορεί όμως ένα VAR υπόδειγμα να υπολογιστεί από το αρχικό σύστημα εξισώσεων (2.1) και (2.2) χρησιμοποιώντας έναν περιορισμό όπως έχει προταθεί από τον Sims (1980). Ο περιορισμός που τίθεται είναι η παράμετρος b_{21} να είναι ίση με το μηδέν, έτσι χρησιμοποιώντας τον παραπάνω περιορισμό το σύστημα των αρχικών εξισώσεων (2.1) και (2.2) γίνεται:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{y_t}$$

$$z_t = b_{20} + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{z_t}$$

Έχοντας τον περιορισμό $b_{21} = 0$ είναι φανερό ότι το z_t έχει ταυτόχρονη επίδραση στο y_t (δηλαδή μια αλλαγή στην μεταβλητή z στον χρόνο t θα επηρεάσει την μεταβλητή y στον ίδιο χρόνο t), αλλά το y_t επηρεάζει το z_t με μια χρονική υστέρηση, δηλαδή η τιμή του y στον χρόνο $t-1$ επηρεάζει την τιμή του z στον χρόνο t . Έχοντας τον περιορισμό ότι $b_{21} = 0$, αυτό σημαίνει ότι ο πίνακας B^{-1} θα είναι:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Τώρα αν πολλαπλασιαστεί το σύστημα των εξισώσεων με το B^{-1} γίνεται:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

ή

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} - b_{12}b_{20} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} & \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Εκτιμώντας το παραπάνω σύστημα χρησιμοποιώντας τον εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων (OLS), προκύπτει το σύστημα εξισώσεων:

$$y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}z_{t-1} + e_{1t}$$

$$z_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{t-1} + \alpha_{22}z_{t-1} + e_{2t}$$

όπου

$$\alpha_{10} = b_{10} - b_{12}b_{20}$$

$$\alpha_{11} = \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21}$$

$$\alpha_{12} = \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22}$$

$$\alpha_{20} = b_{20}$$

$$\alpha_{21} = \gamma_{21}$$

$$\alpha_{22} = \gamma_{22}$$

Εφόσον $e_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}$ και $e_{2t} = \varepsilon_{zt}$ μπορούν να υπολογιστούν οι παράμετροι από τον πίνακα διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων ως εξής:

$$\text{Var}(e_1) = \sigma_y^2 + b_{12}^2 \sigma_z^2$$

$$\text{Var}(e_2) = \sigma_z^2$$

$$\text{Cov}(e_1, e_2) = -b_{12}\sigma_z^2$$

Επομένως είναι εννέα παράμετροι να υπολογιστούν οι α_{10} , α_{11} , α_{12} , α_{20} , α_{21} , α_{22} , $\text{var}(e_1)$, $\text{var}(e_2)$, και $\text{cov}(e_1, e_2)$ όπου μπορούν να αντικατασταθούν μέσα από τις εννέα παραπάνω εξισώσεις ώστε να λύσουμε ταυτόχρονα ως προς b_{10} , b_{12} , γ_{11} , γ_{12} , b_{20} , γ_{21} , γ_{22} , σ_y^2 και σ_z^2 . Η παραπάνω ανάλυση με τον περιορισμό $b_{21} = 0$ σημαίνει ότι οι διαταρακτικοί όροι ε_{yt} και ε_{zt} έχουν ταυτόχρονη επίδραση την τιμή του y_t , αλλά μόνο ο διαταρακτικός όρος ε_{zt} επηρεάζει ταυτόχρονα την τιμή του z_t . Η ορθογωνοποίηση αυτή των λαθών όπου ο πίνακας διακυμάνσεων-συνδιακυμάνσεων των λαθών μετατρέπεται σε κάτω τριγωνική μορφή έτσι ώστε να μπορούν να ερμηνευτούν οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων ονομάζεται διάσπαση κατά Choleski (**Choleski decomposition**). Πρέπει να σημειωθεί όμως ότι η παραπάνω διάσπαση είναι αυθαίρετη και εξαρτάται από την σειρά με την οποία γράφονται οι εξισώσεις του VAR συστήματος. Έτσι, αλλάζοντας την σειρά τους μπορεί να οδηγηθούμε σε διαφορετικές συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων.

2.3 ΣΥΝΑΡΤΗΣΗ ΑΙΦΝΙΔΙΩΝ ΑΝΤΙΔΡΑΣΕΩΝ

Ένα μειονέκτημα του VAR υποδείγματος είναι ότι οι εκτιμητές των παραμέτρων του συστήματος είναι δύσκολο να ερμηνευθούν από οικονομικής πλευράς. Ωστόσο αυτό λύνεται μετατρέποντας τα VAR συστήματα σε μορφή κινητών μέσων, Vector Moving Average ή πιο

σύντομα ως VMA, έτσι ώστε να μπορούν να υπολογιστούν οι επιδράσεις τις οποίες μπορεί να επιφέρει μια τυχαία διαταραχή στα λάθη στις τιμές των ενδογενών μεταβλητών.

Ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα μπορεί να παρουσιαστεί και σαν κινητού μέσου όρου υπόδειγμα, επομένως και ένα διάνυσμα αυτοπαλινδρομήσεων (VAR) μπορεί να γραφτεί και σαν ένα διάνυσμα κινητού μέσου όρου (VMA). Το υπόδειγμα VAR(1) που είναι της μορφής:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

$$x_t = A_0 + A_1(A_0 + A_1 x_{t-2} + e_{t-1}) + e_t$$

$$= (I + A_1)A_0 + A_1^2 x_{t-2} + A_1 e_{t-1} + e_t$$

ύστερα από n επαναλήψεις γίνεται:

$$x_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + \sum_{i=0}^{n-1} A_1^i e_{t-i} + A_1^n x_{t-n}$$

έτσι ισχύει ότι :

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (2.9)$$

Η σχέση (2.9) ένα διάνυσμα κινητού μέσου όρου (VMA) της σχέσης (2.3). Τώρα έχοντας το διμεταβλητό υπόδειγμα πρώτης τάξης VAR (1) όπως φαίνεται από το παρακάτω σύστημα εξισώσεων:

$$y_t = a_{10} + a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + e_{1t}$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + e_{2t}$$

Όπως ήδη έχει αναφερθεί μια μεταβολή στο e_{1t} θα προκαλέσει μια μεταβολή στο y_t της ίδιας περιόδου. Λόγω όμως της δυναμικής φύσης του συστήματος θα αλλάξουν και όλες οι μελλοντικές τιμές τόσο της y_t όσο και της z_t .

Για να υπολογιστούν οι μεταβολές αυτές χρησιμοποιούνται οι Συναρτήσεις Αιφνίδιων Αντιδράσεων (Impulse Response Functions). Μια τέτοια συνάρτηση προσδιορίζει τις αντιδράσεις των ενδογενών μεταβλητών σε διαταραχές προερχόμενες από συγκεκριμένες μεταβλητές. Έτσι μπορεί να υπολογιστεί η επίδραση από μια απότομη διαταραχή (shock)

μιας η περισσότερων τυπικών αποκλίσεων πάνω στις πρόσφατες και μελλοντικές τιμές των ενδογενών μεταβλητών.

Αν θεωρηθεί ότι τα κατάλοιπα των εξισώσεων (2.4) και (2.5) είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους τότε μπορούν εύκολα να ερμηνευθούν τα αποτελέσματα χρησιμοποιώντας τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων. Επομένως αν τα e_{1t} και e_{2t} είναι ασυσχέτιστα, τότε το e_{1t} εκφράζει τις τυχαίες διαταραχές (shocks) της y_t , ενώ το e_{2t} εκφράζει τις τυχαίες διαταραχές (shocks) της z_t . Ξαναγράφοντας τις εξισώσεις (2.4) και (2.5) σε μορφή πίνακα έχει την παρακάτω μορφή:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.10)$$

Χρησιμοποιώντας την σχέση (2.9) γίνεται:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (2.11)$$

Από τις σχέσεις (2.6) και (2.7) ισχύει ότι:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (2.12)$$

Συνδυάζοντας τις σχέσεις (2.11) και (2.12) έχουμε:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

Έτσι μπορούμε να έχουμε έναν πίνακα φ_i τάξεως 2×2 με στοιχεία $\varphi_{jk}(i)$:

$$\varphi_i = \begin{bmatrix} A_1^i & \\ & \end{bmatrix} / (1 - b_{12}b_{21}) \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Οι σχέσεις (2.11) και (2.12) σε μορφή κινητού μέσου όρου είναι:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \varphi_{11(i)} & \varphi_{12(i)} \\ \varphi_{21(i)} & \varphi_{22(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

ή

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-i} \quad (2.13)$$

Οι παράμετροι φ_i μπορούν να χρησιμοποιηθούν για να δημιουργήσουν τα αποτελέσματα από τις αλλαγές στα κατάλοιπα e_{y_t} και e_{z_t} στις σειρές y_t και z_t . Οι τέσσερις παράμετροι $\varphi_{jk}(0)$ είναι οι πολλαπλασιαστές των επιπτώσεων. Π.χ. η παράμετρος $\varphi_{12}(0)$ είναι το στιγμιαίο αντίκτυπο σε μοναδιαία αλλαγή του e_{z_t} στο y_t . Οι τέσσερις παράμετροι $\varphi_{11}(i)$, $\varphi_{12}(i)$, $\varphi_{21}(i)$, $\varphi_{22}(i)$ ονομάζονται συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων

Διάσπαση της διακύμανσης

Γνωρίζοντας τους συντελεστές A_0 και A_1 στο αυτοπαλινδρομικό διάνυσμα 1^{ης} τάξης $x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$ και θέλοντας να γίνει πρόβλεψη για τις διάφορες τιμές του x_{t+i} έχοντας την παρατηρούμενη τιμή x_t , η πρόβλεψη μια περίοδο μπροστά θα δίνεται από την αναμενόμενη τιμή του x_{t+1} η οποία φαίνεται παρακάτω:

$$E x_{t+1} = A_0 + A_1 x_t$$

Μια περίοδο μπροστά το σφάλμα της πρόβλεψης είναι $e_{t+1} = x_{t+1} - E x_{t+1}$, για δύο περιόδους μπροστά η τιμή του x_t θα είναι:

$$\begin{aligned} x_{t+2} &= A_0 + A_1 x_{t+1} + e_{t+2} \\ &= A_0 + A_1 (A_0 + A_1 x_t + e_{t+1}) + e_{t+2} \end{aligned}$$

Η αναμενόμενη τιμή δύο περιόδους μπροστά του x_{t+2} είναι:

$$E x_{t+2} = (I + A_1) A_0 + A_1^2 x_t$$

Το σφάλμα της πρόβλεψης δυο περιόδους μπροστά είναι $e_{t+2} + A_1 e_{t+1}$. Γενικά είναι εύκολο να αποδειχθεί ότι η πρόβλεψη n περιόδους μπροστά είναι:

$$E x_{t+n} = (I + A_1 + A_1^2 + \dots + A_1^{n-1}) A_0 + A_1^n x_t$$

και το σφάλμα της πρόβλεψης n περιόδους μπροστά είναι:

$$e_{t+n} + A_1 e_{t+n-1} + A_1^2 e_{t+n-2} + \dots + A_1^{n+1} e_{t+1}$$

Χρησιμοποιώντας την μορφή κινητού μέσου όρου του διανυσματικού υποδείγματος (VMA) δηλαδή την εξίσωση:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-i}$$

Η πρόβλεψη για n περιόδους μπροστά θα είναι:

$$x_{t+n} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

Και το σφάλμα πρόβλεψης για n περιόδους μπροστά $x_{t+n} - E x_{t+n}$ είναι:

$$x_{t+n} - E x_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \varphi_i \varepsilon_{t+n-i}$$

Επικεντρώνοντας μόνο στην y_t σειρά παρατηρείται ότι το σφάλμα της πρόβλεψης n περιόδους μπροστά θα είναι:

$$y_{t+n} - E y_{t+n} = \varphi_{11}(0) \varepsilon_{y_{t+n}} + \varphi_{11}(1) \varepsilon_{y_{t+n-1}} + \dots + \varphi_{11}(n-1) \varepsilon_{y_{t+1}} \\ + \varphi_{12}(0) \varepsilon_{z_{t+n}} + \varphi_{12}(1) \varepsilon_{z_{t+n-1}} + \dots + \varphi_{12}(n-1) \varepsilon_{z_{t+1}}$$

Η διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης για n περιόδους μπροστά είναι $\sigma_y(n)^2$ είναι:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2 [\varphi_{11}(0)^2 + \varphi_{11}(1)^2 + \dots + \varphi_{11}(n-1)^2] \\ + \sigma_z^2 [\varphi_{12}(0)^2 + \varphi_{12}(1)^2 + \dots + \varphi_{12}(n-1)^2]$$

Εφόσον, όλες οι τιμές $\varphi_{jk}(i)^2$ είναι κατ' ανάγκη μη αρνητικές τιμές, η διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης αυξάνει όσο το n αυξάνει. Μπορεί να διασπαστεί η διακύμανση του σφάλματος πρόβλεψης για n περιόδους σε κάθε έναν διαταρακτικό όρο. Αντίστοιχα η αναλογία του $\sigma_y(n)^2$ εξαιτίας των διαταρακτικών όρων ε_{y_t} και ε_{z_t} είναι:

$$\frac{\sigma_y^2 [\varphi_{11}(0)^2 + \varphi_{11}(1)^2 + \dots + \varphi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

και

$$\frac{\sigma_z^2 [\varphi_{12}(0)^2 + \varphi_{12}(1)^2 + \dots + \varphi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2}$$

Η διάσπαση της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης δείχνει την αναλογία που έχει στην διακύμανση ο διαταρακτικός όρος της ίδιας της σειράς σε αντίθεση με την αναλογία που έχουν στην διακύμανση οι διαταρακτικοί όροι των άλλων σειρών. Εάν ο διαταρακτικός όρος ε_{zt} δεν εξηγεί κανένα μέρος της διακύμανσης του σφάλματος πρόβλεψης του y_t , τότε συμπεραίνεται ότι η σειρά y_t θεωρείται εξωγενής μεταβλητή. Οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων καθώς και η διάσπαση της διακύμανσης τους είναι χρήσιμα εργαλεία για την εξέταση των σχέσεων που υπάρχουν ανάμεσα στις οικονομικές μεταβλητές.

2.4 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Στο κεφάλαιο αυτό αναλύθηκαν τα διανυσματικά αυτοπαλινδρομικά υποδείγματα (Vector Autoregression) όπου είναι δυναμικά πολυμεταβλητά υποδείγματα. Ο Sims το 1980 στο άρθρο του “Macroeconomic and Reality” εισήγαγε για πρώτη φορά στην ανάλυση μακροοικονομικών μεγεθών τα VAR υποδείγματα που μέχρι σήμερα χρησιμοποιούνται ευρέως στις εμπειρικές μελέτες από τους ερευνητές. Έπειτα, αναλύθηκαν οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (Impulse Response Functions), που χρησιμοποιούνται για να υπολογιστούν οι αντιδράσεις των ενδογενών μεταβλητών στις αλλαγές των διαταρακτικών όρων. Τέλος, αναλύθηκε η διάσπαση της διακύμανσης (Variance Decomposition) όπου δείχνει το ποσοστό που έχει στην διακύμανση του σφάλματος η κάθε μεταβλητή.

ТАНЕЦЫ И МОДЕРНА

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΣΧΕΣΗ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ ΚΑΙ ΤΙΜΗΣ ΠΕΤΡΕΛΑΙΟΥ

3.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Τα τελευταία χρόνια το φαινόμενο του πληθωρισμού έχει απασχολήσει ολοένα και περισσότερους αναλυτές περισσότερο από κάθε άλλη περίοδο μεταπολεμικά. Ο πληθωρισμός εξακολουθεί να προβληματίζει τις κεντρικές οικονομικές υπηρεσίες όλων των χωρών, ιδιαίτερα μετά το 1973, όπου υπήρξε η απότομη άνοδος στις τιμές των καυσίμων και πήρε ανησυχητικές διαστάσεις σε πολλές χώρες. Οι ανεπτυγμένες χώρες μέσω συγκεκριμένων επιλογών κατάφεραν να περιορίσουν τον υψηλό πληθωρισμό της δεκαετίας του 1970, αλλά δεν παύουν να μεριμνούν συνεχώς για την σταθερότητα του επιπέδου των τιμών, όπου αποτελεί έναν από τους βασικούς στόχους οικονομικής πολιτικής κάθε κυβέρνησης. Έτσι είναι αναγκαίο να κατανοηθεί η σημασία και η σπουδαιότητα των μεταβολών του γενικού επιπέδου των τιμών καθώς και οι επιπτώσεις που επιφέρει σε όλους τους τομείς της οικονομίας. Ένα από τα βασικά προϊόντα που επηρεάζει άμεσα τον πληθωρισμό είναι η τιμή του πετρελαίου, καθώς αποτελεί βασική πρώτη ύλη στην παραγωγική διαδικασία. Όταν αυξάνεται η τιμή του πετρελαίου αυξάνονται και οι τιμές των υπολοίπων αγαθών με αποτέλεσμα να δημιουργούνται πληθωριστικές πιέσεις.

Το πετρέλαιο αποτελεί εδώ και πολλές δεκαετίες το κυρίαρχο ενεργειακό αγαθό σε παγκόσμιο επίπεδο. Συνδέεται άμεσα με τους ρυθμούς παγκόσμιας ανάπτυξης του κάθε κράτους ξεχωριστά, ενώ η απρόσκοπτη προσφορά και διοχέτευση του, στην παγκόσμια αγορά είναι στο επίκεντρο της προσοχής αλλά και των ερευνών κρατών και οργανισμών. Είναι χαρακτηριστικό ότι ιδίως τα τελευταία χρόνια, η ενέργεια γενικότερα και το πετρέλαιο ειδικότερα, έχει αναδειχθεί ως ο πρωτεύον παράγοντας για σημαντικές αλλαγές σε κοινωνικό, στρατιωτικό, πολιτικό, οικονομικό αλλά και στρατηγικού σχεδιασμού επίπεδο, παγκοσμίως.

Στο κεφάλαιο αυτό πρώτα παρουσιάζεται μια σύντομη θεωρητική προσέγγιση της σχέσης πληθωρισμού και της τιμής του πετρελαίου. Έπειτα αναλύονται οι βασικές έννοιες του πληθωρισμού, οι αιτίες που τον προκαλούν και περιγράφονται τα εργαλεία με τα οποία μετράται ο πληθωρισμός. Επίσης, αναφέρονται οι συνέπειες που έχει ο ρυθμός αύξησης του πληθωρισμού στην οικονομία αλλά και γενικότερα στην κοινωνία, καθώς και τα μέτρα αντιμετώπισης του πληθωρισμού, τα οποία καλείται να λάβει η κυβέρνηση μιας χώρας για την επιτυχή αντιμετώπιση του. Κατόπιν, παρουσιάζεται η διαχρονική εξέλιξη του πληθωρισμού από το 1997 έως το 2009 για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Αγγλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Ιταλία και Ολλανδία. Τέλος, αναλύεται η σπουδαιότητα του πετρελαίου για την οικονομία και παρουσιάζονται τα γεγονότα σε παγκόσμιο επίπεδο τα οποία επηρέασαν την εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου διαχρονικά.

3.2 ΘΕΩΡΗΤΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ ΤΗΣ ΣΧΕΣΗΣ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ-ΤΙΜΗΣ ΠΕΤΡΕΛΑΙΟΥ

Πολλές μελέτες έχουν γίνει στο παρελθόν ώστε να εκτιμήσουν το μέγεθος των αρνητικών επιπτώσεων στην οικονομική δραστηριότητα και τον πληθωρισμό από μια αύξηση στην τιμή του πετρελαίου. Εδώ θα πρέπει να σημειωθεί, ότι οι ερευνητές έχουν συμφωνήσει ότι οι αρνητικές συνέπειες από την αύξηση της τιμής του πετρελαίου στην ανάπτυξη της οικονομίας και στον πληθωρισμό, έχουν μειωθεί σημαντικά με το πέρασμα του χρόνου, καθώς οι οικονομίες των αναπτυσσόμενων χωρών σταδιακά προσαρμόζονται και απαιτούν όλο και λιγότερη ενέργεια στη διαδικασία παραγωγής και μεταφοράς προϊόντων.

Τελευταία, ορισμένοι αναλυτές αναφέρονται και σ' ένα δεύτερο παράγοντα, που σχετίζεται με το πετρέλαιο και πιθανόν να επιδρά αρνητικά στην οικονομική δραστηριότητα και τον πληθωρισμό. Ο παράγοντας αυτός σχετίζεται με την τιμή του πετρελαίου, αλλά δεν είναι η ίδια η τιμή, αυτή που επηρεάζει την ανάπτυξη της οικονομίας και τον πληθωρισμό. Είναι η αβεβαιότητα για τη μελλοντική πορεία της τιμής. Η αβεβαιότητα επιδρά αρνητικά στην οικονομική δραστηριότητα επειδή αποσυντονίζει κάθε μελλοντικό σχεδιασμό και την όλη διαδικασία της μελλοντικής εξισορρόπησης προσφοράς και ζήτησης αγαθών και

υπηρεσιών στην οικονομία. Η αβεβαιότητα αυξάνεται σε εποχές παγκόσμιων οικονομικών και πολιτικών αναταράξεων καθώς και έντονων καιρικών φαινομένων.

Για τις Η.Π.Α, οι ακαδημαϊκές μελέτες έχουν δείξει ότι αν στη διάρκεια ενός τριμήνου η τιμή του πετρελαίου αυξηθεί κατά 10%, τότε στη διάρκεια των επόμενων 4 τριμήνων, ο πληθωρισμός θα αυξηθεί κατά 0,5-1,3 ποσοστιαίες μονάδες. Ωστόσο, αν η τιμή συνεχίσει να αυξάνεται με την ίδια ένταση (κατά 10% περίπου κάθε τρίμηνο), εκτιμάται ότι οι συνέπειες στην οικονομία θα είναι πολύ πιο μεγάλες, χωρίς να μπορεί να αποκλεισθεί το ενδεχόμενο μιας οικονομικής ύφεσης. Για τις χώρες της Ευρωπαϊκής Ένωσης, σύμφωνα με τις εκτιμήσεις του οικονομετρικού υποδείγματος της Ευρωπαϊκής Επιτροπής QUEST, μια μόνιμη αύξηση κατά 35% στην τιμή του πετρελαίου (π.χ. από \$48 σε \$65 το βαρέλι) οδηγεί σε αύξηση του πληθωρισμού, κατά περίπου 0,3 ποσοστιαίες μονάδες ετησίως για τα δύο πρώτα έτη.

Οι Burbidge και Harrison (1984) στηριζόμενοι σε δεδομένα της περιόδου 1961-1982 χρησιμοποίησαν τα πολυμεταβλητά υποδείγματα VAR προκειμένου να εκτιμήσουν την επίδραση της ανόδου της τιμής του πετρελαίου στην οικονομία του Καναδά, της Ιαπωνίας, της Δυτικής Γερμανίας, της Μεγάλης Βρετανίας, και των ΗΠΑ. Οι εν λόγω μελετητές διαπίστωσαν ότι μια προσωρινής μορφής αύξηση κατά μια τυπική απόκλιση στην τιμή του πετρελαίου αυξάνει τους μισθούς και τις τιμές σε όλες τις προαναφερθείσες χώρες. Ωστόσο, στην Γερμανία και την Ιαπωνία ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτού και οι μισθοί στην μεταποίηση παρουσίασαν μικρή σχετικά ευαισθησία στην άνοδο της τιμής του πετρελαίου. Επίσης, η βιομηχανική παραγωγή έδειξε σημεία σημαντικής κάμψης στις ΗΠΑ και την Ιαπωνία.

Για την Ελλάδα, η ακαδημαϊκή μελέτη της Paparetrou (2001) επιβεβαιώνει ότι το πετρέλαιο επηρεάζει σημαντικά την οικονομική δραστηριότητα, πολύ περισσότερο από άλλους σημαντικούς παράγοντες, όπως είναι η πορεία του χρηματιστηρίου και των επιτοκίων. Οι Cunado και Perez de Gracia (2003) βρίσκουν ότι για την Ελλάδα οι αυξήσεις των τιμών του πετρελαίου έχουν σημαντική επίδραση τόσο στον πληθωρισμό όσο και την ανάπτυξη. Τέλος, σε μια πιο πρόσφατη μελέτη, οι De Miguel et al. (2005) βρίσκουν ότι σε χώρες του ευρωπαϊκού νότου (Πορτογαλία, Ισπανία, Ιταλία και Ελλάδα) παρατηρείται η μεγαλύτερη στην Ευρωπαϊκή Ένωση αρνητική επίδραση στην οικονομία λόγω των απότομων μεταβολών στην τιμή του πετρελαίου, με μέγιστη την επίδραση στην Ελλάδα.

Σε πρόσφατη μελέτη της Ευρωπαϊκής Κεντρικής Τράπεζας (Berben et al., 2005) έδειξε ότι μια μόνιμη αύξηση της τιμής του πετρελαίου κατά 10%, ενδέχεται να έχει μόνο μικρές και

παροδικές επιπτώσεις στον πληθωρισμό των χωρών της Ευρωζώνης (περίπου 0,06 ποσοστιαίες μονάδες αύξηση το πρώτο τρίμηνο). Ωστόσο, η Ελλάδα και το Λουξεμβούργο είναι οι δύο χώρες όπου οι επιδράσεις στον πληθωρισμό είναι μεγάλες και κορυφώνονται μετά από 7 και 5 τρίμηνα αντίστοιχα. Η εμμονή των πληθωριστικών πιέσεων σε αυτές τις χώρες αποδίδεται κατά κύριο λόγο στις αυξήσεις των τιμών των εισαγόμενων προϊόντων.

Σύμφωνα με τους Guo και Kliesen (2005), εάν, κατά την διάρκεια ενός τριμήνου, η τιμή του πετρελαίου αυξηθεί κατά 10%, τότε στη διάρκεια των επόμενων 4 τριμήνων, ο πληθωρισμός θα αυξηθεί κατά 0,5 έως 1,3 ποσοστιαίες μονάδες. Οι Blanchard και Galí (2007), χρησιμοποιώντας και αυτοί την μεθοδολογία VAR, διαπίστωσαν ότι η άνοδος τιμών του πετρελαίου κατά τη διάρκεια του 1970-83 είχε μια σημαντική επίδραση στις περισσότερες ανεπτυγμένες χώρες, αλλά πολύ μικρή επίδραση στον πληθωρισμό της Δυτικής Γερμανίας, ή στον πληθωρισμό και την παραγωγή της Ιαπωνίας.

Στο μεγαλύτερο μέρος τους οι μελέτες δείχνουν ότι μια αύξηση στην τιμή του πετρελαίου θα προκαλέσει αρνητικές επιδράσεις τόσο στην οικονομία όσο και στον πληθωρισμό. Μια αύξηση στην τιμή του πετρελαίου θα προκαλέσει άνοδο του επιπέδου του πληθωρισμού. Όλοι όμως οι οικονομολόγοι-αναλυτές έχουν συμφωνήσει ότι οι ανεπτυγμένες οικονομίες σήμερα είναι πιο έτοιμες να αντιμετωπίσουν την μεταβλητότητα στην τιμή του πετρελαίου συγκριτικά με την δεκαετία του 1970.

3.3 ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΣ

Ο πληθωρισμός ορίζεται ως το φαινόμενο της συνεχούς άνοδου του γενικού επιπέδου των τιμών. Το γενικό επίπεδο των τιμών εξετάζεται από δυο πλευρές, είτε ως η τιμή ενός καλαθιού αγαθών και υπηρεσιών είτε ως ένα μέτρο αξίας του χρήματος. Η σχέση αυτών των δυο είναι αντίστροφη. Αν P είναι το επίπεδο των τιμών, που μετρά τις χρηματικές μονάδες που χρειάζονται για να αγοραστεί ένα καλάθι αγαθών και υπηρεσιών, τότε $1/P$ είναι η αξία του χρήματος μετρημένη σε αγαθά και υπηρεσίες. Δηλαδή όταν αυξάνεται το γενικό επίπεδο των τιμών (ύπαρξη πληθωρισμού) τότε η αξία του χρήματος μειώνεται.

Εξ' ορισμού συνεπώς ο πληθωρισμός ισοδυναμεί με τη συνεχή μείωση της αγοραστικής δύναμης του χρήματος. Μια οικονομική κατάσταση θεωρείται πληθωριστική, όταν υπάρχει μία τάση συνεχούς αύξησης των τιμών. Πρέπει να τονιστεί, ότι μία και

μοναδική αύξηση των τιμών χωρίς τάση παραπέρα αύξησης δε θεωρείται πληθωρισμός. Η άνοδος των τιμών είναι αποτέλεσμα των οικονομικών δυνάμεων, οι οποίες αναπτύσσονται στην αγορά. Άνοδος του γενικού επιπέδου των τιμών δε σημαίνει αναγκαία άνοδο της τιμής όλων των προϊόντων, αυτό βέβαια σημαίνει, ότι οι τιμές των άλλων αγαθών αυξάνονται, έτσι ώστε το γενικό επίπεδο να ανέρχεται.

➤ ΑΙΤΙΕΣ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ

Ο πληθωρισμός με βάση τις αιτίες που τον προκαλούν ταξινομείται στις εξής κατηγορίες: στον πληθωρισμό ζήτησης, στον πληθωρισμό κόστους, στον εισαγόμενο πληθωρισμό, στον διαθρωτικό πληθωρισμό και στον πληθωρισμό που προέρχεται από τις πιέσεις των κοινωνικών ομάδων. Οι κατηγορίες στις οποίες ταξινομείται ο πληθωρισμός ανάλογα με τα αίτια που τον προκαλούν αναλύονται συνοπτικά παρακάτω.

Πληθωρισμός ζήτησης: Εκδηλώνεται σε οικονομίες που έφθασαν ή πλησιάζουν στο επίπεδο της πλήρους απασχόλησης των συντελεστών της παραγωγής (εργατικού δυναμικού και κεφαλαιουχικού εξοπλισμού). Στις περιπτώσεις αυτές αν αυξηθεί η συνολική ενεργός ζήτηση δεν θα υπάρξει αντίστοιχη αύξηση της παραγωγής λόγω έλλειψης των συντελεστών και οι καταναλωτές στην επιμονή τους να αποκτήσουν πρόσθετα αγαθά θα προσφέρουν ψηλότερες τιμές με συνέπεια να αυξηθεί το γενικό επίπεδο τιμών, άρα πληθωρισμός. Επομένως, βασική αιτία δημιουργίας πληθωρισμού στην περίπτωση αυτή είναι η υπερβάλλουσα ζήτηση, η οποία με τη σειρά της οφείλεται στην αύξηση της προσφοράς χρήματος μέσω έκδοσης νέου χρήματος, μέσω εξωτερικού δανεισμού ή τα ελλείμματα στον κρατικό τομέα για μεγάλα χρονικά διαστήματα.

Πληθωρισμός κόστους: Ο πληθωρισμός κόστους είναι αποτέλεσμα της αύξησης του γενικού επιπέδου τιμών λόγω της αύξησης του κόστους παραγωγής. Ανάλογα με εκείνο από τα στοιχεία του κόστους παραγωγής που επιδρά κάθε φορά πάνω στις τιμές διακρίνεται στον πληθωρισμό μισθών, στον πληθωρισμό κερδών ή στον πληθωρισμό λοιπών στοιχείων κόστους.

Εισαγόμενος πληθωρισμός: Οι αυξήσεις του γενικού επιπέδου των τιμών, που οδηγούν στον πληθωρισμό δεν είναι μόνο αποτέλεσμα των επιδράσεων των δυνάμεων της εσωτερικής αγοράς του συγκεκριμένου κράτους, αλλά είναι δυνατό, να οφείλονται και στις αυξήσεις των τιμών των εισαγόμενων προϊόντων. Ο εισαγόμενος πληθωρισμός, δηλαδή είναι ο

πληθωρισμός εκείνος που επιβάλλεται σε μια χώρα από άλλες με τους μηχανισμούς διεθνούς εμπορίου και απορρέει από την εξάρτηση των οικονομικών στρατηγικών και τις επιλογές και προσανατολισμούς των διεθνών οικονομικών σχέσεων. Οι παράγοντες που είναι κυρίως υπεύθυνοι για την εμφάνιση αυτού του είδους του πληθωρισμού είναι οι εισροές του συναλλάγματος ή διαμόρφωση της διεθνούς σχέσης τιμών, η αύξηση του κόστους των εισαγόμενων αγαθών και υπηρεσιών και η αύξηση της ζήτησης των εξαγωγών.

Διαθρωτικός πληθωρισμός: Στις περιπτώσεις που παρατηρείται αύξηση της ζήτησης για το προϊόν ενός κλάδου, ενώ ταυτόχρονα μειώνεται κατά το ίδιο ποσό ή ζήτηση ενός άλλου κλάδου προκύπτει ο διαθρωτικός πληθωρισμός. Αποτέλεσμα αυτών των κινήσεων είναι μια αύξηση των τιμών στον πρώτο κλάδο χωρίς να επέλθει ισοδύναμη μείωση των τιμών στο δεύτερο κλάδο. Αυτό το γεγονός οφείλεται στο ότι εξαιτίας της ολιγοπωλιακής διάρθρωσης των σημερινών οικονομιών, η μείωση της ζήτησης για πολλά προϊόντα δεν οδηγεί σε μείωση των τιμών και των μισθών ή οδηγεί δε σε μικρή, αλλά όχι ανάλογη μείωση.

Πληθωρισμός λόγω κοινωνικών πιέσεων: Αυτό το είδος πληθωρισμού αποτελεί ουσιαστικά έναν δεύτερο πληθωρισμό. Δηλαδή οι αντιδράσεις των κοινωνικών ομάδων εξαιτίας των μετατοπίσεων του πραγματικού τους εισοδήματος που προκλήθηκε από το αρχικό πληθωριστικό σοκ καθορίζουν τη διατήρηση ή επιδείνωση του αρχικού πληθωρισμού.

➤ ΜΕΤΡΗΣΗ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ

Για τη μέτρηση του πληθωρισμού, δηλαδή τη συνεχή αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών, χρησιμοποιούνται κυρίως οι δείκτες τιμών και ο αποπληθωριστής, ΑΕΠ. Ένας δείκτης τιμών εκφράζει τη μέση τιμή ορισμένων επιλεγμένων αγαθών σε περίοδο ως ποσοστό της μέσης τιμής των ίδιων αγαθών σε μια προηγούμενη περίοδο βάσης. Είναι επομένως, ένα μέσο μέτρησης της ποσοστιαίας μεταβολής του γενικού επιπέδου τιμών από την περίοδο βάση έως την τρέχουσα περίοδο. Παρακάτω αναλύονται ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (Δ.Τ.Κ), ο Δείκτης Τιμών Παραγωγού (Δ.Τ.Π), ο Εναρμονισμένος Δείκτης Τιμών Καταναλωτή (Εν.Δ.Τ.Κ) και ο Αποπληθωριστής Ακαθάριστου Εγχώριου Προϊόντος (Αποπληθωριστής Α.Ε.Π).

- **Δείκτης Τιμών Καταναλωτή**

Ο Δείκτης Τιμών που χρησιμοποιείται συνήθως για τη μέτρηση του πληθωρισμού είναι ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή. Σκοπός αυτού του δείκτη, όπως και κάθε άλλου δείκτη τιμών, είναι η μέτρηση των μεταβολών στο κόστος ζωής. Ο Δ.Τ.Κ είναι ένα μέτρο του συνολικού κόστους αγαθών και υπηρεσιών που αγοράζει το μέσο νοικοκυριό, δηλαδή μετράει το κόστος ενός δεδομένου καλαθιού αγαθών και υπηρεσιών για μια περίοδο σε σχέση με το κόστος του ίδιου καλαθιού αγαθών και υπηρεσιών στην περίοδο βάση. Ο Δ.Τ.Κ παρόλο που χρησιμοποιείται για τη μέτρηση του πληθωρισμού, ωστόσο εμφανίζει και κάποια μειονεκτήματα που είναι σημαντικό να αναφερθούν.

Πρώτον μειονέκτημα του Δ.Τ.Κ είναι ότι δε λαμβάνει υπ' όψιν την ικανότητα του καταναλωτή να αντικαθιστά ορισμένα αγαθά με άλλα, σχετικά φθηνότερα, με την πάροδο του χρόνου. Όταν οι τιμές μεταβάλλονται από τον ένα χρόνο στον άλλο, δε μεταβάλλονται όλες με την ίδια αναλογία. Δηλαδή, οι καταναλωτές αντικαθιστούν ορισμένα αγαθά με άλλα σχετικά φθηνότερα. Ο Δ.Τ.Κ υπολογίζεται με βάση ένα αμετάβλητο καλάθι αγαθών. Επειδή, δε λαμβάνεται υπ' όψιν η δυνατότητα υποκατάστασης που έχουν οι καταναλωτές, ο Δ.Τ.Κ εμφανίζει ως μεγαλύτερη την άνοδο του κόστους ζωής από το ένα έτος στο άλλο.

Δεύτερον, δε λαμβάνει υπ' όψιν την άνοδο της αγοραστικής αξίας της χρηματικής μονάδας, που οφείλεται στην εισαγωγή νέων αγαθών. Όταν παρουσιάζεται στην αγορά ένα νέο αγαθό, οι καταναλωτές έχουν τη δυνατότητα να επιλέξουν από μια μεγαλύτερη ποικιλία αγαθών. Αυτή η μεγαλύτερη ποικιλία προσδίδει μεγαλύτερη αξία σε κάθε χρηματική μονάδα και έτσι οι καταναλωτές χρειάζονται λιγότερες χρηματικές μονάδες για να διατηρήσουν ένα δεδομένο βιοτικό επίπεδο. Ο Δ.Τ.Κ όμως, επειδή βασίζεται σε ένα σταθερό καλάθι αγαθών, δεν αντανάκλα τη μεταβολή αυτή στην αγοραστική δύναμη της χρηματικής μονάδας.

Τρίτον, ο Δ.Τ.Κ στρεβλώνεται, καθώς δεν υπολογίζει τις ποιοτικές αλλαγές στα αγαθά και υπηρεσίες. Αν η ποιότητα ενός αγαθού υποβαθμίζεται από χρόνο σε χρόνο, τότε η αγοραστική αξία της χρηματικής μονάδας μειώνεται, ακόμη και αν η τιμή του αγαθού μένει αμετάβλητη. Οι αλλαγές στην ποιότητα ενός αγαθού, είναι ένα πολύ σοβαρό πρόβλημα διότι η ποιότητα του αγαθού είναι πολύ δύσκολο να μετρηθεί. Εξαιτίας των προβλημάτων μέτρησης, ο Δ.Τ.Κ υπερεκτιμά τον ετήσιο ρυθμό πληθωρισμού.

- **Εναρμονισμένος Δείκτης Τιμών Καταναλωτή**

Η Ευρωπαϊκή Ένωση απαιτεί από τα κράτη μέλη της να καταρτίζουν τον Εναρμονισμένο Δ.Τ.Κ (Εν. Δ.Τ.Κ) παράλληλα με τον εθνικό Δ.Τ.Κ. Ο εναρμονισμός της μεθόδου κατάρτισης του Δ.Τ.Κ των κρατών μελών της Ε.Ε. είναι απαραίτητος προκειμένου η μέτρηση του πληθωρισμού να γίνεται στην ίδια βάση. Ο Εν. Δ.Τ.Κ είναι αποκλειστικά για την Ευρωπαϊκή χρήση και σκοπό έχει την παρακολούθηση από την Επιτροπή της Ε.Ε. για την επίτευξη οικονομικής σύγκλισης και σταθερότητας τιμών για την Οικονομική και Νομισματική Ένωση, δηλαδή για να διαπιστωθεί αν μια χώρα της Ε.Ε. ικανοποιεί το κριτήριο της σταθερότητας των τιμών που προβλέπει η συνθήκη του Μάαστριχτ (1992).

- **Δείκτης Τιμών Παραγωγού**

Ο Δ.Τ.Π μετρά τις μεταβολές των τιμών που απολαμβάνουν οι εγχώριοι παραγωγοί για τα προϊόντα τους. Η διαφορά του δείκτη αυτού με το Δ.Τ.Κ έγκειται στο ότι οι επιδοτήσεις τιμών, τα κέρδη και οι φόροι μπορούν να κάνουν το ποσό που λαμβάνει ο παραγωγός να διαφέρει από αυτό που πληρώνει ο καταναλωτής. Ο Δ.Τ.Π μετράει την πίεση που ασκείται στους παραγωγούς από το κόστος των πρώτων υλών τους.

- **Αποπληθωριστής Ακαθάριστου Εθνικού Προϊόντος**

Ένα άλλο μέτρο για τη μέτρηση του γενικού επιπέδου τιμών είναι ο αποπληθωριστής ΑΕΠ, ο οποίος αντανakλά το τρέχον επίπεδο τιμών του έτους βάσης. Ο αποπληθωριστής ΑΕΠ δίνεται από τον ακόλουθο τύπο:

$$\text{Αποπληθωριστής ΑΕΠ} = \frac{\text{Ονομαστικό ΑΕΠ}}{\text{Πραγματικό ΑΕΠ}}$$

Ο Δ.Τ.Κ και ο αποπληθωριστής ΑΕΠ παρουσιάζουν δυο σημαντικές διαφορές. Πρώτον, ο Δ.Τ.Κ αντανakλά τις τιμές όλων των αγαθών και υπηρεσιών που αγοράζονται από τους καταναλωτές, ενώ ο αποπληθωριστής του ΑΕΠ αντανakλά τις τιμές όλων των αγαθών και υπηρεσιών που παράγονται στην εγχώρια οικονομία. Επομένως, τα εισαγόμενα αγαθά επηρεάζουν το Δ.Τ.Κ, αλλά όχι τον αποπληθωριστή ΑΕΠ. Δεύτερον, ο Δ.Τ.Κ χρησιμοποιεί ένα σταθερό καλάθι αγαθών και υπηρεσιών, ενώ ο αποπληθωριστής του ΑΕΠ μεταβάλλει

αυτόματα την ομάδα των αγαθών και υπηρεσιών με την πάροδο του χρόνου, καθώς μεταβάλλεται η σύνθεση του ΑΕΠ.

➤ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ

Η σημασία των αποτελεσμάτων του πληθωρισμού εξαρτάται από την ένταση του πληθωρισμού, δηλαδή από το ρυθμό αύξησης των τιμών. Αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών κατά μικρό ποσοστό, κάτω από 4% κάθε χρόνο, δε δημιουργεί σοβαρά προβλήματα. Αντίθετα μάλιστα θεωρείται ότι έχει θετική επίδραση στην παραγωγή, γιατί δημιουργεί προσδοκίες κέρδους, δεδομένου ότι η αύξηση των τιμών των προϊόντων προηγείται της αύξησης των αμοιβών των παραγωγικών συντελεστών. Επομένως μικρής εντάσεως πληθωρισμός, που καλείται και έρπων πληθωρισμός, ενθαρρύνει τις επενδύσεις λόγω των κερδών που αναμένονται και οδηγεί σε αύξηση της παραγωγικής δυναμικότητας της οικονομίας και της παραγωγής. Αντίθετος από τον έρποντα πληθωρισμό είναι ο λεγόμενος υπερπληθωρισμός ή καλπάζων πληθωρισμός, τον οποίο χαρακτηρίζει πολύ υψηλός ρυθμός μεταβολής των τιμών σε σχετικά μικρό χρονικό διάστημα. Αποτέλεσμα του υπερπληθωρισμού είναι η συνεχής και μεγάλη πτώση της αγοραστικής αξίας της νομισματικής μονάδας και τελικά η εγκατάλειψη του νομισματικού συστήματος και η επαναφορά της ανταλλαγής αντί της συναλλαγής. Ο υπερπληθωρισμός αυτής της εκτάσεως δεν είναι σύνηθες φαινόμενο και εμφανίζεται κυρίως σε ανώμαλες οικονομικές καταστάσεις (π.χ. περιόδους πολέμου). Στη συνέχεια αναφέρονται οι συνέπειες του πληθωρισμού σε διάφορους τομείς της οικονομίας.

Πρώτον, ο πληθωρισμός ενεργεί ως μηχανισμός αναδιανομής του εισοδήματος και του πλούτου μεταξύ διαφόρων ομάδων ατόμων. Αν ως χρηματικό εισόδημα θεωρηθεί το σύνολο των χρηματικών μονάδων, τις οποίες παίρνει ένα άτομο ως εισόδημα κατά μία χρονική περίοδο και πραγματικό εισόδημα είναι το σύνολο των αγαθών, τα οποία μπορεί το άτομο αυτό να αγοράσει με το χρηματικό εισόδημα, τότε είναι φανερό, ότι, με δεδομένο το χρηματικό εισόδημα, το ύψος του πραγματικού εισοδήματος εξαρτάται από το επίπεδο των τιμών. Όσο υψηλότερο είναι το επίπεδο των τιμών, τόσο μικρότερο είναι το πραγματικό εισόδημα. Η σχέση μεταξύ χρηματικού, πραγματικού εισοδήματος και επιπέδου τιμών δίνεται από την εξίσωση:

$$I_R = \frac{I_M}{P}$$

όπου

- I_R : πραγματικό εισόδημα
- I_M : χρηματικό εισόδημα και
- P : γενικό επίπεδο τιμών

Από τη σχέση αυτή γίνεται φανερό ότι, για να διατηρηθεί το πραγματικό εισόδημα σταθερό, πρέπει το χρηματικό εισόδημα να αυξάνεται με τον ίδιο ρυθμό, όπως και το γενικό επίπεδο τιμών. Σε περιόδους ανόδου των τιμών τα άτομα εκείνα, που έχουν σταθερό χρηματικό εισόδημα, ή που το χρηματικό τους εισόδημα αυξάνεται με ρυθμό μικρότερο από το ρυθμό ανόδου των τιμών, δέχονται μείωση του πραγματικού τους εισοδήματος. Αντίθετα τα άτομα, που το χρηματικό τους εισόδημα αυξάνεται ταχύτερα, από το επίπεδο των τιμών, γνωρίζουν αύξηση του πραγματικού τους εισοδήματος. Κατά συνέπεια ο πληθωρισμός πλήττει κυρίως τους συνταξιούχους, δημόσιους υπαλλήλους, ιδιωτικούς υπαλλήλους και εργάτες των οποίων οι συμβάσεις εργασίας ανανεώνονται κατά αραιά χρονικά διαστήματα και οι χρηματικές αμοιβές δεν αναπροσαρμόζονται σύμφωνα με το ρυθμό αυξήσεως των τιμών. Αντίθετα, ο πληθωρισμός αυξάνει το πραγματικό εισόδημα των επιχειρηματιών γενικά, δεδομένου ότι οι τιμές των προϊόντων αυξάνονται συνήθως πιο γρήγορα από τις παραγωγικές δαπάνες. Με άλλα λόγια ο πληθωρισμός ωφελεί τα άτομα, που το εισόδημα τους μεταβάλλεται εύκολα σε βάρος των ατόμων, που έχουν σχετικά σταθερά χρηματικά εισοδήματα.

Τα αποτελέσματα όμως του πληθωρισμού δεν περιορίζονται στην αναδιανομή εισοδημάτων και πλούτου. Είναι δυνατό να έχει σοβαρές συνέπειες στο μελλοντικό ρυθμό ανάπτυξης της οικονομίας. Ο πληθωρισμός και μάλιστα σε υψηλό ποσοστό, τείνει να μειώσει τη ροπή προς αποταμίευση και να στρέψει τη ροή του εισοδήματος προς την κατανάλωση. Αυτό πέραν ότι ενισχύει τις πληθωριστικές τάσεις, μειώνει το μέρος των παραγωγικών συντελεστών που μπορούν να στραφούν προς τις επενδύσεις και συνεπώς ο ρυθμός ανάπτυξης του υλικού κεφαλαίου της οικονομίας μειώνεται. Το τελικό αποτέλεσμα είναι η επιβράδυνση του ρυθμού ανάπτυξης της οικονομίας.

Έπειτα, στις οικονομίες στις οποίες ο εξωτερικός τομέας έχει σχετικά σημαντικό μέγεθος ο πληθωρισμός έχει σοβαρά αρνητικά αποτελέσματα πάνω στο εμπορικό ισοζύγιο.

Αν ο ρυθμός πληθωρισμού μίας χώρας υπερβαίνει τον πληθωρισμό των χωρών με τις οποίες έχει εμπορικές σχέσεις, τα προϊόντα της χώρας αυτής γίνονται συνεχώς πιο ακριβά με αποτέλεσμα τη μείωση των εξαγωγών και την αύξηση των εισαγωγών. Έτσι, το εμπορικό ισοζύγιο και το ισοζύγιο πληρωμών χειροτερεύουν, με αποτέλεσμα την απώλεια συναλλαγματικών αποθεμάτων (αν η τιμή του συναλλάγματος είναι σταθερή) ή την υποτίμηση (αν η αγορά συναλλάγματος είναι ελεύθερη).

➤ ΜΕΤΡΑ ΑΝΤΙΠΛΗΘΩΡΙΣΤΙΚΗΣ ΠΟΛΙΤΙΚΗΣ

Η λήψη κατάλληλων μέτρων αντιπληθωριστικής πολιτικής αποτελεί έργο δυσχερέστατο για πολλούς λόγους. Η διάγνωση των αιτιών του πληθωρισμού, στην οποία πρέπει να στηρίζεται η διαμόρφωση αντιπληθωριστικής πολιτικής, δεν είναι πάντοτε εύκολη, όπως φαίνεται και από το πλήθος των θεωριών, που επιχειρούν να εξηγήσουν το φαινόμενο του πληθωρισμού. Εκτός αυτού η ταυτότητα απόψεων ως τα αίτια του πληθωρισμού δε σημαίνει αναγκαστικά και συμφωνία ως προς τις μεθόδους αντιμετώπισης του. Επίσης είναι δυνατό να υπάρχουν διαφωνίες ως προς την ικανότητα επιβολής, με τέτοιο τρόπο αποτελεσματικό, των απαιτούμενων αντιπληθωριστικών μέτρων. Τέλος πρέπει να σημειωθεί, ότι υπάρχουν διαφορές αντιλήψεων και μεταξύ των οικονομολόγων και μεταξύ εκείνων που ασκούν την οικονομική πολιτική ως προς το ποσοστό αυξήσεως των τιμών και το ύψος της ανεργίας, τα οποία θεωρούνται ανεκτά ή επιθυμητά.

Η περίπτωση του πληθωρισμού ζήτησεως είναι η σαφέστερη. Αν η άνοδος του επιπέδου των τιμών είναι αποτέλεσμα ενεργού ζήτησης, η οποία υπερβαίνει το επίπεδο πλήρους απασχόλησης, η συγκράτηση των τιμών επιβάλλει περιορισμό στην ενεργό ζήτηση με μέσα δημοσιονομικής και νομισματικής πολιτικής στο ύψος εκείνο, το οποίο απαιτείται για πλήρη απασχόληση του εργατικού δυναμικού, χωρίς να δημιουργεί πιέσεις στις τιμές. Αν η άνοδος των τιμών δεν είναι αποτέλεσμα υπερβάλλουσας συνολικής ζήτησης, αλλά μεταβολών στη σύνθεση της ζήτησης, η μείωση της συνολικής ζήτησης θα έχει ως αποτέλεσμα τη δημιουργία ανεργίας χωρίς αισθητή μείωση των τιμών.

Στην περίπτωση του πληθωρισμού κόστους η ριζική αντιμετώπιση του πληθωρισμού είναι η αποκατάσταση του πλήρους ανταγωνισμού στις αγορές προϊόντος και εργασίας. Βέβαια η λύση αυτή είναι θεωρητικά απλή, αλλά πρακτικά ανέφικτη. Ως πραγματοποιήσιμες έχουν προταθεί δύο κυρίως λύσεις: η επιβολή άμεσων ελέγχων στις τιμές και τους μισθούς

και η θέσπιση κανόνων για τις μεταβολές των μισθών και τιμών βάσει των μεταβολών της μέσης παραγωγικότητας. Για την καταπολέμηση του πληθωρισμού το κράτος μπορεί να χρησιμοποιήσει εκτός από τα μέτρα δημοσιονομικής πολιτικής και μέτρα νομισματικής πολιτικής τα οποία μπορούν να εφαρμοστούν μαζί με τα δημοσιονομικά μέτρα για την καταπολέμηση του πληθωρισμού. Τα κυριότερα μέτρα νομισματικής πολιτικής για την αντιμετώπιση του πληθωρισμού αναφέρονται συνοπτικά στη συνέχεια.

Η αύξηση του προεξοφλητικού τόκου και των επιτοκίων καταθέσεων. Η αύξηση του τόκου με τον οποίο μια Κεντρική Τράπεζα δανείζει χρήματα στις εμπορικές τράπεζες, αναγκάζει τις εμπορικές τράπεζες να προσφέρουν δάνεια με μεγαλύτερα επιτόκια με αποτέλεσμα η ζήτηση δανειακών κεφαλαίων από τις επιχειρήσεις και τους ιδιώτες να μειώνεται. Με την αύξηση των επιτοκίων επιτυγχάνεται και μεγαλύτερο μερίδιο αποταμίευσης σε βάρος της κατανάλωσης.

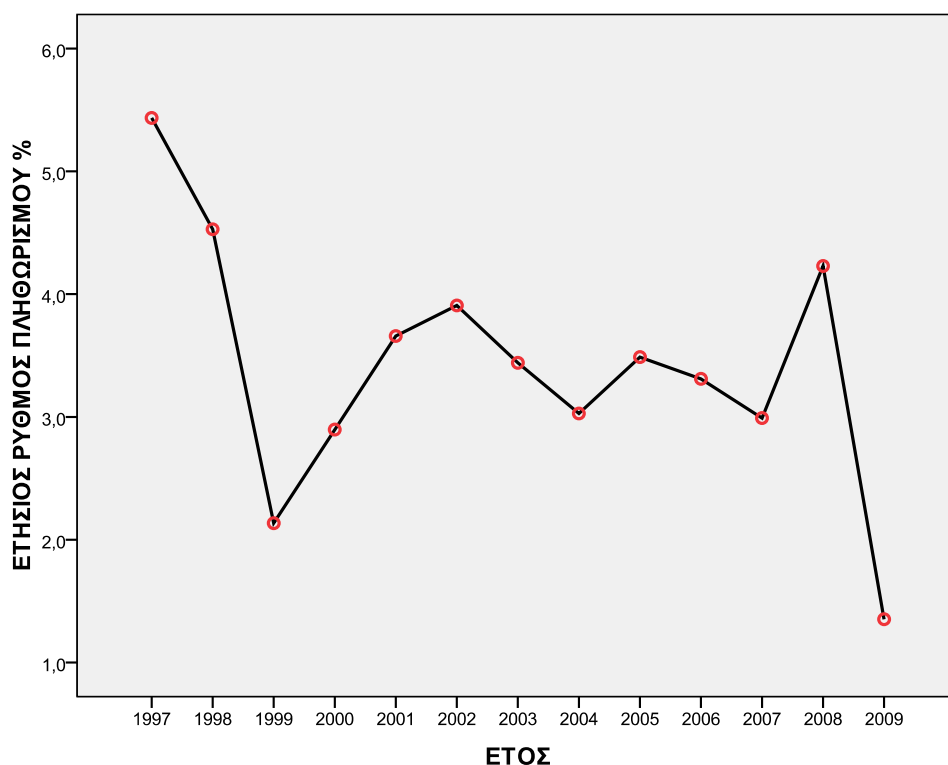
Ένα άλλο νομισματικό μέτρο, είναι η πώληση χρεογράφων από την Κεντρική Τράπεζα στο χρηματιστήριο και στις άλλες αγορές χρήματος με αποτέλεσμα την μείωση της προσφοράς χρήματος, την άνοδο του επιτοκίου και την μειωμένη ζήτηση χρήματος. Τέλος στα νομισματικά μέτρα που μπορεί να ασκήσει το κράτος για την αντιμετώπιση του πληθωρισμού είναι και η πολιτική των πιστωτικών ελέγχων και περιορισμών. Η θέσπιση αυστηρών πιστωτικών περιορισμών κυρίως για μη παραγωγικούς κλάδους, θεωρείται ένα πολύ αποτελεσματικό μέσο για την καταπολέμηση του πληθωρισμού.

3.4 ΕΞΕΛΙΞΗ ΤΟΥ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ ΤΗΝ ΠΕΡΙΟΔΟ 1997-2009 ΣΕ ΕΠΙΛΕΓΜΕΝΕΣ ΧΩΡΕΣ ΤΗΣ Ε.Ε.

Όπως ήδη έχει αναφερθεί ο πληθωρισμός είναι ένα πρόβλημα που απασχολεί τις κυβερνήσεις όλων των χωρών, διότι ένα συνεχώς αυξανόμενο επίπεδο τιμών μειώνει την αγοραστική ικανότητα των πολιτών και δημιουργεί δυσμενείς επιδράσεις τόσο σε οικονομικό όσο και σε κοινωνικό επίπεδο. Στην ενότητα αυτή παρουσιάζεται η διαχρονική εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού από το 1997 έως το 2009 για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Αγγλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Ιταλία και Ολλανδία. Για την μέτρηση του πληθωρισμού χρησιμοποιείται ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή, με έτος βάσης υπολογισμού του το 2005.

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Η Eurostat αναφέρει ότι για το έτος 1997 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού (μετρούμενος με το Δ.Τ.Κ) ανήλθε σε υψηλά επίπεδα φτάνοντας το 5,4%. Έπειτα από το 1997 έως το 1999 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού μειώνεται για να φτάσει το 1999 το 2,1%. Η συνεχής μείωση του πληθωρισμού δικαιολογείται στο ότι για να ενταχθεί η Ελλάδα στην Ευρωζώνη το 2001 έπρεπε να παρουσιάζει νωρίτερα χαμηλό ρυθμό πληθωρισμού, όπως ορίζεται από την Συνθήκη του Μάαστριχτ. Το 2000 ο ρυθμός πληθωρισμού αυξάνεται και ανέρχεται στο 2,9%. Για τα επόμενα δύο χρόνια παρατηρείται αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών με το ποσοστό του πληθωρισμού να διαμορφώνεται στο 3,7% για το 2001 και στο 3,9% για το 2002. Για τα επόμενα τέσσερα χρόνια ο ρυθμός πληθωρισμού δεν έχει μεγάλες μεταβολές και κυμαίνεται από 3,5% το 2005 έως 3% το 2007. Για το επόμενο έτος καταγράφεται απότομη αύξηση του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού όπου ανήλθε στο 4,2%. Το 2009 η Eurostat καταγράφει σημαντική πτώση του ρυθμού πληθωρισμού για την Ελλάδα όπου έφτασε μόλις το 1,4%. Ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού, επομένως εμφάνισε μεγάλη μεταβλητότητα από το 1997 έως το 2009, όπως φαίνεται και στο Διάγραμμα 3.1.



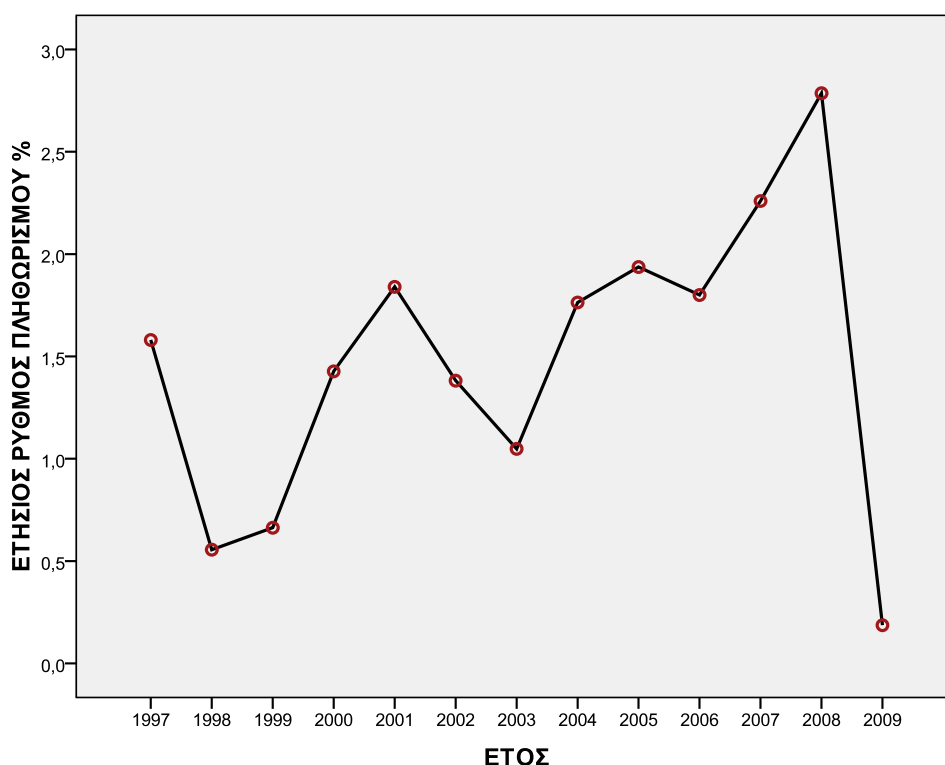
Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.1

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ελλάδα για τα έτη 1997-2009

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Τα δεδομένα που έχει καταγράψει η Eurostat για την Γερμανία αποδεικνύουν, ότι ο πληθωρισμός τα τελευταία χρόνια κυμαίνεται σε χαμηλά επίπεδα χωρίς μεγάλες μεταβολές. Ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού για το έτος 1997 ανέρχεται στο 1,6% για να πέσει κατά μια ποσοστιαία μονάδα τον επόμενο χρόνο και να διαμορφωθεί στο 0,6%. Στα ίδια περίπου επίπεδα κυμαίνεται ο πληθωρισμός το 1999 ενώ αντίθετα το 2000 αυξάνεται στο 1,4%, ποσοστό στο οποίο ανέρχεται και το 2002. Το 2003 η στατιστική υπηρεσία της Ευρώπης σημειώνει πτώση στον πληθωρισμό της Γερμανίας όπου ανέρχεται στο 1%. Για τα επόμενα τρία χρόνια ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού είναι 1,8% το 2004 και το 2006 και 1,9% το 2005. Άνοδος του επιπέδου των τιμών καταγράφεται για τα επόμενα δυο χρόνια ώσπου το 2008 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού φτάνει στο 2,8%, όπου είναι το μεγαλύτερο ποσοστό πληθωρισμού από το 1997. Τέλος, για το 2009 σημειώνεται σημαντική πτώση του επιπέδου του πληθωρισμού και ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού να είναι μόλις 0,2% όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.2.



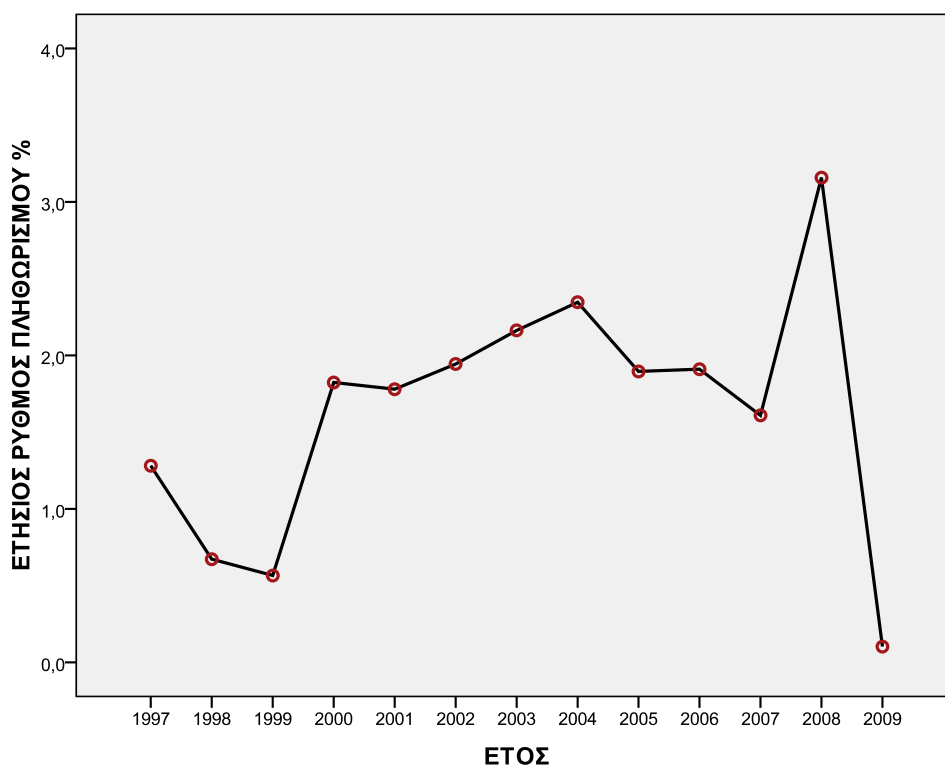
Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.2

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Γερμανία για τα έτη 1997-2009

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Για την Γαλλία ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού το 1997 ανέρχεται σε χαμηλά επίπεδα στο 1,3%. Για τα επόμενα δυο έτη παρατηρείται πτώση του ποσοστού πληθωρισμού και το 1999 το ποσοστό πληθωρισμού διαμορφώνεται στο 0,6%. Το 2000 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού αυξάνεται και διαμορφώνεται στο 1,8%. Η Eurostat για τα επόμενα τέσσερα χρόνια καταγράφει μικρή άνοδο του επιπέδου του πληθωρισμού και το 2004 να φτάνει το 2,3%. Το γενικό επίπεδο των τιμών για το 2005 και το 2006 παραμένει το ίδιο με τον ρυθμό πληθωρισμού να διαμορφώνεται στο 1,9%. Έπειτα τον επόμενο χρόνο σημειώνεται μικρή πτώση του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού όπου ανήλθε στο 1,6%. Για το 2008 το ποσοστό του πληθωρισμού σχεδόν διπλασιάζεται και αγγίζει το 3,2%, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.3. Το 2009 όμως σημειώνεται σημαντική πτώση του επιπέδου του πληθωρισμού και ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού να φτάνει μόλις το 0,1%, το μικρότερο ποσοστό πληθωρισμού στην διάρκεια αυτή.



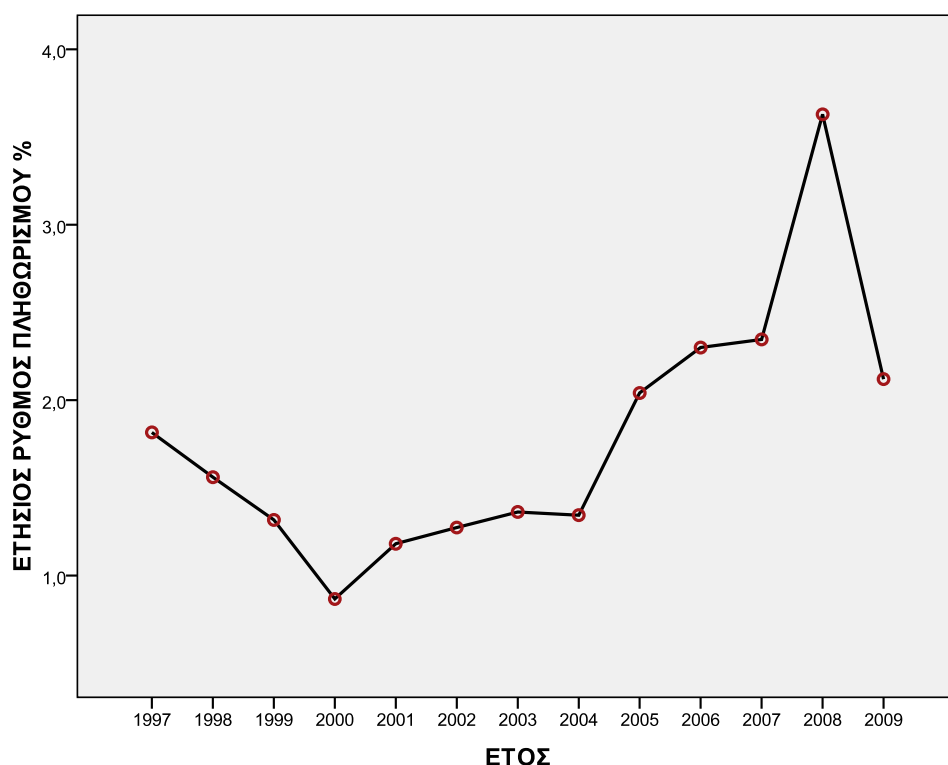
Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.3

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Γαλλία για τα έτη 1997-2009

➤ ΑΓΓΛΙΑ

Η Αγγλία είναι η μόνη χώρα από τις χώρες που μελετάται όπου δεν είναι μέλος της Ευρωζώνης. Η Eurostat καταγράφει για τον ετήσιο ρυθμό πληθωρισμού της Αγγλίας το 1997 να είναι σε χαμηλά επίπεδα και να ανέρχεται στο 1,8%. Μέχρι και το 2000 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού μειώνεται σταδιακά και το 2000 φτάνει στο χαμηλότερο επίπεδο που είναι 0,9%, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.4. Έπειτα για τα επόμενα χρόνια το γενικό επίπεδο των τιμών παρουσιάζει μικρή άνοδο ώστε το 2007 το ποσοστό του πληθωρισμού να φτάσει το 2,3%. Τον επόμενο χρόνο η Eurostat καταγράφει μεγάλη άνοδο του ποσοστού πληθωρισμού που διαμορφώθηκε στο 3,6%. Τέλος, για το 2009 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού σημειώνει σημαντική πτώση όπου ανήλθε στο 2,1%.



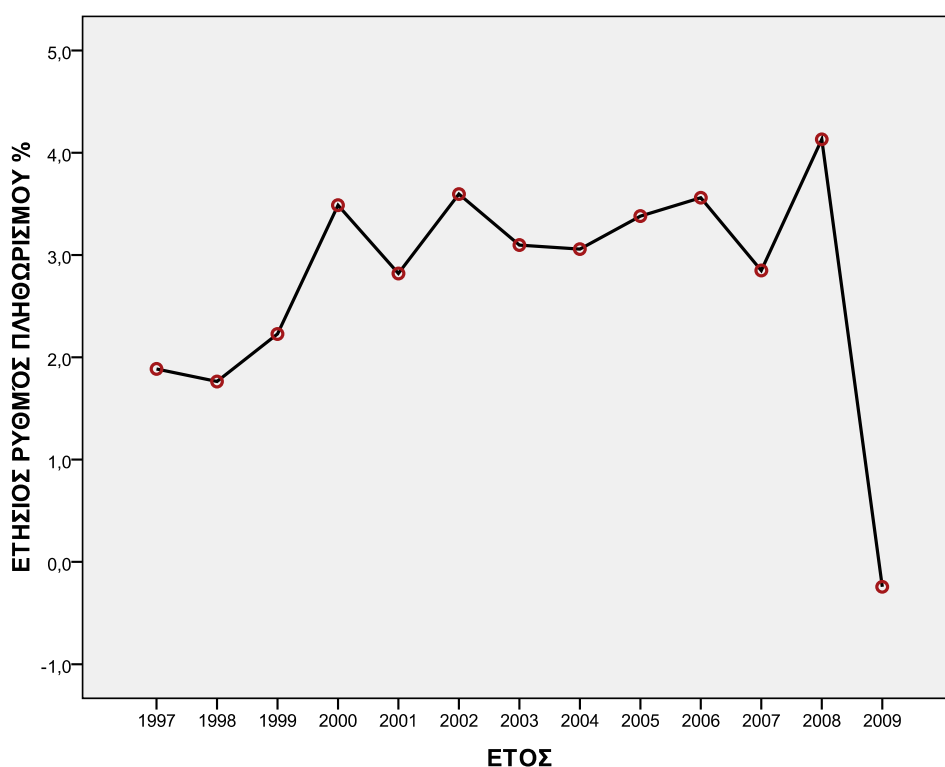
Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.4

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Αγγλία για τα έτη 1997-2009

➤ ΙΣΠΑΝΙΑ

Ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού για την Ισπανία ανέρχεται σε χαμηλά επίπεδα για το 1997 και φτάνει στο 1,9%. Έπειτα από το 1998 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού παρουσιάζει άνοδο μέχρι το 2000 όπου διαμορφώνεται στο 3,5%. Τον επόμενο χρόνο ο ρυθμός πληθωρισμού σημειώνει πτώση και ανέρχεται στο 2,8%. Η Eurostat για τον επόμενο χρόνο καταγράφει άνοδο του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού και φτάνει στο 3,6%. Για τα επόμενα δυο χρόνια το ποσοστό του πληθωρισμού διαμορφώνεται στο 3,1%. Στο μεγαλύτερο ποσοστό πληθωρισμού φτάνει η Ισπανία το 2008 όπου ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού φτάνει στο 4,1%. Μεγάλη μεταβλητότητα παρουσιάζει το ποσοστό του πληθωρισμού και το 2009 όπου από 4,1% τον προηγούμενο χρόνο το 2009 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού σημειώνει απότομη μείωση ώστε να διαμορφωθεί στο -0,2%, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.5.



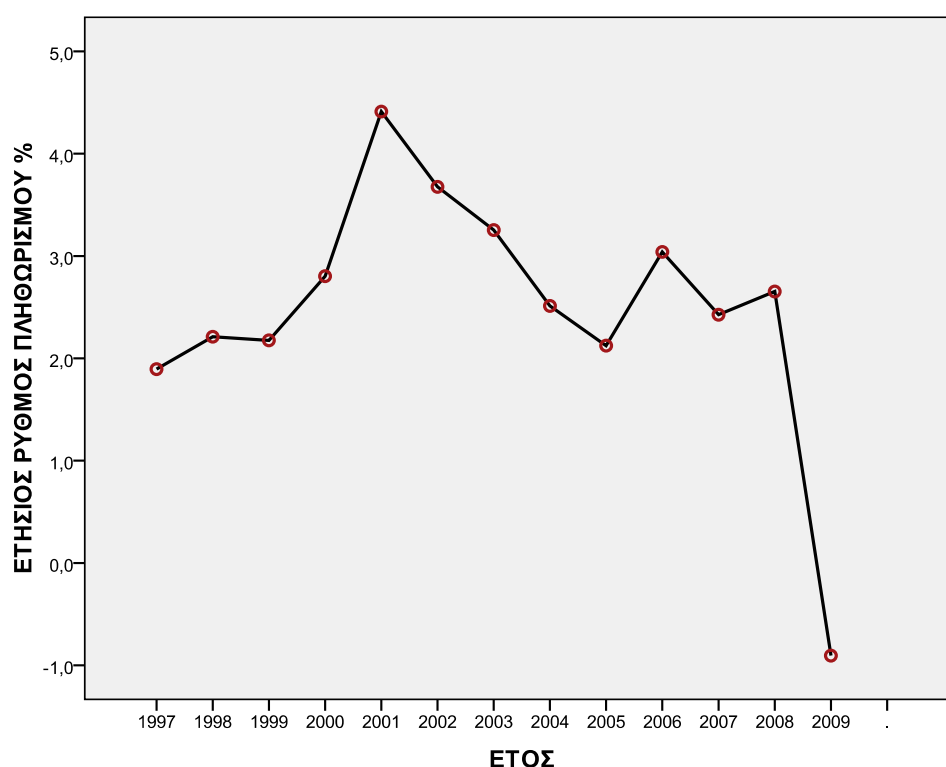
Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.5

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ισπανία για τα έτη 1997-2009

➤ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Στην Πορτογαλία ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού το 1997 ανέρχεται σε χαμηλά επίπεδα στο 1,9%. Για τα επόμενα χρόνια όμως παρατηρείται αύξηση του γενικού επιπέδου των τιμών ώστε το 2001 να διαμορφωθεί στο 4,4% το μεγαλύτερο επίπεδο πληθωρισμού από το 1997. Έπειτα μέχρι το 2005 παρατηρείται συνεχώς μείωση του πληθωρισμού όπου καταλήγει στο 2,1%. Η Eurostat για τον επόμενο χρόνο καταγράφει άνοδο του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού που φτάνει στο 3%. Μεγάλη μεταβλητότητα παρουσιάζει ο ρυθμός πληθωρισμού, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.6, για την Πορτογαλία όπου καταλήγει από 2,7% το 2008 να είναι αρνητικός το 2009 που διαμορφώθηκε στο -0,9%.



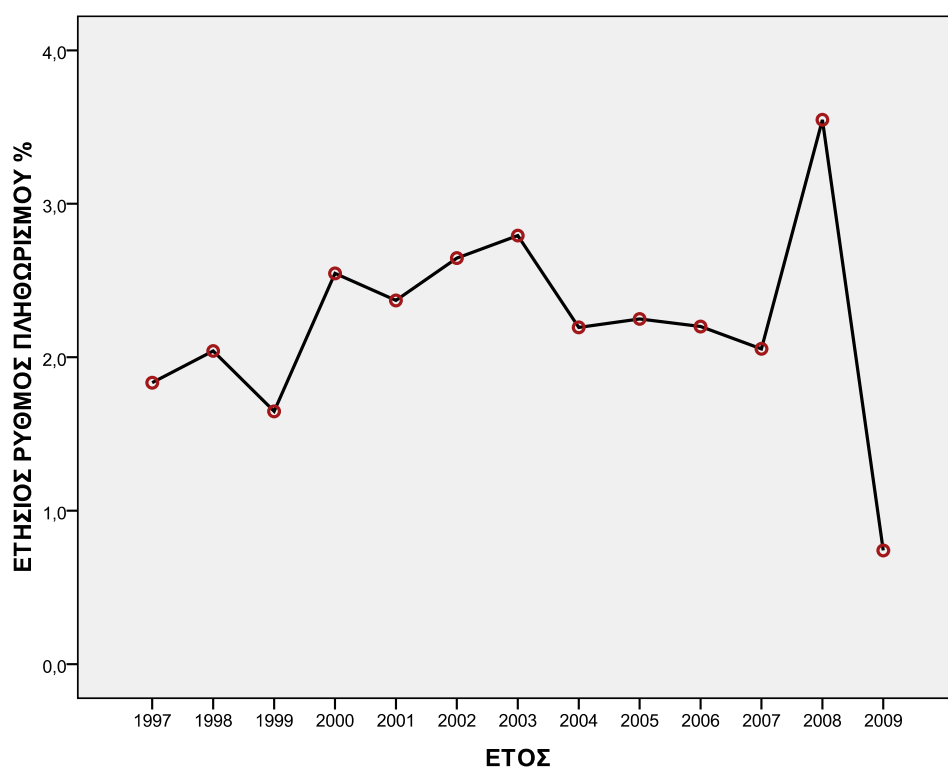
Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.6

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Πορτογαλία για τα έτη 1997-2009

➤ ΙΤΑΛΙΑ

Για την Ιταλία ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού το 1997 ανέρχεται σε χαμηλά επίπεδα 1,8%. Τον επόμενο χρόνο παρατηρείται αύξηση του ποσοστού πληθωρισμού που φτάνει στο 2% για να μειωθεί πάλι το 1999 και να διαμορφωθεί στο 1,6%. Η Eurostat για τον επόμενο χρόνο καταγράφει άνοδο του επιπέδου του πληθωρισμού ώστε 2003 να φτάσει το 2,8%. Από το 2004 έως το 2007 ο ρυθμός πληθωρισμού παραμένει στα ίδια επίπεδα στο 2,2%. Το 2008 σημειώνεται σημαντική άνοδος του γενικού επιπέδου των τιμών και ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού να φτάσει στο 3,5% όπου είναι το μεγαλύτερο επίπεδο πληθωρισμού για την Ιταλία από το 1997. Τέλος το 2009 καταγράφεται σημαντική πτώση του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού όπου διαμορφώθηκε στο 0,7%, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.7.



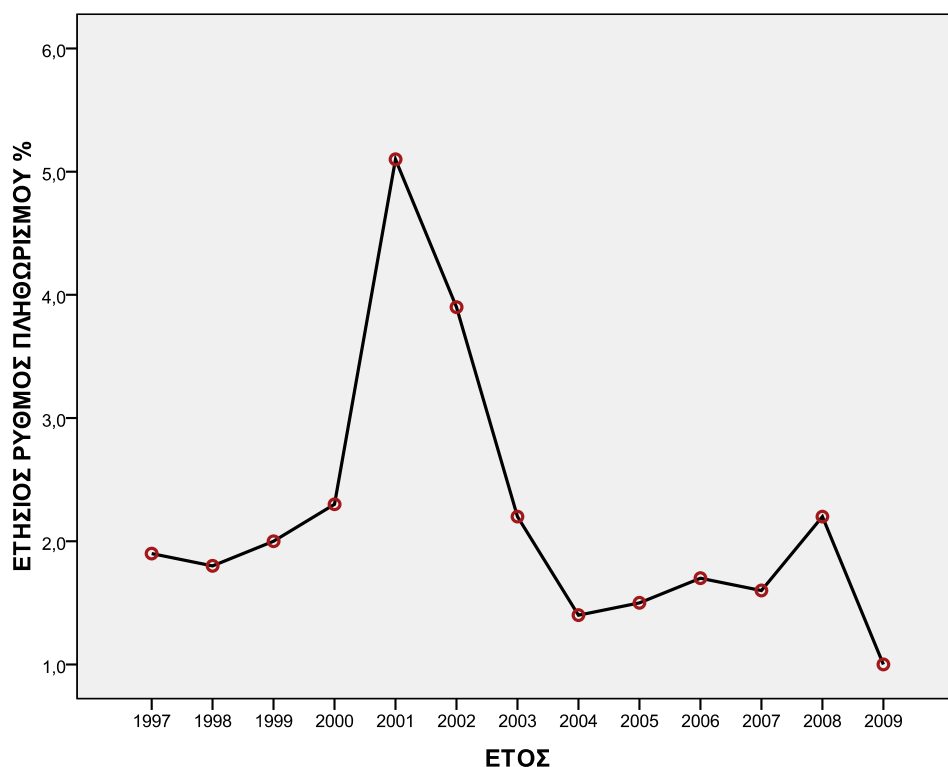
Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.7

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ιταλία για τα έτη 1997-2009

➤ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού για την Ολλανδία ανέρχεται σε χαμηλά επίπεδα για το 1997 και φτάνει στο 1,9%. Έπειτα μέχρι το 2000 ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού δεν παρουσιάζει σημαντικές αποκλίσεις και δεν ξεπερνάει το 2,3% όπου είχε το 2000. Τον επόμενο χρόνο ο ρυθμός πληθωρισμού σημειώνει σημαντική αύξηση και ανέρχεται στο 5,1%, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.8, όπου είναι και το μεγαλύτερο επίπεδο πληθωρισμού που σημειώνει η Ολλανδία στο διάστημα από το 1997 έως το 2009. Έπειτα για τα επόμενα χρόνια η Eurostat καταγράφει μείωση του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού και το 2004 ανέρχεται μόλις στο 1,4%. Για τα επόμενα χρόνια ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού δεν παρουσιάζει μεγάλη μεταβλητότητα και κυμαίνεται περίπου στα ίδια επίπεδα. Για το 2008 το επίπεδο του πληθωρισμού αυξάνεται και διαμορφώνεται στο 2,2% για να σημειώσει πτώση το 2009 και να ανέλθει στο 1%.



Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3.8

Εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στην Ολλανδία για τα έτη 1997-2009

➤ ΣΥΝΟΠΤΙΚΗ ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ

Στον Πίνακα 3.1 παρουσιάζονται συγκεντρωτικά τα δεδομένα για την πορεία του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού για κάθε χώρα χωριστά από το 1997 έως το 2009. Για την Ελλάδα ο μέσος όρος του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού στο διάστημα αυτό ανέρχεται στο 3,4%, που είναι ο μεγαλύτερος μέσος όρος ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού σε σχέση με τις άλλες χώρες. Τον μικρότερο μέσο όρο ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού παρουσιάζει η Γερμανία με 1,5%. Όπως φαίνεται από τον μέσο όρο του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού για το σύνολο των χωρών, το μεγαλύτερο επίπεδο πληθωρισμού παρουσιάζεται το 2008, που ο μέσος όρος πληθωρισμού για τις οχτώ χώρες είναι 3,3%, ενώ το μικρότερο επίπεδο πληθωρισμού καταγράφηκε το 2009, όπου ο μέσος όρος του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού και για τις οχτώ χώρες έπεσε στο 0,6%.

Πίνακας 3.1

Συγκεντρωτικός πίνακας του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού από το 1997-2009

ΕΤΗΣΙΟΣ ΡΥΘΜΟΣ ΠΛΗΘΩΡΙΣΜΟΥ /ΕΤΟΣ	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Μ.Ο/ΧΩΡΑ
ΕΛΛΑΔΑ	5,4	4,5	2,1	2,9	3,7	3,9	3,4	3	3,5	3,3	3	4,2	1,4	3,4
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	1,6	0,6	0,7	1,4	1,8	1,4	1	1,8	1,9	1,8	2,3	2,8	0,2	1,5
ΓΑΛΛΙΑ	1,3	0,7	0,6	1,8	1,8	1,9	2,2	2,3	1,9	1,9	1,6	3,2	0,1	1,6
ΑΓΓΛΙΑ	1,8	1,6	1,3	0,9	1,2	1,3	1,4	1,3	2	2,3	2,3	3,6	2,1	1,8
ΙΣΠΑΝΙΑ	1,9	1,8	2,2	3,5	2,8	3,6	3,1	3,1	3,4	3,6	2,8	4,1	-0,2	2,7
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	1,9	2,2	2,2	2,8	4,4	3,7	3,3	2,5	2,1	3	2,4	2,7	-0,9	2,5
ΙΤΑΛΙΑ	1,8	2	1,6	2,5	2,4	2,6	2,8	2,2	2,2	2,2	2,1	3,5	0,7	2,2
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	1,9	1,8	2	2,3	5,1	3,9	2,2	1,4	1,5	1,7	1,6	2,2	1	2,2
Μ.Ο/ΕΤΟΣ	2,2	1,9	1,6	2,3	2,9	2,8	2,4	2,2	2,3	2,5	2,3	3,3	0,6	

Πηγή: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>

Ειδικότερα από τον Πίνακα 3.1 φαίνεται ότι, το μεγαλύτερο ποσοστό πληθωρισμού στην διάρκεια αυτή το έχει η Ελλάδα το 1997 όπου ο ρυθμός πληθωρισμού για την Ελλάδα ήταν 5,4%, ενώ για τις υπόλοιπες Ευρωπαϊκές χώρες ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού δεν ξεπερνά το 2%. Έπειτα το 1999 όλες οι χώρες παρουσιάζουν χαμηλά επίπεδα πληθωρισμού, το μεγαλύτερο επίπεδο πληθωρισμού καταγράφεται στην Πορτογαλία με 2,2%. Για το 2000 σε όλες τις χώρες ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού παρουσιάζει άνοδο, εξαίρεση αποτελεί η Αγγλία όπου μειώθηκε ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού. Επίσης, αυξητικός είναι ο ετήσιος ρυθμός πληθωρισμού το 2001, χρονιά όπου η Πορτογαλία και η Ολλανδία παρουσιάζουν το μέγιστο ρυθμό πληθωρισμού στο διάστημα αυτό με 4,4% και 5,1% αντίστοιχα. Για το 2002 δεν υπάρχει μια ξεκάθαρη εικόνα, άλλες χώρες παρουσιάζουν μείωση του ποσοστού του πληθωρισμού τους και άλλες αύξηση, η ίδια εικόνα υπάρχει μέχρι το 2006. Το 2007 όλες οι χώρες πλην της Γερμανίας παρουσιάζουν μείωση του επιπέδου του πληθωρισμού. Από τον Πίνακα 3.1 διαπιστώνεται ότι το 2008 υπάρχει σημαντική άνοδος του επιπέδου του πληθωρισμού σε σχέση με το 2007 για όλες τις χώρες. Το 2008 καταγράφεται ο μεγαλύτερος ρυθμός πληθωρισμού στο διάστημα 1997-2009 για την Γερμανία, Αγγλία, Γαλλία, Ισπανία και Ιταλία. Τέλος, το 2009 μειώνεται απότομα ο ρυθμός πληθωρισμού σε όλες τις χώρες, μερικές μάλιστα από αυτές παρουσιάζουν αρνητικό ρυθμό πληθωρισμού όπως η Ισπανία και η Πορτογαλία με ποσοστό πληθωρισμού -0,2% και -0,9% αντίστοιχα.

3.5 ΠΕΤΡΕΛΑΙΟ

Η σημασία του πετρελαίου στην οικονομική ανάπτυξη έχει αναλυθεί τόσο σε μικροοικονομικό όσο και σε μακροοικονομικό επίπεδο, πολλές αναφορές έχουν γίνει για τη διεξαγωγή πολέμων σε περιοχές όπου υπάρχει μεγάλη προσφορά πετρελαίου. Μετά τις δύο πετρελαϊκές κρίσεις της δεκαετίας του 1970, που είχαν ως αποτέλεσμα την απότομη και μεγάλη αύξηση της τιμής του, οι αναπτυγμένες κυρίως χώρες υιοθέτησαν διάφορα μέτρα εξοικονόμησης ενέργειας και μερίμνησαν για την ανάπτυξη άλλων πρωτογενών ενεργειακών πηγών, όπως είναι το ουράνιο - πλουτώνιο (πυρηνική ενέργεια) και οι λεγόμενες ανανεώσιμες πηγές ενέργειας (ήλιος, άνεμος, υδατοπτώσεις κ.λπ.), με στόχο τη μείωση της εξάρτησης της παγκόσμιας ενεργειακής αγοράς από το πετρέλαιο.

Εξετάζοντας την πορεία τιμών του αργού πετρελαίου διαχρονικά παρατηρείται ότι το συγκεκριμένο αγαθό συμπεριφέρεται ως οποιοδήποτε άλλο εμπόρευμα με σημαντικές διακυμάνσεις στην τιμή του σε περιόδους υπερβάλλουσας προφοράς ή ζήτησης. Οι τιμές των αγαθών διαμορφώνονται από τις δυνάμεις της αγοράς (ζήτηση –προσφορά) την κάθε χρονική στιγμή. Όταν αυξάνεται η ζήτηση για ένα αγαθό με δεδομένη την προσφορά τότε αναμένεται άνοδος της τιμής του αγαθού αυτού για την συγκεκριμένη χρονική στιγμή. Η τιμή του πετρελαίου όμως, επηρεάστηκε από πολλά παγκόσμια γεγονότα, τα οποία καθόρισαν την εξέλιξη του.

Στη συνέχεια, παρουσιάζεται μια ιστορική αναδρομή της εξέλιξης της τιμής του πετρελαίου από το 1950 έως σήμερα. Πρέπει όμως πρέπει να σημειωθεί ότι οι μεταβολές στην τιμή του πετρελαίου δεν επηρεάζουν με τον ίδιο τρόπο όλες τις χώρες. Οι αναπτυσσόμενες χώρες οι οποίες εξαρτώνται σημαντικά από το πετρέλαιο είναι περισσότερο ευαίσθητες στις μεταβολές της τιμής του πετρελαίου σε σχέση με τις ανεπτυγμένες όπου τα τελευταία χρόνια με τις τεχνολογικές ανακαλύψεις προσπαθούν να μειώσουν την εξάρτησή τους από το πετρέλαιο.

➤ **ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΔΡΟΜΗ ΤΗΣ ΤΙΜΗΣ ΤΟΥ ΠΕΤΡΕΛΑΙΟΥ**

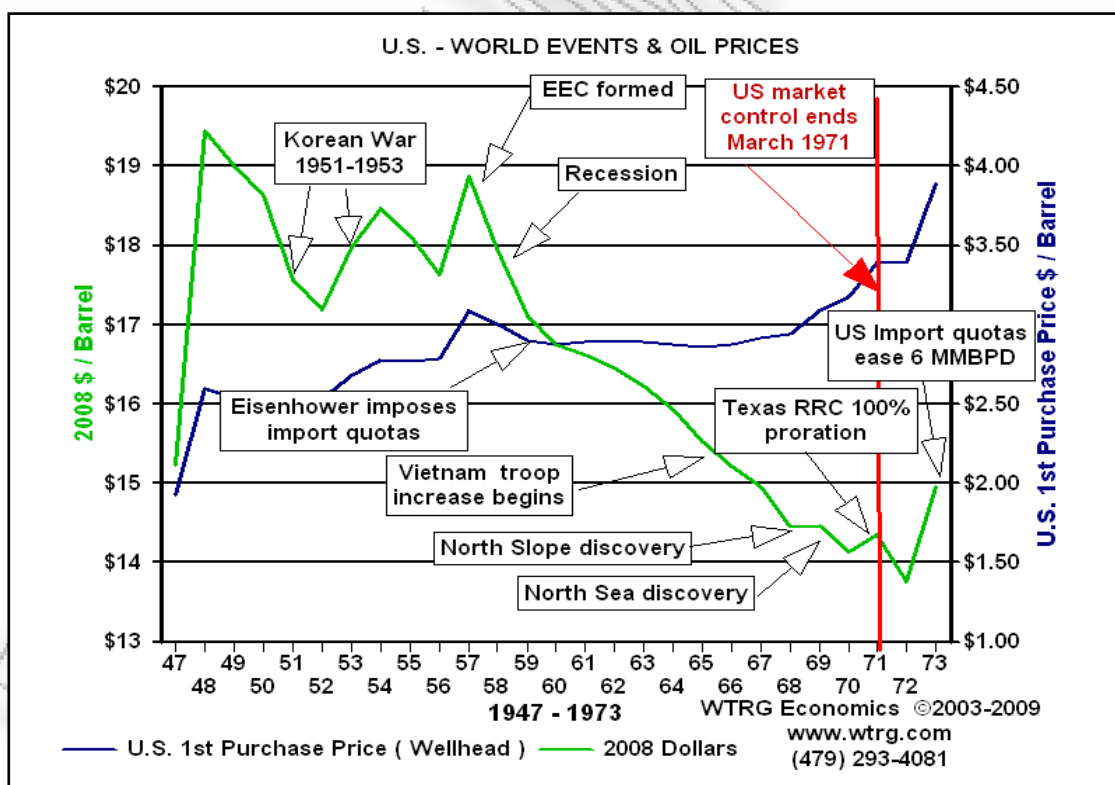
Εξετάζοντας την εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1950 έως σήμερα, το διάστημα αυτό μπορεί να χωριστεί σε τέσσερις περιόδους. Η πρώτη περίοδος ξεκινάει από το 1950 έως το 1973, όπου η τιμή του πετρελαίου ήταν σε χαμηλά επίπεδα. Η δεύτερη περίοδος είναι από το 1974 έως το 1981, όπου περιλαμβάνει τις πετρελαϊκές κρίσεις της δεκαετίας του 1970. Η τρίτη περίοδος είναι από το 1981-1998 και τέλος η τέταρτη περίοδος περιλαμβάνει το διάστημα 1998 -2009. Οι τέσσερις αυτές περιόδοι περιγράφονται αναλυτικά παρακάτω.

ΠΡΩΤΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ: 1950-1973

Το 1950 οι ΗΠΑ ήταν η μοναδική χώρα με καλά αναπτυγμένη πετρελαιοβιομηχανία. Για το διάστημα 1950-1973 η βιομηχανία στον υπόλοιπο κόσμο παρουσίαζε ρυθμό αύξησης της τάξης του 10% σε ετήσια βάση. Αυτή η περίοδος είναι που η δυτική Ευρώπη και η Ιαπωνία αντικαθιστούν το κάρβουνο με το πετρέλαιο και οι οικονομίες των χωρών αυτών

γνωρίζουν ραγδαία ανάπτυξη. Στην περίοδο 1950-1973 κυριαρχούσαν οι επτά μεγαλύτερες πετρελαϊκές εταιρείες (Exxon, Texaco, Mobil, Chevron, Gulf, Shell, BP), γνωστές και ως οι επτά αδελφές. Είχαν σχεδόν αποκλειστική πρόσβαση σε φθινό πετρέλαιο της Μέσης Ανατολής, Βενεζουέλας και Ινδονησίας. Σταδιακά, όμως νέες εταιρείες εισήλθαν στην αγορά και ένα σημαντικό μέρος της παραγωγής πέρασε στα χέρια τους, γεγονός που οδήγησε τις τιμές σε χαμηλότερα επίπεδα.

Η τιμή του αργού πετρελαίου από το 1948 έως 1972 διατηρήθηκε σε αρκετά χαμηλά επίπεδα, κυμαινόνταν από 2\$/βαρέλι έως 4\$/βαρέλι. Η τιμή του πετρελαίου στο διάστημα αυτό δεν παρουσίασε σημαντική μεταβλητότητα. Οι δυνάμεις της αγοράς (προσφορά-ζήτηση) καθόρισαν την εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου. Η πραγματική τιμή του πετρελαίου αποπληθωρισμένη μειώθηκε από 19\$/βαρέλι το 1948 σε 15\$/βαρέλι το 1973, όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 3.9. Μέσα στην εικοσαετία αυτή το πιο σημαντικό γεγονός είναι η δημιουργία του Οργανισμού Πετρελαίου-Εξαγωγών Κρατών (ΟΠΕΚ), το 1960 ο οποίος από την δημιουργία του και ύστερα θα παίξει καθοριστικό ρόλο στην διαμόρφωση της τιμής του πετρελαίου.



Πηγή: <http://www.wtrg.com>

Διάγραμμα 3.9

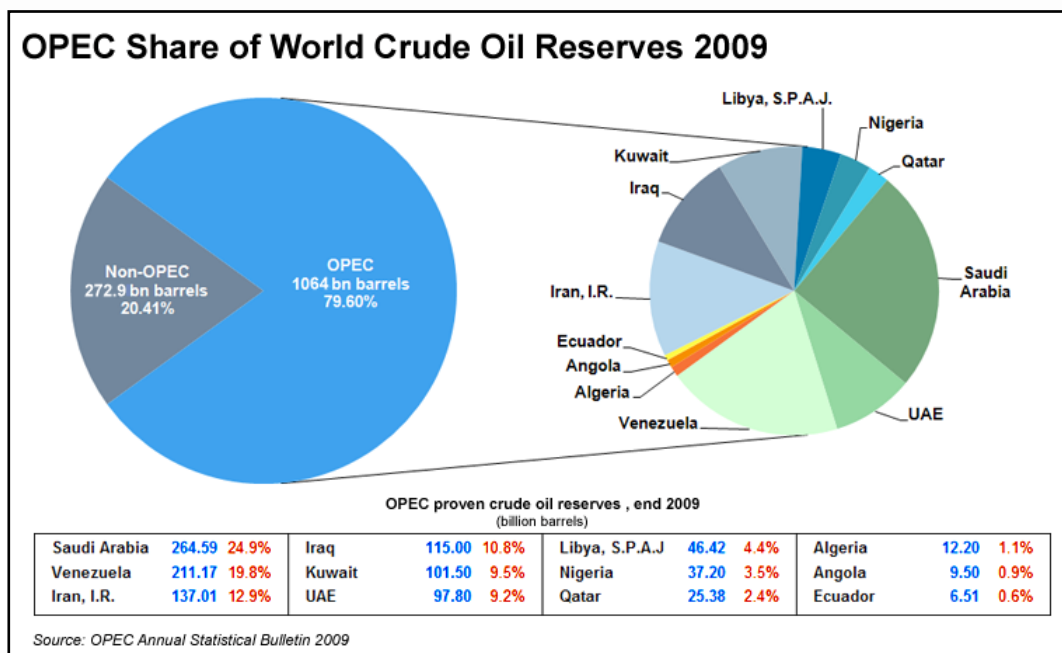
Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1947 έως 1973

Ο Οργανισμός Πετρελαίου-Εξαγωγών Κρατών, περισσότερο γνωστός ως ΟΠΕΚ, από τα αρχικά του τίτλου του στην αγγλική απόδοση Organization of the Petroleum Exporting Countries, OPEC, είναι σήμερα ένας διεθνής οικονομικός οργανισμός. Πρωταρχικοί στόχοι και σκοποί αυτού του διεθνή οργανισμού ήταν η καθιέρωση ενιαίας πετρελαϊκής πολιτικής μεταξύ των κρατών μελών και ο προσδιορισμός των ευμενέστερων μέτρων προστασίας των συμφερόντων τους με σταθεροποιητικές τιμές της διεθνούς αγοράς σε μια προοπτική αφενός αποφυγής βλαβερών συνεπειών για τα ίδια μέλη - κράτη και αφετέρου σε μία δίκαιη και ομαλή πετρελαϊκή βιομηχανική ανάπτυξη.

Ο ΟΠΕΚ σχηματίστηκε το 1960 με πέντε ιδρυτικά μέλη: το Ιράν, το Ιράκ, το Κουβέιτ, τη Σαουδική Αραβία και τη Βενεζουέλα. Μέχρι το τέλος του 1971 άλλα έξι έθνη είχαν προσχωρήσει στον οργανισμό: το Κατάρ, η Ινδονησία, η Λιβύη, τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα, η Αλγερία και η Νιγηρία. Χαρακτηριστικό σημείο αποτελεί το γεγονός ότι από την ίδρυση του οργανισμού έως το 1972, τα μέλη του ΟΠΕΚ ήρθαν αντιμέτωπα με το φαινόμενο της μείωσης της αγοραστικής δύναμης του πετρελαίου. Καθ' όλη τη μεταπολεμική περίοδο οι χώρες «εξαγωγείς» διαπίστωσαν αύξηση της ζήτησης για αργό πετρέλαιο αλλά και 40% μείωση της αγοραστικής του δύναμης ανά βαρέλι.

Τον Μάρτιο του 1971 η Επιτροπή σιδηροδρόμου του Τέξας ήρε τους περιορισμούς στην παραγόμενη ποσότητα πετρελαίου με αποτέλεσμα οι παραγωγοί να μην είναι πλέον υποχρεωμένοι να περιορίζονται στο ποσό του πετρελαίου που θα μπορούσαν να παράγουν. Αυτό είχε με τη σειρά του να χάσουν το πλεονέκτημα της παραγωγικής τους δυναμικότητας μέσω πλεονασμάτων κάτι το οποίο σήμαινε και τη μετατόπιση της αρμοδιότητας για τον έλεγχο του αργού πετρελαίου από τις Ηνωμένες Πολιτείες στον ΟΠΕΚ.

Στον ΟΠΕΚ μέχρι σήμερα έχουν προσχωρήσει και άλλα κράτη-παραγωγείς πετρελαίου. Μέλη του ΟΠΕΚ είναι σήμερα η Αλγερία, η Ινδονησία, το Ιράν, το Ιράκ, το Κουβέιτ, η Λιβύη, η Νιγηρία, το Κατάρ, η Σαουδική Αραβία, η Αγκόλα, το Εκουαδόρ, τα Ηνωμένα Αραβικά Εμιράτα και η Βενεζουέλα. Τα μέλη κράτη που ανήκουν στον ΟΠΕΚ ελέγχουν σήμερα σχεδόν το 80% των παγκόσμιων αποθεμάτων αργού πετρελαίου, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.10.



Πηγή: <http://www.opec.org>

Διάγραμμα 3.10

Παγκόσμια αποθέματα αργού πετρελαίου

ΔΕΥΤΕΡΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ: 1973-1981

Οι πετρελαϊκές κρίσεις της δεκαετίας του 1970 όχι μόνο αύξησαν απότομα την τιμή του πετρελαίου αλλά επηρέασαν και τις οικονομίες στο σύνολο τους. Στις περιόδους των κρίσεων αυτών παρατηρείται έντονος πληθωρισμός σε όλες σχεδόν τις χώρες και μειωμένος ρυθμός οικονομικής ανάπτυξης.

- **Η πετρελαϊκή κρίση του 1973**

Η πρώτη πετρελαϊκή κρίση συνέβη μετά τον πόλεμο του Γιομ-Κιπούρ τον Οκτώβριο 1973. Ο Πόλεμος του Γιομ Κιπούρ, ή αλλιώς Δ' αραβοϊσραηλινός πόλεμος, που συνέβη τον Οκτώβριο του 1973 αποτέλεσε την άρση της ταπείνωσης που υπέστησαν οι αραβικές χώρες μετά τον πόλεμο των έξι ημερών του 1967. Αυτός ήταν και ο τελευταίος της σειράς των Αραβοϊσραηλινών πολέμων, εξαιρουμένων των εισβολών στον Λίβανο το 1982 και το 2006 και των εισβολών σε παλαιστινιακά εδάφη, όπως στη Γάζα το 2008. Στα τέλη Οκτωβρίου του 1973, τα μέλη του ΟΠΕΚ ανακοίνωσαν πως δε θα προμήθευαν με πετρέλαιο τις χώρες (ΗΠΑ, κράτη Δυτικής Ευρώπης και Ιαπωνία) που υποστήριζαν το Ισραήλ στη σύγκρουση του με τη Συρία και την Αίγυπτο. Τον Οκτώβριο Άραβες υπουργοί πετρελαίου αποφάσισαν

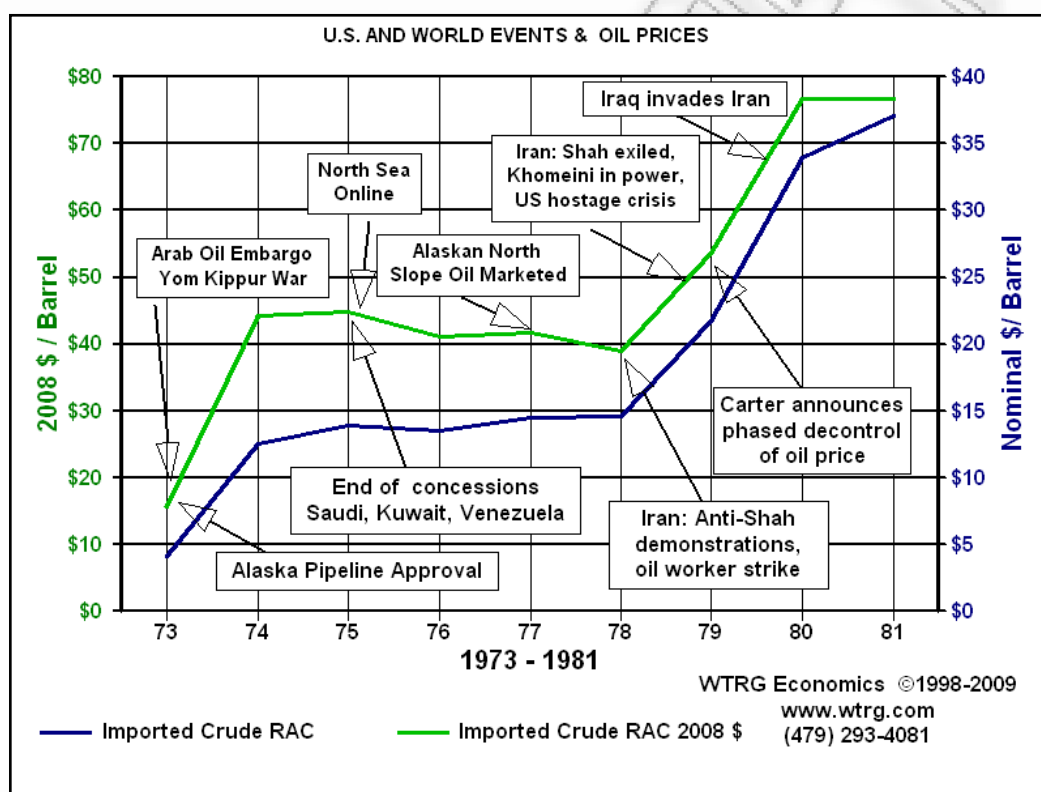
να μειώσουν την παραγωγή κατά 5% (σε σχέση με τον προηγούμενο μήνα), μέχρι να ολοκληρωθεί η εκκένωση των Ισραηλινών δυνάμεων από τις περιοχές που κατακτήθηκαν κατά τη διάρκεια του Εξαήμερου Πολέμου το 1967. Σε άμεση απάντηση ο ΟΠΕΚ ανακοίνωσε μείωση της παραγωγής κατά 10%. Οι ΗΠΑ ως απάντηση ανακοίνωσαν νέο πρόγραμμα στρατιωτικής βοήθειας προς το Ισραήλ. Στις 20 Οκτωβρίου η Σαουδική Αραβία επέβαλε εμπάργκο στις ΗΠΑ, που έληξε στις 18 Μαρτίου του 1974.

Τα υψηλά επίπεδα οικονομικής δραστηριότητας αύξησαν τη ζήτηση για πετρέλαιο. Η εξάρτηση των ΗΠΑ από το πετρέλαιο, της Μέσης Ανατολής, το μετέτρεψε σε ισχυρό πολιτικό όπλο του ΟΠΕΚ. Καθώς η ζήτηση πετρελαίου ήταν ανελαστική, οι τιμές έπρεπε να αυξηθούν δραματικά για να μειώσουν τη ζήτηση στο νέο, χαμηλότερο επίπεδο προσφοράς. Εκείνη την περίοδο οι τιμές του πετρελαίου τετραπλασιάστηκαν, από 3\$/βαρέλι το 1972 η τιμή του αργού πετρελαίου έφτασε τα 12\$/βαρέλι στο τέλος του 1974, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 3.11. Εφόσον τα βιομηχανοποιημένα κράτη είχαν μεγάλη εξάρτηση από το πετρέλαιο του ΟΠΕΚ, μετά την αύξηση των τιμών, παρατηρήθηκαν υψηλά επίπεδα πληθωρισμού και μειωμένη οικονομική δραστηριότητα.

- **Η πετρελαϊκή κρίση του 1979**

Η Ιρανική Επανάσταση (1978-1979) άλλαξε το πολιτικό πεδίο στη Μέση Ανατολή και η διεθνής βιομηχανία πετρελαίου άρχισε να παίρνει νέα μορφή. Μετά την απεργία, που ξέσπασε σε πετρελαιοφόρα περιοχή του Ιράν τον Οκτώβριο του 1978, τα περισσότερα κράτη μέλη του ΟΠΕΚ επιδίωκαν την αύξηση της τιμής. Η αύξηση αυτή δεν ήταν αποτέλεσμα αλληλεπίδρασης των δυνάμεων της ζήτησης και προσφοράς, αλλά της ανάγκης των κρατών μελών να αντισταθμίσουν τη διολίσθηση του δολαρίου έναντι άλλων νομισμάτων, και τον υψηλό ρυθμό πληθωρισμού που επικρατούσε εκείνη τη περίοδο. Η Σαουδική Αραβία, αντίθετη στη πολιτική αυτή, δεν είχε αρκετή χωρητικότητα για να αποτρέψει την άνοδο της τιμής. Η αύξηση, αρχικά της τάξεως 5% αποφασίστηκε να πραγματοποιηθεί σταδιακά. Όμως οι παραγωγοί της Βόρειας Θάλασσας, στη Νορβηγία και Βρετανία αύξησαν τις τιμές κατά 11%. Ως απάντηση ο ΟΠΕΚ αύξησε τις τιμές περισσότερο από το προσυμφωνημένο. Η μετέπειτα πορεία των τιμών ήταν αβέβαιη.

Οι βασικότεροι παράγοντες που συνέβαλαν στην κρίση του 1979 και εξηγούν την τότε πολιτική του ΟΠΕΚ είναι πρώτον, η φιλοδοξία του οργανισμού για έλεγχο των τιμών και δεύτερον, ο φόβος πρόωρης μείωσης της προσφοράς. Η αναμενόμενη μείωση στην προσφορά είχε ως αποτέλεσμα την αυξημένη αποθεματοποίηση πετρελαίου. Κατά την Ιρανική κρίση, υπήρχε αρκετό πετρέλαιο στο σύστημα, και αρκετό στο δρόμο για τις αγορές από τον περσικό Κόλπο. Η τιμή του αργού πετρελαίου διπλασιάστηκε και ενώ το 1978 ήταν 15\$/βαρέλι το 1980 η τιμή του αργού πετρελαίου έφτασε τα 38\$/βαρέλι όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 3.11.



Πηγή: <http://www.wtrg.com>

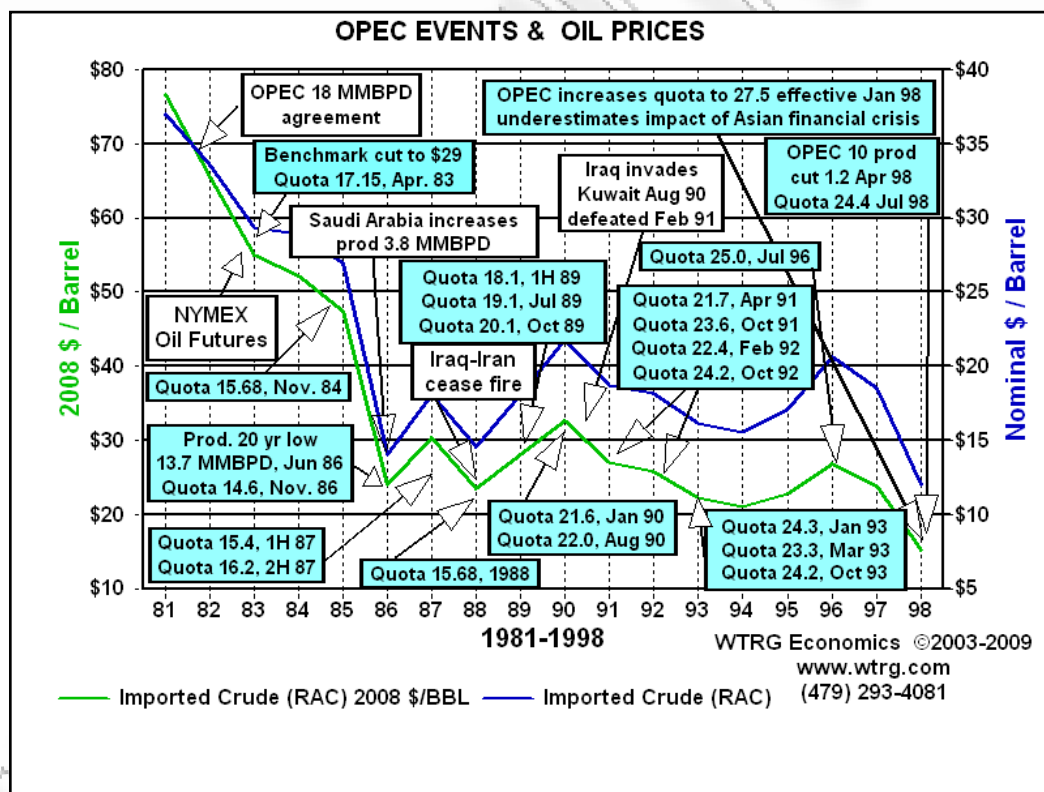
Διάγραμμα 3.11

Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1973 έως 1981

ΤΡΙΤΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ: 1981-1998

Στις αρχές του 1980, όπου υπήρχε η απότομη άνοδος της τιμής του πετρελαίου ο υπουργός πετρελαίου της Σαουδικής Αραβίας είχε επανειλημμένα τονίσει ότι οι υψηλές τιμές θα οδηγήσουν σε μείωση της ζήτησης, που όμως δεν δόθηκε σημασία από τα μέλη του ΟΠΕΚ. Οι υψηλές τιμές ανάγκασαν τους καταναλωτές να περιορίσουν την κατανάλωση

πετρελαίου και σε συνδυασμό με την παγκόσμια ύφεση είχε σαν αποτέλεσμα την μείωση των τιμών του πετρελαίου. Αυτή η μείωση των τιμών του πετρελαίου κράτησε έως το 1990. Τον Αύγουστο του 1990 Ιρακινά στρατεύματα εισέβαλαν στο Κουβέιτ. Οι ΗΠΑ και ο Οργανισμός Ηνωμένων Εθνών (ΟΗΕ) απείλησαν να χρησιμοποιήσουν στρατιωτικές δυνάμεις, εάν το Ιράκ δεν απέσυρε τα στρατεύματά του. Οι συμμαχικές δυνάμεις του ΟΗΕ τελικά εξαπέλυσαν επίθεση κατά των Ιρακινών στρατευμάτων, τα οποία δεν προέβλεπαν ιδιαίτερη αντίσταση. Στις 27 Φεβρουαρίου οι συμμαχικές δυνάμεις είχαν υπό τον πλήρη έλεγχο το Κουβέιτ. Μετά την εισβολή, οι εξαγωγές του Ιράκ και του Κουβέιτ διακόπηκαν. Ο φόβος, οδήγησε στο διπλασιασμό των τιμών. Κατά τη διάρκεια της δεκαετίας του '90, οι τιμές αργού πετρελαίου κυμαίνονται από \$15 και \$20/βαρέλι, όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 3.12.



Πηγή: <http://www.wtrg.com>

Διάγραμμα 3.12

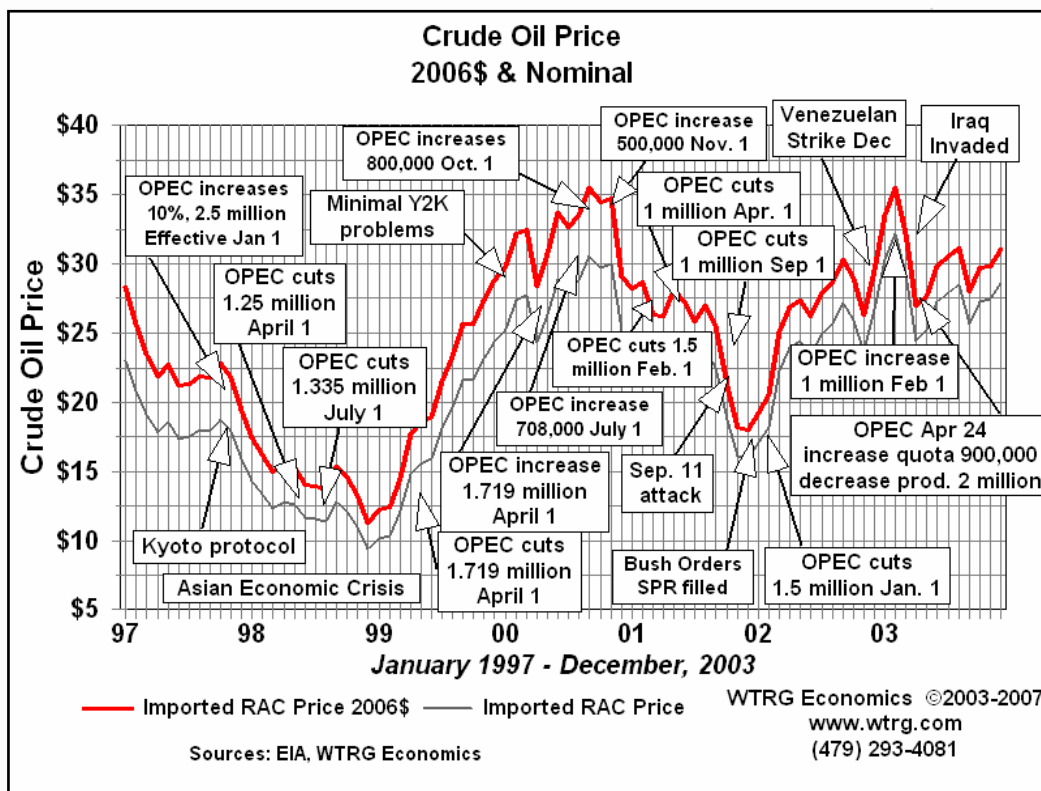
Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1981 έως 1998

ΤΕΤΑΡΤΗ ΠΕΡΙΟΔΟΣ: 1998-2009

Στις αρχές του 1999 οι τιμές άρχισαν να ανακάμπτουν, από το χαμηλό επίπεδο που βρίσκονταν το 1998, και ο ΟΠΕΚ μείωσε και άλλο την παραγωγή του. Από το 1998 έως τα μέσα του 1999 η παραγωγή του ΟΠΕΚ μειώθηκε κατά 3 εκατομμύρια βαρέλια την ημέρα, η μείωση αυτή ήταν αρκετή για να ανεβάσει τις τιμές του πετρελαίου πάνω από τα 25\$/βαρέλι. Το 2000 η παγκόσμια ζήτηση πετρελαίου και η μείωση της παραγωγής από τον ΟΠΕΚ, σε συνδυασμό με άλλους παράγοντες, όπως ο καιρός και τα χαμηλά αποθέματα πετρελαίου, οδήγησαν σε τριπλασιασμό των τιμών μεταξύ Ιανουαρίου και του Σεπτεμβρίου του 2000.

Μετά το τρομοκρατικό χτύπημα της 11^{ης} Σεπτεμβρίου του 2001 στις ΗΠΑ, γεγονός που οδήγησε τη χώρα σε ρήξη με το Αφγανιστάν (7/10/2001), οι τιμές σημείωσαν απότομη πτώση, κυρίως λόγω αυξημένων φόβων για επικείμενη παγκόσμια ύφεση και κατ' επέκταση χαμηλότερη ζήτηση πετρελαίου. Στις αρχές του 2002, η μείωση της παραγωγής από κράτη μέλη του ΟΠΕΚ και μη, η αναταραχή στη Μέση Ανατολή και η πιθανότητα νέας σύγκρουσης με το Ιράκ, είχαν ως αποτέλεσμα την άνοδο των τιμών. Η μειωμένη παραγωγή από τον ΟΠΕΚ, η αναταραχή στη Βενεζουέλα και η αυξανόμενη ένταση στη Μέση Ανατολή συνέβαλαν στην περαιτέρω αύξηση των τιμών για την περίοδο μεταξύ Ιανουαρίου και Ιουνίου.

Οι προσδοκίες των επενδυτών για επικείμενη επέμβαση στο Ιράκ προκάλεσαν νέες αυξήσεις στις τιμές το Ιανουάριο και Φεβρουάριο του 2003. Η στρατιωτική επέμβαση ξεκίνησε στις 19 Μαρτίου του 2003. Οι πετρελαιοφόρες περιοχές δεν καταστράφηκαν όπως αναμενόταν. Οι τιμές άρχισαν να σημειώνουν πτωτική πορεία. Όταν οι ΗΠΑ αποφάσισαν να επέμβουν στο Ιράκ, η τιμή δεν ξεπερνούσε τα \$28 το βαρέλι. Στο διάστημα από το 1998 έως το 2003 η τιμή του πετρελαίου παρουσίασε σημαντική μεταβλητότητα, όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 3.13, έφτασε στο χαμηλότερο σημείο στις αρχές του 1999 όπου είχε σχεδόν 10\$/βαρέλι και στο υψηλότερο σημείο στην αρχή του 2003, ξεπερνώντας τα 30\$ το βαρέλι.



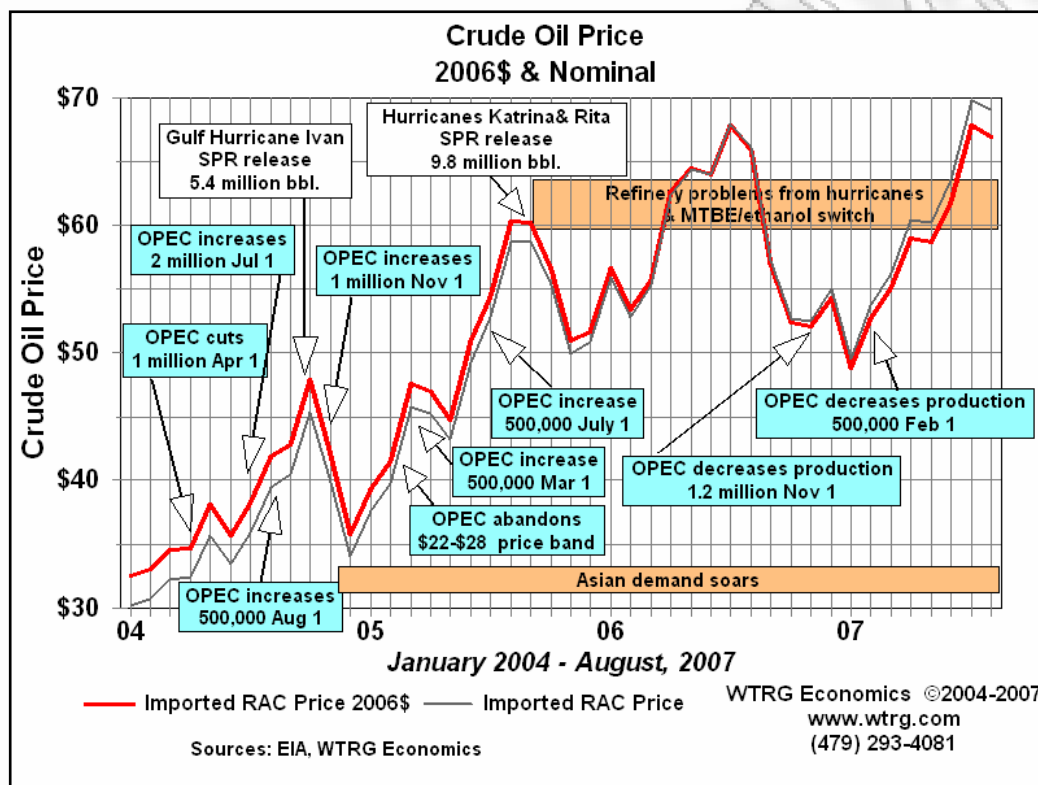
Πηγή: <http://www.wtrg.com>

Διάγραμμα 3.13

Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1997 έως 2003

Κατά το μεγαλύτερο μέρος του 2004 και του 2005 η πλεονάζουσα παραγωγική ικανότητα για την παραγωγή πετρελαίου ήταν κάτω από ένα εκατομμύριο βαρέλια την ημέρα. Σε έναν κόσμο που καταναλώνει πάνω από 80 εκατομμύρια βαρέλια την ημέρα, λογικό είναι σύμφωνα με τις δυνάμεις της αγοράς (προσφορά-ζήτηση) οι τιμές του πετρελαίου να υπερβούν τα \$40-\$50 ανά βαρέλι. Το 2004 ο τυφώνας Ivan προκάλεσε ζημιές στην ενεργειακή υποδομή στον Κόλπο του Μεξικού και διέκοψε τον εφοδιασμό των ΗΠΑ με πετρέλαιο και φυσικό αέριο. Επιπλέον για την αύξηση των τιμών ευθύνονται και οι τυφώνες που έπληξαν τις ΗΠΑ το 2005. Το 2006 η τιμή του πετρελαίου συνέχισε την ανοδική του πορεία και έφτασε τα \$70. Για το 2007 η τιμή του πετρελαίου παρουσίασε μεγάλες διακυμάνσεις, ενώ στις αρχές του η τιμή του πετρελαίου κυμαινόταν στα \$50 στα μέσα του έτους έφτασε τα \$70/βαρέλι. Οι λόγοι, για τους οποίους παρατηρήθηκε ιλιγγιώδης άνοδος στις τιμές ενέργειας για το διάστημα 2003-2006, όπως φαίνεται στο Διάγραμμα 3.14, δεν ήταν ο περιορισμός της προσφοράς, όπως συνέβη με τις δύο πετρελαϊκές κρίσεις της δεκαετίας του '70, ούτε η υπέρμετρη αύξηση της κατανάλωσης, αλλά η κερδοσκοπική

ζήτηση για αποθεματοποίηση. Η προσδοκία δηλαδή, της περαιτέρω αύξησης της τιμής πετρελαίου, λόγω αποσταθεροποίησης στη Μέση Ανατολή, οδηγεί κάποιους να ζητούν πετρέλαιο όχι για άμεση κατανάλωση, αλλά για αποθεματοποίηση και μελλοντική πώληση σε υψηλότερη τιμή.

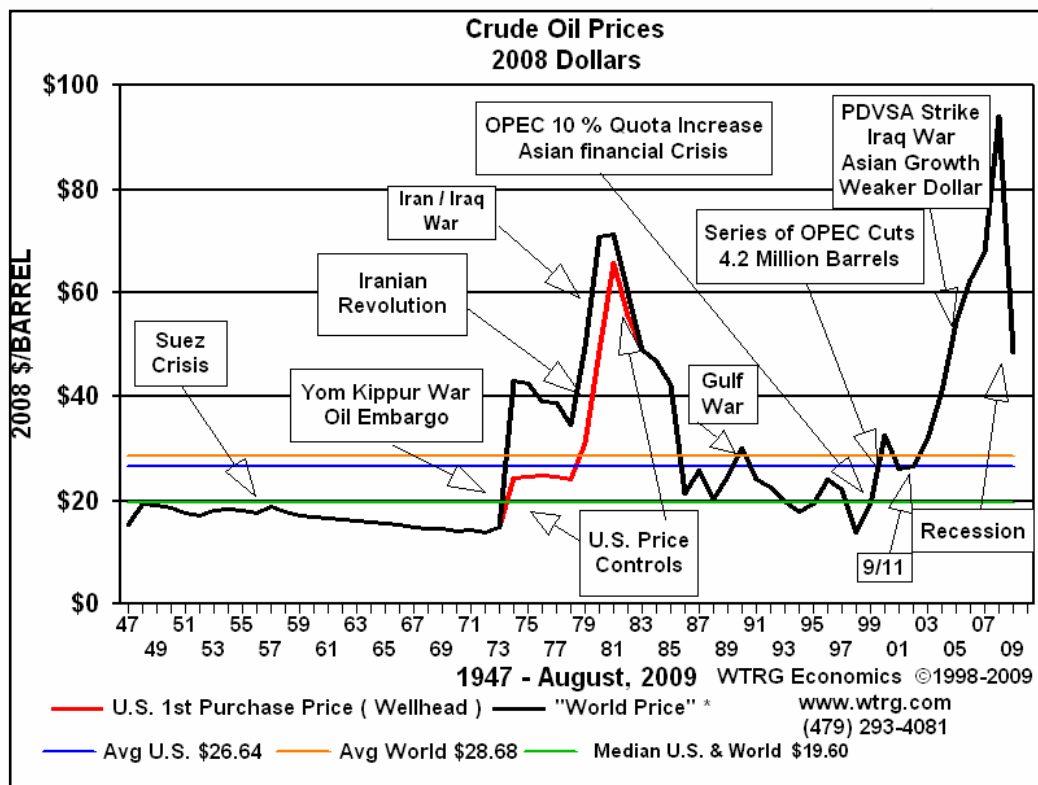


Πηγή: <http://www.wtrg.com>

Διάγραμμα 3.14

Παγκόσμια γεγονότα και εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 2004 έως 2007

Για το 2008 η τιμή του πετρελαίου αυξήθηκε, ήταν η χρονιά όπου οι τιμές του πετρελαίου έφτασαν στο μέγιστο σημείο τους, ξεπέρασε ακόμα και τα \$130 το βαρέλι. Εξετάζοντας την τιμή του πετρελαίου διαχρονικά, παρατηρείται ότι έφτασε στο μεγαλύτερο σημείο της το 2008, όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 3.15. Ξεπέρασε και τις τιμές που είχε το πετρέλαιο ανά βαρέλι την δεκαετία του 1970 με τις δυο πετρελαϊκές κρίσεις. Το 2009 η τιμή του πετρελαίου σημείωσε σημαντική πτώση συγκριτικά με το 2008.



Πηγή: <http://www.wtrg.com>

Διάγραμμα 3.15

Διαχρονική εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1947 έως το 2009

Από την διαχρονική εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου από το 1947 έως το 2009 φαίνεται ότι η τιμή του πετρελαίου στο διάστημα αυτό είχε έντονη μεταβλητότητα. Για τις διακυμάνσεις στην τιμή του πετρελαίου δεν ευθύνονται μόνο οι δυνάμεις της προσφοράς και ζήτησης, που καθορίζουν τις τιμές των αγαθών. Το πετρέλαιο λόγω της σημασίας του έπαιξαν ρόλο και πολιτικοί-στρατηγικοί παράγοντες στην διαμόρφωση της τιμής κάθε χρονική περίοδο.

3.6 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Στο κεφάλαιο στην αρχή, δόθηκε η θεωρητική προσέγγιση της σχέσης πληθωρισμού και της τιμής του πετρελαίου, κατόπιν αναλύθηκε η έννοια του πληθωρισμού, καθώς και οι αιτίες που τον προκαλούν. Αναφέρθηκαν οι συνέπειες που έχει ο πληθωρισμός στην

κοινωνία, αλλά και τα αντιπληθωριστικά μέτρα που πρέπει να λάβει η κυβέρνηση μιας χώρας για να αντιμετωπίσει το φαινόμενο αυτό. Έπειτα παρουσιάστηκε η διαχρονική εξέλιξη του ετήσιου ρυθμού πληθωρισμού από το 1997 έως το 2009, για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Αγγλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Ιταλία και Ολλανδία. Έπειτα αναλύθηκε ο στρατηγικός ρόλος του πετρελαίου και η σημασία του για την οικονομία μιας χώρας και παρουσιάστηκε η διαχρονική εξέλιξη της τιμής του, καθώς και τα παγκόσμια γεγονότα που έπαιξαν σημαντικό ρόλο στην διαμόρφωση της τιμής του πετρελαίου.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 4

ΕΜΠΕΙΡΙΚΑ ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

4.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Πολλές εμπειρικές μελέτες έχουν γίνει έως τώρα για να αποδείξουν την θετική σχέση τιμής πετρελαίου και πληθωρισμού, δηλαδή ότι σε μια άνοδο της τιμής του πετρελαίου αυξάνεται ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή που αντικατροπτίζει τον πληθωρισμό. Οι εμπειρικές μελέτες όμως έχουν κάνει σαφές, ότι οι ανεπτυγμένες χώρες, είναι πλέον πιο έτοιμες να αντιμετωπίσουν τις διακυμάνσεις στην τιμή του πετρελαίου. Μία αύξηση στην τιμή του πετρελαίου θα επηρεάσει πολύ λιγότερο και για μικρότερο χρονικό διάστημα τον πληθωρισμό των χωρών αυτών, συγκριτικά με τη δεκαετία του 1970, όπου μια αύξηση στην τιμή του πετρελαίου είχε πολύ έντονες συνέπειες στον πληθωρισμό. Σήμερα, οι ανεπτυγμένες χώρες έχουν αρχίσει να χρησιμοποιούν και άλλες μορφές ενέργειας και προσπαθούν να αντικαταστήσουν όλο και περισσότερο την κατανάλωση πετρελαίου με ανανεώσιμες πηγές ενέργειας (αιολική, ηλιακή, γεωθερμική ενέργεια).

Σκοπός αυτού του κεφαλαίου, είναι να διερευνήσει την σχέση μεταξύ της τιμής του πετρελαίου και του πληθωρισμού (μετρούμενος με τον Δ.Τ.Κ) για επιλεγμένες χώρες της Ευρώπης, συγκεκριμένα για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Αγγλία και Ολλανδία. Για την εξαγωγή των εμπειρικών αποτελεσμάτων θα χρησιμοποιηθεί το οικονομετρικό πρόγραμμα E-views.

Στην αρχή, θα παρουσιαστούν τα δεδομένα που θα χρησιμοποιηθούν στην οικονομετρική ανάλυση. Στη συνέχεια, θα διερευνηθεί η στασιμότητα των μεταβλητών χρησιμοποιώντας τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας, έπειτα αν οι μεταβλητές έχουν μοναδιαία ρίζα (είναι μη στάσιμες στο επίπεδο) θα μετατραπούν σε στάσιμες λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές, προκειμένου να αποφευχθεί το πρόβλημα της νόθου παλινδρόμησης. Κατόπιν, εφόσον οι μεταβλητές είναι στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους θα εξεταστεί εάν μπορούν να συνολοκληρωθούν, αν υπάρχει δηλαδή μακροχρόνια σχέση ισορροπίας μεταξύ τους,

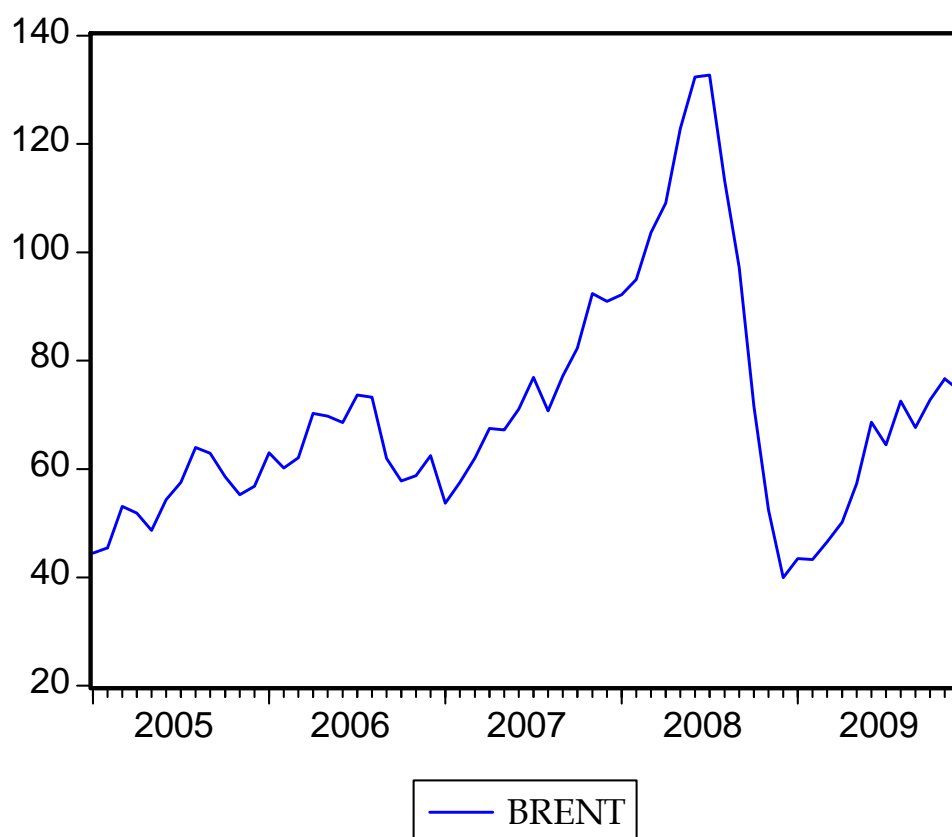
χρησιμοποιώντας την μεθοδολογία του Johansen. Επόμενο βήμα, είναι να εξεταστεί η ύπαρξη αιτιώδους σχέσης μεταξύ των μεταβλητών, για τις οχτώ χώρες. Αν δηλαδή η τιμή του πετρελαίου επηρεάζει τον πληθωρισμό της κάθε χώρας ή το αντίστροφο, ο έλεγχος αυτός θα γίνει με τις οικονομετρικές μεθόδους της αιτιότητας κατά Granger. Τέλος, μέσω των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions) θα υπολογιστεί η αντίδραση του πληθωρισμού (μετρούμενος με τον Δ.Τ.Κ) σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του πετρελαίου.

4.2 ΠΑΡΟΥΣΙΑΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Η εμπειρική ανάλυση πραγματοποιήθηκε χρησιμοποιώντας μηνιαία δεδομένα από το 2005 έως το 2009 για τις χώρες Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Αγγλία και Ολλανδία. Οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν στην εμπειρική ανάλυση είναι ο πληθωρισμός μετρούμενος με τον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή (Consumer Price Index-CPI) και η τιμή του πετρελαίου τύπου Brent.¹ Θα χρησιμοποιηθεί η τιμή του πετρελαίου τύπου Brent, καθώς αποτελεί τη βάση υπολογισμού της τιμής του 60% των καθημερινών πραγματοποιήσιμων αγοροπωλησιών πετρελαίου στην παγκόσμια αγορά. Ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή προέρχεται από την βάση δεδομένων της EUROSTAT και η τιμή του πετρελαίου τύπου Brent από την βάση δεδομένων της E.I.A (Energy Information Administration). Ο Δείκτης Τιμών Καταναλωτή έχει σαν έτος βάσης υπολογισμού το έτος 2005 και η τιμή του πετρελαίου τύπου Brent είναι εκφρασμένη σε δολάρια ανά βαρέλι. Τέλος, και στις δύο μεταβλητές θα χρησιμοποιηθούν οι λογαριθμικές τους τιμές (LOGCPI, LOGBRENT), για να είναι πιο ομαλοποιημένα τα δεδομένα. Αξίζει να σημειωθεί, ότι όλες οι χώρες πλην της Αγγλίας είναι μέλη της Ευρωζώνης, έχουν δηλαδή υιοθετήσει ενιαίο νόμισμα το ευρώ, ενώ η Αγγλία χρησιμοποιεί την λίρα Αγγλίας. Στο Διάγραμμα 4.1, παρουσιάζεται η διαγραμματική απεικόνιση της τιμής του πετρελαίου Brent από το 2005 έως το 2009 (μηνιαία δεδομένα).

¹ Τύπος πετρελαίου που προέρχεται από τα κοιτάσματα της Βόρειας Θάλασσας.

Από το Διάγραμμα 4.1, φαίνεται ότι η τιμή του πετρελαίου στο διάστημα αυτό παρουσίασε σημαντική μεταβλητότητα. Το 2005 η τιμή του πετρελαίου ήταν διαμορφωμένη σε χαμηλά επίπεδα, ενώ αντίθετα το 2008 η τιμή του πετρελαίου έφτασε στο ανώτερο σημείο στο διάστημα που μελετάται. Επειδή το επίπεδο που διαμορφώνεται η τιμή του πετρελαίου επηρεάζεται από πολλούς παράγοντες, θα εξεταστεί κατά πόσο ένα σοκ στην τιμή του πετρελαίου θα επηρεάσει και για πόσο χρονικό διάστημα τον πληθωρισμό των αναφερόμενων χωρών.



Πηγή: <http://www.eia.doe.gov/>

Διάγραμμα 4.1

Εξέλιξη της τιμής του πετρελαίου στο διάστημα 2005 – 2009

4.3 ΕΛΕΓΧΟΣ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ

Όπως έχει ήδη διατυπωθεί, στο πρώτο κεφάλαιο, πριν από την εκτίμηση του οικονομετρικού υποδείγματος, πρέπει να εξεταστούν οι μεταβλητές που θα χρησιμοποιηθούν αν είναι στάσιμες ή όχι. Συμμετοχή μη στάσιμων σειρών συχνά οδηγεί σε εσφαλμένα συμπεράσματα. Τα στατιστικά κριτήρια για τον έλεγχο της στασιμότητας διακρίνονται σε τρεις κατηγορίες. Η πρώτη κατηγορία είναι περιγραφική και αφορά την εξέταση των συναρτήσεων αυτοσυσχέτισης (correlograms), η άλλη κατηγορία περιλαμβάνει τους ελέγχους των Dubrin-Watson, και η τρίτη κατηγορία περιλαμβάνει τους ελέγχους μοναδιαίας ρίζας. Στην παρούσα εργασία, για τον έλεγχο της στασιμότητας των μεταβλητών, θα χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας, που γίνεται με τη βοήθεια της στατιστικής t και συγκεκριμένα, ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller, (ADF test). Επομένως, πρέπει να γίνει ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας στις μεταβλητές στο επίπεδο αυτών και αν είναι μη στάσιμες στις πρώτες ή δεύτερες διαφορές τους.

Έστω, ότι η μεταβλητή Y_t , που θα εξεταστεί ως προς τη στασιμότητα της, είναι ένα αυτοπαλίνδρομο υπόδειγμα p τάξης AR(p) της μορφής:

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Η εξίσωση (4.1) μπορεί να γραφτεί αλλιώς ως:

$$\Delta Y_t = \delta + \beta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

όπου

$$\beta = (\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_p) - 1$$

Η μηδενική υπόθεση που εξετάζει ο επαυξημένος έλεγχος των Dickey-Fuller, είναι ότι η παράμετρος β στην εξίσωση (4.2) είναι ίση με το μηδέν, δηλαδή ότι υπάρχει μοναδιαία ρίζα στην μεταβλητή που εξετάζεται, έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης, ότι η τιμή του β σε απόλυτη τιμή είναι μικρότερη του μηδενός. Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται όταν η τιμή

της t-statistics είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή του ADF-test ή αλλιώς, όταν το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο σημαντικότητας.

Εξετάζονται ως προς την στασιμότητα τους οι μεταβλητές, LOGCPI (λογαριθμική τιμή της μεταβλητής CPI) και LOGBRENT (λογαριθμική τιμή της μεταβλητής BRENT), στο επίπεδο και αν παρουσιάζουν μοναδιαία ρίζα, εξετάζονται στις πρώτες διαφορές αυτών. Για την μεταβλητή LOGCPI, πρώτα εξετάζεται κατά πόσο είναι στατιστικά σημαντική ή όχι η τάση και η σταθερά. Όπως φαίνεται από το Παράρτημα A, για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ισπανία και Ιταλία ούτε η τάση αλλά ούτε και η σταθερά είναι στατιστικά σημαντικές. Για την Ολλανδία και την Αγγλία και η τάση και η σταθερά είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Τέλος, για την Πορτογαλία μόνο η σταθερά είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Ο στατιστικός έλεγχος που διενεργείται μέσω του ADF-test, εξετάζει τις ακόλουθες υποθέσεις:

H_0 : Η μεταβλητή LOGCPI έχει μοναδιαία ρίζα

H_1 : Η μεταβλητή LOGCPI δεν έχει μοναδιαία ρίζα

Πριν όμως από τη χρησιμοποίηση του ADF-test, πρέπει να προσδιοριστεί πρώτα, ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που συμμετέχουν στην μεταβλητή LOGCPI, για κάθε χώρα. Από μελέτες που έχουν γίνει, για την καταλληλότητα του κριτηρίου, έχει διαπιστωθεί ότι το ADF-test εμφανίζει προβληματική συμπεριφορά όταν ο αριθμός των υστερήσεων είναι μεγάλος, Αγιακλόγλου- Newbold (1991). Η ύπαρξη πολλών χρονικών υστερήσεων μειώνει την ισχύ του τεστ, να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση της μοναδιαίας ρίζας.

Ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων θα πρέπει να είναι τέτοιος ώστε να μην είναι αυτοσυσχετιζόμενα τα κατάλοιπα. Για τον προσδιορισμό αυτού του αριθμού, συνήθως χρησιμοποιούνται τα κριτήρια των Akaike (AIC) και Schwartz (SBC), με περισσότερο να χρησιμοποιείται το κριτήριο του Akaike (1973), στις χρονικές σειρές. Ο μέγιστος αριθμός των υστερήσεων της εξαρτημένης μεταβλητής που μπορούν να έχουν τέτοιου είδους υποδείγματα, δεν μπορεί να είναι μεγαλύτερος από την ποσότητα $T^{1/3}$ (Dickey & Said, 1984), όπου T είναι ο αριθμός του παρατηρήσεων. Εφόσον οι μεταβλητές (LOGCPI, LOGBRENT), αποτελούν δείγματα 60 παρατηρήσεων, ο μέγιστος αριθμός χρονικών υστερήσεων που μπορεί να χρησιμοποιηθεί είναι 4 χρονικές υστερήσεις.

Στον Πίνακα 4.1, φαίνονται τα αποτελέσματα, από το Παράρτημα Α, της μεταβλητής LOGCPI ως προς τον έλεγχο μοναδιαίας ρίζας στο επίπεδο της, για κάθε μια χώρα. Χρησιμοποιώντας το ADF-test, μέσω του οικονομετρικού προγράμματος E-views, έχουν καταγραφεί η τιμή του t-statistic, το p-value καθώς και ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων που χρησιμοποιείται.

Πίνακας 4.1
Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOGCPI (Level)

Μεταβλητή LOGCPI (Level)	Τιμή του t-statistic	P-value	Αριθμός Υστερήσεων	Αποτελέσματα Ελέγχου
ΕΛΛΑΔΑ	4,35	1	4	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	3,97	1	1	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)
ΑΓΓΛΙΑ	-4,75	0,001	0	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)
ΙΤΑΛΙΑ	4,38	1	4	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)
ΙΣΠΑΝΙΑ	2,15	0,99	4	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	-2,25	0,18	1	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)
ΓΑΛΛΙΑ	3,67	0,99	0	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	-3,04	0,12	2	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)

Σύμφωνα με τον Πίνακα 4.1, για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Πορτογαλία, Ισπανία και Ολλανδία δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, εφόσον το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Επομένως, για τις χώρες αυτές, ο

λογάριθμος του Δ.Τ.Κ (LOGCPI) παρουσιάζει μοναδιαία ρίζα, είναι δηλαδή μη στάσιμη σειρά και υπάρχει ένδειξη ότι η μεταβλητή LOGCPI είναι ολοκληρωμένη ή στις πρώτες ή στις δεύτερες διαφορές. Οι Box και Jenkins, προτείνουν οι μη στάσιμες σειρές να μετατρέπονται σε στάσιμες, παίρνοντας διαφορές πρώτης, δεύτερης ή και μεγαλύτερης τάξης. Για την Αγγλία, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, εφόσον το p-value είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Η μεταβλητή LOGCPI για την Αγγλία, είναι στάσιμη στο επίπεδο.

Έπειτα, γίνεται ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας παίρνοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής LOGCPI για τις χώρες που ήταν μη στάσιμη. Σε όλες τις χώρες, θεωρείται στατιστικά σημαντική η σταθερά, εκτός από την Πορτογαλία, όπου και η σταθερά και η τάση είναι στατιστικά σημαντικές. Στον Πίνακα 4.2 φαίνονται τα αποτελέσματα, από το Παράρτημα Β, του ADF-test, χρησιμοποιώντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής LOGCPI.

Πίνακας 4.2

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOGCPI (1st Differences)

Μεταβλητή LOGCPI (1 st Differences)	Τιμή του t-statistic	P-value	Αριθμός Υστερήσεων	Αποτελέσματα Ελέγχου
ΕΛΛΑΔΑ	-10,6	0	4	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	-10,7	0	0	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)
ΙΤΑΛΙΑ	-7,92	0	3	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)
ΙΣΠΑΝΙΑ	-3,54	0,01	3	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	-5.39	0,0002	3	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)
ΓΑΛΛΙΑ	-6,26	0	0	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	-6,05	0	3	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)

Από τον Πίνακα 4.2 διαπιστώνεται ότι, για όλες τις χώρες, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, διότι για όλες τις χώρες η τιμή της t-statistic είναι μεγαλύτερη (σε απόλυτη τιμή) από την κριτική τιμή του ADF-test σε επίπεδο σημαντικότητας 5% που είναι ίση με -2,91. Έτσι, ισχύει ότι η μεταβλητή LOGCPI είναι μη στάσιμη στο επίπεδο για την Γαλλία, Γερμανία, Ελλάδα, Ιταλία, Πορτογαλία, Ισπανία και Ολλανδία που όμως γίνεται στάσιμη με τις πρώτες διαφορές, είναι δηλαδή ολοκληρωμένη πρώτου βαθμού $I(1)$.²

Έπειτα, εξετάζεται η μεταβλητή LOGBRENT (λογαριθμική τιμή της μεταβλητής Brent) ως προς την στασιμότητα της. Για την μεταβλητή LOGBRENT θεωρείται ότι η σταθερά είναι στατιστικά σημαντική. Ο στατιστικός έλεγχος, τώρα εξετάζει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : η μεταβλητή LOGBRENT έχει μοναδιαία ρίζα

H_1 : η μεταβλητή LOGBRENT δεν έχει μοναδιαία ρίζα

Στον Πίνακα 4.3, φαίνονται τα αποτελέσματα, από το Παράρτημα Γ, του ADF-test, για τη μεταβλητή LOGBRENT, στο επίπεδο και στις πρώτες διαφορές της.

Πίνακας 4.3

Αποτελέσματα ελέγχου μοναδιαίας ρίζας της μεταβλητής LOGBRENT

Μεταβλητή LOGBRENT	Τιμή του t-statistic	P-value	Αριθμός Υστερήσεων	Αποτελέσματα Ελέγχου
Level	-2,73	0,07	2	Δεν απορρίπτεται η H_0 (Μη στάσιμη)
1st Differences	-4,88	0	0	Απορρίπτεται η H_0 (Στάσιμη)

² Αν μια χρονολογική σειρά μετατρέπεται σε στάσιμη μετά από διαφορές d τάξεως, τότε αυτή ονομάζεται ολοκληρωμένη d τάξεως, $I(d)$.

Από τον Πίνακα 4.3, φαίνεται ότι η τιμή του t-statistic στο επίπεδο της μεταβλητής είναι ίση με -2,73, ενώ η κριτική τιμή του ADF-test σε επίπεδο σημαντικότητας 5% είναι ίση με -2,91, επομένως για επίπεδο σημαντικότητας 5% δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση. Συνεπώς, σε επίπεδο σημαντικότητας 5% η μεταβλητή LOGBRENT είναι μη στάσιμη στο επίπεδο και υπάρχει ένδειξη ότι ολοκληρώνεται στις πρώτες διαφορές. Έχοντας τις πρώτες διαφορές της μεταβλητής LOGBRENT, ούτε η σταθερά αλλά ούτε η τάση είναι στατιστικά σημαντικές. Από τον Πίνακα 4.3, εξάγεται το συμπέρασμα ότι, η μεταβλητή LOGBRENT είναι στάσιμη στις πρώτες διαφορές, καθώς η τιμή του t-statistic είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή (σε απόλυτες τιμές), επομένως είναι ολοκληρωμένη πρώτου βαθμού I(1).

4.4 ΕΛΕΓΧΟΣ ΣΥΝΟΛΟΚΛΗΡΩΣΗΣ

Η έννοια της συνολοκλήρωσης, όπως την εισήγαγε ο Granger (1981), αποτελεί τον συνδυασμό κριτικής ανάμεσα στις σχέσεις που υπάρχουν μεταξύ ολοκληρωμένων μη-στάσιμων χρονολογικών σειρών και στην έννοια της μακροχρόνιας ισορροπίας. Αν δυο χρονολογικές σειρές είναι ολοκληρωμένες d τάξεως, είναι δηλαδή I(d) και υπάρχει γραμμικός συνδυασμός μεταξύ τους που να δίνει μια ολοκληρωμένη σειρά χαμηλότερης της αρχικής τάξης, έστω I(d-b) για b>0, τότε σύμφωνα με τους Engle και Granger, οι σειρές είναι συνολοκληρωμένες τάξης (d-b) και συμβολίζονται ως CI(d-b).

Για τον έλεγχο της συνολοκλήρωσης, χρησιμοποιούνται δύο κύριες μεθοδολογίες, η πρώτη είναι η μεθοδολογία των Engle-Granger και η δεύτερη είναι η μεθοδολογία του Johansen, που πραγματοποιείται στα πλαίσια ενός πολυμεταβλητού υποδείγματος VAR. Στην παρούσα εργασία, ο έλεγχος συνολοκλήρωσης μεταξύ των μη στάσιμων σειρών στο επίπεδο, θα γίνει με την μεθοδολογία του Johansen.

Ο έλεγχος συνολοκλήρωσης γίνεται μεταξύ δυο μεταβλητών οι οποίες είναι μη στάσιμες στα επίπεδα τους και γίνονται στάσιμες στις πρώτες διαφορές τους. Στο πολυμεταβλητό υπόδειγμα που έχει δυο μεταβλητές, είναι δηλαδή ένα διμεταβλητό υπόδειγμα, που θεωρεί σαν ενδογενείς τις μεταβλητές LOGCPI και LOGBRENT μπορεί να υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους. Για την Αγγλία, όπου η μεταβλητή LOGCPI είναι στάσιμη στο επίπεδο I(0) και η μεταβλητή LOGBRENT είναι στάσιμη στις

πρώτες διαφορές $I(1)$, δεν μπορούν να συνολοκληρωθούν καθώς οι μεταβλητές δεν είναι του ίδιου βαθμού ολοκληρώσιμες. Για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Πορτογαλία, Ολλανδία, Ισπανία και Ιταλία θα εξεταστεί με την μεθοδολογία του Johansen αν οι μεταβλητές LOGBRENT και LOGCPI συνολοκληρώνονται. Στον έλεγχο συνολοκλήρωσης οι υποθέσεις που εξετάζονται είναι:

H_0 : Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών

H_1 : Υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών

Στη μεθοδολογία συνολοκλήρωσης του Johansen υπάρχουν δυο έλεγχοι όπου μπορούν να ελέγξουν αν συνολοκληρώνονται δυο ή περισσότερες μεταβλητές, ο έλεγχος ίχνους (trace test) και ο έλεγχος μέγιστης ιδιοτιμής (λ -max test). Στην παρούσα εργασία, θα χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος ίχνους για να εξεταστεί η υπόθεση της συνολοκλήρωσης. Με τον έλεγχο ίχνους (trace test) ελέγχονται οι παρακάτω υποθέσεις:

H_0 : Υπάρχουν h διανύσματα συνολοκλήρωσης ($h = 0$)

H_1 : Υπάρχουν το πολύ h διανύσματα συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)

Για τον έλεγχο του ίχνους, χρησιμοποιείται το παρακάτω στατιστικό:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=h+1}^p \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.3)$$

Για $h = 0, 1, \dots, p-1$, ο έλεγχος εφαρμόζεται διαδοχικά για τις τιμές αυτές. Έτσι αποδοχή της H_0 για $h = 0$ δηλώνει τη διακοπή της διαδικασίας. Διαφορετικά συνεχίζεται για $h \leq 1, h \leq 2, \dots$, μέχρι την τιμή h για την οποία δεν μπορεί να απορριφθεί η H_0 . Στον Πίνακα 4.4, φαίνονται τα αποτελέσματα του ελέγχου συνολοκλήρωσης, από το Παράρτημα Γ, για τις χώρες όπου οι μεταβλητές LOGCPI και LOGBRENT είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού, $I(1)$. Στον έλεγχο συνολοκλήρωσης, μέσω του οικονομετρικού προγράμματος E-views, έχουν καταγραφεί το Trace statistic, η κριτική τιμή σε επίπεδο σημαντικότητας 5% καθώς και το p-value.

Πίνακας 4.4
Αποτελέσματα ελέγχου συνολοκλήρωσης

Χώρα	Μηδενική Υπόθεση	Trace statistic	Κριτ. Τιμή	P-value	Αποτελέσματα Ελέγχου
ΕΛΛΑΔΑ	Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ($h=0$)	47,42	15,49	0	Απορρίπτεται η H_0
	Υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)	1,13	3,84	0,28	Δεν απορρίπτεται η H_0
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ($h=0$)	13,89	15,49	0,08	Δεν απορρίπτεται η H_0
	Υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)	2,53	3,84	0,11	Δεν απορρίπτεται η H_0
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ($h=0$)	12,99	15,49	0,11	Δεν απορρίπτεται η H_0
	Υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)	5,04	3,84	0,02	Απορρίπτεται η H_0
ΙΤΑΛΙΑ	Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ($h=0$)	24,32	15,49	0,001	Απορρίπτεται η H_0
	Υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)	1,22	3,84	0,26	Δεν απορρίπτεται η H_0
ΙΣΠΑΝΙΑ	Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ($h=0$)	33,05	15,49	0	Απορρίπτεται η H_0
	Υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)	3,81	3,84	0,0509	Δεν απορρίπτεται η H_0
ΓΑΛΛΙΑ	Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ($h=0$)	10,99	15,49	0,21	Δεν απορρίπτεται η H_0
	Υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)	1,43	3,84	0,23	Δεν απορρίπτεται η H_0
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	Δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης ($h=0$)	9,69	15,49	0,3	Δεν απορρίπτεται η H_0
	Υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης ($h \leq 1$)	1,56	3,84	0,21	Δεν απορρίπτεται η H_0

Από τον Πίνακα 4.4, διαπιστώνεται ότι για την Ελλάδα απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται, καθώς το p-value είναι μικρότερο από το επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Η μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης δεν απορρίπτεται, εφόσον το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Επομένως, από τα παραπάνω εξάγεται το συμπέρασμα ότι οι μεταβλητές LOGCPI και LOGBRENT συνολοκληρώνονται, υπάρχει δηλαδή μια μακροχρόνια σχέση που να συνδέει τις μεταβλητές αυτές. Μακροχρόνια σχέση ισορροπίας υπάρχει και για την Ιταλία και για την Ισπανία, καθώς απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, ότι δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών, αλλά δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι υπάρχει το πολύ μια σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ τους. Για την Πορτογαλία, Γαλλία, Γερμανία και Ολλανδία δεν υπάρχει σχέση συνολοκλήρωσης μεταξύ των μεταβλητών, καθώς δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση ότι οι μεταβλητές δεν συνολοκληρώνονται αφού το p-value είναι μεγαλύτερο από το επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$.

Σαν συμπέρασμα ισχύει, ότι για την Ελλάδα, Ιταλία και Ισπανία, όπου οι μεταβλητές LOGCPI και LOGBRENT είναι ολοκληρώσιμες πρώτης τάξης $I(1)$, υπάρχει γραμμικός συνδυασμός των μεταβλητών αυτών όπου καταλήγει σε μια μεταβλητή η οποία είναι ολοκληρώσιμη μηδενικής τάξης $I(0)$, οπότε οι σειρές είναι συνολοκληρώσιμες τάξης $CI(1,1)$. Για την Πορτογαλία, Γερμανία, Γαλλία και Ολλανδία, οι μεταβλητές δεν είναι συνολοκληρωμένες, δηλαδή οι αποκλίσεις τους θα γίνονται όλο και μεγαλύτερες και συνεπώς μακροπρόθεσμα οι μεταβλητές θα απομακρύνονται μεταξύ τους.

4.5 ΕΛΕΓΧΟΣ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER

Ένα συχνό πρόβλημα, που εμφανίζεται στην οικονομική θεωρία είναι κατά πόσο υπάρχει σχέση μεταξύ δύο μεταβλητών X και Z , και αν υπάρχει προς ποια κατεύθυνση είναι αυτή η σχέση, δηλαδή η X επηρεάζει την Z ή η τιμή της Z επηρεάζει την τιμή της X . Σε κλάδους όπου είναι δυνατή η διενέργεια ελεγχόμενου πειράματος, η σχέση αιτίου και αιτιατού μπορεί να προσδιοριστεί. Στην οικονομική επιστήμη, όμως μια τέτοια σχέση είναι αδύνατον να προσδιοριστεί λόγω της έλλειψης πειραματικών δεδομένων. Μόνο η εμπειρική

ανάλυση μπορεί να καταδείξει την πραγματική κατεύθυνση της αιτιότητας. Η ύπαρξη υψηλής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών με βάση μη πειραματικά δεδομένα δεν αποτελεί σε καμία περίπτωση και απόδειξη ότι υπάρχει μια σχέση αιτιότητας μεταξύ των υπό μελέτη μεταβλητών. Τα προβλήματα με τις φαινομενικές συσχετίσεις, παρουσιάζονται πολύ συχνά ακόμα και σε περιπτώσεις δυναμικών υποδειγμάτων.

Το 1969 ο Granger, διατύπωσε τη θεωρία που είναι γνωστή ως “αιτιότητα κατά Granger”, που δείχνει την πραγματική σχέση αιτιότητας μεταξύ οικονομικών μεταβλητών. Μια μεταβλητή X αιτιάται κατά Granger μια άλλη μεταβλητή Z , αν όλες οι πρόσφατες και παρελθούσες πληροφορίες γύρω από τις τιμές της μεταβλητής αυτής, βοηθούν στην καλύτερη πρόβλεψη των τιμών της Z .

Στην ενότητα αυτή, θα διερευνηθεί η ύπαρξη ή μη της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στο Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, που αντικατροπτίζει τον πληθωρισμό και στην τιμή του πετρελαίου και εφόσον διαπιστωθεί η ύπαρξη αιτιότητας, θα προσδιοριστεί και η κατεύθυνση της σχέσης αυτής. Ο έλεγχος της αιτιότητας κατά Granger, γίνεται με την βοήθεια των πολυμεταβλητών υποδειγμάτων (VAR υποδείγματα). Επομένως, πρώτο βήμα πριν τον έλεγχο της αιτιότητας, είναι να προσδιοριστεί ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων των ενδογενών μεταβλητών που συμμετέχουν στο πολυμεταβλητό υπόδειγμα. Ως ενδογενείς μεταβλητές, θεωρούνται οι μεταβλητές LOGCPI και LOGBRENT. Για τις χώρες όπου η μεταβλητή LOGCPI δεν είναι στάσιμη στο επίπεδο, θα χρησιμοποιηθούν οι πρώτες διαφορές, όπου η μεταβλητή γίνεται στάσιμη, όπως επίσης και για τη μεταβλητή LOGBRENT θα χρησιμοποιηθούν οι πρώτες διαφορές, όπου η μεταβλητή γίνεται στάσιμη. Για να προσδιοριστεί η τάξη του VAR υποδείματος για κάθε χώρα, χρησιμοποιείται το κριτήριο του λόγου πιθανοφάνειας (LR).

Όπως φαίνεται και από τον Πίνακα 4.5, Παράρτημα Ε, ο αριθμός των χρονικών υστερήσεων, που χρησιμοποιούνται στο διμεταβλητό υπόδειγμα για την Ελλάδα και την Ισπανία, είναι πέντε υστερήσεις πίσω. Για την Ιταλία χρησιμοποιούνται τέσσερις χρονικές υστερήσεις των ενδογενών μεταβλητών. Για την Αγγλία, χρησιμοποιούνται τρεις χρονικές υστερήσεις των μεταβλητών και για την Ολλανδία, χρησιμοποιούνται δύο χρονικές υστερήσεις. Τέλος, για την Γερμανία, Γαλλία και την Πορτογαλία, χρησιμοποιείται μια χρονική υστέρηση των ενδογενών μεταβλητών, στο διμεταβλητό υπόδειγμα. Έτσι εκτιμάται το ακόλουθο σύστημα εξισώσεων, για τις μεταβλητές LOGCPI και LOGBRENT, όπου m δηλώνει τον αριθμό των χρονικών υστερήσεων.

$$LOGBRENT_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^m a_i LOGBRENT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i LOGCPI_{t-i} + u_t \quad (4.4)$$

$$LOGCPI_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i LOGBRENT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i LOGCPI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

Για την ορθή εκτίμηση του παραπάνω διμεταβλητού υποδείγματος VAR(m), θα πρέπει να ικανοποιούνται ορισμένες βασικές υποθέσεις, τόσο για τις ενδογενείς μεταβλητές (LOGBRENT, LOGCPI) όσο και για τα κατάλοιπα (u_t , ε_t). Τα κατάλοιπα των εξισώσεων (4.4) και (4.5), πρέπει να έχουν μέσο όρο μηδέν, σταθερή διακύμανση και οι τιμές τους να μη αυτοσυσχετίζονται, αλλά τα κατάλοιπα της εξίσωσης (4.4) μπορεί να συσχετίζεται με τα κατάλοιπα της εξίσωσης (4.5). Επίσης, βασική υπόθεση για την περαιτέρω ανάλυση, είναι ότι το VAR υπόδειγμα είναι στάσιμο. Ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger γίνεται με τη χρήση της στατιστικής F. Εάν η τιμή της στατιστικής F, είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της F κατανομής, τότε η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται. Ο στατιστικός έλεγχος που εξετάζεται μέσω της στατιστικής F ελέγχει τις εξής υποθέσεις:

H_0 : η LOGCPI δεν αιτιάζει την LOGBRENT

H_0 : η LOGBRENT δεν αιτιάζει την LOGCPI

όπου:

$$F = \frac{(SSE^R - SSE^U) / k}{SSE^U / f}$$

SSE^R είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων στην παλινδρόμηση με περιορισμό. SSE^U είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων χωρίς περιορισμό. Με k δηλώνεται ο αριθμός των περιορισμών και τέλος, με f συμβολίζονται οι βαθμοί ελευθερίας στην μη περιορισμένη εξίσωση. Στον Πίνακα 4.5 παρουσιάζονται τα αποτελέσματα του ελέγχου αιτιότητας, ανάμεσα στις δύο μεταβλητές για κάθε χώρα.

Πίνακας 4.5

Αποτελέσματα ελέγχου αιτιότητας κατά Granger

Χώρα	Χρον. Υστερ.	Μηδενική Υπόθεση	F-statistic	Κριτ. Τιμή	Αποτελέσματα Ελέγχου
ΕΛΛΑΔΑ	5	H DLOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,13309	2,386	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη DLOGCPI	3,40547		Απορρίπτεται η H_0
ΓΕΡΜΑΝΙΑ	1	H DLOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,08665	4,006	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη DLOGCPI	13,0050		Απορρίπτεται η H_0
ΑΓΓΛΙΑ	3	H LOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,16119	3,769	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη LOGCPI	5,48394		Απορρίπτεται η H_0
ΙΤΑΛΙΑ	4	H DLOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,28960	2,539	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη DLOGCPI	4,83476		Απορρίπτεται η H_0
ΙΣΠΑΝΙΑ	5	H DLOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,85995	2,386	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη DLOGCPI	2,91517		Απορρίπτεται η H_0
ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ	1	H DLOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,38460	4,006	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη DLOGCPI	3,28640		5% 10% Απορρίπτεται η H_0 (για $\alpha=10\%$)
ΓΑΛΛΙΑ	1	H DLOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,00939	4,006	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη DLOGCPI	7,14483		Απορρίπτεται η H_0
ΟΛΛΑΝΔΙΑ	2	H DLOGCPI δεν αιτιάζει τη DLOGBRENT	0,25635	3,15	Δεν απορρίπτεται η H_0
		H DLOGBRENT δεν αιτιάζει τη DLOGCPI	0,62856		Δεν απορρίπτεται η H_0

Από τον Πίνακα 4.5, προκύπτει ότι για την Ελλάδα και την Ισπανία, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, ότι η μεταβλητή LOGBRENT δεν αιτιάζει τη μεταβλητή LOGCPI, καθώς η τιμή της στατιστικής F είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της κατανομής F, που είναι ίση με 2,386. Δηλαδή, η μεταβλητή LOGBRENT αιτιάζει τη μεταβλητή LOGCPI ή με άλλα λόγια η τιμή του πετρελαίου επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ της Ελλάδας και της Ισπανίας. Δεν ισχύει όμως και το αντίστροφο, ότι ο Δ.Τ.Κ επηρεάζει την τιμή του πετρελαίου, αφού η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από την τιμή της κριτική τιμή της F, έτσι δεν μπορεί να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση.

Στην εξέταση τώρα της μηδενικής υπόθεσης, ότι η LOGBRENT δεν αιτιάζει τη μεταβλητή LOGCPI, αυτή απορρίπτεται για την Γερμανία και την Γαλλία καθώς η τιμή της στατιστικής F και για τις δυο χώρες είναι μεγαλύτερη από την κριτική τιμή της κατανομής F που είναι ίση με 4,006. Αντίθετα, η μηδενική υπόθεση ότι η μεταβλητή LOGCPI δεν αιτιάζει τη μεταβλητή LOGBRENT, δεν απορρίπτεται και στις δυο χώρες, εφόσον η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από 4,006 (κριτική τιμή της κατανομής F).

Για την Πορτογαλία, η μηδενική υπόθεση ότι, η μεταβλητή LOGBRENT δεν αιτιάζει την μεταβλητή LOGCPI, δεν απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, καθώς η τιμή της στατιστικής F είναι ίση με 3.28, που είναι μικρότερη από την κριτική τιμή της κατανομής F. Για επίπεδο σημαντικότητας όμως $\alpha=10\%$, απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, όπως φαίνεται από τον Πίνακα 4.5.

Έπειτα, για την Αγγλία και την Ιταλία, δεν απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση, ότι η μεταβλητή LOGCPI δεν αιτιάζει την μεταβλητή LOGBRENT, καθώς η τιμή της στατιστικής F είναι μικρότερη από τις αντίστοιχες κριτικές τιμές. Η μηδενική υπόθεση, ότι η τιμή του πετρελαίου δεν επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ, απορρίπτεται όμως και στις δυο χώρες.

Τέλος, για την Ολλανδία, απορρίπτονται και οι δύο μηδενικές υποθέσεις, εφόσον οι τιμές της F-statistic, είναι μικρότερες από 3,15 (κριτική τιμή της F κατανομής). Επομένως, για την Ολλανδία, η τιμή του πετρελαίου δεν επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ, αλλά ούτε ο Δ.Τ.Κ επηρεάζει την τιμή του πετρελαίου, δεν υπάρχει σχέση αιτιότητας ανάμεσα στις δυο μεταβλητές.

Συνοψίζοντας, ισχύει ότι για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Πορτογαλία, Ισπανία, Αγγλία και Ιταλία υπάρχει μια αιτιώδης σχέση από την τιμή του πετρελαίου προς τον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή, δεν ισχύει όμως και το αντίθετο. Η τιμή του πετρελαίου συνεπώς είναι σημαντικός παράγοντας στην διαμόρφωση του Δ.Τ.Κ που αντιπροσωπεύει τον πληθωρισμό

κάθε χώρας. Μόνο για την Ολλανδία, δεν υπάρχει αιτιώδης σχέση ανάμεσα στις υπό εξέταση μεταβλητές.

4.6 ΣΥΝΑΡΤΗΣΕΙΣ ΑΙΦΝΙΔΙΩΝ ΑΝΤΙΔΡΑΣΕΩΝ

Τα διανύσματα αυτοπαλινδρομήσεων (Vector Autoregressive Model) η αλλιώς VAR υποδείγματα, χρησιμοποιούνται εκτός από τους ελέγχους αιτιότητας, όπως έχει αναφερθεί παραπάνω και για τον υπολογισμό των συναρτήσεων αιφνιδίων αντιδράσεων (impulse response functions). Η συνάρτηση αιφνιδίων αντιδράσεων προσδιορίζει την επίδραση που έχει στις ενδογενείς μεταβλητές του συστήματος μία τυχαία, αιφνίδια διαταραχή στις μεταβλητές. Επειδή είναι δύσκολο να ερμηνευτούν, από οικονομικής πλευράς, οι εκτιμημένοι συντελεστές ενός VAR υποδείματος, τότε αυτό μετατρέπεται σε μορφή κινητού μέσου, έτσι ώστε να μπορούν να υπολογιστούν οι επιδράσεις τις οποίες μπορεί να επιφέρει μια τυχαία διαταραχή στις τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Συνήθως οι διαταραχές αυτές, εκφράζονται σε όρους τυπικών αποκλίσεων των διαταρακτικών όρων, δηλαδή μισή, μία, δύο, κ.λπ. τυπικές αποκλίσεις.

Στην ενότητα αυτή, υπολογίζεται η αντίδραση της τιμής του Δ.Τ.Κ σε μια αύξηση της τιμής του πετρελαίου, όπως επίσης και η αντίδραση της τιμής του πετρελαίου σε μια αύξηση του Δ.Τ.Κ. Στην προηγούμενη παράγραφο, αποδείχτηκε ότι η τιμή του πετρελαίου επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Αγγλία και Πορτογαλία. Για την Ολλανδία η τιμή του πετρελαίου φαίνεται ότι δεν είναι σημαντικός παράγοντας στην διαμόρφωση του πληθωρισμού. Χρησιμοποιώντας τις συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων (impulse response functions), μπορεί να υπολογιστεί η αντίδραση του Δ.Τ.Κ σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του πετρελαίου.

Έχοντας το σύστημα των εξισώσεων (4.4) και (4.5), όπου είναι ένα διμεταβλητό υπόδειγμα με ενδογενείς τις μεταβλητές LOGBRENT και LOGCPI θα υπολογιστούν οι συναρτήσεις αιφνιδίων αντιδράσεων των μεταβλητών, για κάθε χώρα. Το σύστημα των εξισώσεων που θα μελετηθεί για κάθε χώρα είναι:

$$LOGBRENT_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^m a_i LOGBRENT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i LOGCPI_{t-i} + u_t \quad (4.4)$$

$$LOGCPI_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i LOGBRENT_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i LOGCPI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

Στο σύστημα των εξισώσεων (4.4) και (4.5), υπάρχουν δύο μεταβλητές (LOGCPI, LOGBRENT) και κάθε μία εκφράζεται ως γραμμικός συνδυασμός του εαυτού της με χρονικές υστερήσεις m περιόδων και των τιμών της άλλης μεταβλητής, πάλι με χρονικές υστερήσεις m περιόδων. Για την ορθή εκτίμηση του παραπάνω διμεταβλητού υποδείγματος, πρέπει τα κατάλοιπα των εξισώσεων (4.4) και (4.5) να είναι λευκός θόρυβος και επίσης πρέπει οι ενδογενείς μεταβλητές που συμμετέχουν στο υπόδειγμα να είναι στάσιμες. Χρησιμοποιώντας τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων, μπορούν να υπολογιστούν οι αντιδράσεις τις οποίες μπορεί να επιφέρει μια τυχαία διαταραχή στα λάθη στις τιμές των ενδογενών μεταβλητών. Υποθέτοντας, ότι τα λάθη των εξισώσεων είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους, τότε τα αποτελέσματα είναι πιο εύκολα.

Στις εξισώσεις (4.4) και (4.5), γίνεται η υπόθεση ότι τα λάθη u_t και ε_t είναι ασυσχέτιστα μεταξύ τους. Έτσι το u_t εκφράζει τις τυχαίες διαταραχές (shocks ή innovations) της μεταβλητής LOGBRENT, ενώ το ε_t εκφράζει τις τυχαίες διαταραχές (shocks ή innovations) της μεταβλητής LOGCPI. Η εξίσωση αιφνίδιων αντιδράσεων του u_t , μετρά την επίδραση μιας τυχαίας διαταραχής της τιμής του πετρελαίου σήμερα (συνήθως μεγέθους ίσου με μια τυπική απόκλιση) πάνω στις πρόσφατες και μελλοντικές τιμές των LOGBRENT και LOGCPI. Αντίστοιχα, η εξίσωση αιφνίδιων αντιδράσεων του ε_t μετρά την επίδραση μιας τυχαίας διαταραχής στον Δ.Τ.Κ σήμερα (συνήθως μεγέθους ίσου με μια τυπική απόκλιση) πάνω στις πρόσφατες και μελλοντικές τιμές των LOGBRENT και LOGCPI.

Μια ειδική περίπτωση, είναι όταν οι ενδογενείς μεταβλητές που συμμετέχουν στο υπόδειγμα είναι ολοκληρώσιμες πρώτης τάξης $I(1)$ και συνολοκληρώνονται μεταξύ τους. Τότε το υπόδειγμα που θα χρησιμοποιηθεί είναι το διανυσματικό υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (Vector Error Correction-VEC), όπου είναι ένα δυναμικό υπόδειγμα. Στην ουσία το VEC μοντέλο δεν είναι τίποτα άλλο, παρά ένα VAR μοντέλο, που επιπλέον ενσωματώνει τις υπάρχουσες σχέσεις συνολοκλήρωσης ανάμεσα στις μεταβλητές. Η εξειδίκευση αυτή, αποτελεί μια ξεχωριστή κατηγορία VAR που αφορά μη στάσιμες μεταβλητές, οι οποίες όμως συνολοκληρώνονται.

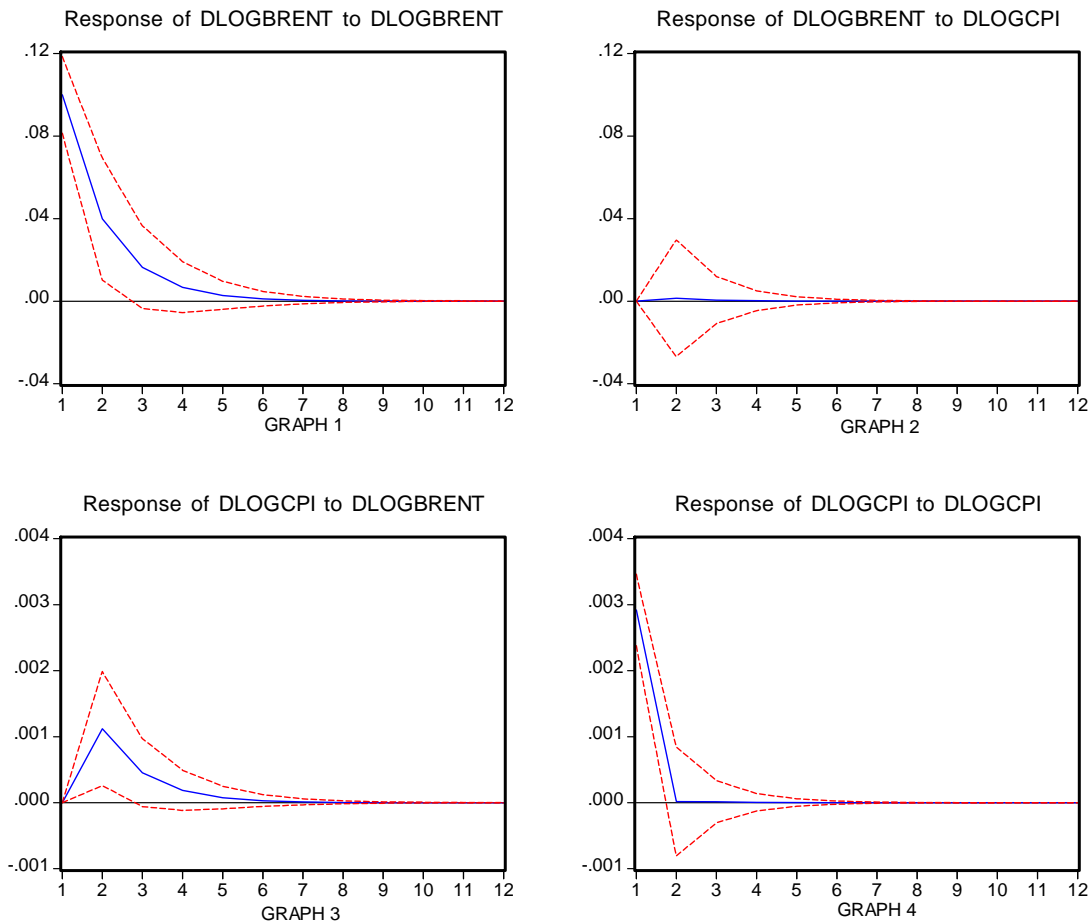
Στη συνέχεια, παρουσιάζονται τα αποτελέσματα των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων των ενδογενών μεταβλητών για κάθε μια χώρα. Σε κάθε χώρα εμφανίζονται τέσσερα γραφήματα των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων, που απεικονίζουν τις αντιδράσεις των ενδογενών μεταβλητών σε μια απότομη μεταβολή της άλλης μεταβλητής. Στο δεύτερο γράφημα, αποτυπώνεται η αντίδραση της τιμής του πετρελαίου σε μια απότομη μεταβολή του Δ.Τ.Κ κάθε χώρας και το τρίτο γράφημα αποτυπώνει την αντίδραση του Δ.Τ.Κ σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του πετρελαίου. Γενικότερα, μια απότομη αύξηση της τιμής του πετρελαίου (ένα σοκ) αυξάνει τις τιμές πολλών αγαθών, καθώς αποτελεί βασική πρώτη ύλη στην παραγωγική διαδικασία, με αποτέλεσμα να δημιουργούνται πληθωριστικές πιέσεις (αύξηση του Δ.Τ.Κ).

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Για την εκτίμηση της αντίδρασης του Δ.Τ.Κ σε μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου θα χρησιμοποιηθεί το πολυμεταβλητό υπόδειγμα με μια χρονική υστέρηση στις ενδογενείς του μεταβλητές (DLOGBRENT, DLOGCPI), δηλαδή το VAR(1). Στο Διάγραμμα 4.2, παριστάνονται γραφικά οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων όπως προκύπτουν από το οικονομετρικό πρόγραμμα E-views. Στο δεύτερο γράφημα του Διαγράμματος 4.2, φαίνεται η αντίδραση της μεταβλητής DLOGBRENT σε μια αιφνίδια μεταβολή κατά μία τυπική απόκλιση στο διαταρακτικό όρο του DLOGCPI. Όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 4.2 (γράφημα 2), η τιμή του πετρελαίου δεν αντιδρά σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του Δ.Τ.Κ της Γαλλίας.

Στο Διάγραμμα 4.2 (γράφημα 3), αποτυπώνεται η αντίδραση της μεταβλητής DLOGCPI σε μία αιφνίδια μεταβολή κατά μία τυπική απόκλιση στο διαταρακτικό όρο του DLOGBRENT. Όπως φαίνεται από το γράφημα αυτό, ο Δ.Τ.Κ της Γαλλίας σε μια απότομη αύξηση στην τιμή του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση θα αυξηθεί κατά 0,12% τον δεύτερο μήνα. Η αντίδραση του Δ.Τ.Κ σε μια αιφνίδια μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου μετά τον δεύτερο μήνα, είναι μειούμενη, όπου τελικά φτάνει στο σημείο ισορροπίας ύστερα από επτά μήνες. Επομένως, για την Γαλλία μια αύξηση στην τιμή του πετρελαίου δεν επηρεάζει σημαντικά τον πληθωρισμό, καθώς έχει παροδικό χαρακτήρα.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Διάγραμμα 4.2

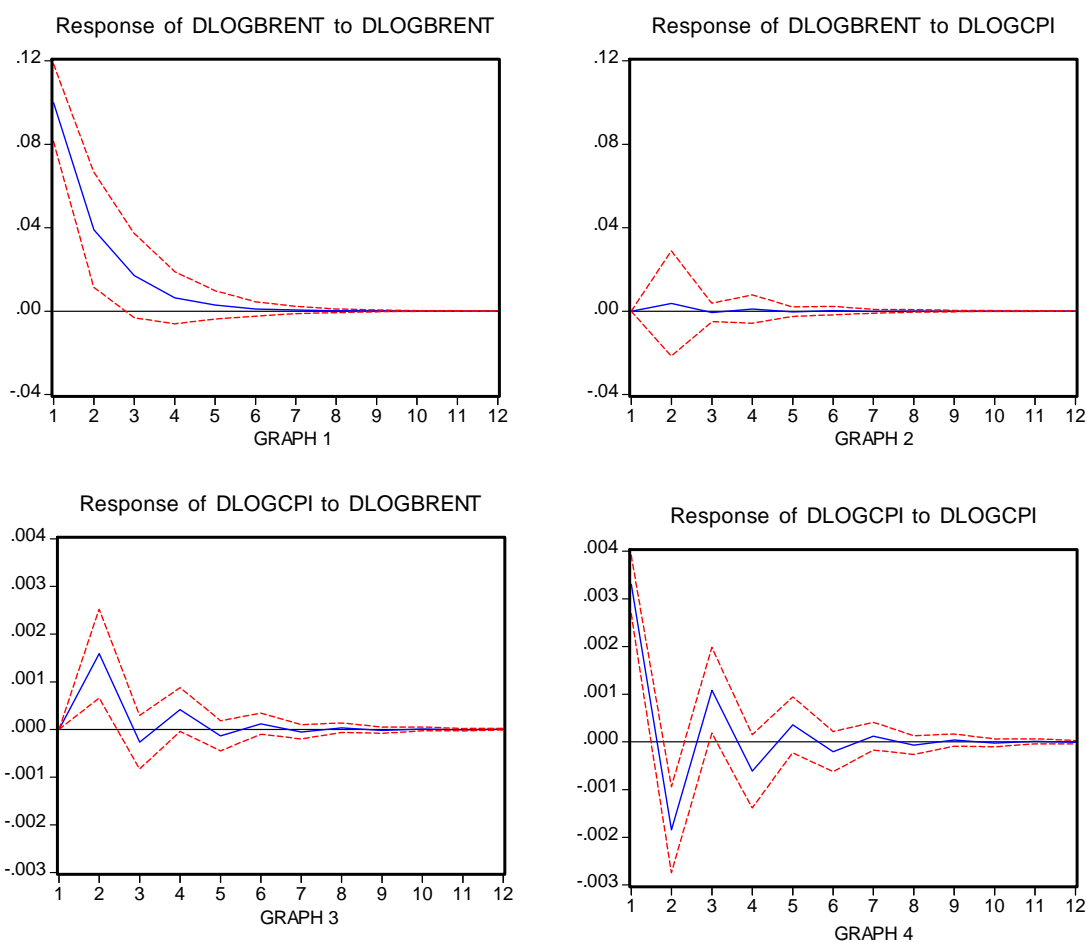
Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Γαλλίας

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Για την Γερμανία χρησιμοποιείται ένα διμεταβλητό υπόδειγμα πρώτης τάξης VAR(1) για την εκτίμηση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων. Η αντίδραση της τιμής του πετρελαίου σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του Δ.Τ.Κ της Γερμανίας κατά μια τυπική απόκλιση είναι μηδενική, όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 4.3 (γράφημα 2). Αντίθετα, σε μια απότομη αύξηση κατά μία τυπική απόκλιση του διαταρακτικού όρου στην εξίσωση της τιμής του πετρελαίου (DLOGBRENT), ο Δ.Τ.Κ (DLOGCPI) θα αυξηθεί τον δεύτερο μήνα, κατά 0,15%, όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 4.3 (γράφημα 3), όπου θα είναι και η μέγιστη τιμή του. Ύστερα τους επόμενους μήνες θα μειώνεται, τον τέταρτο μήνα θα είναι 0,04%, η αύξηση του Δ.Τ.Κ, εξαιτίας της αύξησης της τιμής του πετρελαίου και έπειτα τον έβδομο

μήνα θα φτάσει στο σημείο ισορροπίας. Επομένως, η αντίδραση του Δ.Τ.Κ σε μια αύξηση κατά μια τυπική απόκλιση της τιμής του πετρελαίου, είναι παροδική καθώς μετά και τον 7^ο μήνα είναι μηδέν. Αυτό οφείλεται στο ότι η Γερμανία έχει αναπτύξει σε μεγάλο βαθμό άλλες μορφές ενέργειας όπως την αιολική ενέργεια και τα φωτοβολταϊκά, (το 7% της συνολικής ενέργειας που καταναλώνει η Γερμανία, προέρχεται από αιολική ενέργεια) και δεν εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό από το πετρέλαιο.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



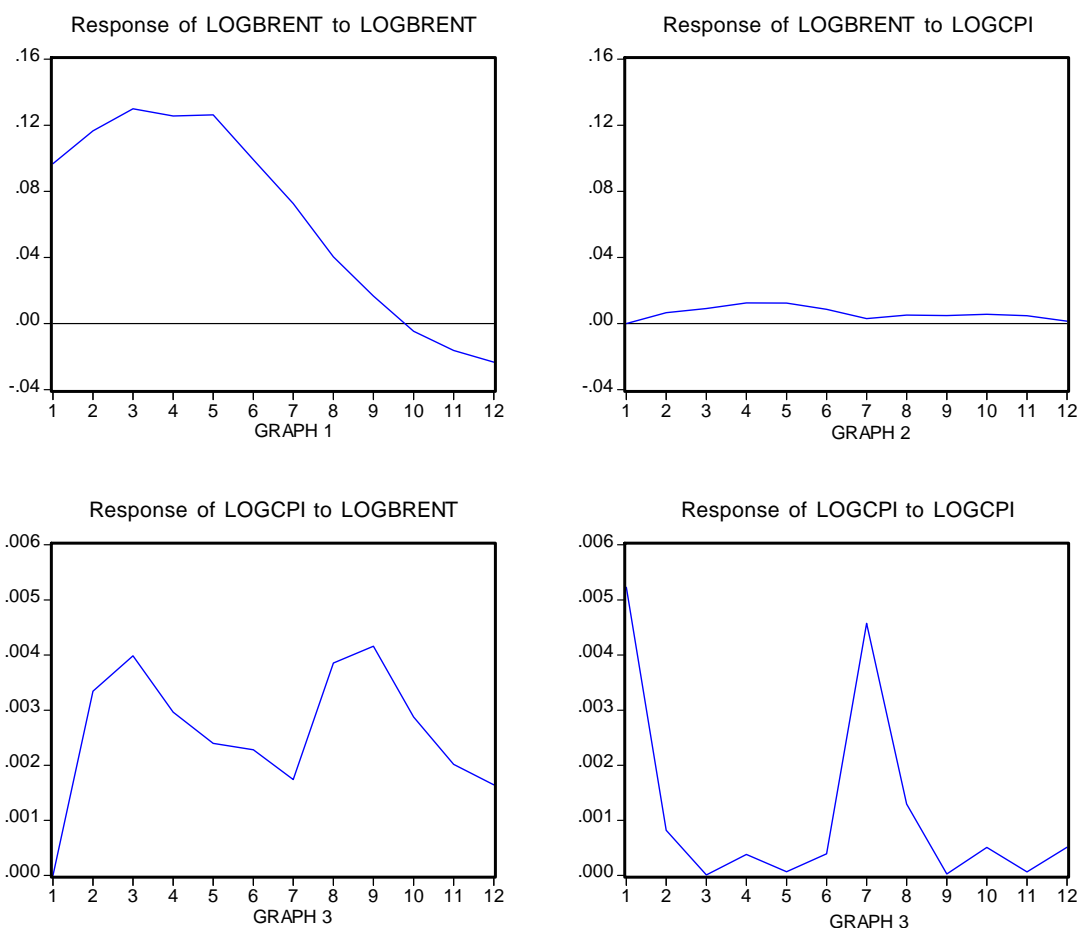
Διάγραμμα 4.3

Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Γερμανίας

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Στην Ελλάδα, για την ανάλυση των αιφνίδιων αντιδράσεων, θα χρησιμοποιηθεί ένα VEC μοντέλο, καθώς οι μεταβλητές LOGBRENT και LOGCPI είναι ολοκληρώσιμες πρώτης τάξης και συνολοκληρώνονται, όπως έχει αποδειχθεί. Οι χρονικές υστερήσεις των ενδογενών μεταβλητών είναι πέντε υστερήσεις πίσω. Όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 4.4 (γράφημα 3), μια μεταβολή στον διαταρακτικό όρο της εξίσωσης της τιμής του πετρελαίου, θα επηρεάσει σημαντικά τον Δ.Τ.Κ της Ελλάδος. Ο Δ.Τ.Κ θα αυξηθεί τους πρώτους τρεις μήνες, που θα φτάσει το 0,4%, ύστερα μέχρι και τον έβδομο μήνα η αντίδραση του Δ.Τ.Κ θα είναι μειούμενη και θα φτάσει το 0,2%. Έπειτα, τον όγδοο και τον ένατο μήνα η αντίδραση του Δ.Τ.Κ εξαιτίας της απότομης μεταβολής της τιμής του πετρελαίου θα αυξηθεί και πάλι και θα φτάσει στο 0.4%.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations



Διάγραμμα 4.4

Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Ελλάδας

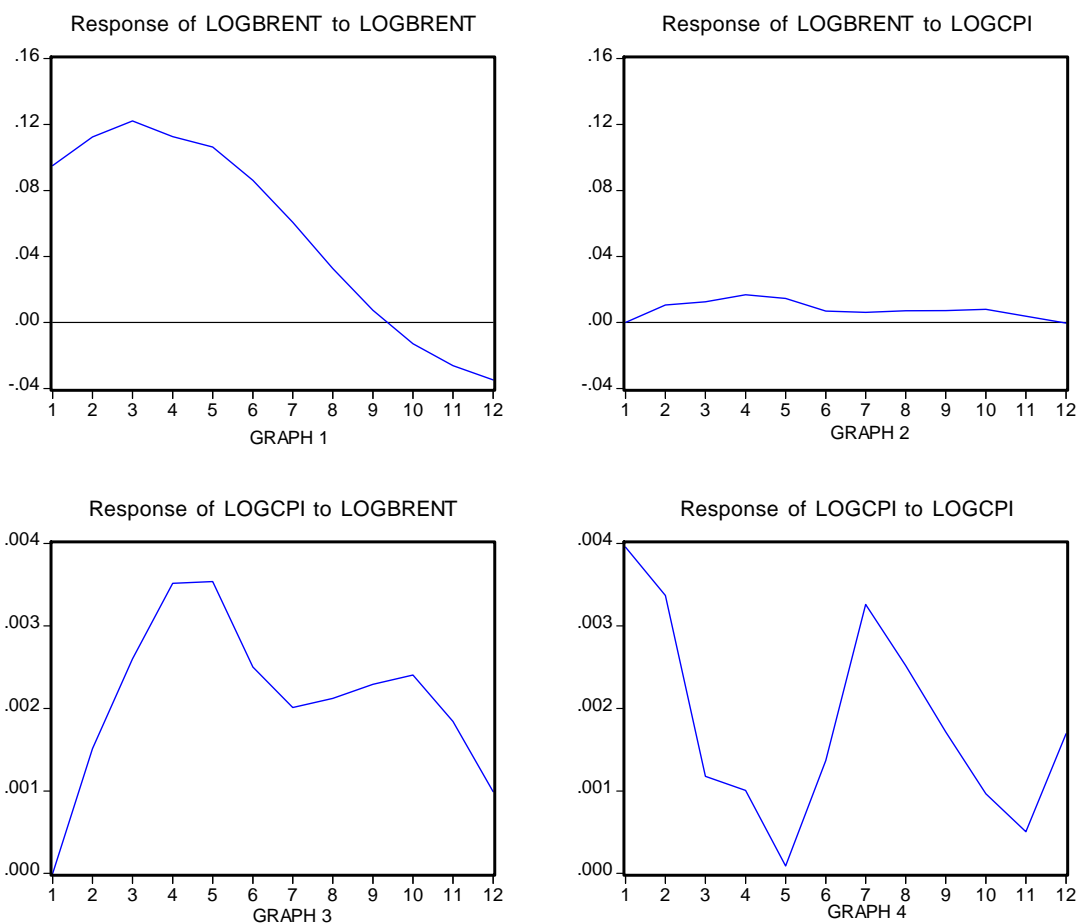
Επομένως, συνεπάγεται ότι μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου θα αυξήσει τον Δ.Τ.Κ στην Ελλάδα. Η αντίδραση του Δ.Τ.Κ σε μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου φαίνεται ότι δεν είναι παροδική καθώς και μετά από ένα χρόνο (12 μήνες) ο Δ.Τ.Κ δεν έχει επιστρέψει στο σημείο ισορροπίας. Η αντίδραση αυτή του Δ.Τ.Κ σε μια αύξηση της τιμής του πετρελαίου οφείλεται στο ότι η Ελλάδα έρχεται πρώτη απ' όλες τις Ευρωπαϊκές χώρες στην εξάρτηση της από το πετρέλαιο (58% της κατανάλωσης ενέργειας προέρχεται από το πετρέλαιο).

➤ ΙΤΑΛΙΑ

Για την Ιταλία θα χρησιμοποιηθεί ένα διμεταβλητό υπόδειγμα, όπου οι ενδογενείς του μεταβλητές θα είναι τέσσερις υστερήσεις πίσω. Επειδή οι μεταβλητές LOGBRENT και LOGCPI είναι ολοκληρώσιμες πρώτου βαθμού και συνολοκληρωμένες μεταξύ τους, θα χρησιμοποιηθεί το υπόδειγμα διόρθωσης λαθών (VEC). Η αντίδραση της τιμής του Δ.Τ.Κ σε μια αιφνίδια μεταβολή της τιμής του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση, όπως φαίνεται και από το Διάγραμμα 4.5 (γράφημα 3), βαίνει αύξουσα μέχρι τον 5^ο μήνα, που είναι και η μέγιστη τιμή του, όπου είναι ίση με 0,35%. Έπειτα, η αντίδραση του Δ.Τ.Κ εξαιτίας της απότομης αύξησης κατά μια τυπική απόκλιση στην τιμή του πετρελαίου είναι φθίνουσα μέχρι τον 12^ο μήνα, χωρίς όμως να φτάνει στο σημείο ισορροπίας, ούτε μετά από ένα χρόνο.

Όπως διαπιστώνεται, για την Ιταλία μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου θα επηρεάσει τον Δ.Τ.Κ, και συγκεκριμένα θα τον αυξήσει. Η αντίδραση αυτή στον Δ.Τ.Κ, δεν φαίνεται να είναι παροδική, καθώς μέχρι και μετά από ένα χρόνο (12 μήνες), ο Δ.Τ.Κ δεν έχει επιστρέψει στο σημείο ισορροπίας εξαιτίας της απότομης ανόδου στην τιμή του πετρελαίου.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations



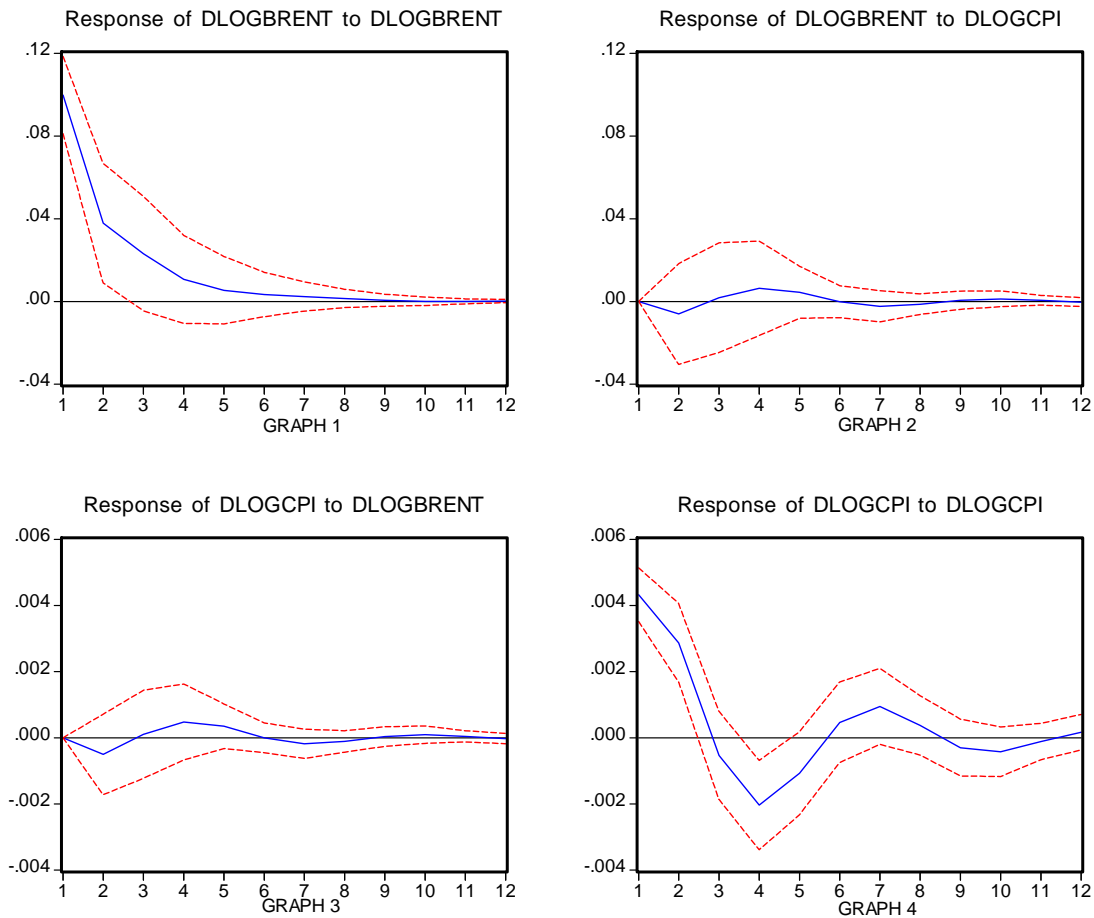
Διάγραμμα 4.5

Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Ιταλίας

➤ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Στην Ολλανδία, από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, έχει αποδειχθεί ότι η τιμή του πετρελαίου δεν επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ, αλλά ούτε και αντίθετο, είναι δηλαδή ανεξάρτητες μεταξύ τους οι δύο μεταβλητές. Επομένως, λογικό είναι ότι μια απότομη μεταβολή στον διαταρακτικό όρο της εξίσωσης LOGCPI να μην επηρεάσει την εξίσωση LOGBRENT, όπως επίσης μια απότομη μεταβολή στον διαταρακτικό όρο της εξίσωσης LOGBRENT να μην επηρεάσει την εξίσωση LOGCPI. Τα αποτελέσματα αυτά επαληθεύονται από τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων. Για την Ολλανδία, χρησιμοποιείται ένα διμεταβλητό υπόδειγμα δευτέρας τάξης, δηλαδή ένα VAR(2) υπόδειγμα. Όπως φαίνεται από το Διάγραμμα 4.6 (γράφημα 2), μια απότομη μεταβολή στον Δ.Τ.Κ δεν επηρεάζει την τιμή του πετρελαίου.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Διάγραμμα 4.6

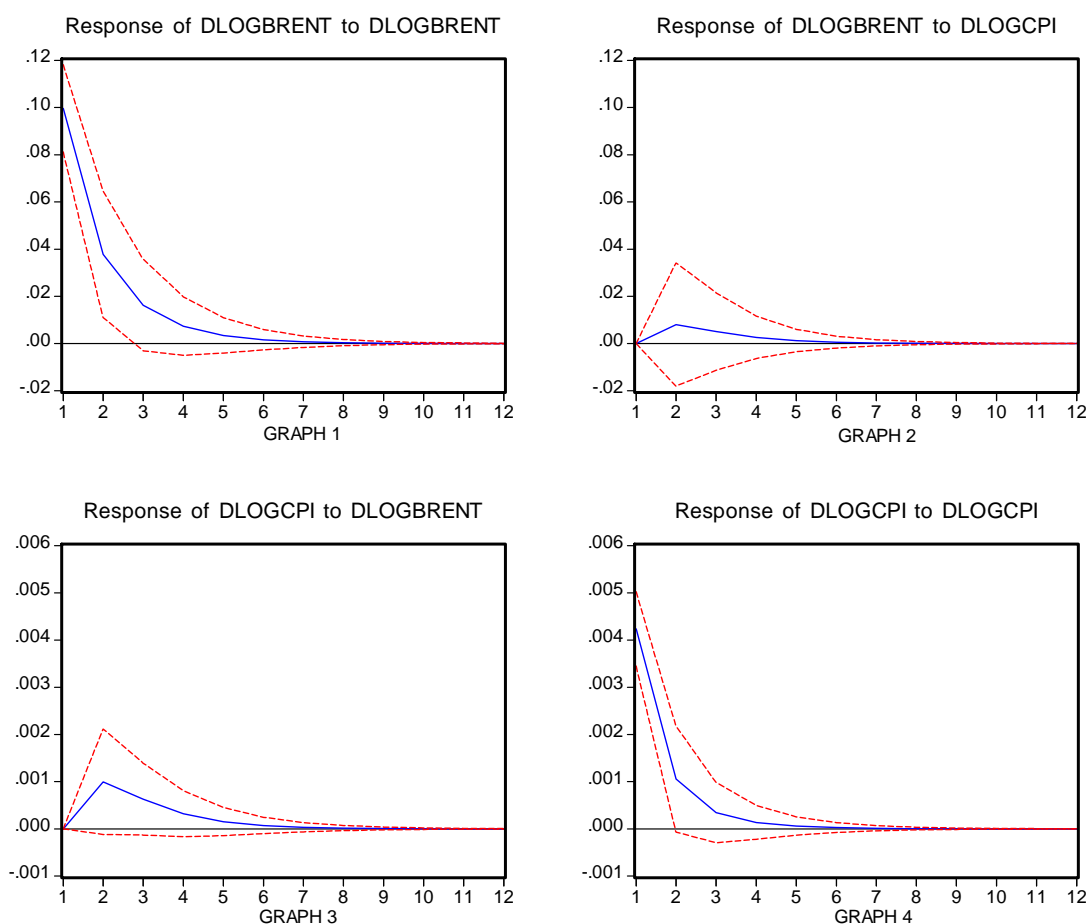
Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Ολλανδίας

Επίσης, από το Διάγραμμα 4.6 (γράφημα 4.3), φαίνεται ότι μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση δεν επηρεάζει σημαντικά τον Δ.Τ.Κ. Πρέπει να σημειωθεί ότι στην Ολλανδία το 27% όλων των μεταφορών γίνονται με ποδήλατο, και το 2007 το Άμστερνταμ είχε γίνει η πρώτη δυτική βιομηχανικοποιημένη πόλη όπου οι διαδρομές που γίνονταν με ποδήλατο υπερίσχυαν αυτών που γίνονταν με αυτοκίνητα. Επίσης, άλλος παράγοντας που μειώνει την εξάρτηση της Ολλανδίας από το πετρέλαιο, είναι ότι τα τελευταία χρόνια χρησιμοποιεί όλο και περισσότερο ανανεώσιμες πηγές ενέργειας, όπως την αιολική ενέργεια.

➤ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Για την Πορτογαλία, θα χρησιμοποιηθεί ένα διμεταβλητό υπόδειγμα πρώτης τάξης VAR(1) για την εξαγωγή των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων των ενδογενών μεταβλητών, (DLOGCPI, DLOGBRENT). Στο Διάγραμμα 4.7 (γράφημα 3), αποτυπώνεται η αντίδραση της μεταβλητής DLOGCPI σε μία αιφνίδια μεταβολή της τιμής DLOGBRENT. Ο Δ.Τ.Κ σε μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση θα αυξηθεί τον Δ.Τ.Κ σχεδόν κατά 0,1% τον δεύτερο μήνα, και έπειτα συνεχώς θα είναι μειούμενη μέχρι και τον έκτο μήνα. Έπειτα από επτά μήνες, η αντίδραση του Δ.Τ.Κ σε μια απότομη αύξηση κατά μια τυπική απόκλιση στην τιμή του πετρελαίου θα φτάσει στο σημείο ισορροπίας.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



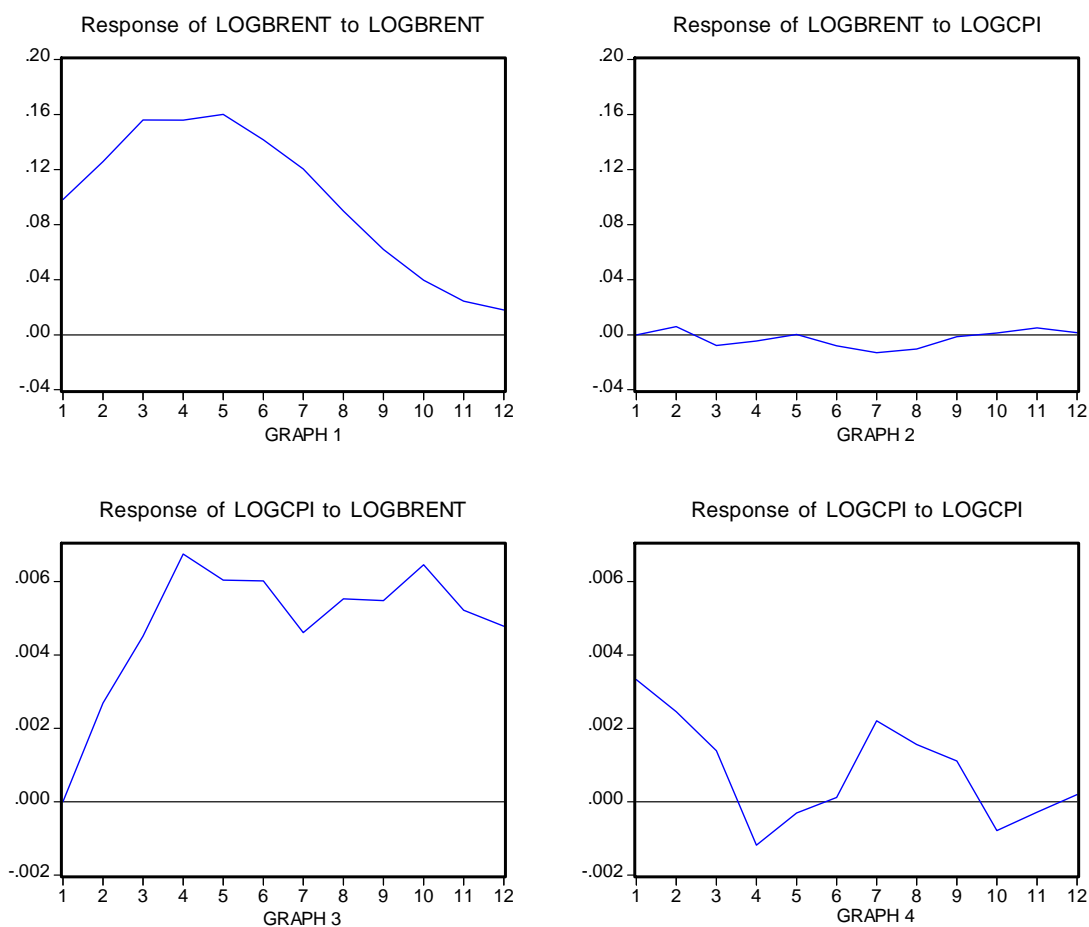
Διάγραμμα 4.7

Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Πορτογαλίας

➤ ΙΣΠΑΝΙΑ

Στην Ισπανία το πολυμεταβλητό υπόδειγμα που χρησιμοποιείται είναι πέμπτης τάξης και εφόσον οι μεταβλητές συνολοκληρώνονται θα χρησιμοποιηθεί ένα VEC μοντέλο. Στο Διάγραμμα 4.8 (γράφημα 3), απεικονίζεται η αντίδραση του Δ.Τ.Κ σε αιφνίδια αύξηση του διαταρακτικού όρου της εξίσωσης LOGBRENT.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations



Διάγραμμα 4.8

Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Ισπανίας

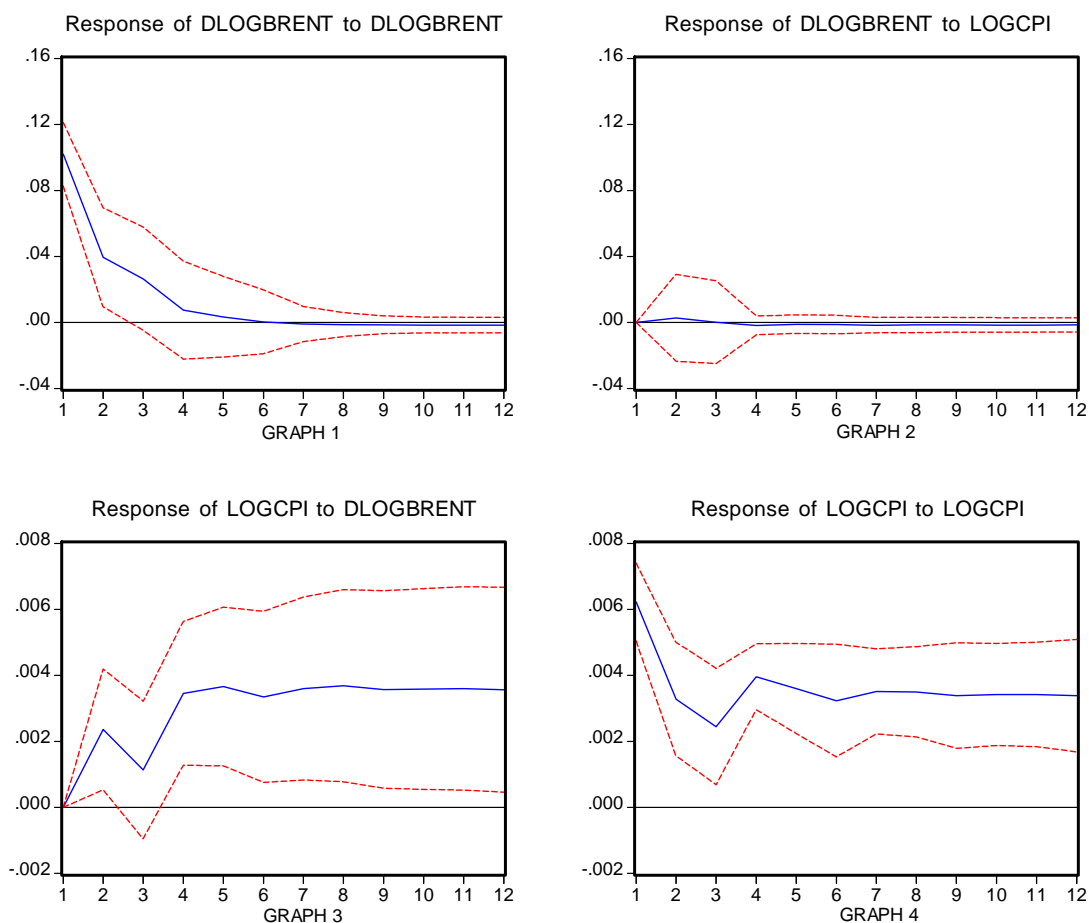
Μια αιφνίδια μεταβολή του διαταρακτικού όρου της εξίσωσης LOGBRENT κατά μια τυπική απόκλιση θα αυξήσει τον Δείκτη Τιμών Καταναλωτή στην Ισπανία, τον δεύτερο μήνα κατά 0,26%, τον τρίτο μήνα θα αυξηθεί και άλλο ο Δ.Τ.Κ και τον τέταρτο μήνα θα αυξηθεί

κατά 0,67%, όπου είναι και η μέγιστη τιμή του. Έπειτα, η αντίδραση αυτή θα μειωθεί μέχρι και τον ένατο μήνα, και τον δέκατο μήνα θα αυξηθεί και θα φτάσει 0,64%. Επομένως, για την Ισπανία μια αύξηση της τιμής του πετρελαίου θα αυξήσει σημαντικά τον Δ.Τ.Κ και θα έχει και μόνιμο χαρακτήρα, καθώς και μετά από ένα χρόνο (12 μήνες) από την αύξηση στην τιμή του πετρελαίου, ο Δ.Τ.Κ δεν έχει επιστρέψει στο σημείο ισορροπίας.

➤ ΑΓΓΛΙΑ

Για την εκτίμηση της αντίδρασης του Δ.Τ.Κ σε μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου θα χρησιμοποιηθεί το πολυμεταβλητό υπόδειγμα με τρεις χρονικές υστερήσεις στις ενδογενείς του μεταβλητές (DLOGBRENT, LOGCPI), δηλαδή το VAR(3) υπόδειγμα. Παρακάτω, στο Διάγραμμα 4.9, απεικονίζονται τα γραφήματα των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων για την Αγγλία. Από το Διάγραμμα 4.9 (γράφημα 2), φαίνεται η αντίδραση της μεταβλητής DLOGBRENT σε μια αιφνίδια μεταβολή κατά μία τυπική απόκλιση στο διαταρακτικό όρο στη μεταβλητή LOGCPI. Όπως φαίνεται από το γράφημα 2, η τιμή του πετρελαίου δεν αντιδρά σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του Δ.Τ.Κ. Στο τρίτο γράφημα, αποτυπώνεται η αντίδραση της μεταβλητής LOGCPI σε μία αιφνίδια μεταβολή της τιμής DLOGBRENT κατά μία τυπική απόκλιση. Ο Δ.Τ.Κ σε μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση θα αυξηθεί κατά 0,23% τον δεύτερο μήνα και κατά 0,11% τον τρίτο μήνα. Ύστερα από τον τέταρτο μήνα και μετά η αντίδραση του Δ.Τ.Κ θα σταθεροποιηθεί και θα είναι περίπου 0,35%.

Response to Nonfactorized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Διάγραμμα 4.9

Γραφική απεικόνιση των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων Αγγλίας

4.7 ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Για την εκτίμηση της σχέσης πληθωρισμού-τιμής πετρελαίου σε επιλεγμένες χώρες της Ευρώπης και συγκεκριμένα στην Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Αγγλία και Ολλανδία, στην αρχή χρησιμοποιήθηκαν οικονομετρικές μέθοδοι, όπως ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger, για να δείξει την κατεύθυνση της σχέσης αιτιότητας ανάμεσα στις υπό εξέταση μεταβλητές. Έπειτα, για να υπολογιστεί η αντίδραση του πληθωρισμού ($\Delta.T.K$)

σε μια απότομη αύξηση της τιμής του πετρελαίου, χρησιμοποιήθηκαν οι συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων (impulse response functions).

Από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, που εξετάζει κατά πόσο μια μεταβλητή αιτιάζει μια άλλη ή αιτιάζεται από αυτή, αποδείχθηκε ότι για τις χώρες Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία και Αγγλία η τιμή του πετρελαίου επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ. κάθε χώρας. Δεν ισχύει όμως το αντίθετο, ότι ο Δ.Τ.Κ. κάθε χώρας επηρεάζει την τιμή του πετρελαίου. Επομένως, για το επίπεδο του πληθωρισμού σε κάθε μια από τις αναφερόμενες χώρες, σημαντικό ρόλο έχει η τιμή του πετρελαίου. Για την Ολλανδία, από τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, έδειξε ότι ο Δ.Τ.Κ. είναι ανεξάρτητος με την τιμή του πετρελαίου. Δηλαδή δεν είναι σημαντικός παράγοντας η τιμή του πετρελαίου στην Ολλανδία για την διαμόρφωση του επιπέδου του πληθωρισμού.

Κατόπιν, χρησιμοποιώντας τα δυναμικά υποδείγματα VAR υπολογίστηκαν οι συναρτήσεις αντιδράσεων κάθε μεταβλητής, ύστερα από μια τυχαία διαταραχή στους διαταρακτικούς όρους του διμεταβλητού υποδείγματος. Από τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων φαίνεται ότι η τιμή του πετρελαίου δεν αντιδρά σε μια απότομη μεταβολή του Δ.Τ.Κ. για όλες τις χώρες. Η τιμή του πετρελαίου δηλαδή, είναι ανεξάρτητη από τον Δ.Τ.Κ. που διαμορφώνεται σε κάθε χώρα και επηρεάζεται από άλλους παράγοντες. Το συμπέρασμα αυτό συμφωνεί και με τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger, όπου σε όλες τις χώρες αποδείχθηκε ότι ο Δ.Τ.Κ. δεν επηρεάζει την τιμή του πετρελαίου. Δεν ισχύει όμως το ίδιο για τον Δ.Τ.Κ. Από τις συναρτήσεις αιφνίδιων αντιδράσεων, φαίνεται ότι ο Δ.Τ.Κ. αντιδρά όταν αυξάνεται η τιμή του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση. Η μεγαλύτερη αντίδραση του Δ.Τ.Κ. σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση συναντάται στην Ισπανία, Ελλάδα, Ιταλία και Αγγλία. Στις χώρες αυτές, ο Δ.Τ.Κ. θα αυξηθεί από μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου και η αντίδραση αυτή δεν θα είναι παροδική, καθώς και μετά από ένα χρόνο (12 μήνες) ο Δ.Τ.Κ. δεν επιστρέφει στο σημείο ισορροπίας.

Για την Γαλλία, Πορτογαλία και Γερμανία η αντίδραση του Δ.Τ.Κ. σε μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση θα έχει παροδικό χαρακτήρα, εφόσον ο Δ.Τ.Κ. αυξάνεται τον δεύτερο μήνα και ύστερα βαίνει μειούμενος, μέχρι τον έβδομο μήνα όπου επιστρέφει στο σημείο ισορροπίας. Τέλος, για την Ολλανδία διαπιστώνεται ότι σε μια απότομη μεταβολή της τιμής του πετρελαίου κατά μια τυπική απόκλιση δεν θα επηρεάσει τον Δ.Τ.Κ. Το συμπέρασμα αυτό, συμφωνεί με τον έλεγχο αιτιότητας κατά Granger όπου

αποδείχθηκε ότι η τιμή του πετρελαίου δεν επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ και ούτε ο Δ.Τ.Κ επηρεάζει την τιμή του πετρελαίου.

Τέλος, πρέπει να αναφερθεί ότι η μείωση της εξάρτησης από τα ορυκτά καύσιμα (πετρέλαιο) αποτελεί πλέον παγκόσμιο στόχο, πρώτον λόγω των επιπτώσεων που έχει αποδεδειγμένα πλέον η χρήση τους στο περιβάλλον, δεύτερον λόγω των έντονων διακυμάνσεων στην τιμή των ορυκτών καυσίμων και τρίτον λόγω στην ανάγκη μείωσης της οικονομικής και πολιτικής εξάρτησης των χωρών καταναλωτών από τις προμηθεύτριες χώρες.

4.8 ΑΝΑΚΕΦΑΛΑΙΩΣΗ

Στο κεφάλαιο αυτό, παρουσιάστηκαν τα εμπειρικά αποτελέσματα της αντίδρασης του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή σε μια αύξηση στην τιμή του πετρελαίου (τύπου Brent) για επιλεγμένες χώρες της Ευρώπης και συγκεκριμένα για την Ελλάδα, Γερμανία, Γαλλία, Ιταλία, Ισπανία, Πορτογαλία, Αγγλία και Ολλανδία. Στην αρχή, παρουσιάστηκαν τα δεδομένα της εμπειρικής ανάλυσης και έπειτα έγινε ο έλεγχος μοναδιαίας ρίζας για τις μεταβλητές του Δ.Τ.Κ κάθε χώρας και για την τιμή πετρελαίου τύπου Brent. Στις περιπτώσεις όπου αποδείχθηκε μέσω του επαυξημένου ελέγχου Dickey-Fuller (ADF-test), ότι οι μεταβλητές δεν είναι στάσιμες στο επίπεδο, μετατράπηκαν σε στάσιμες λαμβάνοντας τις πρώτες διαφορές τους. Έπειτα, ακολούθησε ο έλεγχος συνολοκλήρωσης, σύμφωνα με την μεθοδολογία του Johansen και αποδείχθηκε ότι οι μεταβλητές του Δ.Τ.Κ και της τιμής του πετρελαίου συνολοκληρώνονται για την Ελλάδα, Ισπανία και την Ιταλία. Ύστερα, πραγματοποιήθηκε ο έλεγχος αιτιότητας κατά Granger για να αποδειχθεί η κατεύθυνση της αιτιότητας ανάμεσα στις μεταβλητές. Για όλες τις χώρες, πλην της Ολλανδίας αποδείχθηκε ότι η τιμή του πετρελαίου επηρεάζει τον Δ.Τ.Κ. Τέλος, μέσω των συναρτήσεων αιφνίδιων αντιδράσεων υπολογίστηκε, σε κάθε χώρα, η αντίδραση του Δείκτη Τιμών Καταναλωτή σε μια απότομη μεταβολή στην τιμή του πετρελαίου.

ТАНЕЦЫ И МОДЕРНА

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ LOGCPI (LEVEL)

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	4.352668	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.607686	
5% level	-1.946878	
10% level	-1.612999	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 09:49

Sample (adjusted): 2005M06 2009M12

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	0.001325	0.000304	4.352668	0.0001
D(LOGCPI(-1))	-0.286936	0.120230	-2.386570	0.0208
D(LOGCPI(-2))	-0.516381	0.119277	-4.329277	0.0001
D(LOGCPI(-3))	-0.310271	0.114822	-2.702189	0.0094
D(LOGCPI(-4))	-0.508738	0.116288	-4.374821	0.0001
R-squared	0.382556	Mean dependent var		0.002336
Adjusted R-squared	0.333161	S.D. dependent var		0.010989
S.E. of regression	0.008974	Akaike info criterion		-6.502517
Sum squared resid	0.004026	Schwarz criterion		-6.320033
Log likelihood	183.8192	Durbin-Watson stat		2.617538

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.978123	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.605442	
5% level	-1.946549	
10% level	-1.613181	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 09:48

Sample (adjusted): 2005M03 2009M12

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	0.000438	0.000110	3.978123	0.0002
D(LOGCPI(-1))	-0.381349	0.128394	-2.970151	0.0044
R-squared	0.135452	Mean dependent var		0.001500
Adjusted R-squared	0.120013	S.D. dependent var		0.003881
S.E. of regression	0.003641	Akaike info criterion		-8.359168
Sum squared resid	0.000742	Schwarz criterion		-8.288118
Log likelihood	244.4159	Durbin-Watson stat		1.814286

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.678536	0.9999
Test critical values:		
1% level	-2.604746	
5% level	-1.946447	

10% level

-1.613238

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 09:46

Sample (adjusted): 2005M02 2009M12

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	0.000327	8.90E-05	3.678536	0.0005
R-squared	-0.001265	Mean dependent var		0.001524
Adjusted R-squared	-0.001265	S.D. dependent var		0.003171
S.E. of regression	0.003173	Akaike info criterion		-8.651666
Sum squared resid	0.000584	Schwarz criterion		-8.616454
Log likelihood	256.2242	Durbin-Watson stat		1.543844

➤ **ITAAIA**

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	4.387650	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.607686	
5% level	-1.946878	
10% level	-1.612999	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 09:50

Sample (adjusted): 2005M06 2009M12

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	0.000749	0.000171	4.387650	0.0001

D(LOGCPI(-1))	0.079449	0.124156	0.639917	0.5251
D(LOGCPI(-2))	-0.477765	0.122843	-3.889244	0.0003
D(LOGCPI(-3))	-0.127209	0.119643	-1.063233	0.2928
D(LOGCPI(-4))	-0.465332	0.120906	-3.848712	0.0003
<hr/>				
R-squared	0.408376	Mean dependent var	0.001662	
Adjusted R-squared	0.361046	S.D. dependent var	0.006054	
S.E. of regression	0.004839	Akaike info criterion	-7.737658	
Sum squared resid	0.001171	Schwarz criterion	-7.555173	
Log likelihood	217.7856	Durbin-Watson stat	1.916147	

➤ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.049066	0.1285
Test critical values:		
1% level	-4.127338	
5% level	-3.490662	
10% level	-3.173943	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGCPI)
 Method: Least Squares
 Date: 11/21/10 Time: 09:51
 Sample (adjusted): 2005M04 2009M12
 Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	-0.353624	0.115978	-3.049066	0.0036
D(LOGCPI(-1))	0.692514	0.110789	6.250767	0.0000
D(LOGCPI(-2))	-0.243390	0.145091	-1.677501	0.0994
C	1.626546	0.532906	3.052217	0.0036
@TREND(2005M01)	0.000469	0.000165	2.845377	0.0063

R-squared	0.497388	Mean dependent var	0.000968	
Adjusted R-squared	0.458725	S.D. dependent var	0.005455	
S.E. of regression	0.004013	Akaike info criterion	-8.114785	
Sum squared resid	0.000838	Schwarz criterion	-7.935570	
Log likelihood	236.2714	F-statistic	12.86487	
Durbin-Watson stat	1.977656	Prob(F-statistic)	0.000000	

➤ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.225057	0.2000
Test critical values:		
1% level	-3.555023	
5% level	-2.915522	
10% level	-2.595565	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 09:52

Sample (adjusted): 2005M06 2009M12

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	-0.046777	0.021023	-2.225057	0.0307
D(LOGCPI(-1))	0.372425	0.131916	2.823206	0.0069
D(LOGCPI(-2))	-0.341515	0.140634	-2.428405	0.0189
D(LOGCPI(-3))	0.114361	0.140622	0.813255	0.4200
D(LOGCPI(-4))	-0.291306	0.130048	-2.239985	0.0297
C	0.219399	0.097961	2.239652	0.0297
R-squared	0.285126	Mean dependent var		0.001333
Adjusted R-squared	0.212180	S.D. dependent var		0.004546
S.E. of regression	0.004035	Akaike info criterion		-8.085109
Sum squared resid	0.000798	Schwarz criterion		-7.866127
Log likelihood	228.3405	F-statistic		3.908708
Durbin-Watson stat	1.895995	Prob(F-statistic)		0.004634

➤ **ΙΣΠΑΝΙΑ**

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.155365	0.9919
Test critical values:		
1% level	-2.607686	
5% level	-1.946878	
10% level	-1.612999	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 09:53

Sample (adjusted): 2005M06 2009M12

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	0.000343	0.000159	2.155365	0.0360
D(LOGCPI(-1))	0.466255	0.133043	3.504556	0.0010
D(LOGCPI(-2))	0.079330	0.100792	0.787072	0.4350
D(LOGCPI(-3))	-0.710559	0.101708	-6.986270	0.0000
D(LOGCPI(-4))	0.374728	0.129591	2.891615	0.0057
R-squared	0.523591	Mean dependent var		0.002025
Adjusted R-squared	0.485478	S.D. dependent var		0.005770
S.E. of regression	0.004139	Akaike info criterion		-8.050342
Sum squared resid	0.000856	Schwarz criterion		-7.867857
Log likelihood	226.3844	Durbin-Watson stat		1.941291

➤ **ΑΓΓΑΙΑ**

Null Hypothesis: LOGCPI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.755697	0.0016
Test critical values:		
1% level	-4.121303	
5% level	-3.487845	
10% level	-3.172314	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGCPI)
 Method: Least Squares
 Date: 11/21/10 Time: 09:54
 Sample (adjusted): 2005M02 2009M12
 Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGCPI(-1)	-0.574781	0.120862	-4.755697	0.0000
C	2.638662	0.554397	4.759520	0.0000
@TREND(2005M01)	0.001310	0.000279	4.696762	0.0000
R-squared	0.287742	Mean dependent var		0.002250
Adjusted R-squared	0.262305	S.D. dependent var		0.007420
S.E. of regression	0.006373	Akaike info criterion		-7.224116
Sum squared resid	0.002274	Schwarz criterion		-7.118478
Log likelihood	216.1114	F-statistic		11.31162
Durbin-Watson stat	2.114872	Prob(F-statistic)		0.000075

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ LOGCPI (1st DIFFERENCES)

➤ **ΕΛΛΑΔΑ**

Null Hypothesis: D(LOGCPI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.66385	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.557472	
5% level	-2.916566	
10% level	-2.596116	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI,2)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 10:09

Sample (adjusted): 2005M07 2009M12

Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCPI(-1))	-4.192964	0.393194	-10.66385	0.0000
D(LOGCPI(-1),2)	2.594925	0.313743	8.270863	0.0000
D(LOGCPI(-2),2)	1.890196	0.252272	7.492686	0.0000
D(LOGCPI(-3),2)	1.281256	0.174321	7.349966	0.0000
D(LOGCPI(-4),2)	0.582092	0.111200	5.234628	0.0000
C	0.009961	0.001357	7.339691	0.0000
R-squared	0.817880	Mean dependent var		6.64E-05
Adjusted R-squared	0.798909	S.D. dependent var		0.016246
S.E. of regression	0.007285	Akaike info criterion		-6.901486
Sum squared resid	0.002548	Schwarz criterion		-6.680488
Log likelihood	192.3401	F-statistic		43.11252
Durbin-Watson stat	1.082226	Prob(F-statistic)		0.000000

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Null Hypothesis: D(LOGCPI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.76993	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI,2)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 10:08

Sample (adjusted): 2005M03 2009M12

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCPI(-1))	-1.382101	0.128330	-10.76993	0.0000
C	0.002039	0.000511	3.990895	0.0002
R-squared	0.674402	Mean dependent var		9.06E-05
Adjusted R-squared	0.668588	S.D. dependent var		0.006320
S.E. of regression	0.003639	Akaike info criterion		-8.360584
Sum squared resid	0.000741	Schwarz criterion		-8.289534
Log likelihood	244.4569	F-statistic		115.9914
Durbin-Watson stat	1.814401	Prob(F-statistic)		0.000000

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LOGCPI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.268332	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGCPI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/21/10 Time: 10:07
 Sample (adjusted): 2005M03 2009M12
 Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCPI(-1))	-0.799581	0.127559	-6.268332	0.0000
C	0.001129	0.000447	2.527484	0.0143
R-squared	0.412333	Mean dependent var		-6.92E-05
Adjusted R-squared	0.401838	S.D. dependent var		0.003975
S.E. of regression	0.003075	Akaike info criterion		-8.697473
Sum squared resid	0.000529	Schwarz criterion		-8.626423
Log likelihood	254.2267	F-statistic		39.29198
Durbin-Watson stat	2.067969	Prob(F-statistic)		0.000000

➤ **ITAAIA**

Null Hypothesis: D(LOGCPI) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.922274	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.555023	
5% level	-2.915522	
10% level	-2.595565	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGCPI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/21/10 Time: 10:10
 Sample (adjusted): 2005M06 2009M12
 Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(LOGCPI(-1))	-1.991784	0.251416	-7.922274	0.0000
D(LOGCPI(-1),2)	1.071052	0.192829	5.554403	0.0000
D(LOGCPI(-2),2)	0.593359	0.151624	3.913370	0.0003
D(LOGCPI(-3),2)	0.465907	0.120838	3.855633	0.0003
C	0.003491	0.000794	4.398868	0.0001
R-squared	0.630156	Mean dependent var	-2.13E-05	
Adjusted R-squared	0.600569	S.D. dependent var	0.007651	
S.E. of regression	0.004836	Akaike info criterion	-7.739080	
Sum squared resid	0.001169	Schwarz criterion	-7.556595	
Log likelihood	217.8247	F-statistic	21.29807	
Durbin-Watson stat	1.916905	Prob(F-statistic)	0.000000	

► ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Null Hypothesis: D(LOGCPI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.399235	0.0002
Test critical values:		
1% level	-4.133838	
5% level	-3.493692	
10% level	-3.175693	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI,2)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 10:12

Sample (adjusted): 2005M06 2009M12

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCPI(-1))	-1.288124	0.238575	-5.399235	0.0000
D(LOGCPI(-1),2)	0.624357	0.199845	3.124204	0.0030
D(LOGCPI(-2),2)	0.242799	0.159820	1.519199	0.1351
D(LOGCPI(-3),2)	-0.332146	0.133266	2.492351	0.0161
C	0.004611	0.001550	2.974986	0.0045
@TREND(2005M01)	-8.73E-05	3.89E-05	-2.242657	0.0295
R-squared	0.484164	Mean dependent var	-6.82E-05	
Adjusted R-squared	0.431528	S.D. dependent var	0.005347	

S.E. of regression	0.004032	Akaike info criterion	-8.086565
Sum squared resid	0.000796	Schwarz criterion	-7.867583
Log likelihood	228.3805	F-statistic	9.198294
Durbin-Watson stat	1.909614	Prob(F-statistic)	0.000003

➤ **ΙΣΠΑΝΙΑ**

Null Hypothesis: D(LOGCPI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.543280	0.0103
Test critical values:		
1% level	-3.555023	
5% level	-2.915522	
10% level	-2.595565	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI,2)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 10:13

Sample (adjusted): 2005M06 2009M12

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCPI(-1))	-0.794102	0.224115	-3.543280	0.0009
D(LOGCPI(-1),2)	0.258687	0.146918	1.760752	0.0844
D(LOGCPI(-2),2)	0.337863	0.138060	2.447222	0.0180
D(LOGCPI(-3),2)	-0.372864	0.129635	-2.876257	0.0059
C	0.001619	0.000744	2.175741	0.0343

R-squared	0.691402	Mean dependent var	-3.22E-05
Adjusted R-squared	0.666714	S.D. dependent var	0.007163
S.E. of regression	0.004135	Akaike info criterion	-8.051955
Sum squared resid	0.000855	Schwarz criterion	-7.869470
Log likelihood	226.4288	F-statistic	28.00580
Durbin-Watson stat	1.940389	Prob(F-statistic)	0.000000

➤ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Null Hypothesis: D(LOGCPI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.052816	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.555023	
5% level	-2.915522	
10% level	-2.595565	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGCPI,2)

Method: Least Squares

Date: 11/21/10 Time: 10:11

Sample (adjusted): 2005M06 2009M12

Included observations: 55 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGCPI(-1))	-1.443650	0.238509	-6.052816	0.0000
D(LOGCPI(-1),2)	0.836757	0.172209	4.858957	0.0000
D(LOGCPI(-2),2)	0.437897	0.150807	2.903694	0.0055
D(LOGCPI(-3),2)	0.195514	0.138451	1.412157	0.1641
C	0.001579	0.000626	2.520828	0.0149
R-squared	0.558945	Mean dependent var		-0.000117
Adjusted R-squared	0.523661	S.D. dependent var		0.005974
S.E. of regression	0.004123	Akaike info criterion		-8.057832
Sum squared resid	0.000850	Schwarz criterion		-7.875347
Log likelihood	226.5904	F-statistic		15.84114
Durbin-Watson stat	1.904228	Prob(F-statistic)		0.000000

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Γ

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΜΟΝΑΔΙΑΙΑΣ ΡΙΖΑΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ LOGBRENT (LEVEL & 1st DIFFERENCES)

Null Hypothesis: LOGBRENT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.737468	0.0741
Test critical values:		
1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGBRENT)
 Method: Least Squares
 Date: 11/21/10 Time: 10:15
 Sample (adjusted): 2005M04 2009M12
 Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGBRENT(-1)	-0.131345	0.047981	-2.737468	0.0084
D(LOGBRENT(-1))	0.370176	0.125832	2.941834	0.0048
D(LOGBRENT(-2))	0.205849	0.130971	1.571715	0.1220
C	0.555364	0.202627	2.740817	0.0083
R-squared	0.279492	Mean dependent var		0.005931
Adjusted R-squared	0.238709	S.D. dependent var		0.106569
S.E. of regression	0.092983	Akaike info criterion		-1.845198
Sum squared resid	0.458234	Schwarz criterion		-1.701826
Log likelihood	56.58814	F-statistic		6.853087
Durbin-Watson stat	1.945895	Prob(F-statistic)		0.000549

Null Hypothesis: D(LOGBRENT) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.883911	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.605442	
5% level	-1.946549	
10% level	-1.613181	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOGBRENT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/21/10 Time: 10:15
 Sample (adjusted): 2005M03 2009M12
 Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGBRENT(-1))	-0.590316	0.120870	-4.883911	0.0000
R-squared	0.294973	Mean dependent var		-0.000874
Adjusted R-squared	0.294973	S.D. dependent var		0.117088
S.E. of regression	0.098314	Akaike info criterion		-1.784205
Sum squared resid	0.550944	Schwarz criterion		-1.748680
Log likelihood	52.74194	Durbin-Watson stat		2.054121

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Δ

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΣΥΝΟΛΚΛΗΡΩΣΗΣ

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Date: 11/13/10 Time: 21:06
Sample (adjusted): 2005M07 2009M12
Included observations: 54 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOGBRENT LOGCPI
Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.575641	47.42230	15.49471	0.0000
At most 1	0.020797	1.134864	3.841466	0.2867

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

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Date: 11/13/10 Time: 21:08
Sample (adjusted): 2005M03 2009M12
Included observations: 58 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOGBRENT LOGCPI
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	0.177840	13.89644	15.49471	0.0858
At most 1	0.042830	2.538882	3.841466	0.1111

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

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Date: 11/13/10 Time: 21:09
 Sample (adjusted): 2005M03 2009M12
 Included observations: 58 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOGBRENT LOGCPI
 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	0.151889	10.99470	15.49471	0.2118
At most 1	0.024514	1.439533	3.841466	0.2302

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

➤ ΙΤΑΛΙΑ

Date: 11/13/10 Time: 21:10
 Sample (adjusted): 2005M06 2009M12
 Included observations: 55 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOGBRENT LOGCPI
 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 *	0.343022	24.32589	15.49471	0.0018
At most 1	0.021939	1.220091	3.841466	0.2693

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

➤ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Date: 11/13/10 Time: 21:11
 Sample (adjusted): 2005M03 2009M12
 Included observations: 58 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOGBRENT LOGCPI
 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	0.128064	12.99641	15.49471	0.1149
At most 1 *	0.083357	5.048153	3.841466	0.0246

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

➤ ΙΣΠΑΝΙΑ

Date: 11/13/10 Time: 21:12
 Sample (adjusted): 2005M07 2009M12
 Included observations: 54 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOGBRENT LOGCPI
 Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.418107	33.05019	15.49471	0.0001
At most 1	0.068139	3.810881	3.841466	0.0509

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

➤ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Date: 11/21/10 Time: 10:26
Sample (adjusted): 2005M04 2009M12
Included observations: 57 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LOGBRENT LOGCPI
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	0.132966	9.695566	15.49471	0.3049
At most 1	0.027048	1.562969	3.841466	0.2112

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

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Ε

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΕΛΕΓΧΟΥ ΑΙΤΙΟΤΗΤΑΣ ΚΑΤΑ GRANGER

ΕΠΙΛΟΓΗ ΤΑΞΗΣ VAR ΥΠΟΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

➤ ΕΛΛΑΔΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LOGBRENT LOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/13/10 Time: 21:24

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 55

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	93.45007	NA	0.000123	-3.325457	-3.252463	-3.297230
1	217.7444	235.0292	1.55e-06	-7.699795	-7.480813*	-7.615113
2	225.3369	13.80468	1.36e-06	-7.830434	-7.465464	-7.689297
3	230.5415	9.084355	1.31e-06	-7.874237	-7.363279	-7.676645
4	233.0280	4.159182	1.39e-06	-7.819199	-7.162254	-7.565153
5	245.9274	20.63902*	1.01e-06*	-8.142813*	-7.339880	-7.832312*

* indicates lag order selected by the criterion

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT DLOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/13/10 Time: 21:25

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	269.9463	NA	1.68e-07	-9.923938	-9.850272	-9.895528
1	286.0682	30.45246*	1.07e-07*	-10.37290*	-10.15190*	-10.28767*
2	286.7541	1.244737	1.21e-07	-10.25015	-9.881821	-10.10810
3	288.2220	2.555194	1.33e-07	-10.15637	-9.640707	-9.957498
4	288.7828	0.934758	1.52e-07	-10.02899	-9.365999	-9.773302
5	294.0425	8.376487	1.46e-07	-10.07565	-9.265320	-9.763136

* indicates lag order selected by the criterion

➤ ΓΑΛΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT DLOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/13/10 Time: 21:26

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	287.0446	NA	8.91e-08	-10.55721	-10.48354*	-10.52880
1	294.4550	13.99742*	7.86e-08*	-10.68352*	-10.46252	-10.59829*
2	295.1566	1.273191	8.89e-08	-10.56135	-10.19302	-10.41930
3	296.4541	2.258594	9.84e-08	-10.46126	-9.945599	-10.26239
4	297.0923	1.063714	1.12e-07	-10.33675	-9.673757	-10.08106
5	301.8176	7.525530	1.09e-07	-10.36362	-9.553289	-10.05110

* indicates lag order selected by the criterion

➤ ΙΤΑΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT DLOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/13/10 Time: 21:27

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	243.8899	NA	4.41e-07	-8.958886	-8.885219*	-8.930475
1	250.9483	13.33259	3.94e-07	-9.072161	-8.851163	-8.986930
2	257.0036	10.98918	3.65e-07	-9.148282	-8.779951	-9.006231
3	261.0633	7.066961	3.65e-07	-9.150494	-8.634832	-8.951624
4	274.0620	21.66442*	2.62e-07*	-9.483778*	-8.820783	-9.228087*
5	277.6440	5.704700	2.68e-07	-9.468297	-8.657970	-9.155786

* indicates lag order selected by the criterion

➤ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT DLOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/21/10 Time: 10:25

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	249.9101	NA	3.53e-07	-9.181855	-9.108189	-9.153445
1	261.1750	21.27826	2.70e-07	-9.450928	-9.229929	-9.365697
2	274.6617	24.47570*	1.90e-07*	-9.802284*	-9.433953*	-9.660233*
3	277.7093	5.305164	1.97e-07	-9.767011	-9.251349	-9.568140
4	279.8157	3.510697	2.12e-07	-9.696879	-9.033884	-9.441188
5	285.0699	8.367702	2.04e-07	-9.743328	-8.933001	-9.430817

* indicates lag order selected by the criterion

➤ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT DLOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/13/10 Time: 21:29

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	262.1865	NA	2.24e-07	-9.636537	-9.562871	-9.608127
1	270.4743	15.65468*	1.91e-07*	-9.795344*	-9.574346*	-9.710113*
2	273.6555	5.773249	1.97e-07	-9.765017	-9.396687	-9.622966
3	274.1193	0.807442	2.25e-07	-9.634049	-9.118386	-9.435178
4	277.5032	5.639803	2.31e-07	-9.611229	-8.948235	-9.355538
5	282.2706	7.592555	2.26e-07	-9.639652	-8.829325	-9.327141

* indicates lag order selected by the criterion

➤ **ΙΣΠΑΝΙΑ**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT DLOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/13/10 Time: 21:30

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	249.2037	NA	3.62e-07	-9.155693	-9.082027	-9.127283
1	256.2216	13.25598	3.24e-07	-9.267466	-9.046468	-9.182236
2	257.1466	1.678752	3.63e-07	-9.153579	-8.785248	-9.011528
3	284.9375	48.37676	1.51e-07	-10.03472	-9.519061*	-9.835852
4	289.6264	7.814804	1.47e-07	-10.06024	-9.397243	-9.804546
5	296.2474	10.54448*	1.35e-07*	-10.15731*	-9.346983	-9.844798*

* indicates lag order selected by the criterion

➤ **ΑΓΓΛΙΑ**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOGBRENT LOGCPI

Exogenous variables: C

Date: 11/13/10 Time: 21:31

Sample: 2005M01 2009M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	145.8446	NA	1.66e-05	-5.327580	-5.253913	-5.299169
1	239.8416	177.5498	5.94e-07	-8.660800	-8.439801*	-8.575569
2	245.2850	9.878803	5.64e-07	-8.714260	-8.345929	-8.572209
3	251.8039	11.34771*	5.14e-07*	-8.807552*	-8.291890	-8.608681*
4	255.7539	6.583393	5.17e-07	-8.805702	-8.142707	-8.550011
5	258.4268	4.256742	5.46e-07	-8.756548	-7.946221	-8.444036

* indicates lag order selected by the criterion

➤ **EΛΛΑΔΑ**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/13/10 Time: 21:14

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	54	0.13309	0.98389
DLOGBRENT does not Granger Cause DLOGCPI		3.40547	0.01114

➤ **ΓΕΡΜΑΝΙΑ**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/13/10 Time: 21:15

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	58	0.08665	0.76959
DLOGBRENT does not Granger Cause DLOGCPI		13.0050	0.00067

➤ **ΓΑΛΛΙΑ**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/13/10 Time: 21:16

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	58	0.00939	0.92317
DLOGBRENT does not Granger Cause DLOGCPI		7.14483	0.00988

➤ **ITAAIA**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/13/10 Time: 21:16

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	55	0.28960	0.88324
DLOGBRENT does not Granger Cause DLOGCPI		4.83476	0.00244

➤ **OAAANIA**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/21/10 Time: 10:31

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	57	0.25635	0.77484
DLOGBRENT does not Granger Cause DLOGCPI		0.62856	0.53736

➤ **ΠOΠTOΓAΛIA**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/13/10 Time: 21:18

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	58	0.38460	0.53771
DLOGBRENT does not Granger Cause DLOGCPI		3.28640	0.07531

➤ **ΙΣΠΑΝΙΑ**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/13/10 Time: 21:19

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	54	0.85995	0.51567
DLOGBRENT does not Granger Cause DLOGCPI		2.91517	0.02363

➤ **ΑΓΓΛΙΑ**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 11/13/10 Time: 21:20

Sample: 2005M01 2009M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOGCPI does not Granger Cause DLOGBRENT	56	0.16119	0.92194
DLOGBRENT does not Granger Cause LOGCPI		5.48394	0.00249

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ ΣΤ

ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΣΥΝΑΡΤΗΣΕΩΝ ΑΙΦΗΝΙΔΙΩΝ ΑΝΤΙΔΡΑΣΕΩΝ

➤ ΓΑΛΛΙΑ

Response of DLOGBRENT:		
Period	DLOGBRENT	DLOGCPI
1	0.099962 (0.00928)	0.000000 (0.00000)
2	0.039852 (0.01484)	0.001367 (0.01411)
3	0.016413 (0.01004)	0.000554 (0.00571)
4	0.006756 (0.00615)	0.000228 (0.00239)
5	0.002781 (0.00340)	9.39E-05 (0.00100)
6	0.001145 (0.00177)	3.87E-05 (0.00042)
7	0.000471 (0.00088)	1.59E-05 (0.00017)
8	0.000194 (0.00042)	6.55E-06 (7.3E-05)
9	7.99E-05 (0.00020)	2.70E-06 (3.1E-05)
10	3.29E-05 (9.3E-05)	1.11E-06 (1.3E-05)
11	1.35E-05 (4.3E-05)	4.57E-07 (5.4E-06)
12	5.57E-06 (1.9E-05)	1.88E-07 (2.2E-06)

Response of DLOGCPI:		
Period	DLOGBRENT	DLOGCPI
1	0.000000 (0.00000)	0.002919 (0.00027)
2	0.001122 (0.00043)	1.94E-05 (0.00041)
3	0.000455 (0.00026)	1.55E-05 (0.00016)
4	0.000187 (0.00015)	6.32E-06 (6.6E-05)
5	7.71E-05 (8.5E-05)	2.60E-06 (2.7E-05)
6	3.17E-05 (4.5E-05)	1.07E-06 (1.1E-05)
7	1.31E-05 (2.3E-05)	4.41E-07 (4.8E-06)
8	5.38E-06 (1.1E-05)	1.81E-07 (2.0E-06)
9	2.21E-06 (5.2E-06)	7.47E-08 (8.4E-07)
10	9.11E-07 (2.4E-06)	3.08E-08 (3.5E-07)
11	3.75E-07 (1.1E-06)	1.27E-08 (1.5E-07)
12	1.54E-07 (5.2E-07)	5.21E-09 (6.2E-08)

➤ ΓΕΡΜΑΝΙΑ

Response of DLOGBRENT:

Period	DLOGBRENT	DLOGCPI
1	0.099892 (0.00927)	0.000000 (0.00000)
2	0.039026 (0.01383)	0.003710 (0.01261)
3	0.017034 (0.01013)	-0.000618 (0.00221)
4	0.006357 (0.00625)	0.000977 (0.00339)
5	0.002954 (0.00340)	-0.000308 (0.00113)
6	0.001006 (0.00175)	0.000282 (0.00101)
7	0.000529 (0.00087)	-0.000120 (0.00045)
8	0.000149 (0.00042)	8.63E-05 (0.00032)
9	9.97E-05 (0.00021)	-4.26E-05 (0.00017)
10	1.85E-05 (9.9E-05)	2.74E-05 (0.00011)
11	2.04E-05 (5.0E-05)	-1.46E-05 (6.1E-05)
12	9.49E-07 (2.5E-05)	8.89E-06 (3.8E-05)

Response of DLOGCPI:

Period	DLOGBRENT	DLOGCPI
1	0.000000 (0.00000)	0.003302 (0.00031)
2	0.001591 (0.00047)	-0.001840 (0.00045)
3	-0.000265 (0.00028)	0.001085 (0.00045)
4	0.000419 (0.00023)	-0.000614 (0.00038)
5	-0.000132 (0.00016)	0.000358 (0.00029)
6	0.000121 (0.00011)	-0.000204 (0.00021)
7	-5.13E-05 (7.4E-05)	0.000118 (0.00015)
8	3.70E-05 (4.9E-05)	-6.79E-05 (9.7E-05)
9	-1.82E-05 (3.2E-05)	3.92E-05 (6.4E-05)
10	1.18E-05 (2.1E-05)	-2.25E-05 (4.2E-05)
11	-6.26E-06 (1.3E-05)	1.30E-05 (2.7E-05)
12	3.81E-06 (8.4E-06)	-7.47E-06 (1.7E-05)

➤ ITAIIA

Response of LOGBRENT:		
Period	LOGBRENT	LOGCPI
1	0.095076	0.000000
2	0.112458	0.010701
3	0.122106	0.012548
4	0.112548	0.016769
5	0.106278	0.014606
6	0.086133	0.006958
7	0.060801	0.006136
8	0.032811	0.007106
9	0.007439	0.007323
10	-0.012813	0.007997
11	-0.026067	0.003888
12	-0.034697	-0.000278

Response of LOGCPI:		
Period	LOGBRENT	LOGCPI
1	0.000000	0.003954
2	0.001513	0.003368
3	0.002599	0.001177
4	0.003515	0.001006
5	0.003538	9.14E-05
6	0.002502	0.001368
7	0.002012	0.003259
8	0.002123	0.002517
9	0.002292	0.001717
10	0.002405	0.000966
11	0.001842	0.000507
12	0.000992	0.001692

➤ ΕΛΛΑΔΑ

Response of LOGBRENT:		
Period	LOGBRENT	LOGCPI
1	0.096706	0.000000
2	0.116540	0.006502
3	0.129899	0.009110
4	0.125521	0.012466
5	0.126209	0.012378
6	0.099051	0.008589
7	0.072634	0.003084
8	0.040355	0.005090
9	0.016728	0.004894
10	-0.004703	0.005601
11	-0.016302	0.004757
12	-0.023314	0.001507

Response of LOGCPI:		
Period	LOGBRENT	LOGCPI
1	0.000000	0.005227
2	0.003341	0.000821
3	0.003983	7.88E-06
4	0.002963	0.000381
5	0.002395	6.68E-05
6	0.002282	0.000392
7	0.001741	0.004575
8	0.003852	0.001296
9	0.004157	2.73E-05
10	0.002874	0.000510
11	0.002018	6.30E-05
12	0.001641	0.000514

➤ ΟΛΛΑΝΔΙΑ

Response of DLOGBRENT:			Response of DLOGCPI:		
Period	DLOGBRENT	DLOGCPI	Period	DLOGBRENT	DLOGCPI
1	0.099800 (0.00935)	0.000000 (0.00000)	1	0.000000 (0.00000)	0.004324 (0.00041)
2	0.037814 (0.01444)	-0.006069 (0.01219)	2	-0.000502 (0.00061)	0.002869 (0.00059)
3	0.023022 (0.01383)	0.001833 (0.01325)	3	0.000106 (0.00067)	-0.000528 (0.00067)
4	0.010654 (0.01064)	0.006365 (0.01141)	4	0.000479 (0.00057)	-0.002032 (0.00067)
5	0.005408 (0.00814)	0.004414 (0.00627)	5	0.000349 (0.00034)	-0.001068 (0.00063)
6	0.003316 (0.00537)	-0.000154 (0.00388)	6	-1.25E-06 (0.00022)	0.000467 (0.00061)
7	0.002350 (0.00351)	-0.002375 (0.00378)	7	-0.000182 (0.00022)	0.000946 (0.00057)
8	0.001409 (0.00223)	-0.001360 (0.00250)	8	-0.000111 (0.00016)	0.000373 (0.00045)
9	0.000534 (0.00146)	0.000557 (0.00221)	9	3.78E-05 (0.00015)	-0.000299 (0.00043)
10	5.27E-05 (0.00101)	0.001227 (0.00190)	10	9.45E-05 (0.00013)	-0.000423 (0.00038)
11	1.40E-06 (0.00062)	0.000537 (0.00115)	11	4.43E-05 (8.4E-05)	-0.000113 (0.00027)
12	0.000121 (0.00040)	-0.000338 (0.00105)	12	-2.41E-05 (7.7E-05)	0.000171 (0.00027)

➤ ΠΟΡΤΟΓΑΛΙΑ

Response of DLOGBRENT:			Response of DLOGCPI:		
Period	DLOGBRENT	DLOGCPI	Period	DLOGBRENT	DLOGCPI
1	0.099623 (0.00925)	0.000000 (0.00000)	1	0.000000 (0.00000)	0.004236 (0.00039)
2	0.037823 (0.01342)	0.008066 (0.01303)	2	0.000998 (0.00056)	0.001057 (0.00056)
3	0.016261 (0.00969)	0.005075 (0.00821)	3	0.000628 (0.00038)	0.000345 (0.00032)
4	0.007370 (0.00619)	0.002583 (0.00448)	4	0.000320 (0.00024)	0.000137 (0.00018)
5	0.003407 (0.00373)	0.001241 (0.00237)	5	0.000154 (0.00015)	6.00E-05 (9.8E-05)
6	0.001586 (0.00215)	0.000586 (0.00125)	6	7.25E-05 (8.7E-05)	2.74E-05 (5.2E-05)
7	0.000740 (0.00120)	0.000275 (0.00065)	7	3.40E-05 (4.9E-05)	1.27E-05 (2.7E-05)
8	0.000346 (0.00065)	0.000128 (0.00034)	8	1.59E-05 (2.7E-05)	5.92E-06 (1.4E-05)
9	0.000162 (0.00035)	6.00E-05 (0.00017)	9	7.43E-06 (1.4E-05)	2.76E-06 (7.4E-06)
10	7.55E-05 (0.00018)	2.81E-05 (8.8E-05)	10	3.47E-06 (7.7E-06)	1.29E-06 (3.8E-06)
11	3.53E-05 (9.5E-05)	1.31E-05 (4.4E-05)	11	1.62E-06 (4.0E-06)	6.03E-07 (1.9E-06)
12	1.65E-05 (4.9E-05)	6.13E-06 (2.2E-05)	12	7.58E-07 (2.1E-06)	2.82E-07 (9.7E-07)

➤ **ΙΣΠΑΝΙΑ**

Response of LOGBRENT:

Period	LOGBRENT	LOGCPI
1	0.098216	0.000000
2	0.125684	0.005804
3	0.156054	-0.007694
4	0.155845	-0.004597
5	0.160082	0.000233
6	0.141536	-0.008058
7	0.120381	-0.012965
8	0.089724	-0.010296
9	0.062017	-0.001319
10	0.039685	0.001299
11	0.024423	0.004996
12	0.018034	0.001539

Response of LOGCPI:

Period	LOGBRENT	LOGCPI
1	0.000000	0.003326
2	0.002685	0.002452
3	0.004508	0.001387
4	0.006749	-0.001180
5	0.006037	-0.000307
6	0.006013	0.000115
7	0.004607	0.002204
8	0.005524	0.001558
9	0.005476	0.001110
10	0.006454	-0.000786
11	0.005213	-0.000287
12	0.004778	0.000191

➤ ΑΓΓΛΙΑ

Response of DLOGBRENT:		
Period	DLOGBRENT	LOGCPI
1	0.101926 (0.00963)	0.000000 (0.00000)
2	0.039510 (0.01500)	0.002805 (0.01316)
3	0.026539 (0.01564)	0.000212 (0.01256)
4	0.007490 (0.01484)	-0.001743 (0.00284)
5	0.003467 (0.01221)	-0.001009 (0.00281)
6	0.000423 (0.00968)	-0.001224 (0.00280)
7	-0.000925 (0.00533)	-0.001621 (0.00232)
8	-0.001334 (0.00363)	-0.001465 (0.00230)
9	-0.001394 (0.00268)	-0.001427 (0.00222)
10	-0.001538 (0.00241)	-0.001506 (0.00221)
11	-0.001551 (0.00238)	-0.001480 (0.00220)
12	-0.001529 (0.00237)	-0.001456 (0.00216)

Response of LOGCPI:

Period	DLOGBRENT	LOGCPI
1	0.000000 (0.00000)	0.006223 (0.00059)
2	0.002365 (0.00091)	0.003282 (0.00086)
3	0.001134 (0.00104)	0.002447 (0.00088)
4	0.003454 (0.00109)	0.003955 (0.00050)
5	0.003664 (0.00120)	0.003601 (0.00068)
6	0.003348 (0.00129)	0.003234 (0.00085)
7	0.003601 (0.00139)	0.003513 (0.00065)
8	0.003685 (0.00145)	0.003499 (0.00068)
9	0.003570 (0.00149)	0.003385 (0.00080)
10	0.003584 (0.00152)	0.003419 (0.00077)
11	0.003599 (0.00154)	0.003420 (0.00079)
12	0.003565 (0.00155)	0.003384 (0.00085)

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

➤ ΕΛΛΗΝΙΚΗ

Αγιακλόγλου, Χ., Οικονόμου, Γ., (2004), Μέθοδοι Προβλέψεων και Ανάλυσης Αποφάσεων, Γ. Μπένου, Αθήνα.

Γιαννέλης, Δ., (2003), Εισαγωγή στη Μακροοικονομική Θεωρία, Αθήνα.

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

Λιανός, Θ., Μπένος, Θ., (1998), Μακροοικονομική Θεωρία & Πολιτική, Ευγ. Μπένου, Αθήνα.

➤ ΞΕΝΗ

Agiakloglou, C., Newbold, P., (1991), Empirical Evidence on Dickey-Fuller-type test, Journal of Time Series analysis. Vol. 13, No 6, 471-483.

Agiakloglou, C., A Selective Review on the Issue of Testing for a Unit Autoregressive Root, ΣΠΟΥΔΑΙ, Τεύχος 49, Τεύχος 1^ο – 4^ο.

Berben, R-P., Mestre, R., Mitrakos, T., Morgan, J., Nicolaos Zonzilos, (2005), Inflation Persistence in Structural Macroeconomic Models. European Central Bank, Working Paper Series, No. 521, September 2005.

Bloomberg, S., Brock & Ethan S. Harris, (1995), The Commodity- Consumer Prices Connection: Fact or Fable;, Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review 1, October.

Box, E. P. G. and Jenkins, M.G., (1970), Time Series Analysis Forecasting and Control, Holden- Day, San Francisco.

Cunado, J., Fernando Perez de Gracia, (2003), Do Oil Price shocks Matter;, Evidence for Some European Countries., Energy Economics, 25.

De Miguel, C., Manzano, M., Jose M. Martin-Moreno, (2005), Oil shocks and the Business Cycle in Europe, FEDEA Working Paper.

Dickey, D.A., and W. Fuller (1979), Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root, Journal of American Statistical Association, 74.

Dickey, D.A and Fuller, W. A., (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Econometrics, 49.

Enders, W., (1995), Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, Inc.

Engle F.R, Granger C.W, (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica, Vol.55, No.2, 251-276.

Federal, J., (1996), Oil Price Volatility and the Macroeconomy, Journal of Macroeconomics, 18.

- Fuller, W., (1996), Introduction to Statistical Time Series, Wiley Series.
- Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, Vol.37.
- Granger, C. W. J., (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol.2.
- Granger, C. W. J. (1981), Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, 16.
- Guo, H. & Kevin L. Kliesen, (2005), Oil Price Volatility and U.S Macroeconomic Activity, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*.
- Hamilton, J. D., (1983), Oil and the Macro Economy since World War II, *Journal of Political Economy*, 91.
- Hamilton, J. D., (2003), What Is an Oil Shock;, *Journal of Econometrics*, 113.
- Hooker, M. A., (1996), What Happened to the Oil Price – Macroeconomy Relationship;, *Journal of Monetary Economics*, 38.
- Johansen, S., (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vector, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12.
- Johansen, S., and Juselius, K., (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for the Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52.
- MacKinnon, J. G., (1981), Critical Values for Co-Integrating tests, in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds) *Long Run Economic Relations*, Oxford University Press.
- Olivier, J. Blanchard and Jordi Calí, (2007), The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so Different From the 1970s;.
- Papapetrou, E., (2001), Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece, *Energy Economics*, 23.
- Said, S. and D. Dickey, (1984), Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order, *Biometrika*, 71.
- Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48.

ΔΙΑΔΙΚΤΥΟ

1. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>
2. <http://www.wtrg.com>
3. <http://www.eia.doe.gov/>

РАНЕКЪМНО ПЕРПАМ